



Nationalekonomiska Institutionen
Ekonomihögskolan
Lunds Universitet

Magisteruppsats
Oktober 2005

Oljepriskänslighet på Sveriges och EU:s aktiemarknader

Av: Mikael Bondesson
och Björn Hagströmer

Handledare: Hossein Asgharian
och Thomas Elger

Sammanfattning

Oljeprisets påverkan på svensk och europeisk ekonomi är högaktuell – det skapar dagligen rubriker i massmedia. Inte minst på aktiemarknaden iakttas oljepriset noggrant. Denna studie undersöker huruvida statistiska samband mellan oljepriset och olika aktieindex kan påvisas, och även huruvida dessa går att utnyttja för prognostisering. Fyra branschindex – industri, kemi, transport och råvaror – samt generalindex, för Sverige respektive EU, undersöks.

Kointegrations- och regressionsanalys används för att undersöka sambanden mellan oljepris och aktieindex, och resultaten tillämpas sedan för prognostisering. Tre statistiska prognosmetoder nyttjas: *konstanta parametrar*, *expanderande informationsfönster* och *rullande informationsfönster*.

Studien visar att ett flertal av indexen är oljeprisrelaterade, men att sambanden bara kan utnyttjas för prognostisering av det svenska råvaruindexet och det europeiska industriindexet.

Nyckelord: Oljepris, Kointegration, Prognostisering, Finansiella marknader

Abstract

The impact of oil prices on the Swedish and European economies is of high interest currently, and it is analysed in media on a daily basis. The stock market, let alone, follows the oil price carefully. This study investigates whether a statistical relation between the oil price and different stock indices can be proven, and also whether such relations can be exploited to forecast stock prices. Four industry indices – industry, chemistry, transportation and basic resources – and a general index, for Sweden and the EU respectively, are investigated.

Cointegration and regression analyses are applied to investigate the relationships between the oil price and stock indices. For the forecasting, three methods are applied: *constant parameters*, *an expanding information window*, and *a moving information window*.

The study shows that a number of the indices considered are related to oil prices, but that the relations can be used for forecasting only in the cases of the Swedish basic materials index, and the European industry index.

Keywords: Oil price, Cointegration, Forecasting, Financial markets

INNEHÅLL

1	INTRODUKTION.....	7
2	BAKGRUND.....	11
	2.1 OLJEPRISSET, EKONOMIN OCH AKTIEKURSER	11
	2.2 DEN EFFEKTIVA MARKNADEN OCH MÖJLIGHETER TILL PROGNOSEER	13
	2.3 ANALYS AV TIDSSERIER	14
3	DATA.....	19
4	METOD.....	25
5	RESULTAT.....	31
	5.1 UTVÄRDERING AV SKATTNINGSMODELLERNA	31
	5.2 PROGNOTISERING.....	33
6	ANALYS.....	39
	6.1 TEORETIKERNS PERSPEKTIV	39
	6.2 INVESTERARENS PERSPEKTIV.....	42
7	SLUTSATSER.....	45
	REFERENSER.....	47
	APPENDIX I: PROGNOSEUTVÄRDERING.....	49

1 Introduktion

Det går inte en dag utan att oljepriset nämns i svenska ekonominyheter. Konsumenternas köpkraft, företagens lönsamhet och världens konjunktur är alla kopplade till oljans prisutveckling. I tider av stark oljeprisstegring blir dessa relationer mer uppenbara, och därmed uppmärksammade. Analytikerna anlägger många perspektiv: det finns kortsiktiga och långsiktiga, placeringsstrategiska och makroanalytiska, de tolkar kostnadsförändringar och konsumtionsmönster, och de pekar ut nya marknadsmöjligheter och problemtyngda branscher. Trots denna kavalkad av analys i media har det skrivits påfallande sparsamt med akademiska artiklar om oljeprisets påverkan på svensk ekonomi.

Mattias Erlandsson, anställd på Konjunkturinstitutet, säger att Sverige relativt sett är mindre känsligt för oljeprisförändringar än andra länder (personlig kommunikation, 2005-09-28). Detta grundar han på det enkla måttet att svenskarnas genomsnittliga oljekonsumtion ligger lägre än andra länders. Dessutom påpekar han att den stora integrationen med den norska ekonomin gör att effekter av oljeprisförändringar får en motvikt i norsk investeringsvilja i Sverige. Konjunkturinstitutet har emellertid inte har studerat oljeprisets effekter på Sverige specifikt, utan grundar sina prognoser på internationella räknemodeller.

Uppenbarligen finns här ett akademiskt tomrum att fylla, och vi ämnar dra vårt strå till stacken. Denna magisteruppsats syfte är att undersöka huruvida priset på olja påverkar aktiepriser i Sverige och EU, och, om så är fallet, att undersöka huruvida det kan vara till nytta i aktieprisprognoser. Fyra branschindex som har omskrivits som känsliga för oljeprisförändringar – Industri, Kemi, Transport och Råvaror – samt ett generalindex (som referens) testas mot oljepriset med vanlig regressionsanalys (OLS) och kointegrationsmetodologi. Därmed undersöks totalt tio index, fem för varje region.

"Det lägre oljepriset ingav förtroende för fordonssektorn." (Privata Affärer 7/9 2005)

"Börsens oljebolag rusar vidare uppåt." (Linnala och Westman, Dagens Industri, 3/9 2005)

De högre bränslepriserna bidrog till att flygbolag fanns bland de branscherna som gick sämst. (Wallin, Nyhetsbyrån Direkt, 29/8 2005)

"Traditionellt drabbas transport- och kemibranscherna hårdast av höga oljepriser." (Westerlund, Dagens Industri, 30/8 2005)

Den svenska plastindustrin är hårt trängd, inte bara av höga råvarupriser i spåren av det galopperande råoljepriset. (Pettersson, Dagens Nyheter, 17/8 2005)

Ekonomisk teori, som utgår ifrån den effektiva marknadshypotesen (Fama, 1970; detta utreds närmare i avsnitt 2.2), säger att det inte skall vara möjligt att ta hjälp av oljepriset för att ställa några prognoser av värde. Empiriska studier har dock visat att de finansiella marknaderna inte alltid är så effektiva som hypotesen förutsäger, och det är därför intressant att undersöka om oljeprisets kan vara till hjälp när sådana prognosmodeller utvecklas – särskilt idag då bilden i media och samhället i övrigt är att oljepriset har en stor ekonomisk påverkan på olika sätt.

Vad man kan förvänta sig av oljeprispåverkan på de index vi studerar är inte alldeles uppenbart. Oljeprisförändringar innebär i någon mån kostnadsförändringar för företag i allmänhet, och för företag i vissa branscher i synnerhet. Industri-, kemi- och transportbranscherna kan antas tillhöra de branscher som påverkas mera av oljeprisförändringar, vilket motiverar valet av dessa index i den här uppsatsen. Råvarubranschen antas vara utsatt för en tvetydig påverkan. Även råvaruindustrier kan antas påverkas av oljeprisförändringar på kostnadssidan, men samtidigt kan råvarupriser antas korrelera med oljepriser och därmed påverka inkomstsidan.

Korrelationen mellan oljepriser och olika aktieindex är emellertid mer komplex än den direkta kostnadspåverkan. Man kan säga att det finns två olika typer av oljeprisförändringar. Det ena är att en oljeprisuppgång är tillväxtdriven, det vill säga att oljepriset drivs upp av efterfrågan. Om så är fallet, innebär det att världen är i en högkonjunktur och sannolikt även att företagen går bra. I detta scenario kan oljepriset och aktieindex därför ha positiva korrelationer. Det andra scenariot är att oljeprisförändringen beror på utbudsförändringar i oljeindustrin, såsom orkaner som slår ut oljeplattformar, oroligheter i oljeproducerande länder eller OPEC-regleringar. I dessa fall är korrelationen mellan oljepriset och aktieindex enbart beroende av kostnads- och/eller inkomstpåverkan på företagen. Å andra sidan förekommer det att företag hedgar och terminssäkrar sina kostnader och intäkter i olja, vilket ytterligare kan komplicera den dynamiska struktur som skall studeras.

I skrivande stund ligger oljepriset på historiskt väldigt höga nivåer. Enligt många bedömare (Sveriges Riksbankschef Lars Heikensten vid föreläsning i Lund den 14 oktober 2005, och *The Economist*, 2005) kan de senaste årens uppgång till största del härledas ur ökad efterfrågan i världen. En naturkatastrof i södra USA, kriget i Irak och låg raffinaderikapacitet hör emellertid också till dagens verklighet, och kompletterar förklaringen av det höga oljepriset.

I den här uppsatsen studeras tidsperioden 1996-01-01 – 2005-09-20, det vill säga en knapp tioårsperiod, med observationer för varje handelsdag. Det samband som undersöks är det emellan gårdagens oljeprisförändring och dagens aktieprisförändring. Hade kontemporära

effekter undersökts kan man misstänka att relationen varit tydligare, men då hade inte resultaten kunnat användas för prognostisering. Indexen testas för både lineära relationer till oljepriset och för kointegrationssamband. Tre metoder används för prognostiseringen; en där skattningar görs för de fem första åren och sen används för prognostisering av den resterande tiden; en som skattar om parametrarna för varje observation som kommer till (ett så kallat *expanding window*); och en där skattningar görs kontinuerligt för de senaste två åren (*moving window*). Undersökningen är helt inriktad på statisk prognostisering, och ett antal olika tester görs för att utvärdera träffsäkerheten i de olika prognosmodellerna. Alla tester görs för både Sverige och EU.

Vad säger då de statistiska testerna om oljeprisets påverkan? Undersökningen påvisar samband mellan oljepriset och en majoritet av de undersökta aktieindexen. Prognostisering visar sig dock vara fruktbart i endast två fall: det svenska råvaruindexet och det europeiska industriindexet. För övriga index förbättras inte prognoserna för att man tar hänsyn till oljeprisets rörelser.

I kapitel 2 presenteras tidigare akademiska artiklar i ämnet som haft andra tillvägagångssätt och andra geografiska och akademiska fokus. Hypotesen om den effektiva marknaden presenteras kort. Relativt stor plats ägnas åt att gå igenom tidsserieanalysens viktigaste punkter, då dessa är centrala för förståelse av uppsatsen. I kapitel 3 presenteras de data som ligger till grund för studien och vilka transformeringar som har gjorts av datan. I det fjärde kapitlet byggs ett antal modeller upp som bas för skattningar och prognoser. Olika prognosmetoder och prognosutvärderingsmått som kommer att användas introduceras också. Resultaten av de ekonometriska undersökningarna presenteras och analyseras i kapitel 5. Ett avslutande kapitel lyfter fram de viktigaste slutsatserna.

2 Bakgrund

Nedan presenteras de studier av vikt som tidigare gjorts på oljeprispåverkan på de finansiella marknaderna. I ett kort avsnitt behandlas också problematiken med hypotesen om den effektiva marknaden. Därpå följer en ganska ingående presentation av de verktyg för tidsserieanalys som är nödvändiga att känna till för förståelse av studien.

2.1 Oljepriset, ekonomin och aktiekurser

Hamilton skrev 1983 en artikel där han drog slutsatsen att oljepriset haft en betydande roll i alla amerikanska lågkonjunkturer sedan andra världskriget (utom den 1960). Oljeprischockers inverkan på makroekonomin har sedan dess studerats flitigt, och det är ju väl motiverat efter 70-talets oljekriser. En sammanfattning av kopplingen mellan oljepriset och makroekonomin ges av Yoon (2004), och vi ska inte fördjupa oss ytterligare i ämnet här.

Fokus i den här magisteruppsatsen ligger i stället på oljeprisets effekter på de finansiella marknaderna – ett område som undersökts relativt lite. För en sammanfattning av vad som skrivits i ämnet kan återigen Yoon (2004) konsulteras, men vi ska även här kort referera litteraturen.

I och med att det finns gott om belegg för att oljepriset påverkar konjunkturen negativt, är det inte långsökt att tro att det även skulle påverka avkastningarna på aktier generellt. Huang, Masulis och Stoll (1996) och Kaneko och Lee (1995) undersöker oljeprischockers effekter på den amerikanska aktiemarknaden, men hittar ingen signifikant koppling för denna marknad. De senare kan dock påvisa en oljeprispåverkan på den japanska aktiemarknaden.

Jones och Kaul (1996) undersöker effekten av oljeprischocker på aktiemarknaders avkastningsförväntningar genom en uppdelning i förväntade och icke förväntade avkastningar. De visar i sin studie, som bygger på kvartalsdata från 1947 till 1991 i Kanada, Japan, Storbritannien och USA, att oljeprischocker har en effekt på aktiers avkastningar. Sadorsky hittar asymmetriska effekter av oljeprisförändringar i en studie från 1999. Han visar där att oljeprishöjningar har negativt signifikanta effekter på aktieavkastningar, men att nedgångar i oljepriset inte ger någon signifikant motsatt effekt. Sadorsky har också undersökt oljeprisets inverkan på teknologiaktier i ett volatilitetsperspektiv, och funnit att det finns en koppling däremellan (2003). Han menar att denna koppling har att göra med den osäkerhet som ett instabilt oljepris betyder för ekonomin. Ciner (2001) har vidare undersökt relationen mellan

olja priset och finansmarknaden med icke-lineära *Granger*-kausalitetstester, och funnit dessa signifikanta, men inte kunnat specificera eller förklara effekterna teoretiskt. Ciner är ensam om att använda icke-lineära metoder (av de som refereras här). De övriga använder lineära modeller i sina undersökningar – ett angreppssätt som är enklare tekniskt, men som möjligen missar en del av effekternas komplexitet. Även denna uppsats är emellertid begränsad till lineära metoder.

Oljepriskänslighet i aktieindex har undersökts av Hammoudeh och Li i en studie från 2005, och av Hammoudeh och Eleisa 2004. Den förstnämnda tittar på hur två oljebaserade ekonomiers aktiemarknader (Mexiko och Norge) och två oljebaserade industrisektorer i USA (transport och oljeindustri¹) beror på oljepriset. Den senare tittade på oljeprispåverkan i generalindex i oljeproducerande länder kring persiska viken (Bahrain, Kuwait, Oman, Saudiarabien och Förenade Arabemiraten). Resultaten visar att Saudiarabiens, Mexikos och Norges generalindex påverkas starkt av oljeprisförändringar, och även de båda oljebaserade industriindexen. Däremot finner man ingen påverkan i de små arabiska oljestaternas generalindex, vilket betraktas som märkligt. De både industriindexen, transport- och oljeindustri, i USA påverkas starkare av oljepriset än de nationella indexen i Norge och Mexiko (som inte inkluderar oljebolagen, eftersom de är statsägda). Hammoudeh och Li (2005) visar också att den systematiska risken från världsmarknaden² har större betydelse än oljepriset för såväl industriindexen som de nationella indexen.

Som ovan nämnts har inga studier gjorda om oljeprisets påverkan på svenska aktieindex kunnat hittas, och faktiskt inte heller några makroekonomiska studier specifikt för Sverige. Ett mått på oljepriskänslighet är som nämnts ovan oljekonsumtionen per capita. tabell 2.1 (s.13) visar denna för ett urval av högutvecklade länder. Som synes tycks Mattias Erlandssons påstående att Sverige skulle ligga lågt något ogrundat; Sverige ligger klart under medelvärdet för de länder som här beaktas, men över medelvärdet för de europeiska länder som anges. Dessa data är från 2000, men bör rimligtvis inte ha ändrats drastiskt under den senaste femårsperioden (länderna är rangordnade efter oljekonsumtion per capita).

¹ Närmare bestämt NYSE Transportation Index och Amex Oil Stock Index.

² Det index man använder är världskapitalindexet Morgan Stanley Capital International Index.

Tabell 2.1: Oljekonsumtion per capita i Europa

Land	Folkmängd 2000 (tusental)	Oljekonsumtion 2000 (tusental fat ³ /dag)	Dagskonsumtion per capita (fat)
USA	284 154	19 701,1	0,0693
Belgien	10 304	587,3	0,0570
Nederländerna	15 898	855,4	0,0538
Norge	4 502	210,1	0,0467
Australien	19 071	871,9	0,0457
Irland	3 801	170,2	0,0448
Finland	5 177	205,3	0,0396
Danmark	5 340	210,0	0,0393
Sverige	8 877	343,3	0,0387
Spanien	40 717	1 433,2	0,0352
Frankrike	59 278	2 000,5	0,0337
Tyskland	82 344	2 771,8	0,0337
Italien	57 715	1 853,8	0,0321
Österrike	8 096	244,8	0,0302
Storbritannien	58 670	1 757,7	0,0300
<i>Totalt Europa</i>	<i>360 719</i>	<i>12 643</i>	<i>0,0351</i>
<i>Totalt i urvalet</i>	<i>663 944</i>	<i>33 216</i>	<i>0,0500</i>

Källa: US Energy Information Administration (oljekonsumtionsstatistik) och United Nations Populations Division (befolkningsstatistik)

2.2 Den effektiva marknaden och möjligheter till prognoser

Flera av de artiklar som diskuterats ovan har påvisat att det finns signifikanta samband mellan oljepriset och aktiemarknaden. Vi har dock inte kunnat hitta några studier som försökt använda dessa samband för att göra prognoser. Frågan är om detta överhuvudtaget är möjligt. Som redan nämnts menar ju Fama (1970) i sin kända hypotes om effektiva marknader (EMH) att detta inte skall vara möjligt. Marknaderna är ju enligt denna hypotes effektiva, vilket innebär att eventuella felprissättningar utnyttjas snabbt av arbitragörer som får obalanserna att försvinna.

EMH har dock kommit att ifrågasättas allt mer genom åren, både i ett teoretiskt och empiriskt perspektiv. Nya forskningsgrenar, exempelvis inom Behavioural Finance, har i spåren av detta växt fram och resulterat i alternativa förklaringsmodeller. Första kapitlet i Schleifer (2000) erbjuder en kärnfull redovisning av var forskningen står idag. Mer och mer resurser läggs på att undersöka möjliga samband i finansiell data, och försök görs även att på detta sätt utveckla prognosmodeller.

I sökandet efter en koppling mellan oljeprisets och olika aktieindex utveckling tas i denna studie långa tidsserier i anspråk. För den typen av statistik krävs särskilda ekonometriska verktyg, då vanlig regressionsanalys kan vara väldigt missvisande. Precis som i flera av de ovan refererade

³ Ett fat råolja (eng. *barrel*) motsvarar ungefär 156 liter.

studierna används i denna studie bland annat kointegrationsanalys. Denna metodologi är ganska invecklad, men likväl nödvändig för den föreliggande studien, och presenteras därför relativt ingående i nästa avsnitt (utan att gå in på den uppsjö av tillämpningar, utbyggnader och modifieringar som producerats de senaste årtiondena).

2.3 Analys av tidsserier

De långa tidsserierna som vi har att göra med i den här studien gör det alltså nödvändigt med en något mer avancerad ekonometrisk metod än den gängse regressionsmetodiken. Den senare förutsätts läsaren behärska, men tidsserieanalysmetodiken beskrivs kortfattat nedan.

Ett centralt begrepp för förståelsen av tidsserieanalys är stationaritet. En stationär dataserie definieras som en process med konstant medelvärde, konstant varians och konstant autokovarians. Motsatsen är icke-stationär data, som inte har någon tendens att gå tillbaka mot ett konstant medelvärde. En avgörande skillnad mellan stationär och icke-stationär data ses i hur den reagerar på en chock eller impuls utifrån. Eftersom den stationära datan alltid så småningom återgår till sitt medelvärde, dör impulsen ut efter hand i den processen, medan den kommer att påverka den icke-stationära processen för alltid.

Från att tidigare ha antagit att alla tidsserier var stationära processer började man inom ekonometrin för ett trettioårigt sedan inse att en del, ja till och med en stor del, av makroekonomiska och finansiella tidsserier var icke-stationära. Granger och Newbold (1974) visade i en betydelsefull artikel att de gamla statistiska metoderna fungerar utmärkt så länge man analyserar stationära processer, men att de kan ge skenbart imponerande men falska resultat om de appliceras på icke-stationära processer. Det visades också att t- och F-statistiker blev missvisande för dessa falska regressioner (eng. *spurious regressions*), som de kom att kallas.

Upptäckten medförde att en del tidigare forskning fick ifrågasättas och att man började leta efter nya angreppssätt för de fall där man hade icke-stationär data. Granger publicerade 1987, tillsammans med Engle, ytterligare en inflytelserik artikel, där det visas att det finns tillfällen då en lineär kombination av två eller flera icke-stationära tidsserier kan vara stationär. Detta innebär att det då faktiskt finns ett långsiktigt jämviktssamband mellan variablerna, ett samband som kan beskrivas som en gemensam stokastisk trend. Tidsserier som innehar dessa egenskaper kallas kointegrerade, och den stationära lineärkombinationen kallas för kointegrationsvektorn.⁴

⁴ Engle och Granger tilldelades för sina insatser inom tidsserieanalys Svenska Riksbankens pris till Alfred Nobels minne 2001.

Innan vi fortsätter den teoretiska och till vissa delar ganska avancerade beskrivningen av hur kointegration identifieras och hanteras, skall vi genom att gå igenom ett klassiskt exempel som på ett intuitivt och enkelt sätt beskriver vad det hela handlar om.

Fyllot och hans hund

Tänk dig en man, Nisse, som en härlig sommarkväll tar med sig sin hund Simba ner till puben för att träffa kompisarna och koppla av lite. Då det är en trevlig kväll och alla är glada, eftersom HIF har slagit MFF med 3-0 på Olympia, flödar ölen. Nisse avslutar dessutom kvällen med ett par groggar för mycket, och när det är dags att gå hem är han ordentligt berusad. Utan någon som helst tanke på att han har Simba med sig, vacklar han ut genom dörren och börjar sin mycket oregelbundna vandring hemåt. Det ser verkligen ut som en *random walk*, men eftersom han trots allt har sinnesnärvaro nog att någorlunda styra sig själv på rätt spår hemåt, kan man säga att han följer en *random walk med drift*.

Simba, som naturligtvis är sin husse trogen i vått och torrt, lunkar efter. Belåten över att för en gång skull slipa gå kopplad, utnyttjar hon dock tillfället att kunna springa omkring och nosa på allt möjligt i sin egen takt. Hon håller dock koll på vart husse tar vägen och avviker aldrig alltför långt ifrån honom. Simba följer alltså även hon en *random walk med drift*.

Såväl Nisses som Simbas vandring hemåt kan sägas följa icke-stationära processer. Deras avvikelser från den normala vägen är både oregelbundna och oberoende av varandra, men som man visas i skissen i figur 2.1 tycks det finnas något långsiktigt samband mellan dem båda, som om de var kointegrerade. Visst är de kointegrerade, och vi vet ju varför, nämligen att Simba håller Nisse under uppsikt och aldrig springer för långt ifrån honom. Långsiktigt bestämmer alltså Nisse vilken väg de skall ta, medan Simba kortsiktigt vandrar lite som hon vill, men långsiktigt dras tillbaka som mot en jämvikt.

Figur 2.1: Nisses och Simbas väg hem



Ett annat sätt att se på historien (fyllerhistorier har ju ofta flera versioner...) är att Nisse var för full för att hitta hem, men att Simba visste vägen och bestämde den långsiktiga riktningen. Nisse raggade oregelbundet, men Simbas koppel korrigerade hans felaktiga avvikelser från denna

långsiktiga riktningen. Detta fall kan tjäna som ett exempel på omvänd kausalitet jämfört med det första exemplet.

I hopp om att denna trevliga historia givit en intuitiv förståelse för vad kointegration är, går vi nu vidare med hur den kan upptäckas och hanteras statistiskt.

Icke-stationaritet och differentiering⁵

För att kunna arbeta med icke-stationära processer med traditionella statistiska metoder måste man göra om dem till stationära processer. Detta görs i allmänhet genom differentiering av dataserierna. Differentieringen innebär att serien uttrycks som förändring från föregående tidsperiod istället för som absoluta värden. Matematiskt kan differentieringen av variabeln y_t enkelt beskrivas med ekvation 2.1:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} \quad (2.1)$$

För vissa serier kan differentieringen behöva upprepas flera gånger, men för finansiella tidsserier är i allmänhet en gång tillräckligt för att uppnå stationaritet. Variabler som behöver differentieras en gång för att bli stationära betecknas $I(1)$, och stationära variabler betecknas $I(0)$ ⁶. Noteras kan att för aktieindex innebär differentieringen att man transformerar det nominella värdet på indexet vid tidpunkten, till avkastningen för den aktuella perioden.

När man fått fram den nya variabeln Δy_t , som är stationär, kan analysen ta vid. Den första tiden efter att egenskapen icke-stationaritet blivit känd, var differentiering också den enda åtgärd man vidtog om man konstaterat att man hade icke-stationär data. I de fall man avsåg att bygga univariata modeller, exempelvis ARMA-modeller, var detta också den riktiga vägen att gå. I multivariata modeller däremot, innebär den vanliga regressionen att man ignorerar den eventuella långsiktiga relationen variablerna emellan, *kointegrationsrelationen*. Lösningen på hur den identifieras förklaras nedan.

Kointegration

Det har ovan konstaterats att två icke-stationära serier är kointegrerade om en lineär kombination av dem har stationära residualer. Matematiskt kan detta beskrivas med den bivariata regressionsmodellen 2.2,

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

⁵ Detta stycke är baserat på Brooks (2002), sidorna 367-386.

⁶ I står för integration. Om en variabel är $I(1)$ sägs att den är integrerad av första graden.

där $x_t \sim I(1)$ och $y_t \sim I(1)$. Om då $y_t - \beta x_t \sim I(0)$, är x_t och y_t kointegrerade, ty då gäller även att $\varepsilon_t \sim I(0)$. Alltså, om en linjär kombination av ett par $I(1)$ -variabler är $I(0)$ är variablerna kointegrerade. Implikationen av detta är att x_t och y_t delar samma stokastiska trend och därmed inte avviker långt ifrån varandra eftersom differensen dem emellan är stationär (jämför exemplet från inledningen med Nisse och Simba).

Engle och Granger (1987) presenterade också en metod för att testa för kointegration, vilken beskrevs på ett förträffligt sätt av Enders (1995). Den *tvåstegsmodell* som refereras nedan är baserad på den senares beskrivning.

Samma variabler som figurerade i ekvation 2.2 ska nu testas för kointegration. Först måste man, som diskuterats ovan, testa om variablerna är integrerade av samma grad, eftersom detta är en förutsättning för att de skall kunna vara kointegrerade. Pionjärer på detta område har varit Dickey och Fuller (Fuller, 1976; Dickey och Fuller, 1979) samt Phillips och Perron (1988). De har utformat stationaritetstester (eng. *unit root tests*) som har blivit döpta efter sina respektive upphovsmän: *DF-testet* och *PP-testet*⁷. Är variablerna inte integrerade av samma grad finns det inte heller någon kointegration, och är de stationära kan de vanliga analysverktygen användas.

Steg 1:

Det första steget är att skatta det långsiktiga jämviktssambandet i 2.3 på samma sätt som det beskrevs i ekvation 2.2.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + e_t \quad (2.3)$$

Om variablerna är kointegrerade så kommer OLS-regressionen att ge *superkonsistenta*⁸ skattningar av parametrarna α och β . Dessutom kommer residualserien att vara stationär, vilket testas med ett *PP-test*. Residualserien ska användas nedan och sparas som \hat{e}_t .

Om testen visar på kointegration skriver man att y_t och x_t är $CI(1,1)$, det vill säga kointegrerade av ordningen $(1,1)$ ⁹.

Steg 2:

För att estimerar förhållandet mellan y_t och x_t använder Engle och Granger (1997) något de kallar en *felkorrigeringsmodell*. I fallet där y_t och x_t är $CI(1,1)$ tar felkorrigeringsmodellen formen av de två ekvationerna 2.4 och 2.5,

⁷ I denna uppsats används genomgående *PP-testet*. För beskrivning av testen, se exempelvis Brooks (2002).

⁸ Enders (1995) använder begreppet *super-consistent*, vilket betyder att α och β båda med mycket hög konfidens kan sägas vara skilda från noll.

⁹ $CI(1,1)$ är den i litteraturen vanligast förekommande typen av kointegration. Den första siffran visar till vilken grad variablerna är integrerade, och den andra hur mycket den första skiljer sig från kointegrationsvektorns grad av integration. $CI(1,1)$ är den enda typ av kointegration som behandlas i den här uppsatsen.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y (y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12}(i) \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (2.4)$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \alpha_x (y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22}(i) \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (2.5)$$

där β_1 är parametern från ekvation 2.3, och alla α med olika index är parametrar i felkorrigeringsmodellen. Feltermerna ε_{yt} och ε_{xt} är vitt brus (och kan vara korrelerade med varandra).

De båda modellerna ser komplicerade ut att estimeras, men Engle och Granger (1987) lägger också fram ett finurligt sätt att kringgå de korsekvationsrestriktioner som skulle bli nödvändiga för estimeringarna. Genom att ersätta uttrycket inom parentes, som kan härledas ur ekvation 2.3, med residualserien som fås vid skattningen i steg 1, förenklas modellerna i 2.4 och 2.5 betydligt. Observera att indexen $t-1$ i parentesen gör att residualserien som sätts in måste laggas, och blir \hat{ec}_{t-1} . Det hela resulterar i ekvationerna 2.6 och 2.7.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y \hat{ec}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12}(i) \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (2.6)$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \alpha_x \hat{ec}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22}(i) \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (2.7)$$

Här kan det konstateras att sånär som på residualserien \hat{ec}_{t-1} , som nedan kommer att kallas *felkorrigeringstermen*, utgörs 2.6 och 2.7 av enbart differentierade variabler. Detta innebär att alla variabler i ekvationerna är stationära, och därmed kan skattas med vanliga OLS-regressioner, och att tillhörande t-statistik är giltig!¹⁰ Parametrarna α_y respektive α_x beskriver justeringshastigheten hos kointegrationsvektorn.

Att oljepriset skulle vara kointegrerat med olika aktieindex är inte uppenbart. Det skulle dock kunna vara kointegrerat, åtminstone med vissa branschindex som borde påverkas mer av oljeprisets rörelser. Därför kan det vara av empiriskt intresse att studera dess betydelse för dessa index, och dessutom vara intressant att undersöka huruvida ett sådant samband kan vara till nytta i prognosmodeller. Innan modellerna för den här studien formuleras ska emellertid de data som kommer att behövas att presenteras.

¹⁰ Denna praktiska slutsats gäller tyvärr bara bivariata modeller. Kointegrationsvektorestimering i modeller med fler än två variabler är betydligt mer komplicerat.

3 Data

Nedan presenteras de data som används i studien. Seriernas ursprung och nödvändiga transformationer redovisas, och nederst i kapitlet finns också rådataserierna åskådliggjorda grafiskt (figurerna 3.1 – 3.3). Där finns också en tabell (3.2) med detaljerad information om de transformerade dataserierna, inklusive normalitetstester och stationaritestetester.

Den här studien använder daglig data från 29 december 1995 till 20 september 2005, det vill säga en knapp tioårsperiod. Detta var den maximala tidsperiod som fanns tillgänglig på dagsdatanivå vid tidpunkten för datainsamlingen. Som ovan nämnts används i studien oljeprisdata, generalaktieindex och branschaktieindex, de senare för både Sverige och EU. De svenska indexen har producerats av *Affärsvärlden*, och de europeiska tillhandahålls av *Stoxx*. Alla tidsserierna har laddats ner från databasen *ECOWIN*.

De fyra branscher som valts ut för undersökning är industri-, kemi-, transport- och råvarubranscherna. tabell 3.1 visar vilka underbranscher som inkluderas i respektive index, både för Sverige och för EU. Som framgår innehåller inte de svenska indexen exakt samma underbranscher som EU-indexen. En påfallande skillnad är att det svenska råvaruindexet inkluderar oljeindustrin, medan EU-indexet inte gör det. Oljebranschen i Sverige bedöms emellertid som så liten i förhållande till skogs- och gruvindustri att detta inte ska spela någon roll. Övriga skillnader bedöms också som så pass marginella att de kan förbigås. Därmed kommer branschindexen från Sverige respektive EU nedan att anses som jämförbara. Andra index som hade kunnat vara intressanta att studera, såsom energibranschen och oljebranschen, har uteslutits på grund av brist på jämförbara data. Den del av EU-indexen som utgörs av svenska företag bedöms i alla index vara marginell.

Tabell 3.1: Specifikation av branschindex

	Sverige (Affärsvärlden)	EU (Stoxx)
Industri	<i>Konstruktion, Industriklometerat, Fordon & Maskiner, Partihandel, Tryck- och Kontorsvaror, Transport, Tekniska konsulter och Blandade industriella undersektorer</i>	<i>Byggmaterial, Tung Konstruktion, Fabriksutrustning, Elektriska Komponenter och Utrustning, Industri- och Kommunikationservice, Industriell och Marin Transport</i>
Kemi	<i>[Inte ytterligare specificerat]</i>	<i>[Inte ytterligare specificerat]</i>
Transport	<i>[Inte ytterligare specificerat]</i>	<i>Marin Transport, Järnväg, Lastbils- och Flygtransport</i>
Råvaror	<i>Olja & Gas, Kemikalier, Metall & Gruvindustri, Undersektorer till Skog och Energi</i>	<i>Metall (icke järnhallig), Pappersprodukter, Stål, Kemiska varor, Kemiska Specialprodukter</i>

Källa: *ECOWIN*

Utöver branschindexen används som nämnts också generalindex för Sverige och EU. Det europeiska generalindexet är ett euronoterat index baserat på *Dow Jones Global Index Europe*. Det svenska är *SAX-index*.

För att passa in i kointegrationsmodellerna har alla indexen logaritmerats¹¹ och differentierats. Omräkningarna har gjorts med ekvation 3.2

$$r_{i,t} = \ln(I_{i,t}) - \ln(I_{i,t-1}) \quad (3.2)$$

där $I_{i,t}$ är respektive index i 's nominella värde och $r_{i,t}$ är den logaritmerade avkastningen för dagen t . Indexet i beskriver både huruvida det är Sverige eller EU och vilket av aktieindexen det är fråga om. Logaritmeringen gör serien kontinuerligt sammansatt (en matematisk egenskap), vilket gör data från olika serier enklare att jämföra. Dessutom möjliggör det addition av avkastningar (Brooks, 2002). Differentieringen, som diskuterats ovan, syftar till att göra indexen stationära. I konstruktionen av felkorrigeringstermerna används också indexen i enbart logaritmerad (ej differentierad) form: $\ln(I_{i,t})$. De svenska indexen kommer nedan i tabeller att benämnas *RGENSV* (Svenska generalindex), *RINDSV*, *RKEMSV*, *RRÅVSV* och *RTRASV* (industri-, kemi-, råvaru- och transportindex). De europeiska benämns enligt samma princip fast med *EU* i slutet i stället för *SV*: *RGENEU*, *RINDEU*, *RKEMEUE*, *RRÅVEU* och *RTRAEU*. För serierna som inte differentierats används LN i stället för R i början av beteckningen (gäller samtliga serier).

Som oljeprisindikator används ett prisindex för 3-månadersterminer på så kallad *Brentolja*. Brentolja är en Nordsjöoljekvalitet som ofta refereras till i media. Valet av 3-månaderskontrakt beror på att det är den mest handlade kontraktsformen på råoljemarknaden. Oljepriset noteras alltid i dollar, men för att kunna studera effekten på respektive aktiemarknad har två olika oljeprisserier skapats, en noterad i svenska kronor och en noterad i euro. Växelkursdata för SEK/USD och USD/EUR tillhandahölls även de i *ECOWIN* (där eurokursen fanns konstruerad även för åren innan valutans införande). Oljeprisserierna har sedan också logaritmerats och differentierats i enlighet med ekvation 3.1:

$$doilp_{x,t} = \ln(P_{f3Brent,x,t}) - \ln(P_{f3Brent,x,t-1}) \quad (3.1)$$

där $P_{f3Brent,x,t}$ är det nominella priset på 3-månadersterminerna för Brentolja på dagen t , och $doilp_{x,t}$ är den logaritmerade förändringen i oljepriset dagen t . Vilken valuta det handlar om anges av x

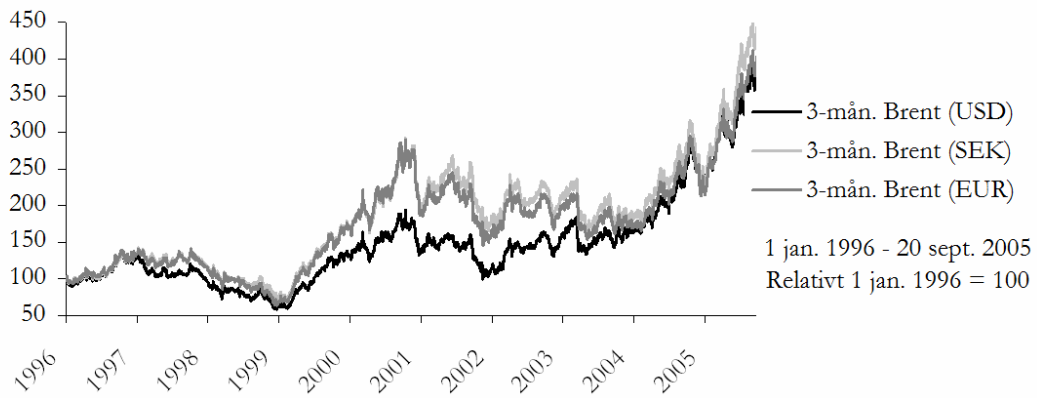
¹¹ Med logaritmering avses överallt i denna uppsats den naturliga logaritmen.

($x \in SEK, EUR$). I beräkningen av felkorrigeringstermerna i som används i kointegrationsmodellen används också oljeprisserierna i enbart logaritmerad form: $\ln(P_{f, 3Brent, x, t})$. Oljepriset kommer fortsättningsvis i tabeller att benämnas DPOILS när det uttrycks i svenska Kronor, och DOILPE när det uttrycks i Euro. De serier som inte differentieras benämns LNOILPS respektive LNOILPE.

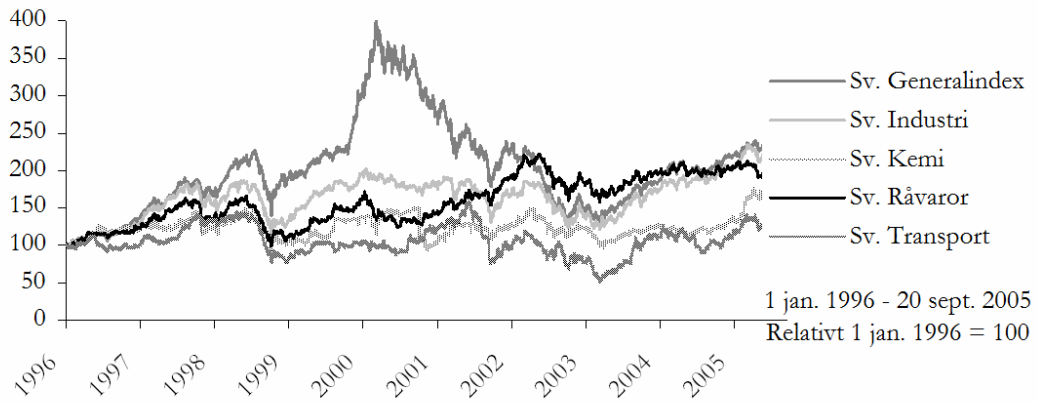
I Figur 3.1 (sidan 22) visas hur oljepriset varierat mellan 1 januari 1996 och 20 september 2005, och hur det skiljer sig mellan de två valutorna (svenska kronor och euro) som används i den här uppsatsen och referenspriset i amerikanska dollar. Det framgår tydligt att den kron- och eurokursen följer dollarkursen på nästan identiska sätt, då oljepriser uttryckta i dessa valutor följer varandra tätt. Oljepriskurvorna präglas av perioder av uppgångar (1999-2000 och 2003-2005) och perioder av stabila eller svagt fallande priser (1996-1998 och 2001-2003). Totalt sett fyrdubblades oljepriset under den studerade perioden. Hur de svenska och europeiska indexen varierat illustreras i figurerna 3.2 och 3.3. Tydligt framträdande är att det svenska generalindexet steg dramatiskt 1999-2001, vilket kan förklaras av IT-hausen som rådde i svensk ekonomi. Inget av de här beaktade svenska branschindexen följde med i den uppgången. I Europa däremot sågs en mer allmän uppgång under den här perioden, dock svagare än den för det svenska generalindexet. I allmänhet kan konstateras att både de svenska och de europeiska indexen stiger under oljeprisuppgångarna (med undantag för de svenska branschindexen 1999-2000), om än inte lika kraftigt som oljepriset. Under perioden 1996-1998 däremot tycks inte de olika indexen följa oljeprisets rörelser. Om man tittar på total tillväxt i indexen kan man konstatera att den är klart svagare än för oljepriset. I Sverige gick generalindex bättre än samtliga beaktade branschindex under tioårsperioden. I EU var däremot råvaruindexet det starkaste sett över hela samplet. Övriga branschindex gick sämre än generalindex. Noterbart är att industriindex var det starkaste branschindexet i Sverige, men det svagaste i EU.

I tabell 3.2 (sidan 23) nedan presenteras de använda dataseriernas egenskaper. Här framgår att från de knappt 10 åren som studeras har 2372 observationer kunnat beaktas. Variansen för oljepriset anges till 0,0004, vilket inte säger så mycket nominellt, men konstateras kan att det är större än för alla indexen i undersökningen. Viktigt att notera i tabellen är resultaten av de enhetsrotstester som utförts på alla serier. Alla differentierade serier uppvisar stationaritet (enligt både PP- och ADF-testet), men ingen av de icke-differentierade. Inget av de differentierade indexen är normalfördelat, och endast för en av de logaritmerade serierna (svenska generalindex) kan normalitet ej förkastas.

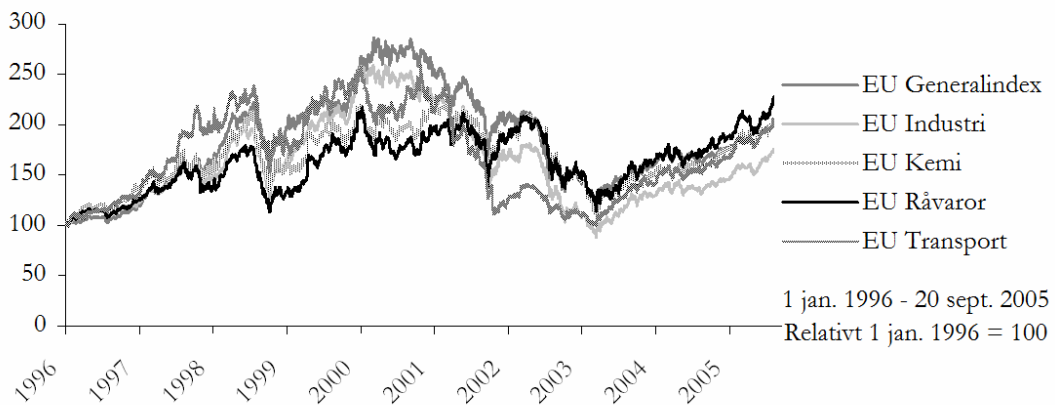
Figur 3.1: Oljepriser i olika valutor



Figur 3.2: Svenska index



Figur 3.3: EU-index



Tabell 3.2: Datakaraktäristik

STATISTIK	RGENSV	RINDSV	RKEMSV	RRÅVSV	RTRASV	INGENSV	LNINDSV	LNKEMSV	LNRAVSV	LNTRASV	DOILPS	LNOLPS
Medelvärde	0,00041	0,00040	0,00028	0,00036	0,00018	5,277	5,096	4,826	5,055	4,648	0,00062	5,280
Standardfel	0,00029	0,00025	0,00035	0,00023	0,00037	0,006	0,004	0,003	0,004	0,004	0,00043	0,008
Medianvärde	0,0010	0,0005	0,0000	0,0004	0,0000	5,301	5,139	4,810	5,050	4,639	0,0005	5,361
Standardavv.	0,0143	0,0122	0,0171	0,0112	0,0180	0,30	0,19	0,13	0,21	0,19	0,0208	0,40
Varians	0,0002	0,0001	0,0003	0,0001	0,0003	0,09	0,04	0,02	0,05	0,04	0,0004	0,16
Topplighet	3,21	3,60	33,99	2,72	6,06	-0,13	-0,01	2,07	-1,03	0,69	2,34	-0,70
Snedhet	-0,05	-0,01	-1,84	0,10	-0,09	-0,04	-0,36	1,06	-0,16	-0,55	-0,22	-0,07
Variationsvidd	0,18	0,15	0,39	0,12	0,25	1,40	0,98	0,83	0,91	1,13	0,24	1,86
Minimum	-0,083	-0,077	-0,270	-0,056	-0,138	4,588	4,581	4,523	4,562	3,924	-0,136	4,399
Maximum	0,098	0,076	0,122	0,060	0,114	5,992	5,565	5,355	5,476	5,056	0,106	6,255
Antal	2372	2372	2372	2372	2372	2372	2372	2372	2372	2372	2372	2372
Jarque-Bera	1012,05	1271,42	115032,80	733,14	3620,24	2,515231*	51,26	869,58	114,74	167,90	553,80	49,85
PP	-46,98	-43,88	-55,50	-44,48	-47,00	-2,01	-1,69	-1,93	-1,46	-2,06	-51,56	-0,38
ADF	-22,90	-22,75	-23,52	-21,71	-21,13	-2,04	-1,72	-1,86	-1,56	-2,14	-22,11	-0,37
Statistik	RGENEU	RINDEU	RKEMEU	RRÅVEU	RTRAEU	INGENEU	LNINDEU	LNKEMEU	LNRAVEU	LNTRAEU	DOILPE	LNOLPE
Medelvärde	0,00031	0,00025	0,00031	0,00037	0,00031	5,528	5,313	5,500	5,456	4,955	0,00058	3,095
Standardfel	0,00025	0,00023	0,00027	0,00026	0,00024	0,005	0,005	0,004	0,004	0,005	0,00043	0,008
Medianvärde	0,0009	0,0007	0,0006	0,0008	0,0008	5,538	5,297	5,499	5,497	4,974	0,0009	3,166
Standardavv.	0,0121	0,0111	0,0132	0,0125	0,0117	0,26	0,26	0,18	0,18	0,26	0,0208	0,39
Varians	0,0001	0,0001	0,0002	0,0002	0,0001	0,07	0,07	0,03	0,03	0,07	0,0004	0,15
Topplighet	2,71	2,71	3,64	2,97	26,83	-0,54	-0,84	-0,58	-0,67	-1,25	2,23	-0,54
Snedhet	-0,24	-0,29	-0,04	-0,11	-1,74	-0,29	0,17	-0,52	-0,43	-0,17	-0,20	-0,14
Variationsvidd	0,12	0,12	0,16	0,14	0,25	1,06	1,08	0,79	0,86	0,96	0,24	1,87
Minimum	-0,064	-0,061	-0,069	-0,075	-0,184	4,945	4,738	5,006	4,993	4,452	-0,129	2,154
Maximum	0,056	0,059	0,086	0,067	0,063	6,005	5,816	5,799	5,855	5,409	0,106	4,023
Antal	2372	2372	2372	2372	2372	2372	2372	2372	2372	2372	2372	2372
Jarque-Bera	741,42	753,40	1305,83	871,52	7204,05	61,78	81,70	138,29	118,70	165,27	505,29	37,31
PP	-47,82	-43,42	-45,97	-44,09	-44,74	-2,09	-1,77	-2,60**	-2,00	-1,78	-51,33	-0,48
ADF	-22,66	-21,11	-21,89	-21,37	-20,21	-2,09	-1,77	-2,60**	-2,04	-1,75	-21,99	-0,47

Fet stil indikerar signifikans på 5%-nivån; * Normalitet kan ej förkastas; ** signifikans på 10%-nivån

4 Metod

För att utreda oljeprisets påverkan på aktieindex kommer vi först att skatta tre modeller för varje index, och sedan använda resultaten för att testa prognostiseringsförmågan hos modellerna. Modellerna A , B och C ges av ekvationerna 4.1 – 4.3

$$A: r_{i,t} = \gamma_{Ai,0} + \gamma_{Ai,1}r_{i,t-1} + \varepsilon_{Ai,t} \quad (4.1)$$

$$B: r_{i,t} = \gamma_{Bi,0} + \gamma_{Bi,1}r_{i,t-1} + \gamma_{Bi,2}doilp_{t-1} + \varepsilon_{Bi,t} \quad (4.2)$$

$$C: r_{i,t} = \gamma_{Ci,0} + \gamma_{Ci,1}r_{i,t-1} + \gamma_{Ci,2}doilp_{t-1} + \alpha_i ec_{i,t-1} + \varepsilon_{Ci,t} \quad (4.3)$$

där $\gamma_{Ai,0}$, $\gamma_{Ai,1}$, $\gamma_{Bi,0}$, ..., $\gamma_{Ci,2}$ och α_i är parametrar som ska skattas, och $\varepsilon_{Ai,t}$, $\varepsilon_{Bi,t}$ och $\varepsilon_{Ci,t}$ är feltermerna. Indexet i anger vilken avkastningsserie, och t vilken tidsperiod som avses. Modell A testar enbart avkastningen i period t mot avkastningen i period $t-1$, alltså en AR(1), och fungerar som referensmodell. Syftet med referensmodellen är att kunna se huruvida inkluderingen av oljepriset, som kommer i modell B , förbättrar modellens förklaringsgrad. Det kan tyckas märkligt att inte ha med en *random walk*-modell som benchmark. I tidigare studier, exempelvis Lo och McKinley (1988), har dock visats att finansiella tidsserier i högre utstäckning än *random walks* kan karakteriseras av en AR(1) modell, vilket är argumentet för detta val.

Modell C är en tillämpning av den felkorrigeringsmodell som diskuterades i avsnitt 2.3. Skillnaden mot B är att en felkorrigeringsterm, $ec_{i,t-1}$, lagts till. Felkorrigeringstermerna är residualerna från regression av modellen som anges i ekvation 4.4, vilken också körs för varje enskilt aktieindex.

$$\ln(I_{i,t}) = a + b \ln(P_{f3Brent,t}) + ec_{i,t} \quad (4.4)$$

De felkorrigeringsstermer som sen kan påvisas vara stationära indikerar kointegration mellan oljepriset och aktieindex i de fall där α_i i Modell C är signifikant skild från noll. Om tillägget av felkorrigerings termen också förbättrar modellens förklaringsgrad, är det en indikation på att oljepriset och det aktuella aktieindexet är kointegrerade.

I teorin som presenterades i avsnitt 2.3 innehöll den bivariata kointegrationsmodellen två uttryck, ett för Δx_t och ett för Δy_t . I modell C tillämpas bara ett uttryck, vilket bygger på ett antagande om att oljepriset kan påverka indexen, men att den omvända kausaliteten är utesluten.

De skattade modellerna jämförs med *adjusted R*², ett mått på förklaringsgraden. Det visar hur stor del av variationen i den beroende variabeln som förklaras av de oberoende variablerna i respektive modell. Desto högre *adjusted R*²-värdet blir, desto bättre är modellen. Måttet är justerat för antalet variabler i modellen, ty annars skulle det alltid bli högre när man lägger till variabler till sin modell. Om *adjusted R*²-värdena i *B*- och *C*-modellerna är högre än *A*-modellens är det ett belägg för att utbyggnaderna är till gagn för modellen.

Det ska poängteras att vad som modelleras här är gårdagens oljeprisförändrings påverkan på dagens aktieindexförändring. Effekter av oljeprisförändringar som når aktiindexen samma handelsdag kommer därför ej att ge utslag i modellerna. Fördelen med den aktuella modelleringen är att den gör det möjligt att använda eventuellt påvisade samband för prognostisering.

Tre typer av prognostiseringsmetoder kommer att användas: konstanta parametrar, expanderande informationsfönster (eng. *expanding window*) och rullande informationsfönster (eng. *moving window*)¹². De tre metoderna utgår från samma grundekvationer, skillnaden dem emellan är vilka tidsperioder som ligger till grund för prognostiseringen. Prognosversionerna av modellerna *A*, *B* och *C* visas i ekvationerna 4.5 – 4.7

$$A: r_{i,t+1}^f = \hat{\gamma}_{Ai,0} + \hat{\gamma}_{Ai,1}r_{i,t} \quad (4.5)$$

$$B: r_{i,t+1}^f = \hat{\gamma}_{Bi,0} + \hat{\gamma}_{Bi,1}r_{i,t} + \hat{\gamma}_{Bi,2}doilp_t \quad (4.6)$$

$$C: r_{i,t+1}^f = \hat{\gamma}_{Ci,0} + \hat{\gamma}_{Ci,1}r_{i,t} + \hat{\gamma}_{Ci,2}doilp_t + \hat{\alpha}_i ec_{i,t} \quad (4.7)$$

där hattarna indikerar att parametrarna är skattningar (från ekvationerna 4.1 - 4.3), och *f* att avkastningarna som beräknas är prognoser. Prognostiseringens princip är att man först skattar parametrarna på verkliga data. Sedan sätter man in parametrarna i respektive modell, och även de data som finns observerade för period *t*. Ekvationen ger då ett värde för $r_{i,t+1}^f$, vilket alltså är en prognos av avkastningen i nästa period. Alla tre prognosmetoderna räknas som statisk prognostisering, vilket betyder att inga prognoser görs för längre än en period framåt i tiden. Motsatsen är dynamisk prognostisering, där man gör prognoser baserade på prognostiserade värden (först gör man prognosen som beskrivits ovan, sedan använder man värdena man fått för att göra prognoser för perioderna *t*+2, *t*+3 och så vidare). Med finansiella tidsserier är det emellertid svårt nog att förutse ett steg framåt i tiden – flera steg skulle bara ge orimliga siffror.

¹² Nedan refereras dessa till som *konstanta parameter-metoden*, *expanderande fönster-metoden* och *rullande fönster-metoden*.

För prognostisering med *konstanta parametrar* skattas koefficienterna för tidsperioden 1996-01-01 – 2001-12-28, det vill säga de fem första åren i dataserierna. Prognoser görs sedan för den resterande tidsperioden, 2002-01-02 – 2005-09-20, med samma parametrar oavsett tidpunkt, men med nya verkliga observationer för varje prognossteg. Detta är en ganska svag prognostiseringsmetod, då man inte beaktar all ny information som kan finnas en bit fram i tiden. Den andra prognostiseringsmetod som kommer att användas, det expanderande fönstret, löser det problemet. Med den modellen skattas parametrarna på nytt för varje steg framåt i tiden man kommer. När en prognos ska göras för tidpunkt $t+1$ skattas parametrarna för intervallet $t_0 - t$ där t_0 är den första observationen i tidsserien. På det sättet används informationen på ett effektivare sätt, genom att modellen uppdateras med nyheter hela tiden. Det expanderande fönstret kommer i denna studie att göra prognoser för samma tidsperiod som den ovan nämnda prognosmetoden med konstanta parametrar.

Att ha en lång tid av observationer behöver emellertid inte vara enbart positivt. Det kan vara så att aktiemarknadens reaktioner till oljeprisförändringar förändras med tiden. Därmed kan data från 1996 vara vilseledande i prognostisering av exempelvis 2003 års oljeprisreaktioner. Den tredje prognostiseringsmodellen, *det rullande fönstret*, syftar till att möta denna eventualitet. Den skattar liksom det expanderade fönstret sina parametrar på nytt för varje tidsperiod, men gör det hela tiden baserat på 2 år bakåt i tiden (eller för att vara exakt, 495 observationer bakåt i tiden, det vill säga för perioden $[t - 495] - t$). Observationer äldre än två år tas inte i akt i skattningen. Detta är den enda skillnaden jämfört med det expanderande fönstret. Två år är en godtyckligt vald period som antas innehålla tillräckligt många observationer för att ge balanserade prognoser, och ändå vara tillräckligt kort för att utesluta obsoleta oljeprisreaktionsmönster på aktiemarknaden. Det rullande fönstret kommer att användas för prognoser på tiden efter de första två åren i vår tidsserie, 1998-01-02 – 2005-09-20.

De olika metoderna kommer sedan att utvärderas för att avgöra vilken som är lämpligast för olika serier. Utvärderingen sker genom att prognosresultaten jämförs med de verkliga dataserierna, som ju finns tillgängliga. Ett första steg är att avgöra huruvida de prognostiserade värdena överhuvudtaget är relaterade till de verkliga. Detta kan man ta reda på genom en vanlig OLS-regression där det verkliga värdet sätts som beroende variabel och det prognostiserade som oberoende. Vi kommer härnäst att hänvisa till det här testet som *prognosregressionstestet*. Den enkla ekvationen 4.8 visar principen.

$$r_{t, \text{verklig}} = \mu + \eta r_{t, \text{prognos}} + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

Om η här kan visas vara signifikant skilt från noll, det vill säga att den verkliga dataserien är relaterad till den prognostiserade, är det ett första framgångstecken för prognostiseringen. Koefficienten bör ju också vara positiv, annars tenderar modellen att förutspå förändringar åt fel håll. Om koefficienten, η , kan visas vara +1 har man lyckats mycket väl med prognostiseringen, då ju prognosvärdet tycks vara i genomsnitt lika med det verkliga värdet. Det är föga troligt att detta uppnås, särskilt i prognoser av det slag som görs i den här uppsatsen, men det är ändå meningsfullt att testa. Detta görs genom ett F-test av huruvida koefficienten är lika med ett ($H_0: \eta=1$). Interceptet i ekvation 4.8 kan också vara intressant. Om det, μ , är signifikant skilt från noll är det ett tecken på att modellen genomgående överskattar (om μ är negativt) eller underskattar (om μ är positivt) det verkliga värdet.

Utöver ovanstående initiala test av prognostiseringsförmågan finns tre olika mått som är vanliga vid prognosutvärdering, och som också kommer att beräknas: *Genomsnittsfel* (förkortas *ME* efter engelskans *Mean Error*), *Absolut Genomsnittsfel* (*MAE*; *Mean Absolute Error*) och *Rotgenomsnittligt Kvadratfel* (*RMSE*; *Root Mean Square Error*). Dessa mått presenteras av Binner, Elger och Nilsson (2004) och beräknas som ekvationerna 4.8 – 4.10 visar.

$$ME = \frac{1}{K} \sum_{t=(0,1,\dots,T)+\tau}^T E_{t-\tau} [dP_t] - dP_t \quad (4.8)$$

$$MAE = \frac{1}{K} \sum_{t=(0,1,\dots,T)+\tau}^T |E_{t-\tau} [dP_t] - dP_t| \quad (4.9)$$

$$RMSE = \left[\frac{1}{K} \sum_{t=(0,1,\dots,T)+\tau}^T (E_{t-\tau} [dP_t] - dP_t)^2 \right]^{1/2} \quad (4.10)$$

I ekvationerna 4.8 – 4.10 är K antalet prognospunkter och τ prognoshorizonten (som i vårt fall är 1, i och med att det är statistiska prognoser). Termen $E_{t-\tau} [dP_t]$ är det prognostiserade värdet, och dP_t är det verkliga värdet. Skillnaden dem emellan är felet för respektive prognospunkt. ME-måttet tar hänsyn till vilket tecken felet har, och kan därmed visa om prognosmodellen konsekvent över- eller underskattar de framtida värdena, det vill säga samma sak som interceptet μ i ekvation 4.8. visar. Om ME ligger nära noll finns det inget sådan skevhet i modellens prognoser. MAE mäter i stället de absoluta felen och ger ett mått på hur långt ifrån de verkliga värdena prognoserna i genomsnitt är. RMSE har samma syfte som MAE men kalkyleras som synes något annorlunda. Enligt Binner *et al.* (2004) är MAE något mindre känsligt för uteliggare,

medan RMSE är det vanligaste prognosutvärderingsmättet. Nedan hänvisas till MAE och RMSE med samlingsbegreppet *prognosfelmått*.

Såvida oljeprismodellerna B och C skulle lyckas bättre med prognostisering än modell A är det sannolikt marginellt. Oljepriset är ju bara en av många förklaringsvariabler som påverkar index rörelser, och kan man bara visa på signifikant prognostiseringsmöjlighet ska detta betraktas som en framgång. Även små prognostiseringsmöjligheter ska i detta sammanhang betraktas som framgångar, eftersom finansiella marknader i princip inte ska gå att förutsäga så länge hypotesen om den effektiva marknaden håller (vilket i och för sig allt som oftast ifrågasätts, något som beskrevs utförligt av Bondesson 2005).

De allra flesta av studiens beräkningarna har utförts i Excel. Dock har E-views använts för att göra normalitetstest, stationaritetstest (*unit root test*) samt F-test för koefficienter. Innan nästa kapitel tar vid med presentation av undersökningens resultat, är det på sin plats med en liten brasklapp. En undersökning av det här slaget innebär en betydande mängd datahantering. Ett stort antal transformationer, beräkningar och regressioner ligger bakom de siffror som presenteras i kommande kapitel, och man kan trots dubbelkollningar av allting inte utesluta att fel uppstår på vägen fram. Alla resultat bör därför klokt ifrågasättas.

5 Resultat

I detta kapitel presenteras studiens resultat. Inledningsvis ges en genomgång av skattningsmodellernas utfall, som ska visa huruvida oljepriset påverkar aktieindexen. Därefter presenteras utvärderingar av de prognoser som baseras på skattningsresultat.

5.1 Utvärdering av skattningsmodellerna

Innan skattningar av *A*-, *B*- och *C*-modellerna kan göras måste det undersökas huruvida alla komponenter är stationära. Att aktieindexens avkastningar och oljeprisförändringen är det har redan konstaterats i kapitel 3. Stationaritetstest av felkorrigeringstermerna, som ska ingå i *C*-modellen och som skapats i enlighet med ekvation 4.4, presenteras i tabell 5.1. Ingen av serierna kan sägas ha kointegrationsvektorer på 99% konfidensnivå och bara det europeiska råvaruindexet ger utslag på 95%-nivån. På 90%-nivån däremot, som man ser till höger i tabellen, visar residualserierna för industri-, kemi-, och råvaruindex i Sverige, och kemi- och råvaruindex i EU, på stationaritet. Genom att acceptera denna konfidensnivå finns förutsättningarna för att testa de aktuella indexen för kointegration med oljepriset. I vilken utsträckning detta påverkar avkastningen för respektive index kommer att visas av modell *C* nedan. För säkerhets skull har felkorrigeringstermerna också inspekterats grafiskt. De uppvisar där viss seriekorrelation, men bedömningen görs att detta inte stör kointegrationsanalysen.

Tabell 5.1: Stationaritet i felkorrigeringstermerna
Phillips-Perron (PP) Unit Root-test

		PP	Sign.
Sverige	LNGENSV	-1,92	
	LNINDSV	-2,65	*
	LNKEMSV	-2,71	*
	LNRAVSV	-2,69	*
	LNTRASV	-2,18	
EU	LNGENEU	-1,92	
	LNINDEU	-1,69	
	LNKEMEUE	-2,75	*
	LNRAVEUE	-3,05	**
	LNTRAEUE	-1,77	
PP critical values	10%	-2,57	
	5%	-2,86	
	1%	-3,44	

* indikerar signifikans på 90% konfidensnivå

** indikerar signifikans på 95% konfidensnivå

I tabellerna 5.2 och 5.3 presenteras resultaten av de skattade modellerna för Sverige respektive EU. De fem index som visade stationaritet i felkorrigeringstermerna visar även signifikans på densamma i regressionerna. Därmed kan det anses vara empiriskt belagt att dessa fem index är kointegrerade med oljepriset. Noterbart är dock att för inga av dessa fem är oljeprisförändringen signifikant. Inget av generalindexen visar någon signifikans på annat än sina laggade värden ($r_{i,t-1}$). Det europeiska industriindexet påverkas förutom av sitt eget laggade värde även signifikant av oljeprisförändringen, men visar inga tecken på kointegration. Inget intercept är signifikant skilt från noll. Till jämförelsen av modellerna A, B och C används måttet justerat R^2 , det vill säga modellens förklaringsgrad¹³. Här kan konstateras att modell C för alla index uppnår starkast värde, vilket ger fog för utbyggnaden av modellen.

Tabell 5.2: Skattningar Sverige, hela samplet

$r_{i,t}$	Modell	Intercept	$r_{i,t-1}$	dOljSt-1	ECi,t-1	R2	PP
RGENSV	A	0,0004	0,0352 *			0,00082	
	B	0,0004	0,0356 *	-0,0080		0,00053	
	C	0,0004	0,0363 *	-0,0078	-0,0016	0,00102	-
RINDSV	A	0,0004	0,1002 **			0,00962	
	B	0,0004	0,1019 **	-0,0182		0,01015	
	C	0,0004	0,1036 **	-0,0179	-0,0030 *	0,01106	*
RKEMSV	A	0,0003	-0,1222 **			0,01451	
	B	0,0003	-0,1226 **	0,0125		0,01432	
	C	0,0003	-0,1185 **	0,0135	-0,0068 **	0,01612	*
RRÅVSV	A	0,0003	0,0892 **			0,00754	
	B	0,0003	0,0898 **	-0,0075		0,00731	
	C	0,0003	0,0913 **	-0,0084	-0,0039 **	0,00939	*
RTRASV	A	0,0002	0,0365 *			0,00091	
	B	0,0002	0,0377 *	-0,0347 *		0,00208	
	C	0,0002	0,0399 *	-0,0342 *	-0,0039 **	0,00335	-

Tabellen visar skattade koefficienter för respektive variabel.

* indikerar signifikans med 90% konfidens.

** indikerar signifikans med 95% konfidens.

¹³ Måttet justerat R^2 är neutralt för antalet variabler, vilket möjliggör jämförelser mellan modeller med olika antal variabler. Se Brooks (2002) sidorna 137-139.

Tabell 5.3: Skattningar EU, hela samplet

ri,t	Modell	Intercept	ri,t-1	dOljSt-1	ECi,t-1	R2	PP
RGNEU	A	0,0003	0,0190			-0,00006	
	B	0,0003	0,0212	-0,0113		-0,00011	
	C	0,0003	0,0216	-0,0112	-0,0016	0,00052	-
RINDEU	A	0,0002	0,1146 **			0,01272	
	B	0,0002	0,1189 **	-0,0221 **		0,01401	
	C	0,0002	0,1193 **	-0,0218 **	-0,0012	0,01438	-
RKEMEU	A	0,0003	0,0559 **			0,00270	
	B	0,0003	0,0576 **	-0,0193		0,00320	
	C	0,0003	0,0590 **	-0,0191	-0,0041 **	0,00538	*
RRÅVEU	A	0,0003	0,0972 **			0,00904	
	B	0,0003	0,0996 **	-0,0168		0,00940	
	C	0,0003	0,1017 **	-0,0168	-0,0042 **	0,01106	**
RTRAEU	A	0,0003	0,0854 **			0,00687	
	B	0,0003	0,0848 **	0,0036		0,00649	
	C	0,0003	0,0851 **	0,0039	-0,0016	0,00731	-

Tabellen visar skattade koefficienter för respektive variabel.

* indikerar signifikans med 90% konfidens.

** indikerar signifikans med 95% konfidens.

5.2 Prognostisering

För prognostiseringen görs skattningar av alla parametrar på nytt. De olika principerna för de tre prognosmetoderna beskrevs i kapitel 4. Den första prognosmodellen har konstanta parametrar och kan därmed jämföras med de skattningar som gjorts ovan. De skattade parametrarna för de kortare tidsserierna, 1996-01-01 – 2001-12-28 visas i tabell 5.4 och 5.5 (s.34).

Trots att underlaget i denna skattning skiljer sig från underlaget i ovanstående avsnitt, genereras snarlika signifikansindikationer i modell C. Signifikanta index i Sverige är här industri-, kemi- och råvaruindex, och i Europa kemi- och råvaruindex. Notera att industriindex i Europa och transportindex för båda regionerna visserligen ger signifikanta utslag för felkorrigeringstermerna, men att detta ej påvisar kointegration eftersom felkorrigeringstermerna för dessa index inte är stationära. Vidare noteras att oljeprisförändringskoefficienterna i inga fall är skilda från noll. De justerade R²-värdena visar, precis som ovan, att modell C för alla index överträffar de andra modellerna i förklaringsgrad. PP-testen som visas längst till höger är samma som ovan, inga nya tester har gjorts.

Tabell 5.4: Resultat Sverige, första fem åren

$r_{i,t}$	Modell	Intercept	$r_{i,t-1}$	dOljSt-1	EC _{i,t-1}	R2	PP
RGENSV	A	0,0005	0,0321			0,0003	
	B	0,0005	0,0316	0,0096		-0,0002	
	C	0,0007	0,0320	0,0098	-0,0022	0,0009	-
RINDSV	A	0,0003	0,1301 **			0,0163	
	B	0,0003	0,1308 **	-0,0072		0,0157	
	C	0,0004	0,1322 **	-0,0073	-0,0044 **	0,0180	*
RKEMSV	A	0,0002	-0,1384 **			0,0185	
	B	0,0002	-0,1389 **	0,0200		0,0183	
	C	0,0003	-0,1325 **	0,0209	-0,0126 **	0,0230	*
RRÅVSV	A	0,0004	0,1111 **			0,0117	
	B	0,0001	0,1059 **	0,0201		0,0216	
	C	0,0003	-0,1325 **	0,0209	-0,0126 **	0,0132	*
RTRASV	A	0,0000	0,0295			0,0002	
	B	0,0004	0,1516 **	-0,0103		0,0116	
	C	0,0002	0,0352	-0,0359	-0,0058 **	0,0039	-

Tabellen visar skattade koefficienter för respektive variabel.

* indikerar signifikans med 90% konfidens.

** indikerar signifikans med 95% konfidens.

Tabell 5.5: Skattningar EU, första fem åren

$r_{i,t}$	Modell	Intercept	$r_{i,t-1}$	dOljSt-1	EC _{i,t-1}	R2	PP
RGENEU	A	0,0005	0,0525 **			0,0021	
	B	0,0005	0,0516 **	0,0040		0,0015	
	C	0,0006 *	0,0514 *	0,0043	-0,0018	0,0026	-
RINDEU	A	0,0003	0,1444 **			0,0202	
	B	0,0003	0,1470 **	-0,0113		0,0200	
	C	0,0005 *	0,1467 **	-0,0106	-0,0020 *	0,0213	-
RKEMEUE	A	0,0004	0,0872 **			0,0069	
	B	0,0004	0,0882 **	-0,0097		0,0065	
	C	0,0006 *	0,0887 **	-0,0096	-0,0049 **	0,0101	*
RRÅVEU	A	0,0001	0,1093 **			0,0219	
	B	0,0001	0,1059 **	0,0201		0,0216	
	C	0,0004	0,1532 **	-0,0105	-0,0044 **	0,0236	**
RTRAEU	A	0,0004	0,1502 **			0,0113	
	B	0,0004	0,1516 **	-0,0103		0,0116	
	C	0,0004	0,1061 **	0,0206	-0,0024 *	0,0131	-

Tabellen visar skattade koefficienter för respektive variabel.

* indikerar signifikans med 90% konfidens.

** indikerar signifikans med 95% konfidens.

Prognosutvärderingar för de tre prognosmodellerna presenteras utförligt i tabellerna *AI:1 – 6*, som återfinns i *Appendix I*. Utvärderingarna sker dels med regression av de verkliga serierna gentemot de prognostiserade, dels med de tre utvärderingsmått som presenterades i kapitel 4: ME, MAE och RMSE. På sidan 49 finns i tabellerna *AI.1* och *AI.2* utvärderingen av modellen med konstanta parametrar; på sidan 50 i tabell *AI.3* och *AI.4* utvärdering av expanderande fönster-prognoserna; och slutligen på sidan 51 beskriver tabellerna *AI.5* och *AI.6* prestationerna av rullande fönster-prognoserna. Nedan presenteras också en sammanfattande tabell (5.6), som inte ger koefficienterna från prognosregressionstestet eller siffervärdena på ME, MAE och RMSE, utan bara indikerar vilka koefficienter som är statistiskt signifikanta och vilken av *A*-, *B*- och *C*-modellerna som är bäst för respektive index.

Prognostisering med *konstanta parametrar* görs för perioden 2002-01-02 – 2005-09-20. Resultaten av utvärderingen av prognosregressionstestet visas i tabell *AI.1*. Den visar att prognoserna är effektiva, såtillvida att de prognostiserade värdena är relaterade till de verkliga, för alla modelleringar av industri- och kemiindex i Sverige och industriindex i EU, samt för *C*-modellen av råvaruindex i Sverige. Övriga modeller visar ingen relation mellan de prognostiserade och de verkliga värdena. Konstateras kan att modellerna för det europeiska transportindexet har intercept som är statistiskt signifikant positiva, vilket indikerar att de konsekvent underskattar indexets avkastningar. Hypotesen att parametern η är lika med ett, vilket skulle innebära en bra prognos, kan varken förkastas för råvaru- (*C*) eller kemiindexet (*A*) i Sverige¹⁴.

Tabell 5.6: Prognosutvärdering

	Konstanta parametrar			Expanderande fönster			Rullande fönster		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
RINDSV	○	●	○		●		●	○	○
RINDEU	○	●	○	○	●	○	○	●	○
RKEMSV	●	○	○	●	○	○	●	○	○
RKEMEUE							●	○	
RRÅVSV			○			○	●	○	○
RRÅVEU							●	○	○
RTRASV									
RTRAEU							●	○	○
RGENSV									
RGENEUE									

Alla modeller som visar på en signifikant relation mellan prognostiserat värde och verkligt värde är markerade med ringar.

● indikerar att antingen MAE eller RMSE indikerar att modellen är bäst av *A*, *B* och *C*.

○ indikerar att MAE och RMSE entydigt visar att modellen är bäst av *A*, *B* och *C*.

○ indikerar att modellen är sämre än någon av de andra två enligt både MAE och RMSE.

¹⁴ Utgår från 90% konfidensgrad. Endast de koefficienter som konstaterats vara signifikant skilda från noll beaktas. Dessa betingelser gäller även i motsvarande tester för de andra prognosmetoderna nedan.

I tabell *AI.2* redovisas måtten ME, MAE och RMSE för den aktuella prognosmodellen. I modelleringen av de svenska indexen finns ingen generell tendens till skevhet, men de europeiska indexen har genomgående negativa ME-värden för alla index utom transportindexet. Det sistnämnda har ju ovan konstaterats vara skevt. Till storleken understiger alla ME-värden i båda regionerna en tiondels procents avkastning. De högsta värdena återfinns i C-modellerna, de med kointegrationskomponenter – särskilt för EU. MAE och RMSE är de mått som ska avgöra vilken av modellerna *A*, *B* och *C* som är mest träffsäker i prognostiseringen. Modell *A* är i 11 av 20 (55%) fall den bästa för prognostisering.

I de fall där modell *B* överträffar modell *A*, industri- och kemiindex i EU och industriindex i Sverige, har vi sett i skattningsmodellerna ovan att oljeprisförändringen saknar signifikant inflytande på indexen, vilket i ett teoretiskt perspektiv diskvalificerar dem. När man strävar efter att göra så bra prognoser som möjligt ska emellertid detta inte vara något hinder. Modell *C* är bäst för transportindex i Sverige, men det har ovan visats att den modellen inte är riktig eftersom felkorrigeringstermen är icke-stationär. Av de modeller som ovan konstaterats ha signifikanta kointegrationskoefficienter klarar industri-, kemi, och råvaruindexen i Sverige att visa en signifikant relation till de verkliga värdena, men samtidigt visar de andra prognosutvärderingarna att andra modeller gör ett bättre jobb. De europeiska index som ovan visats ha kointegrationskomponenter ger inga statistiskt signifikanta relationer till de verkliga värdena när de används för prognostisering enligt denna modell. Någon konsekvent fördel med modellerna *B* eller *C* kan alltså inte ses i ljuset av den här prognosmodellen.

Även för prognosmodellen med det *expanderande fönstret*, är prognoser gjorda för tidsperioden 2002-01-02 – 2005-09-20. Denna modell bygger ut underlaget för parameterskattningen med nya data för varje steg framåt i tiden man tar. Resultaten från prognosregressionstestet visas i tabell *AI.3*, och de andra prognosutvärderingsmått ges i tabell *AI.4*.

Följande modeller har signifikanta relationer mellan verkligt och prognostiserat värde: det svenska kemiindexets och europeiska industriindexets alla modeller, det svenska industriindexets modell *B* och det svenska råvaruindexets modell *C*. Detta är något färre än för prognostiseringen med konstanta parametrar – förvånande kan tyckas då parametrarna skattas på mer och nyare information. Däremot tycks det expanderande fönstret göra modellerna *B* och *C* generellt sett träffsäkrare i prognostiseringen. Med denna metod är *A*-modellen bäst i bara 40% av fallen, jämfört med 55% med konstanta parametrar. F-testet visar exakt samma resultat som för

konstanta parametrar-metoden: för de svenska kemi- (A) och råvaruindexen (C) kan $\eta=1$ ej förkastas.

De svenska industri- och transportindexen och de europeiska general-, industri- och kemiindexen förutspås alla bäst med B -modellen, enligt både MAE och RMSE. De svenska general- och kemiindexen och det europeiska transportindexet får bäst resultat för A -modellen. Det svenska råvaruindexet hade signifikant prognos enbart för modell C , vilken också ger det bästa RMSE-värdet (MAE-värdet indikerar däremot att A -modellen skulle vara bättre). Även det europeiska råvaruindexet prognostiseras bäst med modell C enligt RMSE, och med modell A enligt MAE.

Slutligen prognosmodellen med ett *rullande informationsfönster*, som också uppdaterar parameterunderlaget för varje steg framåt i tiden, men som till skillnad från det expanderande fönstret även flyttar fram den bakre gränsen för informationsunderlaget. Med denna prognosmodell är parameterunderlaget alltid två år bakåt i tiden, vilket gör att den första prognosen kommer vid observationen för 1998-01-02. Som framgår av tabell *AI.5* är det betydligt fler modeller som uppvisar signifikanta relationer i regressionstestet för denna prognosmetod än för de tidigare två. Alla modeller (A - C) för svenska industri-, kemi- och råvaruindexen och för de europeiska industri-, råvaru- och transportindexen går igenom testet. Dessutom visar det europeiska kemiindexet signifikans på 90%-nivån för sina A - och B -modeller.

Av dessa visar det europeiska industriindexet att B -modellen är bäst enligt båda prognosfelmått. Alla övriga index indikerar entydigt att A -modellen är den som ger minst felprognoser i genomsnitt. Parametern η för det svenska kemiindexets A -modell kan inte heller för denna metod sägas vara signifikant skild från ett, men för alla andra index kan den det. Sammanfattningsvis kan man säga om metodiken med rullande informationsfönster att den ger mycket bättre resultat än övriga om man ser till testet som visar på relationer mellan verkliga och prognostiserande värden, och att den pekar ut A -modellen som den bästa för i stort sett alla index om man ser till MAE och RMSE.

6 Analys

Hur skall man då tolka studiens resultat? För det första måste man göra klart för sig att överhuvudtaget kunna finna något kointegrationssamband är en delseger i sig. Ekonomisk teori förutsäger ju att man i princip inte skall kunna hitta några samband alls. Empiriska erfarenheter säger oss dock att små samband är möjliga att hitta. Kan man visa på några relationer, även om de är små, skall man känna sig nöjd. I brist på entydighet, måste de emellertid alltid klokt ifrågasättas. Man ska också ha i åtanke att effekter av oljeprisförändringar som visar sig samma dag som de orsakas, inte visar sig i resultaten. Som diskuterades i kapitel 4 är det bara effekter på nästföljande handelsdag som täcks upp i modelleringen. Att de presumtvt oljeberoende aktieindexen i många fall här visar sig oberoende av oljepriset kan troligen delvis härledas till detta. Kontemporära effekter av oljeprisförändringar vore intressant att studera, men omfattas alltså ej av den här uppsatsen.

Nedan analyseras resultaten först ur ett teoretiskt perspektiv. För att man ska kunna belägga att oljepriset har ett signifikant inflytande på aktieindex krävs då att såväl skattningarna som de olika prognosutvärderingarna pekar på samma resultat. Efter detta anläggs ett investerarperspektiv, där prognosmöjligheterna står i fokus, medan signifikans i skattningarna av modeller har en underordnad betydelse – samstämmighetskravet är här inte lika starkt.

6.1 Teoretikerns perspektiv

Skattningarna av våra modeller visar att flera index svängningar delvis kan förklaras av oljeprissvängningar. Kointegrationsmodellen, som visar signifikans för svensk och europeisk kemiindustri, svensk och europeisk råvaruindustri, samt svensk industri, når högre förklaringsgrad än de andra två modellerna. Visserligen innehåller modellen (C) fler variabler vilket i sig skulle kunna vara en anledning till det högre förklaringsvärdet, men då justerat (eng. *adjusted*) R^2 används skall detta inte vara fallet utan istället verkligen bero på en bättre C-modell. En första framgång kan därmed registreras – kointegrationstekniken är till hjälp i förklaringen av oljeprisets påverkan.

För skattningarna av svenskt transport- och europeiskt industriindex mot oljepriset visar sig B-modellen vara den bästa. Det indikerar att dessa index inte är kointegrerade med oljepriset, det vill säga att de inte har någon långsiktig jämvikt med, men att de likväl är relaterade till oljeprisförändringarna på något sätt, då dessa kan förklara en del av svängningarna i aktieindexen. Generalindexen förefaller vara helt oberoende av oljepriset, både i Sverige och i EU. I och med

att det är svårt att påvisa samband till och med i presumtivt oljeberoende index, är detta föga förvånande.

Prognosregressionstestet och prognosfelmått, som visar hur väl de olika prognosmetodikerna bidrar till att förutsäga aktieindexens utveckling, summerades ovan i tabell 5.6. Konstateras kan att *B*-modellen generellt är bäst för det expanderande datafönstret, men att *A*-modellen är överlägsen för det konstanta och rullande datafönstret. *C*-modellen når begränsad framgång i detta sammanvägda perspektiv.

Att *A*-modellen i flera moment i studien visat sig vara den starkaste modellen är ett slående (och kanske nedslående) resultat, men inte så oväntat. Det visar ju i dessa fall på att en simpel AR(1)-modell gör ett bättre jobb i att prognostisera aktieindexen än modellerna med oljeprisförändrings- och felkorrigeringstermerna. Genom att som ovan filtrera dataresultaten för signifikanta prognosrelationer, sortera bort alla *A*-modeller, samt endast välja ut de prognoser med minsta fel för varje modell, går det emellertid att få fram vilka index som både har en signifikant oljerektion mellan prognostiserat och verkligt värde, samt är bäst i test (har minst prognosfel). Inte är de många, men det är de oljemodeller som verkligen håller och som sökts i denna studie. Dessa presenteras i tabell 6.1.

Tabell 6.1: Oljemodeller som håller

Prognosmetod	Konstanta parametrar	Expanderande fönster	Rullande fönster
Index	RINDEU B*	RINDEU B*	RINDEU B*
	RRÅVSV C*	RRÅVSV C*	
	RINDSV B	RINDSV B	

* indikerar att modellen uppvisade signifikans i skattningen på hela samplet.

När det kommer till kritan så är det alltså industriindex på både svensk och europeisk nivå, samt svenska råvaruindex som uppfyller dessa krav. Läger man därutöver till ett krav på att modellen skall ha givit signifikanta utslag i de inledande skattningarna (markerat med stjärna i tabell 6.1), återstår endast europeiska industriindex och svenska råvaruindex. Av alla de presumtivt oljeberoende index som testats, tycks dessa två modeller vara de som konsekvent visar goda resultat. Att dessa två index hör till de som kunde förväntas ge ett stort utslag (vilket gäller för råvaruindexet i synnerhet) stärker modellerna ytterligare, och det kan med god empirisk grund konstateras att de påverkas av oljepriset. Detta är den här uppsatsens viktigaste slutsats.

Ytterligare ett antal noteringar ska göras innan investerarens perspektiv tar vid. Kointegrationsstudien bekräftar alltså att det för svensk del finns ett samband mellan oljeprisets utveckling och industri-, kemi- och råvaruindex. Däremot hittas inget stöd för ett kointegrationssamband mellan oljan och transportindex. Det senare går stick i stäv med vad Hammoudeh och Li (2005) fann på den amerikanska marknaden. Detta kan möjligen förklaras av att företagen i USA med landets låga bränslepriser (lågt beskattade) påverkas relativt sätt mer än vad svenska företag gör av volatilitet i oljepriset. I Sverige är ju miljöskatterna ganska höga och hävstången därmed mindre för sådana förändringar. Inte heller på europeisk nivå hittas kointegrationssamband mellan oljepriset och transportindex.

För de index där det inte kunnat påvisas någon relation till oljepriset kan generellt konstateras att detta inte innebär att företagen i de branscherna är okänsliga för oljeprisförändringar. I introduktionen beskrevs en bild av oljeprisrörelser och hur de förväntas påverka aktiepriser. Detta utmynnade dock inte i några klara antaganden om hur de index som undersöks i denna studie skulle påverkas, vilket berodde på att flera effekter och korrelationer samtidigt kan råda. Exempelvis konstaterades att ledande makroekonomer förklarar rådande oljeprisläge med den starka världsekonomin, vilket betyder att oljeprisläget är högt när det går bra för företagen, globalt sett. Företagen tycker säkert att det är ansträngande med exempelvis höga bränslepriser i transportbranschen, men samtidigt är ekonomin stark och de har hög orderingång. Dessa mångfasetterade effekter kan göra entydiga statistiska samband svårfunna.

De olika prognosmetodernas resultat är också intressanta att utvärdera. Prognosmetoden med konstanta parametrar kunde på förhand misstänkas ge de sämsta prognosresultaten, då den inte beaktar den senaste informationen utan går efter hur indexen reagerade på oljeprisförändringar under de fem första åren av samplet. En sån misstanke bekräftas av prognosfelmåttan, som är större generellt för den metoden (detta framgår tydligt i tabell 6.2 längre fram). Särskilt de senare prognoserna i tidsserien, kunde misstänkas bli väldigt felaktiga, eftersom de skattas på flera år gammal information.

Att det rullande datafönstret ger många signifikanta utslag för alla tre prognosmodellerna förtjänar extra uppmärksamhet. Det hela kan bero på att aktiepriser uppvisar *momentum*- och *rekyltendenser* (eng. *reversals*), vilket enkelt uttryckt betyder att avkastningar mellan olika tidsperioder är korrelerade. Detta har visats i många studier, se exempelvis Jegadeesh och Titman (1993) eller Bondesson (2005). Enkelt uttryckt kan man säga att uppgångar följs av vidare uppgångar (momentum) inom vissa tidsperioder, och av nedgångar (rekyl) inom andra. Ett rullande informationsfönster skulle eventuellt kunna fånga upp dessa tendenser vilket kan vara en

förklaring till att denna metod ger betydligt fler signifikanta utslag. Även en snabb blick på oljeprisets och indexens grafer (se sidan 22) bekräftar att dessa som så många andra finansiella instrument rör sig i trender. För att ytterligare undersöka om detta skulle kunna användas för att göra prognoser skulle man kunna undersöka datan med regimskiftesmodeller, vilket är ett uppslag till vidare forskning i ämnet, kanske en annan magisteruppsats.

6.2 Investerarens perspektiv

Ur investeringssynpunkt är det viktigaste med de olika modellerna och prognosmetoderna en sak: vilken kombination av modell och metod som gör den bästa prognosen för respektive serie. I tabell 6.2 (s.43) visas prognosresultaten från alla tre prognosmodellerna för de tre olika modellerna, så att nio MAE- och nio RMSE-mått för varje modell kan jämföras. Med fetstil markeras vilka av de nio modell-metod-kombinationerna som är bäst för respektive utvärderingsmått och index.

För de flesta indexen visar båda måtten på samma modell och metod, men för de svenska kemi-, råvaru- och transportindexen, och för EU:s kemiindex visar MAE och RMSE på olika kombinationer.

För fem av indexen pekas modell *A* ut som den bästa, vilket inte ska tolkas som annat än att information om oljeprisets förändringar inte gör någon nytta i prognostisering av dessa index. *A*-modellen är ju en referensmodell, och få investerare skulle använda den för att förutsäga morgondagens kurs – den beaktar ju bara dagens notering i sin prognos av morgondagens, ingen annan information. För de svenska general-, industri- och kemiindexen och för de europeiska råvaru- och transportindexen kan prognoser baserade på oljeprisutveckling därmed uteslutas.

Kärnan i tolkningen av tabellen är i vilka fall oljepriset kan ha en funktion i prognostiseringen. Svenska råvaru- och transportindexen förutsägs bäst med kointegrationsmodellen (*C*) enligt RMSE, men med referensmodellen enligt MAE. I Europa är *B* entydigt den bästa modellen för prognoser av generalindexet och industriindexet, och enligt MAE även för kemiindexet.

Av de olika metoderna visar det expanderande informationsfönstret något bättre resultat än det rörliga (metoden med konstanta parametrar är som sagt betydligt sämre). Noterbart är att i alla fall där oljepriset markeras ha en funktion (utom för svenska transportindexet) är det det expanderande fönstret som står som prognosmetod. I jämförelse med de andra metoderna är konstanta parameter-metoden bäst enbart för det svenska generalindexet och enligt MAE även för det svenska kemiindexet. I båda fallen är det prognostisering av referensmodellen som indikeras. Generalindexen har ovan visats vara de minst responsiva till oljeprisförändringar, och

att just den här metoden lämpar sig bäst ska snarare ses som en slump än tas till intäkt för metoden.

Kontentan för investeraren av ovanstående är följande. För prognos av det svenska råvaruindexet kan kointegrationsmodellen användas med ett expanderande informationsfönster som prognosmetod. För det europeiska industriindexet kan användande av modell B med samma prognosmetod vara fruktbart. Båda dessa resultat stämmer överens med vad som konstaterats ovan. Prognosresultaten för det svenska transportindexet och de europeiska general- och kemiindexen kan däremot investeraren vilja utvärdera ytterligare innan han använder, ty de resultaten rimmar dåligt med vad som funnits tidigare.

Tabell 6.2: Investerarens val av prognosmodell

		Konstanta parametrar		Expanderande fönster		Rullande fönster	
Index	Modell	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE
RGENSV	A	0,009300	0,013185	0,009311	0,013197	0,011123	0,015169
	B	0,009313	0,01320	0,009312	0,013200	0,011137	0,015186
	C	0,009326	0,01322	0,009321	0,013211	0,011204	0,015239
RINDSV	A	0,009364	0,01270	0,009355	0,012701	0,009324	0,012679
	B	0,009360	0,01269	0,009351	0,012691	0,009340	0,012687
	C	0,009415	0,01270	0,009399	0,012704	0,009381	0,012710
RKEMSV	A	0,010484	0,015035	0,010479	0,015038	0,010986	0,017840
	B	0,010505	0,015042	0,010499	0,015045	0,011006	0,017857
	C	0,010630	0,01512	0,010569	0,015091	0,011067	0,017876
RRÅSV	A	0,007868	0,01074	0,007863	0,010733	0,008387	0,011421
	B	0,007917	0,01077	0,007867	0,010733	0,008411	0,011436
	C	0,007883	0,01073	0,007873	0,010726	0,008437	0,011449
RTRASV	A	0,014399	0,02042	0,014400	0,020438	0,013263	0,019366
	B	0,014459	0,02047	0,014369	0,020432	0,013267	0,019390
	C	0,014393	0,02041	0,014396	0,020445	0,013315	0,019416
RGENEU	A	0,008938	0,012748	0,008936	0,012745	0,009450	0,012928
	B	0,008944	0,012753	0,008933	0,012742	0,009451	0,012933
	C	0,008949	0,012760	0,008934	0,012746	0,009492	0,012978
RINDEU	A	0,008256	0,01131	0,008246	0,011308	0,008758	0,011792
	B	0,008245	0,011295	0,008234	0,011290	0,008748	0,011789
	C	0,008262	0,01131	0,008241	0,011303	0,008779	0,011832
RKEMEU	A	0,009851	0,01406	0,009846	0,014060	0,009916	0,013757
	B	0,009842	0,014049	0,009838	0,014051	0,009918	0,013766
	C	0,009847	0,01406	0,009841	0,014056	0,009931	0,013792
RRÅVEU	A	0,009816	0,01352	0,009852	0,013597	0,009551	0,013090
	B	0,009870	0,01361	0,009853	0,013591	0,009563	0,013101
	C	0,009890	0,01361	0,009868	0,013587	0,009605	0,013120
RTRAEU	A	0,006499	0,00870	0,006489	0,008689	0,008685	0,012385
	B	0,006528	0,00873	0,006502	0,008707	0,008686	0,012391
	C	0,006532	0,00875	0,006514	0,008721	0,008729	0,012428

Fet stil indikerar det lägsta värdet på MAE och RMSE för respektive modell.

7 Slutsatser

Syftet för den här uppsatsen var tudelat. Först skulle det undersökas huruvida någon relation mellan oljeprisförändringar och aktieindexförändringar föreligger. Därefter skulle det testas huruvida eventuellt påvisade relationerna kan vara till nytta i prognostisering av aktieindexen.

Kointegrationsrelationer föreligger mellan oljeprisförändringar och svenska industri-, kemi- och råvaruindex, och mellan oljeprisförändringar och europeiska kemi- och råvaruindex. Dessutom påvisas relationer mellan oljepriset och det svenska transportindexet, samt det europeiska industriindexet.

Oljepriset kan i vissa fall vara till gagn även för prognostisering. Entydiga prognostiseringsfördelar påvisas för det svenska råvaruindexet och för det europeiska industriindexet.

Oljeprisets inverkan på svensk ekonomi förtjänar ytterligare uppmärksamhet – aktieprispåverkan är bara en av många möjliga infallsvinklar; kointegrationsanalys ett av flera ekonometriska tillvägagångssätt. De kontemporära effekterna av oljeprisförändringar på aktieindex vore en naturlig uppföljning av den här studien. En alternativ metodik, som möjligen kunde ge mer detaljerade resultat, vore att applicera en regimskiftesmodell på oljepriset för att bättre fånga upp de tydliga perioder av upp- och nedgångar som konstaterats.

Referenser

- Binner Jane M., Elger Thomas och Nilsson Birger (2004). *Applications of Artificial Intelligence in Finance and Economics. Advances in Econometrics* 19:71-92.
- Bondesson Mikael (2005). Ineffektiva Marknader. Kandidatuppsats vid Lunds Universitet, Sverige.
- Brooks Chris (2002). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, Cambridge, Storbritannien.
- Ciner Cetin (2001). Energy Shocks and Financial Markets: Nonlinear Linkages. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 5(3):203-212.
- Dickey D. A. och Fuller W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74:427-431.
- Economist* (vecka 35 2005). Oil and the global economy: Counting the cost of oil. *Vol* 376(8441):57-58.
- Enders Walter (1995). *Applied Econometrics Time Series*. Wiley & Sons, New York.
- Engle R. F. och Granger C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 55:251-276.
- Fama E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance* 25:383-417.
- Fuller W. A. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*. Wiley, New York, USA.
- Granger C. W. J. och Newbold P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics* 2:111-120.
- Hamilton James (1983). Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy* 91(2):228-48.
- Hammoudeh Shawkaat och Li Huimin (2005). Oil Sensitivity and Systematic Risk in Oil-Sensitive Stock Indices. *Journal of Economics and Business* 57:1-21.
- Hammoudeh Shawkat och Eleisa L. (2004). Dynamic Relationships among GCC Stock Markets and NYMEX Oil Futures. *Contemporary Economic Policy* 22(2):250-269.
- Huang Roger D., Masulis Ronald W. och Stoll Hans R. (1996). Energy Shocks and Financial Markets. *The Journal of Futures Markets* 16 (1): 1-27.
- Jones Charles och Kaul Gautam (1996). Oil and Stock Markets. *The Journal of Finance*, 51(2):463-491.

- Kaneko Takashi och Lee Bong-Soo (1995). Relative Importance of Economic Factors in the U.S. and the Japanese Stock Markets. *Journal of Japanese and International Economics* 9:290-307.
- Kyung-hwan Yoon (2004). *Oil Price Shocks and the Economy*. Literature Synthesis. December 03, 2004. Nedladdad den 20 september 2005, från http://www.missouri.edu/~econprm/ec413f04/kyoon_ls.pdf
- Linnala Tomas och Westman Henrik (2005, 3 september). Fortsatt Börsfest för Heta Oljebolag. *Dagens Industri*.
- Lo Andrew W. och MacKinlay A. Craig (1989). Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence From a Simple Specification Test. *The Review of Financial Studies*, Vol. 1(1):s.41-66.
- Pettersson Conny (2005, 17 augusti). Plastindustrin Pressas från Flera Håll. *Dagens Nyheter*.
- Phillips P. C. B. och Perron P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika* 75:335-346.
- Privata Affärer* (2005, 7 september). Bank- och Fordonssektorerna Handlas Upp.
- Sadorsky Perry (1999). Oil Price Shocks and Stock Market Activity. *Energy Economics* 21:449-460.
- Sadorsky Perry (2003). The Macroeconomic Determinants of Technology Stock Price Volatility. *Review of Financial Economics* 12:191-205.
- Schleifer Andrei (2000). *Inefficient Markets, An Introduction to Behavioural Finance*. Oxford University Press, New York, USA.
- United Nations Populations Division (2005). Befolkningsstatistik. Nedladdad den 20 september från <http://esa.un.org/unpp/>
- US Energy Information Administration (2003). *World Petroleum Consumption 1980-2003*. International Energy Annual 2003. Nedladdad den 20 september 2005, från <http://www.eia.doe.gov/emeu/international/petroleu.html>
- Wallin Michael (2005, 29 augusti). Asien: Oljepriset fick Börserna på Fall. *Nyhetsbyrån Direkt*.
- Westerlund Kristian (2005, 30 augusti). Svenska Bolag Beredda på Dyrare Bränsle. *Dagens Industri*.

Appendix I: Prognosutvärdering

Tabell AI.1: Prognosregressionstestet (konstanta parametrar)

	A		B		C	
rt, observerat	rt, prognos	intercept	rt, prognos	intercept	rt, prognos	intercept
RGENSV	1,317	-0,001	0,410	0,000	0,701	-0,001
p	0,760	0,434	0,531	0,921	0,704	0,539
RINDSV	0,440	0,000	0,476	0,000	0,438	0,000
p	0,029	0,448	0,040	0,464	0,021	0,566
RKEMSV	0,612	0,000	0,586	0,000	0,386	0,000
p	0,107	0,430	0,081	0,436	0,001	0,584
RRÅVSV	0,414	0,000	0,323	0,000	0,554	0,000
p	0,051	0,893	0,002	0,793	0,120	0,301
RTRASV	1,462	0,001	0,339	0,000	0,631	0,000
p	0,683	0,450	0,033	0,512	0,370	0,854
RGENEU	-0,532	0,000	-0,669	0,000	-0,283	0,000
p	0,016	0,637	0,009	0,548	0,037	0,731
RINDEU	0,483	0,000	0,540	0,000	0,564	0,000
p	0,025	0,815	0,043	0,787	0,052	0,320
RKEMEU	0,152	0,000	0,243	0,000	0,414	0,000
p	0,027	0,895	0,044	0,950	0,086	0,624
RRÅVEU	1,200	0,000	0,232	0,000	0,281	0,000
p	0,877	0,860	0,001	0,700	0,001	0,828
RTRAEU	-0,048	0,001	-0,237	0,001	-0,292	0,001
p	0,001	0,046	0,000	0,032	0,000	0,023

p anger sannolikheten för intercept att vara lika med noll, och för betan att vara lika med ett.

Fet stil indikerar att betavärdet med 95% säkerhet är signifikant skilt från noll;

kursiv stil indikerar dito på 90% konfidensnivå

Tabell AI.2: Prognosutvärdering (konstanta parametrar)

Index	Modell	ME	MAE	RMSE	Index	Modell	ME	MAE	RMSE
RGENSV	A	-0,00039	0,00930	0,01319	RGENEU	A	-0,00049	0,008938	0,012748
	B	-0,00040	0,00931	0,01320		B	-0,00049	0,008944	0,012753
	C	-0,00089	0,00933	0,01322		C	-0,00085	0,008949	0,012760
RINDSV	A	0,00012	0,00936	0,01270	RINDEU	A	-0,00026	0,008256	0,01131
	B	0,00013	0,00936	0,01269		B	-0,00025	0,008245	0,01129
	C	-0,00005	0,00941	0,01270		C	-0,00080	0,008262	0,01131
RKEMSV	A	0,00036	0,01048	0,015035	RKEMEU	A	-0,00027	0,009851	0,01406
	B	0,00034	0,01050	0,015042		B	-0,00026	0,009842	0,01405
	C	-0,00001	0,01063	0,01512		C	-0,00086	0,009847	0,01406
RRÅVSV	A	-0,00019	0,00787	0,01074	RRÅVEU	A	-0,00004	0,009816	0,01352
	B	-0,00017	0,00792	0,01077		B	-0,00013	0,009870	0,01361
	C	0,00051	0,00788	0,01073		C	-0,00033	0,009890	0,01361
RTRASV	A	0,00052	0,01440	0,02042	RTRAEU	A	0,00037	0,006499	0,00870
	B	0,00031	0,01446	0,02047		B	0,00036	0,006528	0,00873
	C	-0,00009	0,01439	0,02041		C	-0,00023	0,006532	0,00875

Fet stil indikerar vilken modell som var bäst enligt respektive mått.

Kursiv stil indikerar att modell C är bättre än A men sämre än B.

Tabell AI.3: Prognosregressionstestet (expanderande fönster)

rt, observerat	A		B		C	
	rt, prognos	intercept	rt, prognos	intercept	rt, prognos	intercept
RGENSV	0,4265	0,0000130	0,3107	0,0000513	0,0335	0,0001306
p	0,5083	0,9801000	0,3998	0,9200000	0,2294	0,8352000
RINDSV	0,4516	0,0003511	<i>0,5124</i>	0,0003379	0,4375	0,0003327
p	0,0571	0,416300	0,0849	0,432900	0,0413	0,443400
RKEMSV	0,6059	0,0004325	0,5780	0,0004319	0,4225	0,0003195
p	0,1146	0,3888000	0,0861	0,3896000	0,0055	0,5294000
RRÅVSV	0,4156	0,0000944	0,4183	0,0000966	<i>0,5351</i>	0,0003028
p	0,0794	0,8009000	0,0772	0,7959000	0,1427	0,4004000
RTRASV	0,5234	0,0004951	0,6871	0,0005046	0,3533	0,0004147
p	0,6498	0,4682000	0,6751	0,4595000	0,2576	0,5513000
RGENEU	-1,0675	0,0002514	-0,8293	0,0001879	-0,7059	0,0003196
p	0,0105	0,5920000	0,0173	0,6853000	0,0259	0,5664000
RINDEU	0,4864	-0,0000110	<i>0,5732</i>	-0,0000156	0,5294	-0,0001229
p	0,0455	0,9768000	0,0848	0,9670000	0,0582	0,7501000
RKEMEUE	0,0649	0,0001123	0,2168	0,0000795	0,2777	-0,0000377
p	0,0383	0,8150000	0,0672	0,8678000	0,0716	0,9428000
RRÅVEU	0,2030	0,0002144	0,2462	0,0002061	0,2761	0,0001620
p	0,0040	0,6393000	0,0053	0,6519000	0,0062	0,7263000
RTRAEU	-0,0964	0,0005888	-0,2501	0,0006219	-0,4288	0,0007850
p	0,001481	0,0478	0,0001470	0,0362000	0,0000080	0,0175000

p anger sannolikheten för intercept att vara lika med noll, och för betan att vara lika med ett.

Fet stil indikerar att betavärdet med 95% säkerhet är signifikant skilt från noll;

kursiv stil indikerar dito på 90% konfidensnivå

Tabell AI.4: Prognosutvärdering (expanderande fönster)

Index	Modell	ME	MAE	RMSE	Index	Modell	ME	MAE	RMSE
RGENSV	A	0,000170	0,009302	0,013197	RGENEU	A	0,000263	0,008926	0,012745
	B	0,000166	0,009303	0,013200		B	0,000258	0,008923	0,012742
	C	0,000407	0,009312	0,013211		C	0,000487	<i>0,008924</i>	0,012746
RINDSV	A	-0,000188	0,009352	0,012701	RINDEU	A	0,000082	0,008244	0,011308
	B	-0,000198	0,009347	0,012691		B	0,000069	0,008232	0,011290
	C	-0,000137	0,009395	0,012704		C	0,000282	0,008239	0,011303
RKEMSV	A	-0,000403	0,010479	0,015038	RKEMEUE	A	0,000104	0,009852	0,014060
	B	-0,000398	0,010499	0,015045		B	0,000093	0,009843	0,014051
	C	-0,000102	0,010569	0,015091		C	0,000467	<i>0,009846</i>	<i>0,014056</i>
RRÅVSV	A	0,000100	0,007861	0,010733	RRÅVEU	A	-0,000010	0,009860	0,013597
	B	0,000092	0,007865	0,010733		B	-0,000021	0,009861	0,013591
	C	-0,000364	0,007872	0,010726		C	0,000112	0,009877	0,013587
RTRASV	A	-0,000491	0,014410	0,020438	RTRAEU	A	-0,000359	0,006492	0,008689
	B	-0,000507	0,014378	0,020432		B	-0,000356	0,006505	0,008707
	C	-0,000259	<i>0,014404</i>	0,020445		C	-0,000064	0,006516	0,008721

Fet stil indikerar vilken modell som var bäst enligt respektive mått.

Kursiv stil indikerar att modell C är bättre än A men sämre än B.

Tabell AI.5: Prognosregressionstestet (rullande fönster)

	A		B		C	
rt, observerat	rt, prognos	intercept	rt, prognos	intercept	rt, prognos	intercept
RGENSV	0,148	0,000	0,155	0,000	-0,247	0,000
p	0,002	0,597	0,000	0,595	0,000	0,484
RINDSV	0,635	0,000	0,578	0,000	0,481	0,000
p	0,051	0,674	0,012	0,631	0,002	0,563
RKEMSV	0,738	0,000	0,686	0,000	0,604	0,000
p	0,104	0,654	0,047	0,653	0,005	0,846
RRÅVSV	0,603	0,000	0,482	0,000	0,426	0,000
p	0,076	0,630	0,009	0,531	0,001	0,783
RTRASV	-0,230	0,000	-0,145	0,000	-0,186	0,000
p	0,000	0,845	0,000	0,857	0,000	0,921
RGENEU	0,248	0,000	0,286	0,000	-0,048	0,000
p	0,009	0,788	0,003	0,799	0,688	0,688
RINDEU	0,688	0,000	0,666	0,000	0,532	0,000
p	0,049	0,888	0,020	0,865	0,001	0,516
<i>RKEME</i>	<i>0,368</i>	0,000	<i>0,349</i>	0,000	0,259	0,000
p	0,004	0,718	0,001	0,718	0,000	0,655
RRÅVEU	0,650	0,000	0,601	0,000	0,546	0,000
p	0,020	0,567	0,005	0,550	0,001	0,420
RTRAEU	0,544	0,000	0,511	0,000	0,378	0,000
p	0,011	0,971	0,003	0,971	0,000	0,861

p anger sannolikheten för intercept att vara lika med noll, och för betan att vara lika med ett.

Fet stil indikerar att betavärdet med 95% säkerhet är signifikant skilt från noll;

kursiv stil indikerar dito på 90% konfidensnivå

Tabell AI.6: Prognosutvärdering (rullande fönster)

Index	Modell	ME	MAE	RMSE	Index	Modell	ME	MAE	RMSE
RGENSV	A	0,000040	0,011123	0,015169	RGENEU	A	0,000039	0,009450	0,012928
	B	0,000029	0,011137	0,015186		B	0,000035	0,009451	0,012933
	C	-0,000161	0,011204	0,015239		C	S	0,009492	0,012978
RINDSV	A	-0,000044	0,009324	0,012679	RINDEU	A	-0,000013	0,008758	0,011792
	B	-0,000052	0,009340	0,012687		B	-0,000023	0,008748	0,011789
	C	-0,000069	0,009381	0,012710		C	-0,000252	0,008779	0,011832
RKEMSV	A	-0,000170	0,010986	0,017840	RKEME	A	-0,000053	0,009916	0,013757
	B	-0,000167	0,011006	0,017857		B	-0,000048	0,009918	0,013766
	C	0,000015	0,011067	0,017876		C	-0,000116	0,009931	0,013792
RRÅVSV	A	-0,000029	0,008387	0,011421	RRÅVEU	A	-0,000114	0,009551	0,013090
	B	-0,000043	0,008411	0,011436		B	-0,000113	0,009563	0,013101
	C	0,000203	0,008437	0,011449		C	-0,000211	0,009605	0,013120
RTRASV	A	0,000009	0,013263	0,019366	RTRAEU	A	0,000037	0,008685	0,012385
	B	0,000006	0,013267	0,019390		B	0,000041	0,008686	0,012391
	C	-0,000202	0,013315	0,019416		C	-0,000098	0,008729	0,012428

Fet stil indikerar vilken modell som var bäst enligt respektive mått.

Kursiv stil indikerar att modell C är bättre än A men sämre än B.

