

LUNDS UNIVERSITET

# Råvarupriserna

---

- En multifaktormodell för att förklara råvaruprisindex

**Anna-Maria Falkberg**

**2010-09-01**

## **Kandidatuppsats i nationalekonomi**

Titel: Råvarupriserna - En multifaktormodell för att förklara råvaruprisindex.  
Författare: Anna Maria Falkberg  
Handledare: Björn Hansson  
Fakultet: Ekonomihögskolan, Lunds Universitet  
Datum: 2010-09-01

Nyckelord: ränta, US-dollar växelkurs, industriproduktion, penningmängd, CRB Index, S&P GSCI Index

### **Sammanfattning:**

Syftet med denna uppsats är att undersöka vilka makroekonomiska faktorer som påverkar råvarupriserna. För studien används två välkända råvaruprisindex, CRB Index och S&P GSCI Index. Perioden för undersökningen sträcker sig från 1973-01 till och med 2010-04 och observationerna är månadsvisa.

Tidigare forskning har visat att industriproduktion, räntan, US-dollar växelkurs samt penningmängd är faktorer som har stor inverkan på råvarupriserna. Resultaten i denna uppsats erhålls genom ekonometriska metoder såsom regression och kausalitetstest. Det senare testet används för att försäkra sig om orsak och verkan. Resultaten i studien visar att endast växelkursen och industriproduktionen kan påvisas påverka råvarupriserna med hänsyn tagen till kausaliteten.

## **Bachelor thesis in economics**

Title: Commodity prices- A multifactor model to explain commodity price index  
Author: Anna Maria Falkberg  
Advisor: Björn Hansson  
Faculty: School of economics and management, Lund University  
Date: 2010-09-01

Keywords: Interest rate, US-dollar exchange rate, industrial production, liquidity, CRB Index, S&P GSCI Index.

### **Abstract:**

The purpose of this essay is to analyze the question regarding the impact of macroeconomic factors on the commodity prices. For this study two well-known commodity prices indices, CRB Index and S&P GSCI Index, are used. The data covers the time period 1973-01 to 2010-04 with monthly observations.

Previous research has revealed that industrial production, interest rate, US-dollar exchange rate and liquidity are factors with major impact on commodity prices. The results are obtained by applying econometric methods such as multivariate regression and causality test. The latter is used in order to distinguish cause and effect. The results indicate that only the exchange rate and industrial production have effect on commodity prices when causality is taken into consideration.

# 1. INNEHÅLLSFÖRTECKNING

---

2.	Introduktion .....	5
2.1	Problemformulering .....	8
2.2	Syfte och avgränsning .....	8
3.	Tidigare forskning .....	9
4.	Teori .....	12
4.1	Lewis-modellen .....	12
4.2	Kvantitetsteorin .....	13
4.3	Lagen om ett pris .....	15
4.4	IS-LM-modellen .....	15
5.	Data .....	17
6.	Metod.....	21
6.1	Stationäritet .....	21
6.2	Multifaktormodellen.....	22
6.3	Reset-test .....	23
6.4	Test för autokorrelation och heteroskedasticitet.....	24
6.5	Structural breaks.....	25
6.6	Granger Causality-test.....	26
7.	Resultat och Analys.....	27
7.1	Enhetsrotstest.....	27
7.2	Multifaktormodellen.....	28
7.3	Granger Causality-test .....	30
7.4	Structural break .....	32
8.	Avslutning .....	34
9.	Referenser.....	35
10.	Appendix .....	38

## 2. INTRODUKTION

---

Råvara är en vara som erhållits ur naturen men som behöver förädling innan den kan konsumeras. Till råvaror räknas metaller, ädelmetaller, energi, spannmål och mjuka råvaror där kaffe, kakao, bomull, socker och timmer ingår.<sup>1</sup>

Råvaruhandel är ingen ny företeelse. I tusentals år har människor handlat råvaror på olika sätt. På 1800-talet rationaliserades handeln mellan köpare och säljare. Detta gjorde man genom att införa terminskontrakt, vilket innebar att producenterna kunde veta exakt vad de skulle få betalt för nästa skördetid. Dessa kontrakt förenklade handeln mellan säljare och köpare. Idag handlar man råvaror på flera råvarubörser i världen. De största råvarubörserna finns i London, New York och Chicago.<sup>2</sup> En annan nämnvärd råvarubörs är Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) vilken är Sydamerikas viktigaste råvarubörs. Eftersom Brasilien är världens största sockerexportör handlas allt socker på denna börs. Andra viktiga råvarubörser är Shanghai Futures Exchange (SHFE) där man handlar aluminium, koppar och olja och Tokyo Commodity Exchange (TOCOM) där industrimetaller, ädelmetaller, olja och energiprodukter handlas. En av de mest kända råvaruinvesteringarna är Jim Rogers som grundade Rogers International Commodity Index (RICI). Han är känd som författare till boken "Hot Commodities" och för sina framgångrika investeringar i råvaror. Rogers International Commodity Index skapades 1998 och sedan dess stigit med 314 %. Indexet består av 36 olika råvaror som är uppdelade i tre subindex: jordbruk, energi och metaller. År 2007 lanserades ett nytt RICI som heter RICI enhanced och är en familj av index. Andra stora råvaruindex är Dow Jones-AIG index och S&P GSCI index.<sup>3</sup> Dessa råvaruindex har följt varandra ganska nära genom åren som visas i nedanstående diagram mellan åren 1998 och 2007.<sup>4</sup>

---

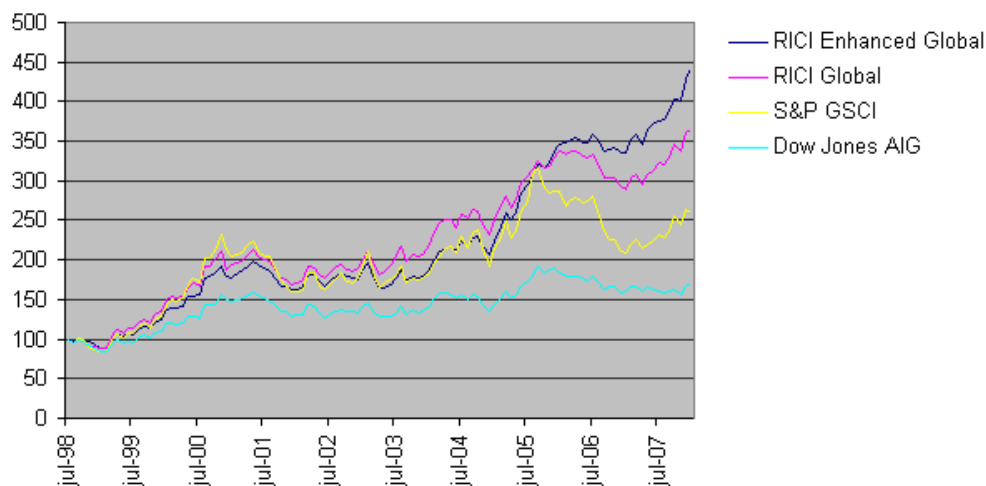
<sup>1</sup> <http://www.investera.nu/investera-i-ravaror>

<sup>2</sup> <http://www.jibreusolvestad.se/hur-handlas-ravaror>

<sup>3</sup> Roger, Jim (2004), "Hot Commodities, How Anyone Can Invest Profitably in the World's Best Market".

<sup>4</sup> (tabell 2.1) <http://www.jibreusolvestad.se/ravaruindex>

**Tabell 2.1 Råvaruindex**



Råvarupriserna har fluktuerat mycket under de senaste 40 åren. I början på 1970-talet steg priserna på jordbruksprodukter och mellan 1971 och 1974 nådde priserna på jordbruksprodukter rekordnivå. Under denna period deprecierades dollarn kraftigt. Bakgrunden till detta är att USA hoppade av guldmyntfoten 1971 och övergick till rörlig växelkurs eftersom man inte hade tillräckliga guldreserver för att skydda dollarns fasta växelkurs. Denna förändring gjorde att dollarn deprecierades med nästan 30 %. Detta ledde till att amerikanska produkter blev mer konkurrenskraftiga på andra marknader och exporten steg. Under 1990-talet präglades råvarumarknaden av samma höga jordbruksråvarupriser som på 70-talet. Den bakomliggande faktorn var den starka efterfrågan på dessa varor och ökad handel driven av stark ekonomisk tillväxt i industrialiserade länder i Asien. Denna handel minskade när 1997-1999-års finanskris underminerade den ekonomiska tillväxten i Asien. En annan period med höga jordbruksråvarupriser var 2006-2008. Under denna period hade den globala handeln med jordbruksprodukter ökat med över 50 %.<sup>5</sup>

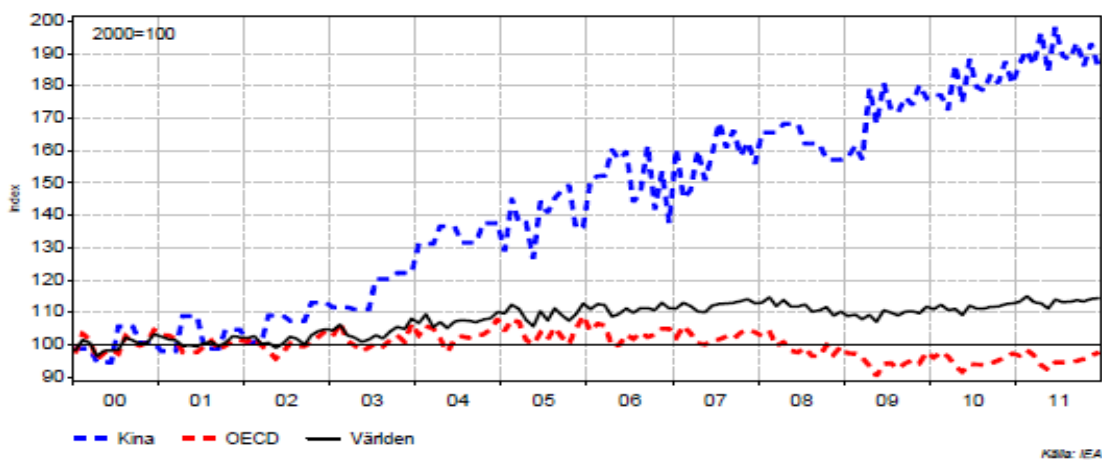
Under finanskrisen 2008 sjönk råvarupriserna kraftigt för att åter stiga något under 2009. Enligt Swedbanks rapport för råvarumarknaden i början på 2010 sjönk de globala råvarupriserna under februari. Detta bidrog till att Swedbanks totala råvaruprisindex föll med nästan 3,6 %. Under denna period sjönk även priset på industrimetaller, den största prisfallet var för bly och zink däremot steg priset på nickel i samband med strejker i de största gruvorna i Brasilien. I början på 2010 präglades den globala råvarumarknaden av stora prisfluktuationer. Enligt Swedbanks rapport kan detta bero på en ökad osäkerhet kring den

<sup>5</sup> <http://www.ers.usda.gov/AmberWaves/march09/Features/AgCommodityPrices.htm>

globala konjunkturen i och med Kinas åtstrammingsåtgärder, vilka kan leda till att behovet av råvaror minskar under 2010.<sup>6</sup> En annan förklaring till prissvängningarna på råvarumarknaden är valutafluktuationer. Dessa beror exempelvis på tvivel kring euron på grund av den finansiella situationen i Grekland samt en svag europeisk konjunktur. Detta har lett till att den amerikanska dollarn har stärks i förhållande till euron. Att dollarn har apprecierats innebär att det blir dyrare för länder som köper råvaror i andra nationella valutor. I samband med detta kan råvarukonsumtionen minska och råvarupriset avtar. Trots en ökad osäkerhet i EMU-området och en appreciering av amerikanska dollarn har guldpriset legat kvar på en hög nivå.

Oljekonsumtionstillväxten i Asien har fortsatt växa medan i OECD-länderna har den fortsatt vara svag. Både i USA och i Europa dämpades oljekonsumtionen av en stigande energieffektivisering. I nedanstående bild visas oljekonsumtionens utveckling under 10 år. Det syns tydligt att Asiens oljekonsumtion har tilltagit kraftigt.<sup>7</sup>

**Tabell 2.1 Oljekonsumtionstillväxten i världen, 2000=100**



<sup>6</sup> [http://www.swedbank.se/idc/groups/public/@i/@sc/@all/@kp/documents/article/fm\\_946222.pdf](http://www.swedbank.se/idc/groups/public/@i/@sc/@all/@kp/documents/article/fm_946222.pdf)

<sup>7</sup> [http://www.swedbank.se/idc/groups/public/@i/@sc/@all/@kp/documents/article/fm\\_946222.pdf](http://www.swedbank.se/idc/groups/public/@i/@sc/@all/@kp/documents/article/fm_946222.pdf)

## 2.1 Problemformulering

Som diskuterat i föregående stycke har råvarupriserna fluktuerat genom åren och vi har sett perioder av både höga och låga råvarupriser. Det är därför intressant att ta reda på om dessa priser kan förklaras med variabler från nationalekonomiska teorier. Uppsatsens problemformulering blir därför:

Vilka makroekonomiska faktorer påverkar råvarupriserna?

## 2.2 Syfte och avgränsning

Syftet med uppsatsen är att undersöka vilka makroekonomiska faktorer som påverkar råvarupriserna. Tidigare forskning som undersökt detta har i många fall visat att råvarupriserna påverkas av makroekonomiska faktorer såsom räntan, industriproduktion, penningmängd och US-dollarars växelkurs. Utifrån vald teori och med hjälp av ekonometriska metoder kommer uppsatsens problemformulering att besvaras. Studien undersöker två välkända råvaruindex, CRB Index och S&P-GSCI Index, och avgränsas till månadsdata för perioden 1973-01 till 2010-04.



### 3. TIDIGARE FORSKNING

---

För att ta reda på vilka faktorer som kan tänkas påverka råvarupriserna har man i flera artiklar undersökt sambandet mellan råvarupriset och makroekonomiska variabler på både lång och kort sikt. Genom att använda olika metoder, exempelvis regressionsanalys, har flera hittat ett starkt signifikant samband mellan råvarupriset och makroekonomiska variabler såsom US-dollarrens växelkurs, industriproduktion, producentprisindex och penningmängd. Även ett negativt signifikant samband mellan räntan och råvarupriset verkar finnas.

I Hua's (1998) artikel "the impact of macroeconomic/monetary shocks" analyseras frågan om huruvida det finns ett samband mellan råvarupriser och makro-/penningvariabler på både lång och kort sikt. Författaren undersöker om variabler som ränta, industriproduktion samt växelkursen för US-dollar kan bidra till en förändring i råvarupriset. I undersökningen ingår 33 olika råvaror. Olja, naturgas, kol samt ädelmetaller såsom guld och silver är exkluderade. Resultaten som uppnås i artikeln visar att det finns ett signifikant samband mellan priset på råvaror, räntan, US-dollar samt industriproduktion. Detta samband är signifikant på både lång och kort sikt.<sup>8</sup>

Bloch, Dockery et al. (2007) försöker förklara vilka ekonomiska faktorer som bidrar till en förändring i råvarupriserna på stora marknader som USA, UK och Japan. De väljer att undersöka variabler som industriproduktion, producentprisindex, löner samt ränta. Författarna väljer att använda både den långa och korta räntan för USA i undersökningen. Däremot används bara den långa räntan för UK och Japan. Resultaten visar att den långa räntan har ett negativt samband med råvarupriserna samt att denna variabel är signifikant. Vidare är industriproduktion och producentprisindex också signifikanta medan löner är insignifikanta. På kort sikt ökar råvaruprisindex med 1,5 procent för 1 procentens uppgång i industriproduktion. På längre sikt försvinner denna effekt. Författarna förklarar även med hjälp av analys att höga råvarupriser skapar inflation samt höga intäkter hos producenter i industriländer.<sup>9</sup>

I en artikel av Lalonde, Zhu och Demers (2003) undersöks vilka faktorer som påverkar priset på BCNE (non-energy commodity) och WTI (West Texas intermediate crude oil). För deras undersökning använder författarna kvartalsdata mellan 1974 och 2001 i reala termer. De två

---

<sup>8</sup> Hua, Ping (1998), "On primary commodity prices: The impact of Macroeconomic/Monetary shocks"

<sup>9</sup> Bloch, Harry, Dockery, A. Michael, Morgon, C. Wyn och Sapsford David (2007), "Growth, commodity prices, inflation and the distribution of income".

oljeprischockerna under 70- och 80-talet identifieras som s.k. structural breaks. Tidsperioderna innan, efter och mellan dessa kriser tilldelas därför var sin dummyvariabel som alla tre är signifikanta. Resultaten i artikel visar att den största delen (72 %) av variationen i BCNE-priserna kan förklaras av industriproduktion medan (8 %) beror på US-dollarrens växelkurs. Som signifikanta faktorer för oljepriset pekades industriproduktionen samt oljelagren ut. US-dollarrens växelkurs är däremot inte signifikant för oljan.<sup>10</sup>

I en annan studie gjord av Chen, Rogoff och Rossi från 2009, undersöker författarna om individuella växelkurser samt flera växelkurser tillsammans kan bidra till en förändring i råvarupriset. Med hjälp av Granger Causality-test undersöks även den omvända rollen, nämligen om råvarupriset kan påverka växelkurser. För denna undersökning används kvartalsdata från 1984-2008 samt stora råvarumarknader som Australien, Kanada, Chile, Nya Zeeland och Södra Afrika. Chen, Rogoff och Rossi visar sedan i deras resultat att det finns ett starkt signifikant samband mellan individuella växelkurser och råvarupriset. Detta samband visades vara signifikant i både in-of-sample- och out-of-sample-tester. Författarna fann att även flera växelkurser tillsammans bidrar till förändring i råvarupriset. Den omvända relationen, d.v.s. att råvarupriset kan påverka växelkursen, visade endast vara signifikant i några tester.<sup>11</sup>

I ”Global liquidity and commodity prices” från 2009 undersöks sambandet mellan råvarupriset och global likviditet i OECD-länder på både lång och kort sikt. I analysen används kvartalsdata som sträcker sig från 1970-2008 samt CRB (commodity price index) och CRBRI (raw industrial commodity price index). Resultaten visar att global likviditet är en viktig avgörande faktor för råvarupriset då en hög global likviditet kan skapa inflation i konsumentpriserna. Vidare förklaras också att råvarupriset kan ses som en indikator för framtida inflation samt att en stark tillväxt i penningmängd kan vara en bra indikator för kommande bubblor i råvarusektorn.<sup>12</sup>

I en artikel av Bailey och Chan (1993) används systematiska faktorer för att förklara variationen i spreaden mellan spot- och terminspriser för ett flertal råvaror. Vidare undersöks också om de systematiska faktorerna påverkar spot-priserna på råvaror. Studien bygger på månadsdata under perioden 1966-1987. Genom regressioner visar författarna att de två

---

<sup>10</sup> Lalonde, Rene, Zhu, Zhenhua och Demers Frederick (2003), ”Forecasting and analyzing commodity prices”

<sup>11</sup> Chen, Yu-Chin, Rogoff, Kenneth och Rossi, Barbara (2009), ”Can exchange rates forecast commodity prices?”

<sup>12</sup> Belke, Ansgar, Bordon, Ingo G. och W. Hendricks, Torben (2009), ”Global liquidity and commodity prices - a cointegrated VAR approach for OECD countries.

systematiska riskfaktorerna default yield spread och dividend yield förklarar en stor del av variationen i spot-termin-spreaden. Däremot finner de inga bevis på att dessa riskfaktorer påverkar spot-priserna på råvaror.<sup>13</sup>

I artikeln ”The effect of monetary policy on real commodity prices” från 2006 granskas sambandet mellan penningpolitik och råvarupriser. Författarna förklarar att räntan påverkar råvarupriset via efterfrågan på råvarulagren. En hög real ränta minskar efterfrågan på lagringsbara råvaror medan en låg real ränta medför sänkta kostnader på råvarulagren samt ökande råvarupriser. För att förklara hur räntan påverkar råvarupriset använder författarna ”cost of carry-modellen”. Undersökningsperioden sträcker sig från 1950-2005. Först analyseras USA och därefter analyseras mindre länder med flyttande växelkurs. I analysen för USA påvisades ett negativt signifikant samband mellan räntan och CRB (commodity price index). Man hittade även ett samband mellan ränta och två andra stora index Moody’s och Dow Jones. Koefficienten för CRB var -0,06, vilket tolkas som att när reala räntan går upp med en procent, sjunker råvarupriset med 6 procent. I andra analysen för länder med flyttande valutakurs fann man också ett negativt signifikant samband mellan ränta och CRB för Kanada, UK och Australien. Däremot visade sig detta samband vara insignifikant för Chile och Brasilien.<sup>14</sup>

---

<sup>13</sup> Bailey, Warren och Chan K.C (1993), “Macroeconomic influences and the variability of the commodity futures basis”.

<sup>14</sup> Frankel, Jeffrey (2006), “The effect of monetary policy on real commodity prices”.

## 4. TEORI

---

Teorin i detta kapitel baseras främst på utbud och efterfrågan på råvarupriset. För att kunna förstå hur råvarupriset förändras över tiden är det viktigt att se detta ur ett utbuds- och efterfrågeperspektiv. Genom att titta på Lewis-modellen som behandlas i artikeln ”A model of commodity prices after Sir Arthur Lewis” kan man förklara hur efterfrågan samt utbudet för råvaror ser ut. Vidare i detta kapitel kommer kvantitetsteorin och lagen om ett pris att behandlas för att förklara hur penningmängden samt valutakursen kan tänkas påverka råvarupriset. I slutet av detta kapitel behandlas IS-LM-modellen som bakomliggande teori för hur räntan påverkar råvarupriset.

### 4.1 Lewis-modellen

I artikeln ”A model of commodity prices after Sir Arthur Lewis” används en enklare version av Lewis-modellen för att illustrera efterfrågan samt utbudet för råvaror. Enligt författarna Deaton och Laroque kan efterfrågan på råvaror skrivas som en funktion av BNP ( $y_t$ ), världspriset på råvaran i fråga ( $p_t$ ) samt efterfrågechock ( $\xi_t^d$ ). När ekvationen är angiven i logaritmisk form ser det ut på följande sätt:

$$d_t = Ay_t - Bp_t + K + \xi_t^d \quad 1$$

Ekvationen består även av de tre parametrarna A, B och K, där A och B är elasticiteter. Tiden är betecknad med t. Vi förväntar oss att parametern A ska vara större än noll så att efterfrågan ökar då BNP tilltar. Ekvationen talar för oss att när industriproduktionen (BNP) växer bidrar detta till en förhöjd efterfråga på råvaror. När världspriserna däremot ökar leder detta till en minskad efterfråga på råvaror. Ekvationen visar att även en chock kan påverka efterfrågan på råvaror.

Utbudet på råvaror kan beskrivas som en funktion av föregående utbud ( $S_{t-1}$ ), skillnaden mellan priset och marginalkostnaden för att producera varan ( $p_t - p^*$ ) och en utbudschock ( $\xi_t^s$ ). Denna ekvation kan skrivas på följande sätt:

$$S_t = S_{t-1} + D(p_t - p^*) + \xi_t^s \quad 2$$

Ekvationen består bara av en parameter  $D$  som är större än noll. Eftersom  $D$  är positivt, ökar utbudet när priset ligger över marginalkostanden för att producera råvaran och vice versa. Vidare förklaras att utbudschocker består av två olika chocker, nämligen permanenta och övergående chocker. Permanenta chocker kan till exempel vara tillgång till mer eller mindre land för jordbruk, en ny gruva som upptäcks eller en ny teknolog. Som övergående chocker räknas naturkatastrofer, epidemi, väder samt olika jobbstrejker. Ekvationen för en utbudschock kan skrivas på följande sätt:

$$\xi_t^s = \eta_t + v_t - v_{t-1} \quad 3$$

Denna ekvation beskriver utbudschocken som permanent chock ( $\eta_t$ ) plus skillnaden mellan en övergående chock och en övergående chock från föregående period. Med hjälp av Lewis-modellen förklaras priset för en råvara. Detta pris beskrivs som en funktion av BNP ( $y_t$ ), föregående utbud ( $s_{t-1}$ ), marginalkostnad att producera varan ( $p^*$ ), efterfrågechock ( $\xi_t^d$ ), och utbudschock ( $\xi_t^s$ ). Ekvationen för priset kommer då att se ut på följande sätt:

$$p_t = (B - D)^{-1}(Ay_{t+k} - S_{t-1} + Dp^* + \xi_t^d - \xi_t^s) \quad 4$$

Ekvationen ovan talar om för oss att priset på en vara ökar när BNP tilltar samt när efterfrågechocker ökar. I ekvationen ser vi även att när marginalkostnaden att producera varan ökar leder detta till att priset på varan ökar. Man kan även observera att utbud i föregående tidsperiod påverkar priset negativt.<sup>15</sup>

## 4.2 Kvantitetsteorin

Kvantitetsteorin förklarar hur förändringen av penningmängden kan påverka priset på en vara eller en produkt. Teorin visar att det finns ett samband mellan penningmängd och prisnivå och att en ökad penningmängd ger en ökad prisnivå. Formeln för kvantitetsteorin kan skrivas på följande sätt:

$$M \cdot V = P \cdot T \quad 5$$

---

<sup>15</sup> Deaton, Angus och Laroque, Guy (2003), "A model of commodity prices after Sir Arthur Lewis".

där  $M$  = penningmängd,  $V$  = omloppshastigheten,  $P$  = prisnivån och  $T$  = antal transaktioner. Kvantitetsteorin kan sedan skrivas om för olika tidsperioder enligt nedan: <sup>16</sup>

$$m_t \cdot v_t = p_t \cdot y_t \quad 6$$

Om man antar att pengar kan användas antingen till råvaror eller till konsumtionsvaror kan  $p_t$  och  $y_t$  (BNP) omformuleras som:

$$p_t = \lambda p_t^{\text{COM}} + (1 - \lambda) p_t^{\text{CPI}} \quad 7$$

$$y_t = \lambda y_t^{\text{COM}} + (1 - \lambda) y_t^{\text{CPI}} \quad 8$$

där  $\lambda$  är vikten av råvaror ( $0 < \lambda < 1$ ). Priset på råvaror är betecknat med COM och priset för konsumtionsvaror med CPI. Om penningmängden ökar med  $\mu$  % givet att omloppshastigheten är konstant kan kvantitetsteorin skrivas som:

$$(1 + \mu) m_t = p_{t+1} y_{t+1} = (1 + \mu) p_t y_t \quad 9$$

Om man antar att  $p_t^{\text{CPI}}$  ej påverkas av en ökning av penningmängden beroende på stark konkurrens på den internationella varumarknaden och ett stort utbud av billig arbetskraft i låglöneländer, ökar produktionen av konsumtionsvaror ( $y_t^{\text{CPI}}$ ) allt annat lika. Utbudet av råvaror ( $y_t^{\text{COM}}$ ) antas istället vara konstant på kort sikt vilket för med sig att  $p_t^{\text{COM}}$  stiger när penningmängden ökar. Då  $p_t$  och  $y_t$  skrivs om som tidigare i ekvation 7 och 8 får vi en ekvation som ser ut enligt följande då penningmängden ökar med  $\mu$  procent:

$$\begin{aligned} (1 + \mu) m_t &= [(1 + \mu) \lambda p_t^{\text{COM}} + (1 - \lambda) p_t^{\text{CPI}}] \cdot [\lambda y_t^{\text{COM}} + (1 + \mu)(1 - \lambda) y_t^{\text{CPI}}] \\ &= (1 + \mu) p_t y_t \end{aligned} \quad 10$$

Som vi ser i ekvationen ovan bör råvarupriset påverkas av penningmängd på kort sikt. På lång sikt hinner utbudet anpassa sig efter efterfrågan. <sup>17</sup>

---

<sup>16</sup> Fregert, Klas och Jonung, Lars (2005), "Makroekonomi, Teori, Politik & Institutioner".

### 4.3 Lagen om ett pris

Lagen om ett pris säger att en vara ska ha samma pris på alla marknader. Om en vara, uttryckt i en gemensam valuta, är billigare på en marknad än på en annan marknad, kommer detta bidra till att importen från den billigare marknaden ökar. Den ökade importefterfrågan kommer i sin tur att leda till att efterfrågan stiger på den billiga marknadens valuta. Detta bidrar till att den billigare marknadens valuta blir dyrare. På lång sikt hinner växelkursen justera sig så att varan har samma pris på bägge marknader. Ekvationen för lagen om ett pris kan skrivas följande sätt:

$$E \cdot P^* = P \quad 11$$

där  $E$ = kronor/dollar,  $P^*$ = dollar/korg och  $P$ = kronor/korg.

Ekvationen förklarar att priset på en varukorg i USA i kronor ( $E \cdot P^*$ ) bör kosta lika mycket som priset på en varukorg i Sverige i kronor ( $P$ ). Ekvationen ovan kan skrivas om enligt följande:

$$E = \frac{P}{P^*} \quad 12$$

Ekvationen ovan kallas för absoluta köpkraftsparitetsteorin för växelkursen och beskriver den nominella växelkursen som kvoten mellan priset på en gemensam korg varor i två olika länder. En appreciering av amerikanska valutan innebär att det blir dyrare för utlandet att köpa råvaror från USA. För att absolut köpkraftsparitet ska råda måste råvarupriserna angivna i dollar sjunka så att de motsvarar råvarupriserna i omvärlden. Appreciering av dollarna ger därför lägre råvarupriser medan en depreciering ger högre råvarupriser givet att råvarorna är angivna i dollar.<sup>18</sup>

### 4.4 IS-LM-modellen

Denna modell visar hur räntan påverkar BNP på varumarknaden samt på penningmarknaden. IS-kurvan förklarar vad som händer på varumarknaden när räntan ändras. Vid en räntesänkning ökar investeringarna då man kan låna till en lägre ränta. Fler investeringar för med sig ny teknologi och mer produktion och leder till högre BNP. En ränteökning har

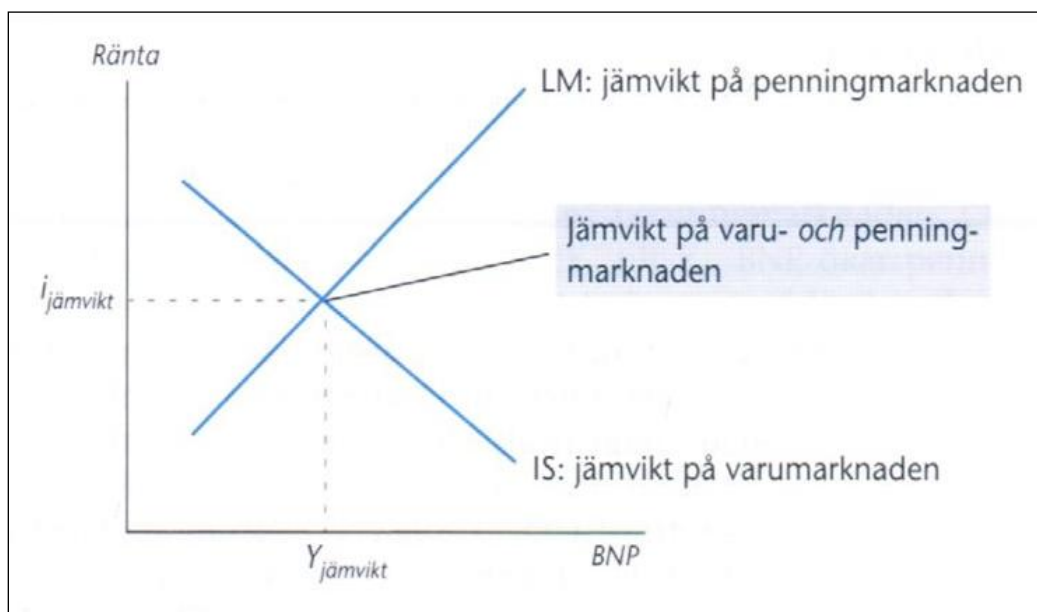
---

<sup>17</sup> Belke, Ansgar, Bordon, Ingo G. och W. Hendricks, Torben (2009), "Global liquidity and commodity prices - a cointegrated VAR approach for OECD countries",

<sup>18</sup> Fregert, Klas och Jonung, Lars (2005), "Makroekonomi, Teori, Politik & Institutioner".

motsatt effekt och medför en nedgång i BNP. LM-kurvan beskriver istället vad som händer på penningmarknaden när BNP ändras. En högre BNP kommer att ge en högre efterfrågan på pengar detta leder vidare till att räntan ökar. IS-LM modellen visar därför att en sänkt ränta leder till större efterfrågan på råvaror, vilket i sin tur ger högre råvarupriser och vice versa. Räntan kan således påverka efterfrågan så att ett negativt samband råder mellan ränta och råvarupriser.<sup>19</sup>

**Tabell 4.4 IS-LM modellen**



<sup>19</sup> Fregert, Klas och Jonung, Lars (2005), "Makroekonomi, Teori, Politik & Institutioner".



## 5. DATA

---

I detta kapitel beskrivs dataserierna som används i denna studie. Exempelvis förklaras om dataserierna är reala eller nominella samt om de är säsongjusterade eller inte. De data som används i undersökningen innehåller månadsvisa observationer och sträcker sig från 1973-01 fram till och med 2010-04. Denna period har valts eftersom det är den längsta period som alla de valda dataserierna finns tillgängliga. Månadsvis periodicitet är vald eftersom alla dataserier inte anges t.ex. kvartalsvis. Månadsvisa observationer är också vanligt förekommande i studier som använder multifaktormodeller för att förklara tillgångars avkastningar. I detta kapitel beskrivs också de två råvaruindex som används i studien, S&P GSCI Index och CRB Index. Dessa är valda för att andra välkända råvaruindex som t.ex. DJ AIG och RICI endast sträcker sig tillbaka till 90-talet. Dataserierna är hämtade från Federal Reserve Bank of St Louis databas FRED och från Thomson Financial Datastream.

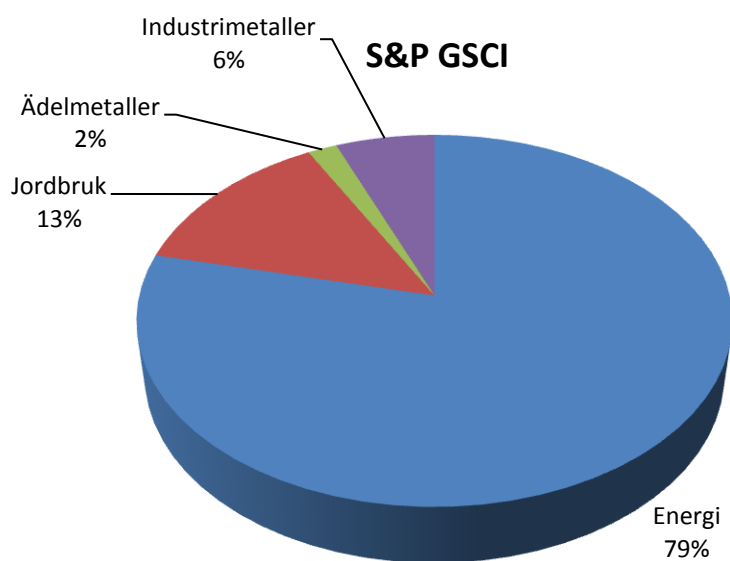
### S&P GSCI-Index

Detta råvaruindex heter ”Standard & Poors Goldman Sachs Commodity Index” och utvecklades ursprungligen av Goldman Sachs, av vilka den tidigare ägdes. Under 2007 överfördes ägandet till indexets nuvarande ägare Standard & Poors. S&P GSCI består idag av 24 råvaror från råvarusektorer såsom energiprodukter, industrimetaller, jordbruksprodukter, ädelmetaller och animalieprodukter. Detta index innehåller en mycket högre exponering av energi än andra råvaruindex som exempelvis DJ AIG. S&P GSCI är ett spot-pris-index och är angivet i US-dollar. Detta index sträcker sig tillbaka till 1970 och fram till idag. Eftersom denna serie är ett index för en tillgång och kommer användas för att beskriva avkastningar förekommer ingen säsongjustering. I nedanstående cirkeldiagram kan man se att 79 % av indexet består av energi. Resten består av jordbruk (13 %) och metaller (8%).<sup>20</sup>

---

<sup>20</sup> [http://en.wikipedia.org/wiki/S%26P\\_GSCI](http://en.wikipedia.org/wiki/S%26P_GSCI)

**Diagram 5.1 S&P GSCI index**<sup>21</sup>



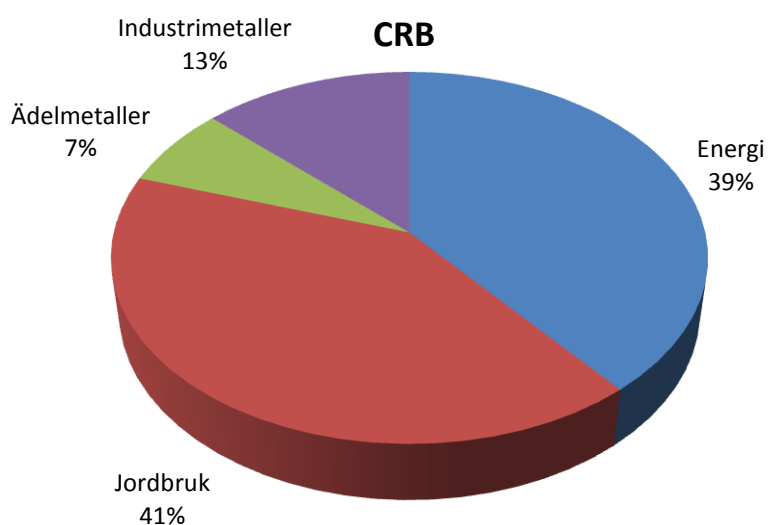
## CRB-Index

Detta råvaruindex heter egentligen Thomson Reuters/Jefferies CRB Index och är ett av de äldsta råvaruindex som finns. Dess data går tillbaka ända till 1947. Råvaruindexet bestod i början av 28 olika råvaror som handlades på börser i USA och Kanada. För närvarande består detta index av 19 råvaror såsom metaller, energi, jordbruksprodukter, ädelmetaller och animalieprodukter. I nedanstående cirkeldiagram kan man betrakta hur CRB index är indelat. Detta index består till största del av jordbruk (41 %) och energi (39 %). De resterande 20 % består av industrimetaller och ädelmetaller. Till skillnad från S&P GSCI index innehåller inte detta index en lika stark exponering mot energi. I Datastream sträcker sig detta index från 1967 och framåt och är beräknat i US-dollar. Liksom för S&P GSCI används spot-priserna för detta index.<sup>22</sup>

<sup>21</sup> [http://www2.standardandpoors.com/spf/pdf/index/SP\\_GSCI\\_Index\\_Methodology\\_Web.pdf](http://www2.standardandpoors.com/spf/pdf/index/SP_GSCI_Index_Methodology_Web.pdf)

<sup>22</sup> [http://en.wikipedia.org/wiki/Thomson\\_Reuters/Jefferies\\_CRB\\_Index](http://en.wikipedia.org/wiki/Thomson_Reuters/Jefferies_CRB_Index)

**Diagram 5.2 CRB index<sup>23</sup>**



## Räntan

I tidigare forskning används ofta den långa räntan för att finna samband mellan ränta och råvarupriserna. Räntan som används här är därför den 10-åriga statsobligationsräntan i USA. Denna ränta finns tillgänglig sedan 1934, är inte säsongjusterad och är hämtad från Federal Reserve Bank of St Louis.

## Växelkurs: US-dollar

Växelkursen som används i denna undersökning heter "Trade Weighted Exchange Index Broad" och är en handelsvägd växelkurs för US-dollar. Med detta menas att växelkursen för US-dollar är medelvägd mot valutor som ingår i "the broad index". I detta index ingår 26 olika valutor från följande länder: Europa (Euroland), Kanada, Japan, Mexico, Kina, UK, Korea, Singapore, Taiwan, Hong Kong, Malaysia, Brasilien, Thailand, Schweiz, Filippinerna, Australien, Indonesien, Indien, Israel, Ryssland, Saudiarabien, Sverige, Argentina, Venezuela, Chile och Colombia. Handelsvägd växelkurs används eftersom råvaror produceras i en mängd olika länder och därför skulle exempelvis endast växelkursen USD/EUR vara opassande. Växelkursen för US-dollar är hämtad från Federal Reserve Bank of St Louis och är inte

<sup>23</sup> [http://thomsonreuters.com/content/financial/pdf/i\\_and\\_a/indices/trj\\_crb.pdf](http://thomsonreuters.com/content/financial/pdf/i_and_a/indices/trj_crb.pdf)

säsongjusterad. Data för US-dollar växelkurs sträcker sig från 1973 fram till och med 2010 och är indexerad med år 1997=100.<sup>24</sup>

## Industriproduktion

Industriproduktionsindex är i detta fall säsongjusterat och är indexerat med år 2002=100 i reala termer. Data för denna variabel sträcker sig från 1919 och framåt och är hämtad från Federal Reserve Bank of St Louis.

## Penningmängd: M2

Penningmängden är mätt på olika sätt i olika länder. I USA mäts penningmängden som M0, M1 och M2. För studien kommer jag att använda M2 eftersom detta mått är bredare än M0 och M1 och därför sägs beskriva ekonomisk aktivitet bättre. Däremot kan M3 inte användas eftersom detta mått har slutat publiceras av Federal Reserve under 2006. M2 kan beskrivas som en kombination av:

- M1, vilket består av betalningsmedel (mynt och sedlar) samt checkkonto.
- Saving Deposits som inkluderar MMDA (money market deposit accounts). Detta kan beskrivas som sparkonto som ger ut högre ränta samt kräver på en högre minimumbelopp.
- Small Denomination Time Deposits, där den bundna insättningen är mindre än 100 000\$.
- Money Market Mutual Fund ( MMMF) är värdepappersfonder.

Denna tidsserie är säsongjusterad, nominell och beräknad i miljarder dollar.<sup>25</sup>

---

<sup>24</sup> [http://www.federalreserve.gov/pubs/bulletin/2005/winter05\\_index.pdf](http://www.federalreserve.gov/pubs/bulletin/2005/winter05_index.pdf)

<sup>25</sup> [http://en.wikipedia.org/wiki/Money\\_supply](http://en.wikipedia.org/wiki/Money_supply)

## 6. METOD

---

Detta kapitel behandlar de ekonomiska metoderna som används för studien. För att se om tidsserien är stationär över tid kommer Augmented Dickey-Fuller-test att behandlas. Vidare kommer ett par viktiga tester att utföras såsom Reset-testet, Durbin-Watson-test för autokorrelation, White test för heteroskedasticitet och Granger causality-test för att testa kausaliteten. Det sista testet som undersöks i kapitlet är Chow test för structural breaks.

### 6.1 Stationäritet

Stationäritet är en ekonometrisk metod som använd för att testa om en tidsserie är stationär, vilket innebär att den inte innehåller en enhetsrot. Om tidsserien däremot är icke-stationär leder detta oftast till en s.k. ”spurious regression”. En sådan regression blir felaktigt och man får höga  $R^2$ -värden, t-värden och F-värden, men låga Durbin Watson-värden. Om en variabel är stationär över tid ska medelvärde, varians samt kovarians vara konstanta över tid.<sup>26</sup>

$$E[Y_t] = \text{Konstanta för alla } t \quad 13$$

$$\text{Var}[Y_t] = \text{konstanta för alla } t \quad 14$$

$$\text{Cov}[Y_t, Y_{t+n}] = \text{konstanta för alla } t \quad 15$$

För att testa för enhetsrot kan flera olika tester såsom Dickey-Fuller, Phillip and Perron och KPSS användas. Ett av de mest användbara och vanligt förekommande testerna för enhetsrot är Dickey-Fuller-testet. Detta kan skrivas på följande sätt:

$$\Delta y_t = \delta + (1 - \rho)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 16$$

Denna ekvation förklarar att om  $\rho=1$  är variabeln  $Y$  icke-stationär. I detta fall har den en enhetsrot. Denna variabel kommer då att följa en ”random walk with drift” vilket innebär att förändringen i  $Y$  är slumpmässigt och inte följer någon trend. Detta kan skrivas på följande sätt:

---

<sup>26</sup> Gujarati, Damodar N. (2006), “Essentials of Econometrics”

$$\Delta y_t = \delta + \varepsilon_t \quad 17$$

där förändringen i Y är en funktion av en s.k. ”drift parameter”(δ) och en residualen (ε<sub>t</sub>). För att testa om ρ=1 kan vi ställa upp nollhypotesen samt mothypotesen. För detta test används inte de kritiska t-värdena utan man använder speciella kritiska värden för Dickey-Fuller-test. Nollhypotesen samt mothypotesen kan skrivas på följande sätt:

$$H_0: \rho_\alpha = 1(\text{enhetsrot}) \quad 18$$

$$H_1: \rho_\alpha < 1(\text{stationäritet}) \quad 19$$

Efter att man har testat för enhetsrot och det visar sig att vissa variabler fortfarande är icke-stationära kan man utföra en s.k. ”differentiering”. Denna process kan göra variabler stationära. Med detta menas att t.ex. en ”random walk” med eller utan drift kan bli stationär genom att ta differentieringen:

$$Y_t - Y_{t-1} = \delta + \varepsilon_t \quad 20$$

Nackdelen med detta är att man förlorar en observation för varje differentiering man gör. Vidare kan en icke-stationär process med en deterministisk trend bli stationär om man tar bort trenden. Fördelen här är att man inte förlorar observationer. Efter att man har gjort den första differentieringen I(1) och det visar sig att variablerna fortfarande är icke-stationära kan man gå vidare och utföra en andra differentiering I(2). Detta problem kan lösas enkelt med hjälp av Eviews vilket kommer att visas i nästa kapitel.<sup>27 28</sup>

## 6.2 Multifaktormodellen

Multifaktormodellen berättar om det finns något samband mellan de förklarande variablerna och den beroende variabeln. I detta fall undersöks om makroekonomiska variabler påverkar råvaruprisindex. För att granska om modellen vi undersöker är bra och stabil under en vis tid kommer diagnostiska tester att utföras som exempelvis test för normalitet, Reset-test samt tester för heteroskedasticitet och autokorrelation. Om regressionen uppvisar autokorrelation

<sup>27</sup> Harris, Richard och Sollis, Robert (2003), “Applied Time Series Modelling And Forecasting”.

<sup>28</sup> Verbeek, Marno (2008), ”A Guide To Modern Econometrics”.

kan man rensa bort denna effekt genom att lägga till laggar för varje variabel. Om regressionen däremot uppvisar både heteroskedasticitet och autokorrelation kan man korrigera detta med hjälp av Newey-West estimator som justerar konfidensintervallen.

I denna uppsats kommer två regressionsmodeller (en för varje råvaruprisindex) att användas för att förklara hur makroekonomiska variabler påverkar råvarupriserna. Regressionerna visar att variationen i avkastningarna hos CRB Index och S&P\_GSCI Index kan förklaras av en procentuell förändring av industriproduktion, penningmängd, US-dollarerna växelkurs och den långa räntan (givet att variablerna blivit logaritmerade och sedan differentierade, se testerna för stationaritet). Dessa två regressioner kommer därför att se ut på följande sätt:

$$DLOG\_CRB = \beta_0 + \beta_1 DLOG\_Y + \beta_2 DLOG\_M + \beta_3 DLOG\_ER + \beta_4 DLOG\_LR + \varepsilon_t \quad 21$$

$$DLOG\_S\&P\_GSCI = \beta_0 + \beta_1 DLOG\_Y + \beta_2 DLOG\_M + \beta_3 DLOG\_ER + \beta_4 DLOG\_LR + \varepsilon_t \quad 22$$

där:

- $DLOG\_S\&P\_GSCI$  = Standard and Poors Goldman Sachs commodity index
- $DLOG\_CRB$  = Thomson Reuters/Jefferies CRB Index
- $DLOG\_Y$  = industriproduktion
- $DLOG\_M$  = penningmängd
- $DLOG\_ER$  = US-dollararnas växelkurs vägd mot andra valutor
- $DLOG\_LR$  = Lång ränta (10års ränta)
- $\varepsilon_t$  = Residualen

### 6.3 Reset-test

Reset-testet undersöker om en icke-linjär kombination av de förklarande variablerna kan förklara den beroende variabel Y. Om detta sker är modellen vilseledande. Denna ekvation kan skrivas på följande sätt:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \beta_3 \hat{Y}_t^2 + \beta_4 \hat{Y}_t^3 + \varepsilon_t \quad 23$$

För att testa om icke-linjära variabler är signifikanta för Y, kan man göra detta med hjälp av t-test, F-test eller Wald-test. Det vanligaste testet som används är F-testet, vilket kan skrivas på följande sätt:

$$F = \frac{(R_1^2 - R_0^2)/J}{(1 - R_1^2)/(N - k)} \quad 24$$

Där  $(R_1^2)$  är den linjära regressionen och  $(R_0^2)$  är den icke-linjära regressionen. Medan J är antal nya s.k. ”regressors” i regressionen och N-K är antal observationer minus antal nya parametrar i den nya modellen. Ramsey Reset-test säger att under nollhypotesen kan en icke-linjär funktion inte hjälpa till att förklara den beroende variabeln Y. Under nollhypotesen ska alla regressionskoefficienter av icke-linjära termer vara lika med noll. Mothypotesen beskriver den omvända rollen och i detta fall lider modellen av en s.k. ”mis-specification”.<sup>29</sup>

## 6.4 Test för autokorrelation och heteroskedasticitet

För att få en bra ”unbiased” OLS modell krävs enligt Gauss-Markov-antagandena att förväntat värde av feltermen ska vara noll och att den inte ska vara autokorrelerad. Feltermen får inte heller uppvisa heteroskedasticitet. Detta kan skrivas på följande sätt:

$$E[u_i] = 0 \quad 25$$

$$E[u_i^2] = \sigma_i^2 \quad 26$$

$$\text{Cov}[\varepsilon_i, \varepsilon_j] = 0 \quad 27$$

Autokorrelation kan testas med ett Durbin-Watson-test eller ett Breusch-Godfrey-test. Det vanligaste och enklaste testet för autokorrelation är Durbin-Watson-testet och detta kan skrivas på följande sätt:

$$dw = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2} \quad 28$$

$$dw \approx 2 - 2\hat{\rho} \quad 29$$

---

<sup>29</sup> Verbeek, Marno (2008), ”A Guide To Modern Econometrics”.



Durbin-Watson-testet säger att om  $dw=2$  uppvisar regressionen inget tecken på autokorrelation ( $\rho=0$ ). Om  $dw$  istället är mycket mindre än två är det ett tecken på positiv autokorrelation ( $\rho>0$ ) och om  $dw$  är mycket större än två indikerar testet negativ autokorrelation ( $\rho<0$ ).

Homoskedasticitet innebär att residualerna har konstant varians (ekvation 28), vilket är motsatsen till heteroskedasticitet. För att testa om residualerna har konstant varians kan ett White-test utföras. Om residualen inte har konstant varians kan detta leda till att man drar felaktiga slutsatser och kan i vissa fall göra att man förkastar en sann nollhypotes. För att korrigera för heteroskedasticitet och autokorrelation i en regression kan Newey-West-estimatoren i Eviews användas.<sup>30 31</sup>

## 6.5 Structural breaks

Structural breaks innebär oväntade förändringar i makroekonomiska tidsserier. Det är viktigt att undersöka om regressionens koefficienter är stabila över tiden eftersom detta kan leda till att modellen inte är pålitlig. För att testa om koefficienter från en period är signifikant skilda från koefficienter från en annan period kan man skriva följande ekvation:

$$y_i = x_i\beta + g_ix_i\gamma + \varepsilon_i \quad 30$$

där  $g_i$  är en dummy variabel som kan ha värdena  $g_i = 0$  och  $g_i = 1$ . Om parametern  $\gamma$  är signifikant, d.v.s. om denna är skild från noll, finns det ett structural break i modellen. För att undersöka om parametern  $\gamma$  är signifikant kan man testa detta med hjälp av F-testet:

$$f = \frac{(S_R - S_{UR})/K}{S_{UR}/(N - 2K)} \quad 31$$

Detta test kallas för Chow testet och används för att testa om structural breaks förekommer i modellen.<sup>32</sup>

---

<sup>30</sup> Verbeek, Marno (2008), "A Guide To Modern Econometrics".

<sup>31</sup> Gujarati, Damodar N. (2006), "Essentials of Econometrics"

<sup>32</sup> Verbeek, Marno (2008), "A Guide To Modern Econometrics".

## 6.6 Granger Causality-test

Granger Causality-test används när man ska undersöka två variabler som är korrelerade och vill veta vilken variabel som påverkar vilken. Detta kallas för kausalitet. Ibland kan det förekomma i Granger-test tvåvägskausalitet vilket innebär att båda variablerna påverkar varandra. Ett exempel på Granger Causality-tester är de Chen, Rogoff och Rossi (2009) utförde för att utreda kausaliteten mellan råvarupriset och växelkursen. Råvarupriset visade sig endast signifikant påverka växelkursen i några tester medan växelkursen påverkade råvarupriset i alla testerna. Granger Causality-test bygger på att under nollhypotesen kan inte  $x$  påverka  $y$  i regression (34) och  $y$  kan inte påverka  $x$  i regression (35). Detta visas i nedanstående ekvationer:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_k y_{t-k} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad 32$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_k x_{t-k} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t \quad 33$$

Detta kan man testa genom att titta på om alla regressionskoefficienter är lika med noll och kan skrivas på följande sätt:

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0 \text{ (ingen kausalitet)} \quad 34$$

$$H_1 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k \neq 0 \text{ (kausalitet)} \quad 35$$

För att räkna ut sannolikheten för ovanstående hypotes används F-testet. På detta sätt kan man undersöka kausaliteten. Denna metod utvecklades av Clive Granger på 1969-talet och används i stor omfattning inom nationalekonomi.<sup>33</sup>

---

<sup>33</sup> Eviews 5 User guide

## 7. RESULTAT OCH ANALYS

---

### 7.1 Enhetsrotstest

För att se om variablerna är stationära utförs enhetsrotstester. I tabellen nedan visas resultaten från Augmented Dickey-Fuller-testerna. Variablerna är från början transformerade i logaritmerad form. Som vi ser i tabellen nedan testas varje variabel för enhetsrot med intercept, med intercept och trend och utan komponent. För testerna används 5 % signifikansnivå.

**Tabell 7.1.1 Augmented Dickey-Fuller-test**

Variabel	NONE		INTERCEPT		INTERCEPT + TREND		Enhetsrot
	T-värde	P-värde	T-värde	P-värde	T-värde	P-värde	
CRB index	1,643	0,975	-1,549	0,507	-2,074	0,558	JA
S&P_GSCI index	1,196	0,941	-1,224	0,665	-1,913	0,645	JA
Industriproduktion	3,508	0,999	-1,888	0,338	-1,833	0,687	JA
Penningmängd	2,403	0,996	-2,321	0,165	-0,899	0,954	JA
US-dollarars växelkurs	2,548	0,997	-1,757	0,401	0,052	0,996	JA
Lång ränta	-0,441	0,523	-1,292	0,634	-1,373	0,867	JA

Eftersom det visar sig att alla variabler i tabellen ovan är icke-stationära testas differentiering i tabell 7.1.2.

**Tabell 7.1.2 Augmented Dickey-Fuller test, I(1)**

DIFFERENTIERING I(1) Variabel	NONE		INTERCEPT		INTERCEPT + TREND		Enhetsrot
	T-värde	P-värde	T-värde	P-värde	T-värde	P-värde	
CRB index	-16,733	0,000	-16,857	0,000	-16,845	0,000	NEJ
S&P_GSCI index	-6,371	0,000	-6,502	0,000	-6,501	0,000	NEJ
Industriproduktion	-8,963	0,000	-9,641	0,000	-9,782	0,000	NEJ
Penningmängd	-1,287	0,182	-3,529	0,007	-3,889	0,013	NEJ
US-dollarars växelkurs	-13,878	0,000	-14,251	0,000	-12,871	0,000	NEJ
Lång ränta	-7,033	0,000	-7,031	0,000	-6,941	0,000	NEJ

I tabell 7.1.2 ser vi att alla variabler är stationära efter differentiering, I(1), och en andradifferentiering krävs därmed inte. Differentiering av de logaritmerade variablerna enligt

ovan innebär att alla variabler används i procentuell månadsvis förändring i multifaktormodellen.

## 7.2 Multifaktormodellen

I nedanstående tabell visas regressionen för CRB Index.

**Tabell 7.2.1 Regression för CRB index med Newey-West-estimator (1973-2010)**

Variabler	Koefficient	Standardfel	t-värde	P-värde
C	0,0040	0,0021	1,8995	0,0582
DLOG_Y	0,4873	0,1988	2,4518	<b>0,0146</b>
DLOG_M	-0,0944	0,3733	-0,2528	0,8005
DLOG_ER	-0,6158	0,2104	-2,9270	<b>0,0036</b>
DLOG_LR	0,1138	0,0307	3,7035	<b>0,0002</b>
R-squared	0,1161	Mean dependent var		0,0026
Adjusted R-squared	0,1081	S.D. dependent var		0,0289
S.E. of regression	0,0273	Akaike info criterion		-4,3527
Sum squared resid	0,3294	Schwarz criterion		-4,3068
Log likelihood	977,8262	F-statistic		14,5082
Durbin-Watson stat	1,6557	Prob(F-statistic)		0,0000

Eftersom regressionen ovan uppvisar heteroskedasticitet och autokorrelation enligt de diagnostiska testerna i tabell 7.2.2 och Durbin-Watson testet ovan har Newey-West-estimator använts för konfidensintervallen.

**Tabell 7.2.2 Diagnostika tester**

TEST	F-value	P-värde
Reset test (2 fitted terms)	1,0932	0,3360
White test (no cross terms)	23,9696	0,0000
Breusch-Godfrey (2 lags)	7,8725	0,0004
TEST	Jarque-Bera	P-värde
Jarque-Bera test	911,5446	0,0000

RESET-testet visar att regressionen inte är felspecificerad. Vidare är feltermerna inte normalfördelade vilket sannolikt beror på att avkastningarna inte är normalfördelade. Konfidensintervallen har som tidigare nämnt korrigerats för autokorrelationen och

heteroskedasticiteten men problemet med icke-normalfördelade feltermen kvarstår fortfarande. Detta kan ge något felaktiga konfidensintervall.

På 5 % signifikansnivå är alla förklarande variabler i tabell 7.2.1 signifikanta förutom DLOG\_M, som är penningmängden. Att denna variabel inte är signifikant, trots att den varit det i exempelvis Belke et al. (2009), skulle kunna bero på att en stark penningmängdstillväxt i USA speglar av sig på växelkursen DLOG\_ER givet oförändrad penningmängdstillväxt i utlandet. Till resonemanget hör då att en högre penningmängdstillväxt i ett land också medför högre inflation vilken borde avspeglas i växelkursen enligt lagen om ett pris. I studien Belke et al. (2009) används inte växelkurs som en förklarande variabel. De övriga tre förklarande variablerna är signifikanta men DLOG\_LR har ett positivt samband med råvarupriserna enligt koefficienten i regressionen vilket kan tyckas märkligt enligt rådande teorier.

$R^2$ -värdet för regressionen är 0,1161 vilket kan tyckas lågt. Man måste dock komma ihåg att multifaktormodeller med månadsdata för tillgångar ofta inte har särskilt hög förklaringsgrad. I detta fall undersöks dessutom ett index bestående av flera olika råvaror som säkerligen har specifika förklaringsvariabler.

I nedanstående tabell visas resultaten för S&P GSCI index.

**Tabell 7.2.3 Regression för S&P GSCI med Newey-West-estimator (1973-2010)**

Variabler	Koefficient	Standardfel	t-värde	P-värde
C	0,0086	0,0040	2,1605	0,0313
DLOG_Y	0,4870	0,4033	1,2077	0,2278
DLOG_M	-0,8553	0,7035	-1,2157	0,2248
DLOG_ER	-0,7425	0,3532	-2,1024	<b>0,0361</b>
DLOG_LR	0,1874	0,0594	3,1572	<b>0,0017</b>
R-squared	0,0531	Mean dependent var		0,0029
Adjusted R-squared	0,0446	S.D. dependent var		0,0590
S.E. of regression	0,0577	Akaike info criterion		-2,8555
Sum squared resid	1,4723	Schwarz criterion		-2,8096
Log likelihood	643,1958	F-statistic		6,2020
Durbin-Watson stat	1,8899	Prob(F-statistic)		0,0001

Eftersom regressionen i tabell 7.2.3 likt föregående regression uppvisar heteroskedasticitet och autokorrelation enligt de diagnostiska testerna i tabell 7.2.4 och Durbin-Watson-testet har

Newey-West-estimator använts för konfidensintervallen. Som tidigare visar RESET-testet att regressionen inte är felspecificerad. Feltermerna är inte normalfördelade och detta kan ställa till med problem i enlighet med tidigare resonemang.

**Tabell 7.2.4 Diagnostika tester**

TEST	F-value	P-värde
Reset test (2 fitted terms)	1,4448	0,2369
White test (no cross terms)	7,8329	0,0000
Breusch-Godfrey (2 lags)	3,0371	0,0490
TEST	Jarque-Bera	P-värde
Jarque-Bera test	67,2173	0,0000

På 5 % signifikansnivå är DLOG\_ER och DLOG\_LR signifikanta medan DLOG\_M och DLOG\_Y är insignifikanta. DLOG\_M och DLOG\_Y är penningmängden respektive industriproduktionen. Att DLOG\_M inte är signifikant skulle kunna motiveras på samma sätt som i regressionen med CRB index. Man kan även spekulera om att innehållet av råvaror kan förklara varför DLOG\_Y är insignifikant. Exempelvis innehåller S&P GSCI till största del energi och en mindre del industrimetaller än CRB index. Det kan hända att industrimetallerna är mer beroende av industriproduktionen och därför påverkar CRB index starkare. Precis som i föregående regression uppvisar DLOG\_LR ett positivt samband med råvarupriserna vilket kan tyckas märkligt. Förklaringsgraden är endast 0,0531 och därmed mindre än hälften så stor som i tabell 7.2.1. Troligtvis skulle utbudsvariabler behövas för att förklara mer i variationen av råvarupriserna. Detta skulle bli ganska komplicerat för denna studie då råvaruindexen består av många olika råvaror.

### 7.3 Granger Causality-test

I detta avsnitt undersöks om de förklarande variabelerna i själva verket påverkar råvaruprisindexen eller om det finns ett omvänt samband som säger att råvaruprisindexen kan påverka de förklarande variabelerna. För att ta reda på kausaliteten utförs ett Granger Causality-test i tabell 7.3.1 och 7.3.2. För dessa tester används 2 respektive 4 laggar vilket motsvarar 2 respektive 4 månader. Signifikansnivån är som i regressionerna och enhetsrotstesterna 5 % och är markerade med fet stil. I nedanstående tabell presenteras resultaten.

**Tabell 7.3.1 Granger causality, CRB Index**

Granger causality test	2 lags		4 lags	
	F-värde	P-värde	F-värde	P-värde
DLOG_ER does not Granger Cause DLOG_CRB	4,1441	<b>0,0165</b>	3,2235	<b>0,0126</b>
DLOG_CRB does not Granger Cause DLOG_ER	0,6012	0,5486	1,8078	0,1263
DLOG_LR does not Granger Cause DLOG_CRB	1,2066	0,3001	1,7897	0,1296
DLOG_CRB does not Granger Cause DLOG_LR	19,3765	<b>0,0000</b>	10,6215	<b>0,0000</b>
DLOG_M does not Granger Cause DLOG_CRB	3,5696	<b>0,0289</b>	2,7245	<b>0,0289</b>
DLOG_CRB does not Granger Cause DLOG_M	15,4205	<b>0,0000</b>	7,4098	<b>0,0000</b>
DLOG_Y does not Granger Cause DLOG_CRB	6,9769	<b>0,0010</b>	3,9890	<b>0,0034</b>
DLOG_CRB does not Granger Cause DLOG_Y	7,8065	<b>0,0005</b>	3,9020	<b>0,0039</b>

Första sambandet mellan DLOG\_ER och DLOG\_CRB talar om för oss att på en 5 % signifikansnivå förkastas nollhypotesen om att US-dollarerna växelkurs inte påverkar CRB index. Detta betyder att US-dollar växelkurs påverkar CRB index på både kortare och längre sikt (2 och 4 månaders sikt). Den omvända kausaliteten är inte signifikant och DLOG\_CRB påverkar därmed inte DLOG\_ER. Detta stämmer överens med tidigare forskning och resultatet från regressionen.

Vidare är det intressant att diskutera sambandet mellan DLOG\_LR och DLOG\_CRB som visade sig vara positivt i regressionerna. CRB Index har en signifikant effekt på den långa räntan både vid 2 samt 4 laggar. Det omvända sambandet är insignifikant vilket kan ifrågasättas. Att CRB Index påverkar räntan positivt kan tänkas bero på att när råvarupriserna stiger för detta med sig högre inflation vilket leder till att räntan stiger.

Eftersom penningmängden inte är signifikant i regressionen, diskuteras inte detta samband. Sambandet mellan DLOG\_Y och DLOG\_CRB är enligt Granger-testet ett tvåvägssamband. Det verkar dock orimligt att tro att ett högre råvarupris påverkar industriproduktionen positivt. Om råvarupriserna stiger precis samtidigt som industriproduktionen ökar kan kausaliteten bli svår att urskilja. Detta kan vara orsaken till tvåvägskausaliteten enligt testet.

**Tabell 7.3.2 Granger causality, S&P\_GSCI Index**

Granger causality test	2 lags		4 lags	
	F-värde	P-värde	F-värde	P-värde
DLOG_M does not Granger Cause DLOG_SP_GSCI	1,4650	0,2321	1,0147	0,3993
DLOG_SP_GSCI does not Granger Cause DLOG_M	7,4314	<b>0,0007</b>	4,4271	<b>0,0016</b>
DLOG_LR does not Granger Cause DLOG_SP_GSCI	0,8909	0,4110	1,1830	0,3174
DLOG_SP_GSCI does not Granger Cause DLOG_LR	12,8436	<b>0,0000</b>	6,8432	<b>0,0000</b>
DLOG_ER does not Granger Cause DLOG_SP_GSCI	3,7645	<b>0,0239</b>	2,9280	<b>0,0207</b>
DLOG_SP_GSCI does not Granger Cause DLOG_ER	6,1663	<b>0,0023</b>	3,1531	<b>0,0142</b>
DLOG_Y does not Granger Cause DLOG_SP_GSCI	6,5926	<b>0,0015</b>	4,0089	<b>0,0033</b>
DLOG_SP_GSCI does not Granger Cause DLOG_Y	2,7944	0,0622	1,2930	0,2718

Eftersom penningmängden och industriproduktionen inte visade sig signifikanta i regressionen med SP\_GSCI diskuteras inte dessa två samband. Granger causality-testet visar att råvarupriserna påverkar den långa räntan precis som i tabell 7.3.1 och därför kan samma resonemang om inflationen användas.

När det däremot gäller växelkursen verkar det vara frågan om en tvåvägskausalitet. Eftersom S&P-GSCI index till största del (79 %) innehåller energi kan detta tvåvägssamband ha att göra USAs stora oljeberoende. En mycket stor del av USAs import består nämligen av olja som idag konsumerar 25 % av världens olja. Det skulle därför kunna vara så att om oljepriset stiger sjunker värdet på den amerikanska dollarn eftersom importen från utlandet ökar i dollartermer. Enligt resonemanget ökar efterfrågan på utländsk valuta medan efterfrågan av dollar är konstant. Detta kan förklara varför råvarupriset påverkar dollarn. Naturligtvis kan tvåvägskausaliteten också förklaras av att sambandet är svårt att urskilja om den ena variabeln påverkar den andra i samma tidsperiod.

## 7.4 Structural break

För att se när eventuella structural breaks kan ha förekommit har två CUSUM-tester utförts och finns presenterade i appendix, tabell 10.2 och 10.3. CUSUM-testet för CRB Index uppvisar signifikant instabilitet på 5 %-nivån. Att döma av de kumulativa residualerna som visas i diagrammet ser det ut som att det rör sig om två structural breaks som inträffat



omkring 1976 respektive 2000. I nedanstående tabeller görs därför två Chow-tester med dessa årtal.

**Tabell 7.4.1 Chow test för CRB Index År 1976**

Chow test för CRB Index			
F-värde	4,2433	P- värde	<b>0,0009</b>
Log likelihood ratio	21,1916	P- värde	<b>0,0007</b>

**Tabell 7.4.2 Chow test för CRB Index År 2000**

Chow test för CRB Index			
F-värde	8,6130	P- värde	<b>0,0000</b>
Log likelihood ratio	42,0129	P- värde	<b>0,0000</b>

Båda Chow-testerna är signifikanta och tyder på att det förekommit två structural breaks i modellen. CUSUM-testet för S&P GSCI i tabell 10.3 är inte signifikant på 5 %-nivån och därför utförs inget Chow-test för denna regression.

Modellens första structural break kan ha att göra med den första oljekrisen 1973. Detta kan ha påverkat koefficienterna något eller några år framåt. Modellens andra structural break inträffade ungefär samtidigt som IT-bubblan. Om detta är orsaken bakom de instabila parametrarna är dock svårt att säga. Med tanke på att structural breaks varit signifikanta för regressionsmodellen i tabell 7.2.1 är parametrarna inte stabila över tid. Vi kan alltså inte alltid säga att råvarupriserna påverkas så starkt av t.ex. växelkursen som regressionskoefficienten beskriver.

## 8. AVSLUTNING

---

Syftet med denna uppsats har varit att undersöka och besvara frågan om vilka makroekonomiska faktorer som påverkar råvarupriset. För denna undersökning har makroekonomiska variabler som funnits signifikanta i tidigare forskning och diskuterats i nationalekonomiska teorier valts. Dessa variabler är den långa räntan, industriproduktionen, US-dollarrens växelkurs och penningmängden mätt som M2. Studieperioden sträcker sig från 1973-01 och till och med 2010-04 och månadsvisa observationer används. De två råvaruindex som undersökts i uppsatsen är CRB Index och S&P GSCI Index.

Resultaten från regressionerna påvisar att räntan, industriproduktionen samt US-dollarrens växelkurs är signifikanta för CRB Index medan endast räntan och US-dollarrens växelkurs är signifikanta för S&P GSCI Index. Den långa räntans signifikans för de båda råvaruindexen kan ifrågasättas eftersom Granger-testerna visar att råvarupriserna påverkar den långa räntan och inte tvärtom. En viktig skillnad mellan dessa två råvaruindex är att S&P GSCI Index till största del energi (79 %) vilket kan vara orsaken till att resultaten från Granger Causality-testet påvisar att kausaliteten går åt båda hållen mellan US-dollarrens växelkurs och S&P GSCI index. Enligt detta resonemang skulle USAs stora oljeimport göra att värdet på importen ökar om energipriserna går upp vilket i förlängningen kan göra att dollarn sjunker. Test för structural breaks visar att parametrarna inte är stabila över tid. Förklaringsgraderna för regressionerna är ganska låga och utbudsvariabler hade troligtvis behövts för att förklara mer i variationen av råvarupriserna. Detta hade dock varit ganska komplicerat eftersom indexen består av många olika råvaror.

Sammanfattningsvis har alltså endast växelkursen och industriproduktionen av de valda variablerna kunnat påvisas påverka råvarupriserna. När det gäller industriproduktionen har den endast varit signifikant i en av två regressioner.

## 9. REFERENSER

---

### Litteratur:

- Fregert, Klas och Jonung, Lars (2005), "Makroekonomi, Teori, Politik & Institutioner", studentlitteratur.
- Verbeek, Marno (2008), "A Guide To Modern Econometrics", Wiley
- Harris, Richard och Sollis, Robert (2003), "Applied Time Series Modelling And Forecasting", Wiley
- Gujarati, Damodar N. (2006), "Essentials of Econometrics", McGraw-Hill.
- Roger, Jim (2004), "Hot Commodities, How Anyone Can Invest Profitably in the World's Best Market", Wiley

### Vetenskapliga Artiklar:

- Belke, Ansgar, Bordon, Ingo G. och W. Hendricks, Torben (2009), "Global liquidity and commodity prices - a cointegrated VAR approach for OECD countries", Routledge.
- Lalonde, Rene, Zhu, Zhenhua och Demers Frederick (2003), "Forecasting and analyzing commodity prices", Money Affairs Jan-jun.
- Bailey, Warren och Chan K.C (1993), "Macroeconomic influences and the variability of the commodity futures basis", Wiley.
- Bloch, Harry, Dockery, A. Michael, Morgon, C.Wyn och Sapsford David (2007), "Growth, commodity prices, inflation and the distribution of income", Blackwell.
- Hua, Ping (1998), "On primary commodity prices: The impact of Macroeconomic/Monetary shocks", Elsevier Science Inc.

- Chen, Yu-Chin, Rogoff, Kenneth och Rossi, Barbara (2009), "Can exchange rates forecast commodity prices? ", SSRN Inc.
- Frankel, Jeffrey (2006), "The effect of monetary policy on real commodity prices", SSRN Inc.
- Deaton, Angus och Laroque, Guy (2003), " A model of commodity prices after Sir Arthur Lewis", Elsevier Science B.V

**Internetartiklar:**

- Kennemar, Jörgen (2010/03/12), "Prisfall på råvarumarknaden", Swedbank rapport.  
  
[http://www.swedbank.se/idc/groups/public/@i/@sc/@all/@kp/documents/article/fm\\_946222.pdf](http://www.swedbank.se/idc/groups/public/@i/@sc/@all/@kp/documents/article/fm_946222.pdf)
- Jibreus & Ölvestad Alternativa investeringar  
  
<http://www.jibreusolvestad.se/ravaruindex>  
<http://www.jibreusolvestad.se/hur-handlas-ravaror>
- Amber Waves, The economics of food farming, Natural resources and rural America.  
  
<http://www.ers.usda.gov/AmberWaves/march09/Features/AgCommodityPrices.htm>
- Indexes of the Foreign Exchange Value of the Dollar  
[http://www.federalreserve.gov/pubs/bulletin/2005/winter05\\_index.pdf](http://www.federalreserve.gov/pubs/bulletin/2005/winter05_index.pdf)
- Investera (Allt om investeringar)  
<http://www.investera.nu/investera-i-ravaror>

### **Internet-Wikipedia:**

- Money supply  
[http://en.wikipedia.org/wiki/Money\\_supply](http://en.wikipedia.org/wiki/Money_supply)
- S&P GSCI  
[http://en.wikipedia.org/wiki/S%26P\\_GSCI](http://en.wikipedia.org/wiki/S%26P_GSCI)
- CRB Index  
[http://en.wikipedia.org/wiki/Thomson\\_Reuters/Jefferies\\_CRB\\_Index](http://en.wikipedia.org/wiki/Thomson_Reuters/Jefferies_CRB_Index)

### **Data:**

- Data är hämtade från Federal Reserve Bank of St Louis hemsida:  
<http://research.stlouisfed.org/fred2/>
- Thomson Financial Datastream

### **Övrigt:**

- Eviews 5 User guide (Granger Causalitet, Diagnostik-test, CUSUM-test, Chow-test etc.)
- Cirkeldiagram-CRB index  
[http://thomsonreuters.com/content/financial/pdf/i\\_and\\_a/indices/trj\\_crb.pdf](http://thomsonreuters.com/content/financial/pdf/i_and_a/indices/trj_crb.pdf)
- Cirkeldiagram- S&P GSCI index

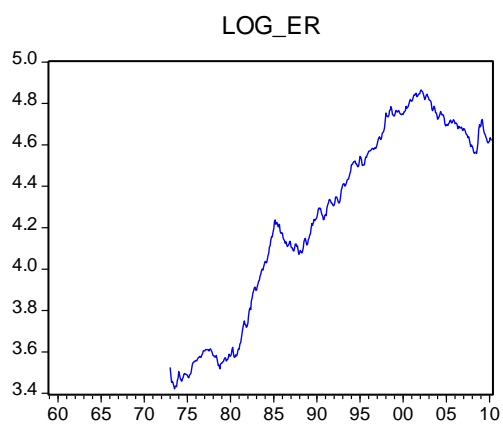
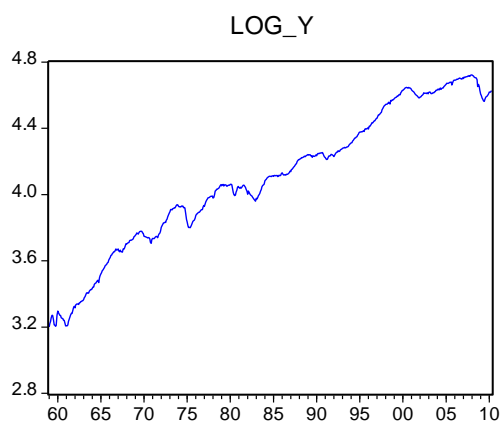
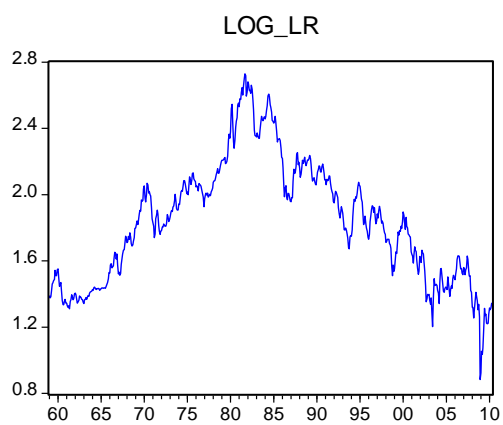
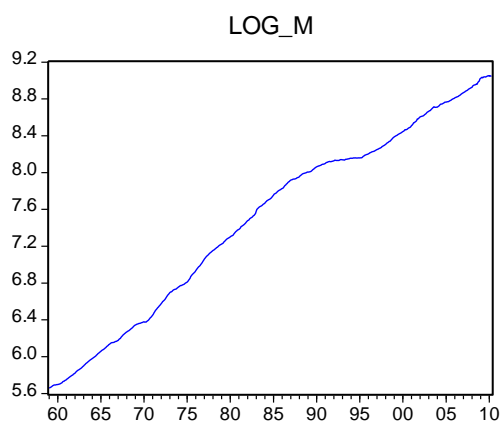
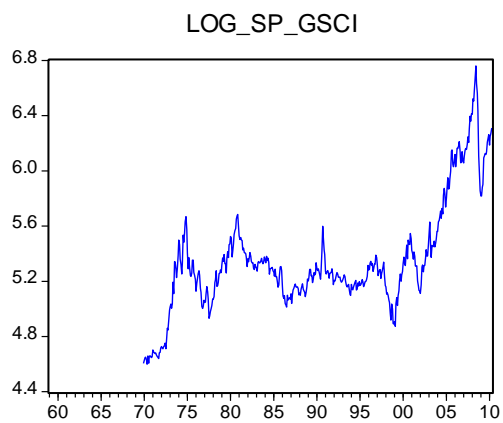
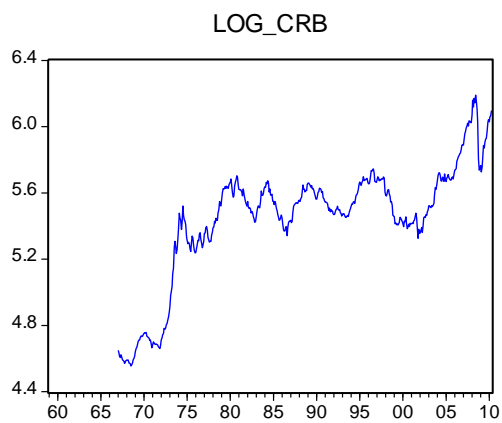
[http://www2.standardandpoors.com/spf/pdf/index/SP\\_GSCI\\_Index\\_Methodology\\_Web.pdf](http://www2.standardandpoors.com/spf/pdf/index/SP_GSCI_Index_Methodology_Web.pdf)

# 10. APPENDIX

---

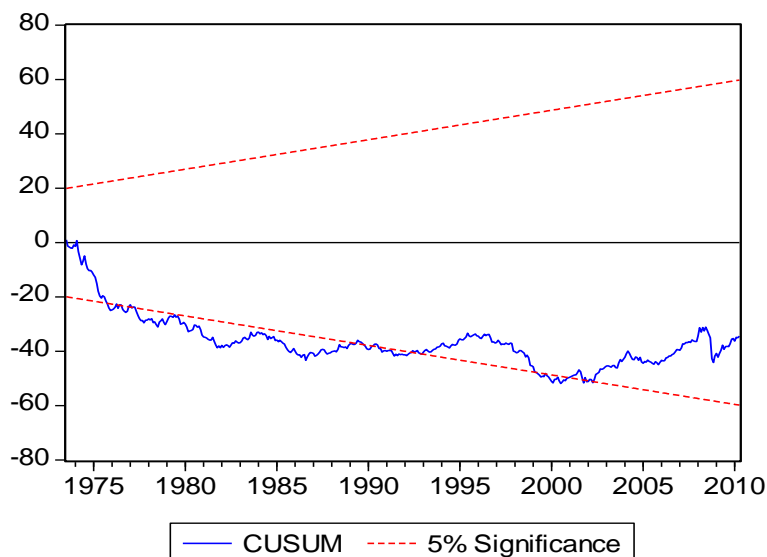
I nedanstående diagram visas alla variabler som används i uppsatsen i logaritmisk form.

**Tabell 10.1**

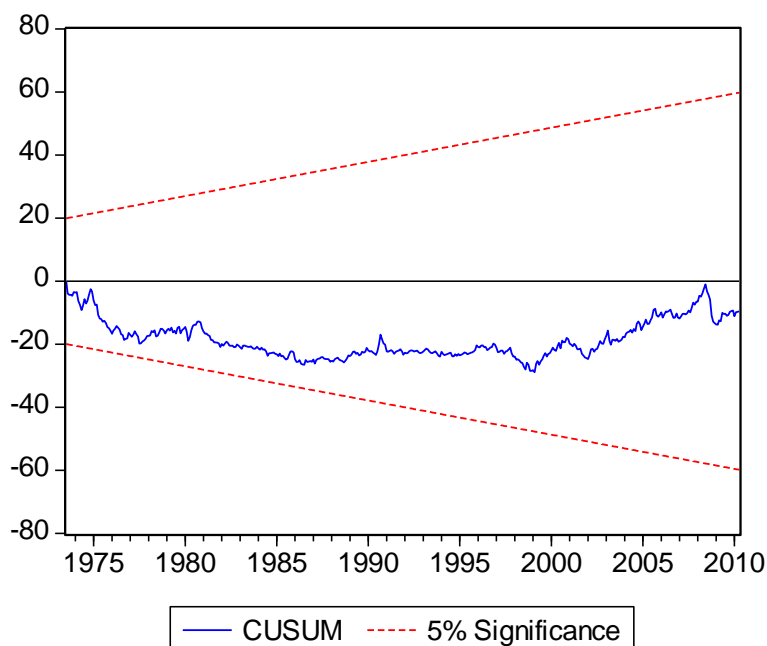


I nedanstående diagram visas CUSUM-testen för CRB Index och S&P GSCI Index. Detta test visar om koefficienterna i en linjär regressionsmodell är stabila över tid. Genom att se om den kumulativa summan av residualerna korsar två kritiska linjer kan detta testas, exempelvis på 5 % signifikansnivå.<sup>34</sup>

**Tabell 10.2 CUSUM-test för CRB Index**



**Tabell 10.3 CUSUM-test för S&P GSCI Index**



<sup>34</sup> Eviews 5 User guide