



*Andreas Benedictow*

# Markedsindikatoren i KVARTS og MODAG

# Notater



# Innhold

<b>1. Innledning .....</b>	<b>2</b>
<b>2. Historiske verdier .....</b>	<b>2</b>
<b>3. Prognoser .....</b>	<b>4</b>
<b>4. Dekomponering av vekst i markedsindikatoren.....</b>	<b>7</b>
<b>5. Oppskrift på beregning av markedsindikatoren .....</b>	<b>9</b>
<b>Referanser .....</b>	<b>12</b>
<b>Vedlegg 1: Historikk og omlegging av markedsindikatoren .....</b>	<b>13</b>
<b>Vedlegg 2: Estimeringsresultater og føyning .....</b>	<b>17</b>
<b>Vedlegg 3: Restleddsegenskaper og parameterstabilitet .....</b>	<b>24</b>

## *Oppsummering*

*Eksportmarkedsindikatoren skal indikere etterspørselen på verdensmarkedet etter norske varer, og inngår i forklaringen av eksportutviklingen i SSBs makroøkonomiske modeller KVARTS og MODAG. Den beregnes med utgangspunkt i tall for vareimport hos Norges handelspartnere, som veies sammen med vektorer som gjenspeiler de ulike landenes betydning for norsk eksport. Endringer i datatilgang og handelsmønstre har gjort det nødvendig med en omfattende omlegging av beregningene. Dette notatet dokumenterer nye rutiner for beregning og prognostisering av eksportmarkedsindikatoren, som ble benyttet første gang i konjunkturtendensene i Økonomiske analyser 6/2007.*

Takk til Pål Boug, Torbjørn Eika, Ådne Cappelen og Marit Gjeldsvik for nyttige kommentarer.

## 1. Innledning

Markedsindikatoren veier sammen Norges handelspartneres import med vektorer som reflekterer de ulike landenes betydning for norsk eksport, og skal indikere etterspørselen på verdensmarkedet etter norske varer. Markedsindikatoren inngår i forklaringen av eksportutviklingen i KVARTS og MODAG, se Boug m. fl. (2002). I avsnitt 2 beskrives markedsindikatoren konstruksjon, med datagrunnlag, landene som er med og sammenvektingen av disse. I avsnitt 3 dokumenteres rutiner for prognostisering av BNP for et subsett av handelspartnerne. Importen for disse landene er modellert som en funksjon av BNP. Modellen "oversetter" dermed BNP-anslag til importanslag. Avsnitt 4 drøfter kilder til vekst i markedsindikatoren, mens avsnitt 5 gir en detaljert oppskrift/prosedyre for beregning av markedsindikatoren.

## 2. Historiske verdier

Historiske verdier for (eksport)markedsindikatoren (MII) beregnes med utgangspunkt i data fra OECD for import av varer og tjenester hos Norges viktigste handelspartnere.<sup>1</sup>

Grunnlagsmaterialet inkluderer data for 18 land. Importtallene veies sammen med løpende vektorer fra SSBs utenrikshandelsstatistikk, som gjenspeiler de ulike landenes betydning for norsk eksport. Prognoser for markedsindikatoren kan baseres på prognoser for de samme variablene.

### Importtall

Volumtall for de enkelte landenes import av varer og tjenester hentes fra databasen *OECD Economic Outlook*, som inneholder sesongjusterte kvartalstall i faste priser tilbake til 1970 for de fleste av Norges viktigste handelspartnere.<sup>2</sup> For Tyskland, Polen og Kina starter imidlertid OECDs serier i henholdsvis 1991, 1990 og 1982. Serien for tysk import forlenges bakover ved hjelp av data for Vest-Tyskland. Polens import er lav tidlig på 1990-tallet, og forlenges bakover til 1970 med trenden fra de første fem årene av tidsserien. Kinesisk import er nær null i 1982, og behandles på samme måte som polsk import, men fra og med 1981 og bakover. Polen og Kina mottok små andeler av norsk eksport i disse periodene, noe som

---

<sup>1</sup> I 2003 sluttet OECD å beregne import disaggregert på ulike varegrupper og tjenester. Vi har derfor gått over til å benytte tall for landenes import av varer og tjenester samlet.

<sup>2</sup> *OECD Economic Outlook* gir også prognoser for importutviklingen framover, som kan brukes til å beregne prognoser for markedsindikatoren om lag to år framover i tid. En kan overprøve disse prognosene ved å legge inn alternative anslag på de landspesifikke importtallene eller ved å justere markedsindikatoren direkte.

bidrar til at disse forenklingene får liten praktisk betydning. Importvolumtallene regnes om til indekser med 2002 som basisår (2002 = 100). Disse indeksene har i MODAG og KVARTS navnestruktur  $Q.l.IND$ , der  $l$  = landkoden i OECD-databasen.

## Landvekter

Landvektene er basert på verditall for norsk eksport av tradisjonelle varer fra Utenrikshandelsstatistikken, og lar seg beregne tilbake til 1980.<sup>3</sup> Vektene har navnestruktur  $Q.l.VEKT$ , som angir verdien av norsk eksport til land  $l$  som andel av eksporten til alle indekslandene. Landkodene og -vektene gjengis i tabell 1<sup>4</sup>. De 18 landene som inngår i markedsindikatoren mottok i 2006 82,4 prosent av norsk eksport av tradisjonelle varer. De viktigste landene som er utelatt, på grunn av for korte eller manglende tidsserier for import, er Russland, Sør-Korea og Singapore, med andeler av norsk eksport av tradisjonelle varer på henholdsvis 1,8, 1,6 og 1,3 prosent i 2006.

Markedsindikatoren ( $MII$ ) er definert ved

$$MII = \sum_l Q.l.VEKT \cdot Q.l.IND, \text{ der } l = \text{landkode (se tabell 1)}$$

Ved bruk av markedsindikatoren til prognoseformål holdes normalt landvektene konstante, lik gjennomsnittet for de fire siste observerte kvartaler. De enkelte landvektene er hver for seg noe volatile, men forsøk på å beregne femkvartalers glidende gjennomsnitt av vektene ga ignorerbare utslag i MII. Det indikerer at volatiliteten aggregeres bort.

---

<sup>3</sup> Landfordelingen av norsk tjenesteeksport i Utenrikshandelsstatistikken er ikke detaljert nok til å inkludere tjenester i vektene. Vektene forlenges bakover med gjennomsnittet av første observerte år, 1980.

<sup>4</sup> Finansdepartementet inkluderer i tillegg Russland, Brasil, Tyrkia, Østerrike, Singapore, Island og Sør-Korea i markedsindikatoren, se boks vedlegg 1. For disse landene er det imidlertid ikke (lett) tilgjengelige lange tidsserier, som er nødvendig for estimering i tilknytning til MODAG og KVARTS.

**Tabell 1. Landkoder og –vekter**

Land	OECD-kode	Vekt i MII 2006	Faktiske vekter 2006
Sverige	SWE	14,9	12,3
Storbritannia	GBR	13,1	10,8
Tyskland	DEU	11,9	9,8
USA	USA	10,7	8,8
Nederland	NLD	10,1	8,4
Danmark	DNK	7,3	6,0
Frankrike	FRA	5,1	4,2
Belgia	BEL	3,8	3,1
Spania	ESP	3,3	2,8
Finland	FIN	3,1	2,6
Japan	JPN	3,0	2,5
Italia	ITA	2,9	2,4
Kina	CHN	2,6	2,1
Irland	IRE	2,5	2,1
Polen	POL	2,5	2,0
Portugal	PRT	1,4	1,1
Sveits	CHE	0,9	0,7
Canada	CAN	0,8	0,7
Sum		100,0	82,4

### 3. Prognoser

Når en skal lage prognoser for markedsindikatoren vil det være relativt arbeidskrevende å lage prognoser for 18 lands import. Det er derfor hensiktsmessig å redusere antall land i prognoseperioden. Det gjøres ved å benytte euroområdet, som omfatter 10 av landene i MII (i tillegg inngår også Hellas, Slovenia og Østerrike i euroområdet, som til sammen tok i mot drøye 1 prosent av norsk eksport i 2006), i tillegg til USA, Japan, Storbritannia, Sverige og Kina. De seks landene/områdene som inngår i prognosemodellen mottok i 2006 74,1 prosent av norsk eksport av tradisjonelle varer. Det tilsvarer 90,0 prosent av eksporten til de 18 landene som danner grunnlaget for historiske verdier på markedsindikatoren.

Det er etablert rutiner i SSB for å lage anslag på BNP for de seks landene. Sammenhengen mellom import og BNP er modellert økonometrisk for de seks landene. Dermed kan man anslå utviklingen i disse landenes BNP og deretter veie sammen importseriene som følger av den økonometriske modelleringen, for å prognostisere utviklingen i markedsindikatoren.

Sammenhengen mellom import og BNP er estimert på kvartalsdata fra OECD Economic Outlook, Ecwin (BNP-tall for Kina) og Eurostat (BNP- og importtall for euroområdet). Estimeringsperioden løper fra 1. kvartal 1980<sup>5</sup> (før justering for dynamikk), med unntak for Euroområdet og Kina, der seriene starter i henholdsvis 1. kvartal 1995 og 1. kvartal 1999. Formålet er å lage en enkel modell med få forklaringsvariable. Det er arbeidsbesparende, ettersom det framtidige forløpet for alle forklaringsvariable må anslås når markedsindikatoren skal prognostiseres. Som forklaringsvariable inngår kun BNP og laggede endogene variable. En tradisjonell modell for bestemmelse av et lands importvolum vil blant annet inkludere innenlandsk etterspørsel og relative priser som forklaringsfaktorer, se for eksempel Naug (1999).

I tråd med globaliseringen har importen vokst raskere enn BNP i alle OECD-land gjennom estimeringsperioden. To alternative forklaringsmodeller er testet. I den første forklaringsmodellen slår endringer i BNP ut én-til-én i importen. Importelastisiteten, det vil si hvor mye importen øker når BNP øker med én prosent, pålegges i dette tilfellet å være lik én på kort og lang sikt (homogenitet på kort og lang sikt), Importen tillates likevel å vokse raskere enn BNP over tid, og globaliseringseffekten representeres av et trendledd. Det kan uttrykkes som i likning 1

$$(1) \quad (\Delta b - \Delta y)_t = \alpha_1 + \alpha_2(b - y)_{t-1} + \alpha_3 t + u_t$$

der  $b = \log(\text{import})$ ,  $y = \log(\text{BNP})$ ,  $t$  er en deterministisk trend,  $\alpha_i$ ,  $i = 1, 2, 3$ , er parameterne som estimeres,  $u_t$  er et stokastisk restledd og  $\Delta$  foran en variabel betyr endring i variabelen ( $\Delta b_t = b_t - b_{t-1}$ ). Alternativt kan en tillate avvik på kort sikt ved å løse opp den kortsiktige homogenitetsrestriksjonen, men beholde restriksjonen på lang sikt

---

<sup>5</sup> Data er tilgjengelig fra 1. kvartal 1970, men pga mye støy i data på 1970-tallet som gir dårlige restleddsegenskaper starter estimeringsperioden i 1. kvartal 1980. Dette påvirker i liten grad de estimerte koeffisientene.

$$(2) \quad \Delta b_t = \beta_1 + \beta_2(b - y)_{t-1} + \beta_3 \Delta y_t + \beta_4 t + u_t$$

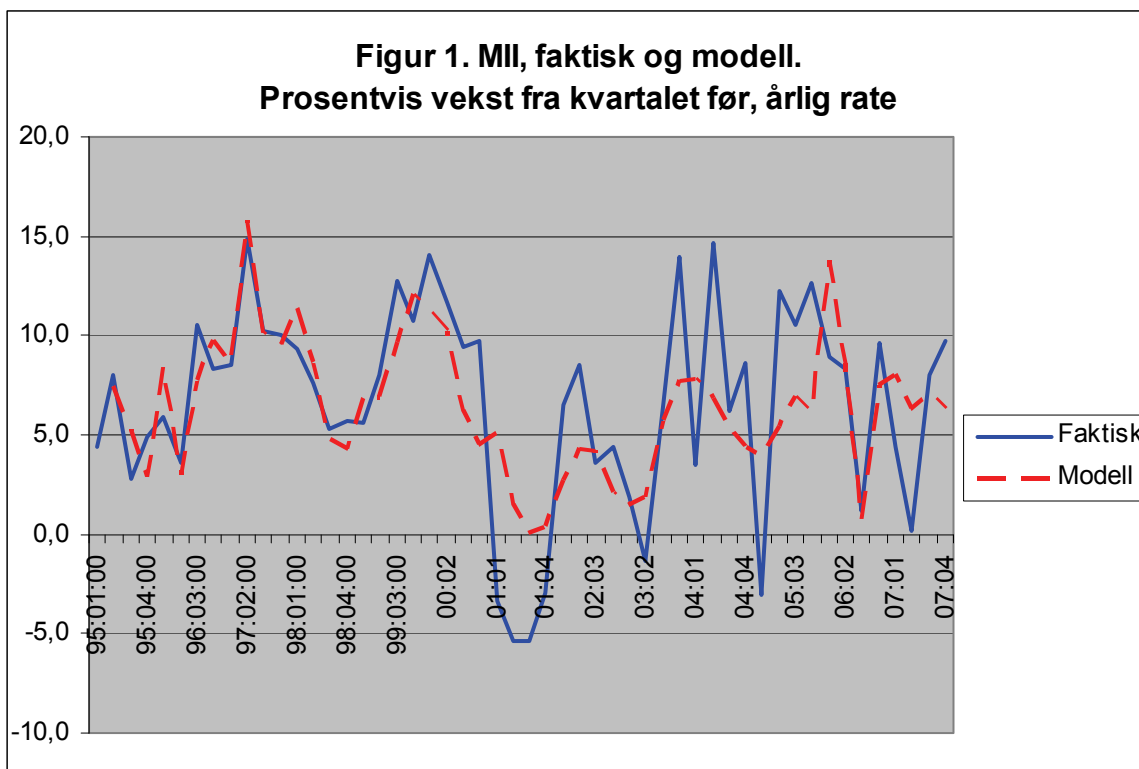
I den andre forklaringsmodellen estimeres importelastisitetene uten restriksjoner. Importen tillates da å svinge mer enn én-til-én som følge av endringer i BNP både på kort og lang sikt: På kort sikt er tolkningen at når BNP faller tar importen mer av støytten (luksusvarer) enn innenlandsk etterspørsel (for eksempel helsetjenester). På lang sikt er det økt globalisering som gjør at handelen vokser mer enn BNP. Når homogenitetsrestriksjonene løses opp både på kort og lang sikt får vi følgende uttrykk

$$(3) \quad \Delta b_t = \gamma_1 + \gamma_2 b_{t-1} + \gamma_3 y_{t-1} + \gamma_4 \Delta y_t + u_t$$

Metode 1 gir klart dårligere føyning enn metode 2, og forkastes. I likhet med de fleste studier finner jeg en langsiktig importelastisitet rundt 2 for alle de seks landene. Se for eksempel Meacci og Turner (2001) for en studie av importrelasjoner for OECD-land. Likningene estimeres på likevektsjusteringsform ved minste kvadraters metode, og tilfredsstiller standard tester av restleddsegenskaper og stabilitet, se vedlegg 2 og 3 for estimeringsresultater og tester.

Figur 1 viser historiske vekstrater for MII (18 land) og føyningen til den estimerte modellen (6 land). Modellen føyer brukbart gjennom hele perioden, men glatter ut de største svingningene.





#### 4. Dekomponering av vekst i markedsindikatoren

Anta for enkelhets skyld at det er to land, land 1 og land n (= alle andre land), der  $B_i$  er samlet import i land i og  $V_i$  er andelen av norsk eksport som går til land i. Markedsindikatoren kan da uttrykkes

$$(4) \quad MII = B_1 * V_1 + B_n * V_n$$

Endring i MII kan dekomponeres, slik at

$$(5) \quad dMII = dB_1 * V_1 + B_1 * dV_1 + dB_n * V_n + B_n * dV_n$$

der d foran en variabel indikerer endring fra perioden før. Det første leddet ( $dB_i * V_i$ ) bidrar isolert sett til at MII øker når importen i land i øker, og at effekten er større desto større andel landet har av norsk eksport.

Det andre leddet ( $B_i * dV_i$ ) bidrar isolert sett til at MII øker når eksportandelen til et land med stor import øker. Det ser en klart i tilfellet der importvolumet er konstant for begge land;  $dB =$

0. Da er endring i MII gitt ved endring i eksportandeler (legg merke til at endring i vektene i enhver periode nødvendigvis må summeres til 0 ( $\sum dV_i = 0$ ), slik at når eksportandelen til ett land øker må eksportandelen til minst ett annet land reduseres) og størrelsen på importen i de to landene

$$(6) \quad dMII = B_1 * dV_1 + B_n * dV_n$$

Dette kan illustreres ved et regneeksempel, der eksportandelen til landet med høy import (land n) øker på bekostning av eksportandelen til landet med liten import (land 1): Anta at  $B_1=1$ ,  $B_n=9$ ,  $dV_1 = -0,2$  og  $dV_n=0,2$ . Om vi setter inn disse verdiene i likning 6, finner vi at

$$dMII = 1 * -0,2 + 9 * 0,2 = 1,6 > 0$$

Motsatt vil MII avta dersom eksportandelen til landet med liten import øker på bekostning av eksportandelen til landet med stor import. For eksempel bidrar Kina til å trekke opp veksten i markedsindikatoren fordi Kinas andel av norsk eksport øker ( $dV > 0$ ) og kinesisk import (B) er høy, og fordi Kinas importvekst (dB) er høy selv om Kinas andel av norsk eksport (V) fortsatt er relativt liten.

Dersom en hadde benyttet konstante vekter ville  $dV_i = 0$  for alle land. Da er endring i MII gitt ved en sammenveining av endring i import for alle land

$$(4) \quad dMII = dB_1 * V_1 + dB_n * V_n$$

Vi har tilgang til løpende vekter fra SSBs utenrikshandelsstatistikk i beregningen av MII. En kan likevel velge å beregne vekstrater for de enkelte landene og deretter veie sammen disse, i stedet for å veie sammen nivåene først og deretter beregne veksten. Dette tilsvarer beregningsteknisk å utelate andre ledd ( $B_1 * dV_1$ ) i likning 5. Så lenge det ikke er store endringer i eksportandelene blir konsekvensene i praksis små. Dessuten er det potensielt problemer knyttet til den ”teoretisk riktige” metoden i likning 5 også – dersom en ikke har ”ekte volumserier”, i betydningen at importvolumserier for alle land måler det samme (for eksempel epler), må seriene indekseres. I så tilfelle påvirkes den beregnede veksten i MII av indekseringstidspunktet. Anta for eksempel at alle importseriene indekseres til 1 i et bestemt

kvartal. Da blir bidraget fra ”summen av andre ledd” i likning 5 null ( $\sum B_i \cdot dV_i = 0$ ) i dette kvartalet. Det følger av at vektene summeres til 0 og at alle importseriene er på samme nivå (1). Dermed nulles dette leddet i basisperioden. Det finnes ikke sammenliknbare importserier for landene i MII. I SSB beregnes MII ved å veie sammen indekserte volumserier, og en rammes derfor av denne indeksproblematikken. I praksis vil normalt dette være av beskjedent betydning.

## 5. Oppskrift på beregning av markedsindikatoren

### A. Kilder

Data hentes fra

- OECD Economic Outlook: BNP og Import for enkeltland (utenom BNP for Kina)
- Eurostat: BNP og Import for euroområdet
- EcoWin: BNP for Kina
- Utenrikshandelsstatistikken: Eksportvekter

Likningene er estimert og simuleres i EViews<sup>6</sup>. Modellen er i fila:

- X:\530\FELLES\Markedsindikator\Prognoser.wfl

Regneark som benyttes:

- X:\530\FELLES\Markedsindikator\MIIProggnose.xls
- X:\530\FELLES\Markedsindikator\MIIData.xls
- X:\530\FELLES\Markedsindikator\Eksportandeler.xls

### B. Datainnsamling

(1) Data for import og BNP hentes fra *OECD Economic Outlook* og limes inn i *MIIData.xls*

- Import: MyFame, Q.?.MGSV limes inn i *MIIData.xls\MGSV*, der ? = landkode
- For Kina benyttes Q.CHN.MGSVD
- BNP: Myfame, Q.?.GDPV limes inn i *MIIData.xls\GDPV* (til estimering og prognoser)

*MIIData.xls* forlenger AUTOMATISK serier for Kina og Polen bakover ved å forlenge trenden i de fem første årene. Tyskland skjøtes AUTOMATISK med Vest-Tyskland i 1991.

(2) Til prognosene behøves i tillegg tall for BNP og import for euroområdet og BNP for Kina. OECD lager ikke disse seriene.

- For euroområdet hentes BNP- og importdata fra Eurostat.org (1995Q1-), og limes inn i *MIIdata.xls\DataTilEViews*.
- For Kina finnes ikke serier for sesongjustert BNP-volum. I stedet benyttes serie for vekst fra samme kvartal året før (Ecowin), og nivåserie beregnes fra denne. BNP- og importseriene indekseres AUTOMATISK i regnearket til estimeringen.
  - BNP-serien for Kina beregnes i og hentes fra *MIIprognose.xls\Anslag*

(3) Vekter fra utenrikshandelsstatistikken oppdateres hvert kvartal. Det må oppdateres noen kvartaler bakover for å ta hensyn til eventuelle revisjoner.

- Data fra seksjon 270 bearbeides i *Eksportandeler.xls*, og limes inn i *MIIdata.xls\Vekter*.
- NB: Vektene for perioden 1970Q1— 1979Q4 settes automatisk lik vekten i 1980Q1
- Kontaktperson: Øyvind Hagen, seksjon 270

(4) Historisk MII følger i *MIIdata.xls\MIIssb*

### **C. Prognoser (forutsetter at B er gjennomført)**

(1) Legg inn prognoser i *MIIprognose.xls\Anslag*

- Forleng formel i oransje kolonne for alle seks land for hele den historiske perioden.
- Legg inn anslag på BNP-vekst (fra kvartalet før, årlig rate) i oransje kolonner for alle seks land for hele prognoseperioden.

(2) Klipp ut seriene (som følger) i *MIIprognose.xls\EViews*, lim i *MIIdata.xls\DataTilEViews*

- NB: Sjekk figur i dette arket (nederst til venstre i arket), og kontroller at vekstanslagene ser rimelige ut!!

---

<sup>6</sup> EViews er programvare utviklet for å estimere og simulere økonomiske modeller, se <http://www.eviews.com/>.

(3) Overfør kolonne B-M til EViews

- Proc\import\Read...Excel...\MIIData.xls
- =>Fyll ut:
  - Upper left datacell: B2
  - Sheet name: DataTilEViews
  - Names for series: chny, eury,... (Tips: kopier rad 1 i regnearket og lim inn i serieangivelsen i EViews + regnearket må lukkes før import er mulig)

(4) Solve modell 1999Q2 – 2010Q4

- Kopier de seks importseriene; chnb\_0.... ( \_0 betyr Baseline Scenario, det vil si de estimerte verdier, i motsetning til Actuals)
- Lim inn i *MIIData.xls/MIIProggnose*, i kolonne L-Q. (Pass på at landene kommer i riktige kolonner. Rekkefølgen bestemmes av rekkefølgen seriene markeres for kopiering i EViews. Alfabetisk er default i *MIIData.xls/MIIProggnose*.)
- Skift ut ”.” med ”,” (Tips: Lim inn, velg deretter: Alt r\ e \ fra . til , \ Alt r)

(5) MII for prognoseperioden følger i *MIIData.xls\MIIProggnose\kolonne B*

- Vektene holdes i utgangspunktet konstante framover, forslagsvis lik gjennomsnitt for siste observerte år, men kan selvsagt også anslås, for eksempel ved å forlenge utviklingen i vekter der det er en åpenbar trend.

(6) Historie og prognose skjøtes i *MIIData.xls\MIISsb*

- Pass på at overgangen mellom historie og prognose skjer på riktig tidspunkt, sjekk formel i kolonne B.
- Prognoseperioden i OECDs database starter normalt om lag to kvartaler før publisering (i desember-nummeret starter prognoseperioden i Q3).

## Referanser

Boug, P. Y. Dyvi, P. R. Johansen og B. E. Naug (2002): "MODAG – en makroøkonomisk modell for norsk økonomi", *Sosiale og økonomiske studier* 108.

<http://www.ssb.no/forskning/modeller/modag/>

Davidson, J. E. H., D. F. Hendry, F. Srba and S. Yeo (1978): "Econometric modelling of the aggregate time series relationships between consumers' expenditure and income in the United Kingdom, *Economic Journal* **88**, 661-692.

Meacci M. og D. Turner (2001): "Modelling import responsiveness for OECD manufactures trade" Economics Department Working Papers No. 311.

Nasjonalbudsjettet 2007, Finansdepartementet, boks 2.3

Naug, B. E. (1999): "Modelling the demand for imports and domestic output", Discussion papers 243, Statistics Norway.

## Vedlegg 1. Historikk og omlegging av markedsindikatoren

Endringer både i datatilgang og i handelsmønstre aktualiserte i økende grad en gjennomgang av beregningsrutinene for MII. Tidligere var markedsindikatoren beregnet på grunnlag av vareimporten i om lag 20 OECD-land, vektet sammen i tråd med de ulike landenes betydning for norsk eksport. Importen var delt i tre undergrupper; 1) Matvarer og jordbruksprodukter, 2) Råvarer og 3) Industrivarer.

OECD sluttet i 2003 å produsere de disaggregerte importdataene, som heller ikke er tilgjengelige andre steder. Sekundært hadde vi ønsket vareimport, men heller ikke dette er å få tak i. Dataserier for samlet import av varer og tjenester er det beste vi finner. En omlegging av rutinene for beregning av markedsindikatoren har derfor tvunget seg frem. Seriene for import av varer og tjenester viste seg dessuten å bli sjelden (eller aldri) oppdatert for noen av landene, som dermed også måtte tas ut av kurven.

Fram til 2003 fikk SSB prognoser for disaggregert import fra NIESR<sup>7</sup> gjennom et ”abonnement” på deres internasjonale makromodell, NIGEM. Disse prognosene utgjorde ofte benchmark for SSBs prognoser for markedsveksten, men ble justert når SSBs syn på internasjonal økonomi avvek fra NIESRs. Da OECD sluttet å produsere disaggregerte importserier, sluttet også NIESR å prognostisere dem.<sup>8</sup> Dermed oppsto også behov for et nytt opplegg for å anslå utviklingen i markedsindikatoren.

Løsningen som ble valgt var å modellere økonometrisk sammenhengen mellom BNP og import for fem land (USA, euroområdet, Japan, Sverige og Storbritannia), som utgjorde om lag 85 prosent av eksportmarkedet for tradisjonelle varer. Dermed kunne en anslå utviklingen i disse fem landenes BNP og deretter veie sammen importseriene som følger av likningene, for å prognostisere utviklingen i markedsindikatoren.

Utviklingen i det norske handelsmønsteret gjør at landene som inngår i begrepet ”handelspartnerne”, og deres betydning (vekter) vil endres over tid. Blant annet har andelen av tradisjonell eksport til land utenfor OECD-området økt klart. For eksempel mottok Kina og

---

<sup>7</sup> <http://www.niesr.ac.uk/>.

<sup>8</sup> Ettersom NIGEM heller ikke var i aktiv bruk i Statistisk sentralbyrå forsvant dermed den siste grunnen til å opprettholde et dyrt abonnement, som ble sagt opp til fordel for dataleverandøren EcoWin.

Russland til sammen 4 prosent av Norges eksport av tradisjonelle varer i 2005, mot 1,6 prosent i 2000. Finansdepartementet har nylig oppdatert landsammensetning og vekter i sin beregning av MII, slik at aggregatet reflekterer de 25 største mottakerne av tradisjonelle norske eksportvarer i 2005, se tabell 2. Endringene medfører at Kina, Russland, Tyrkia, Brasil og Island kommer inn Finansdepartementets tallgrunnlag, mens Hellas, Taiwan, Thailand, Tsjekia og Ungarn går ut (se boks 2.3 i Nasjonalbudsjettet 2007). SSB er avhengige av lange tidsserier til estimeringsformål. Det begrenser antall aktuelle land noe i SSBs beregning av MII.

De nye landene har gjennomgående høyere økonomisk vekst enn de som går ut. Dette medfører at BNP-anslag for Norges handelspartnere blir høyere med den nye landkurven, 0,2 - 0,3 prosentpoeng årlig i perioden 2002-2007 ifølge Finansdepartementets beregninger, se tabell 1.

**Tabell 1. BNP-vekst hos handelspartnerne med ny og opprinnelig landsammensetning. Prosent**

	Årlig gj.snitt 2002 – 2004	2005	2006	2007
Tidligere landsammensetning	1,9	2,2	3,1	2,5
Ny landsammensetning	2,2	2,6	3,3	2,8
Differanse	0,3	0,3	0,2	0,3

*Kilde: OECD, nasjonale statistikkbyråer og Finansdepartementet.* Tabellen er identisk med tabell 2.4 fra boks 2.3 i Nasjonalbudsjettet 2007.

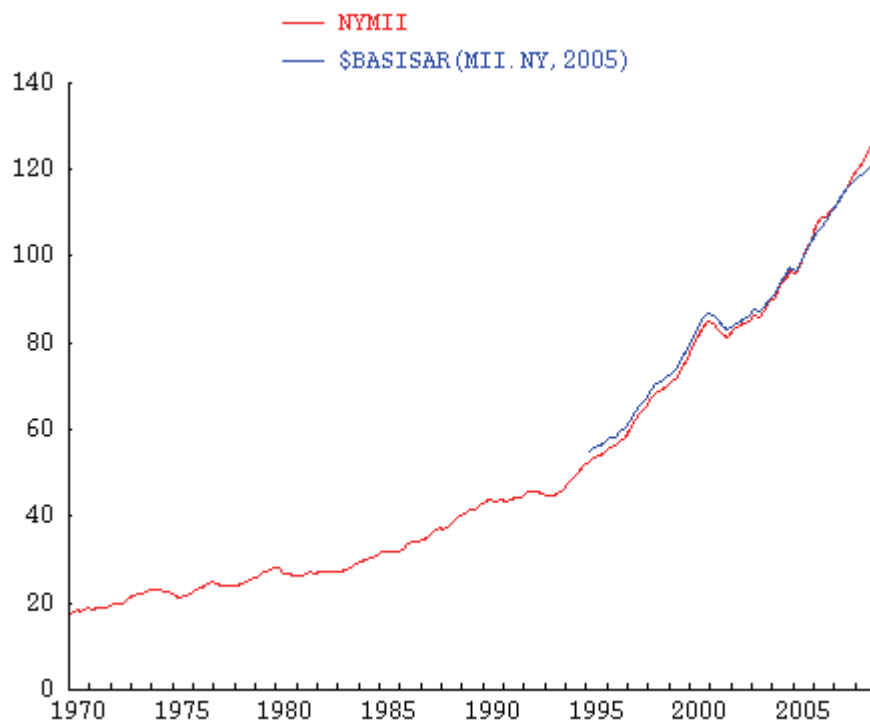
OECD publiserer importserier for 18 av ("de nye") landene i tabell 2.<sup>9</sup> Det viktigste utelatte landet er Russland, som vi ikke har funnet lange importserier for (OECD har ingen data for Russland). Kina er det viktigste nye landet i SSBs markedsindikator, og inngikk fra høsten 2007 også i prognosemodellen.

Figur 1 viser markedsindikatoren beregnet på den gamle (blå) og den nye måten (rød). Veksten ser ut til å være svært lik på 1990-tallet. På 2000-tallet er imidlertid veksten i den nye serien noe høyere.

<sup>9</sup> Sverige, Storbritannia, Tyskland, USA, Nederland, Danmark, Frankrike, Finland, Belgia, Spania, Japan, Italia, Irland, Polen, Portugal, Canada, Sveits, Kina.



**Figur 1. Markedsindikatoren før og nå**



**Tabell 2. Land som inngår i det gamle og nye handelspartneraggregatet for beregning av BNP- og markedsvekst, og landenes relative vektor**

	<b>Gamle vektor</b>	<b>Nye vektor</b>
Sverige	15,0	14,1
Storbritannia	13,0	12,3
Tyskland	12,0	11,3
USA	9,5	8,9
Nederland	8,6	8,1
Danmark	7,5	7,1
Frankrike	5,3	5,0
Finland	3,7	3,5
Belgia	3,4	3,2
Spania	3,2	3,0
Japan	3,1	2,9
Italia	3,0	2,8
Irland	2,3	2,2
Polen	2,1	2,0
Sør-Korea	1,7	1,6
Portugal	1,4	1,3
Canada	1,1	1,0
Singapore	1,0	1,0
Sveits	0,8	0,8
Østerrike	0,7	0,7
Hellas	0,5	-
Taiwan	0,4	-
Thailand	0,3	-
Tsjekkia	0,3	-
Ungarn	0,1	-
Russland	-	2,3
Kina	-	2,2
Brasil	-	1,1
Tyrkia	-	1,0
Island	-	0,9
Norges handelspartnere	100,0	100,0

Kilde: Statistisk sentralbyrå. Tabellen er lik Tabell 1.11 fra boks 2.3 i Nasjonalbudsjettet 2007

## Vedlegg 2. Estimeringsresultater og føyning

Alle landmodellene er estimert på sesongjusterte kvartalsdata for BNP og Import fra OECD Economic Outlook, med unntak for Kina (BNP fra EcoWin) og Euroområdet (BNP og import). Programpakken EViews er brukt til estimering og simulering. Estimeringsperiode er valgt på bakgrunn av tilgjengelige data. Estimeringsperioden løper fra 1. kvartal 1980 (før justering for dynamikk), med unntak for Euroområdet og Kina der seriene starter i henholdsvis 1. kvartal 1995 og 1. kvartal 1999, til og med 3. kvartal 2007 eller 4. kvartal 2007.

Modelleringsstrategien er general to specific, se for eksempel Davidson m. fl. (1978). Minste kvadraters metode benyttes til å estimere likevektsjusteringsmodeller for hvert av landene. I alle de estimerte likningene er koeffisienten foran likevektsjusteringsleddet signifikant med negativt fortegn, som indikerer en kointegrerende sammenheng mellom variablene på lang sikt. Modellene utsettes for standard tester for normalfordeling, seriekorrelasjon og heteroskedastisitet i restleddene. Parameterstabilitet testes ved rekursiv estimering. Statistiske uteliggere fjernes ved impuls dummy-variable hvis de kan forklares og/eller hvis modellens statistiske egenskaper forbedres. D foran et variabelnavn indikerer at variabelen er på endringsform ( $DX_t = X_t - X_{t-1}$ ). Dt indikerer en impuls dummy-variabel som er lik 1 i periode t og D<sub>t</sub>STEP indikerer en step dummy-variabel som er lik 1 fra og med periode t.

For Kina er datasituasjonen svært vanskelig. Det finnes ikke serier for sesongjustert BNP-volum. I stedet benyttes serie for vekst fra samme kvartal året før (Ecowin), og nivåserie beregnes fra denne. Serien er i tillegg kort, og starter i 1999. Estimeringsresultatene for Kina må derfor tas med en klype salt. Likningen gir imidlertid realistiske estimater, og beholdes derfor i mangel av noe bedre.

Estimeringsresultater og føyning er dokumentert under. Se vedlegg 3 for tester av restleddsegenskaper og parameterstabilitet.

## Estimeringsresultater

### EUR

Dependent Variable: D(LOG(EURB))

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995Q3 2007Q3

Included observations: 49 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.865696	2.017457	-2.411796	0.0202
LOG(EURB(-1))	-0.204684	0.080401	-2.545787	0.0146
LOG(EURY(-1))	0.530169	0.215360	2.461784	0.0179
D(LOG(EURY))	1.979454	0.463227	4.273180	0.0001
D(LOG(EURY(-1)))	1.352919	0.446285	3.031515	0.0041
D00Q4	0.019771	0.009066	2.180625	0.0347
R-squared	0.525096	Mean dependent var		0.014357
Adjusted R-squared	0.469874	S.D. dependent var		0.011944
S.E. of regression	0.008696	Akaike info criterion		-6.537515
Sum squared resid	0.003252	Schwarz criterion		-6.305863
Log likelihood	166.1691	Hannan-Quinn criter.		-6.449627
F-statistic	9.508914	Durbin-Watson stat		1.431503
Prob(F-statistic)	0.000004			

### USA

Dependent Variable: D(LOG(USAB))

Method: Least Squares

Sample: 1980Q1 2007Q4

Included observations: 112

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.540079	0.845117	-3.005593	0.0033
LOG(USAB(-1))	-0.108947	0.035817	-3.041784	0.0030
LOG(USAY(-1))	0.252976	0.083801	3.018775	0.0032
D(LOG(USAY))	1.523225	0.241003	6.320348	0.0000
D(LOG(USAY(-1)))	1.672028	0.240232	6.960058	0.0000
R-squared	0.559100	Mean dependent var		0.015866
Adjusted R-squared	0.542618	S.D. dependent var		0.024880
S.E. of regression	0.016827	Akaike info criterion		-5.288106
Sum squared resid	0.030295	Schwarz criterion		-5.166745
Log likelihood	301.1340	Hannan-Quinn criter.		-5.238866
F-statistic	33.92140	Durbin-Watson stat		1.911936
Prob(F-statistic)	0.000000			

**UK**

Dependent Variable: D(LOG(GBRB))

Method: Least Squares

Sample: 1980Q1 2007Q3

Included observations: 111

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.951232	0.974587	-3.028187	0.0031
LOG(GBRB(-1))	-0.154493	0.052075	-2.966742	0.0037
LOG(GBRY(-1))	0.352864	0.117115	3.012969	0.0033
D(LOG(GBRY))	1.515176	0.305615	4.957789	0.0000
D06Q1	0.066343	0.019577	3.388842	0.0010
D06Q3	-0.106011	0.020308	-5.220143	0.0000
D80Q3	-0.078603	0.019789	-3.972004	0.0001
D81Q3	0.085580	0.019661	4.352853	0.0000
R-squared	0.572798	Mean dependent var		0.012764
Adjusted R-squared	0.543765	S.D. dependent var		0.028354
S.E. of regression	0.019151	Akaike info criterion		-5.003534
Sum squared resid	0.037778	Schwarz criterion		-4.808252
Log likelihood	285.6961	Hannan-Quinn criter.		-4.924314
F-statistic	19.72912	Durbin-Watson stat		2.040086
Prob(F-statistic)	0.000000			

**SWE**

Dependent Variable: D(LOG(SWEB))

Method: Least Squares

Sample: 1980Q1 2007Q4

Included observations: 112

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.993844	0.769850	-3.888867	0.0002
LOG(SWEB(-1))	-0.219569	0.052070	-4.216827	0.0001
LOG(SWEY(-1))	0.407873	0.098843	4.126487	0.0001
D(LOG(SWEY))	1.606236	0.198939	8.074033	0.0000
D(LOG(SWEY(-2)))	0.499345	0.198397	2.516892	0.0133
D96STEP	0.027363	0.009684	2.825530	0.0056
R-squared	0.501740	Mean dependent var		0.010292
Adjusted R-squared	0.478237	S.D. dependent var		0.028849
S.E. of regression	0.020839	Akaike info criterion		-4.851908
Sum squared resid	0.046032	Schwarz criterion		-4.706274
Log likelihood	277.7068	Hannan-Quinn criter.		-4.792820
F-statistic	21.34805	Durbin-Watson stat		1.903476
Prob(F-statistic)	0.000000			

**JPN**

Dependent Variable: D(LOG(JPNB))

Method: Least Squares

Sample: 1980Q1 2007Q4

Included observations: 112

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.166237	0.694116	-3.120857	0.0023
LOG(JPNB(-1))	-0.076824	0.025353	-3.030157	0.0031
LOG(JPNY(-1))	0.175985	0.056073	3.138498	0.0022
D(LOG(JPNY))	0.711654	0.301922	2.357081	0.0202
D(LOG(JPNB(-2)))	0.312732	0.088932	3.516531	0.0006
R-squared	0.248846	Mean dependent var		0.010604
Adjusted R-squared	0.220765	S.D. dependent var		0.026806
S.E. of regression	0.023663	Akaike info criterion		-4.606214
Sum squared resid	0.059912	Schwarz criterion		-4.484852
Log likelihood	262.9480	Hannan-Quinn criter.		-4.556973
F-statistic	8.861855	Durbin-Watson stat		1.816292
Prob(F-statistic)	0.000003			

**CHN**

Dependent Variable: D(LOG(CHNB))

Method: Least Squares

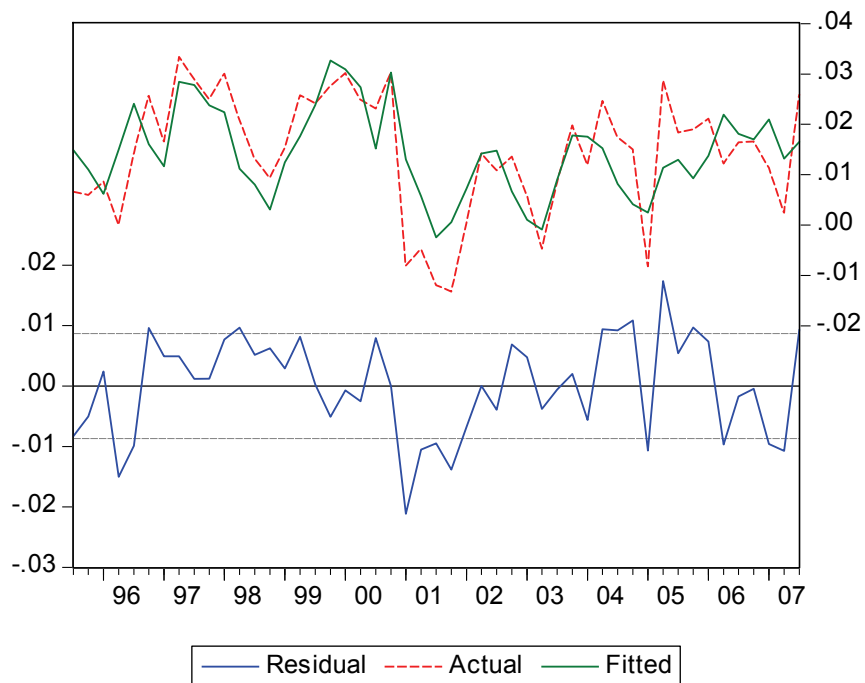
Sample (adjusted): 1999Q2 2007Q4

Included observations: 35 after adjustments

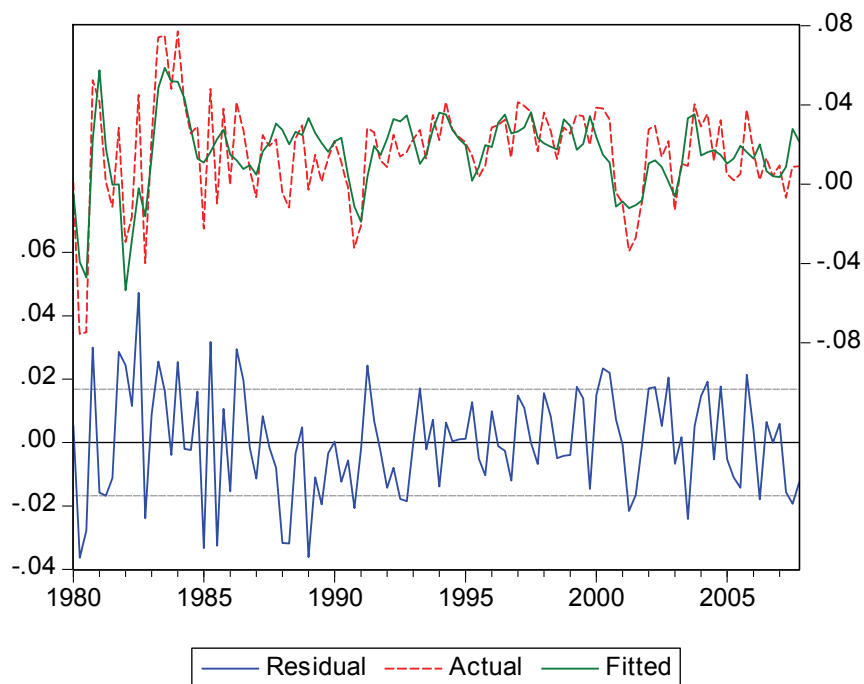
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.041845	0.015448	2.708766	0.0110
LOG(CHNB(-1))	-0.087479	0.076117	-1.149268	0.2595
LOG(CHNY(-1))	0.148837	0.154593	0.962764	0.3434
D(LOG(CHNB(-1)))	0.217600	0.170940	1.272963	0.2128
D(LOG(CHNY))	0.454363	0.246610	1.842434	0.0753
R-squared	0.178581	Mean dependent var		0.043418
Adjusted R-squared	0.069059	S.D. dependent var		0.031184
S.E. of regression	0.030088	Akaike info criterion		-4.037800
Sum squared resid	0.027159	Schwarz criterion		-3.815607
Log likelihood	75.66150	Hannan-Quinn criter.		-3.961099
F-statistic	1.630546	Durbin-Watson stat		2.008886
Prob(F-statistic)	0.192382			

### Føyning 1. Venstresidevariabel (faktisk og estimert) og restledd

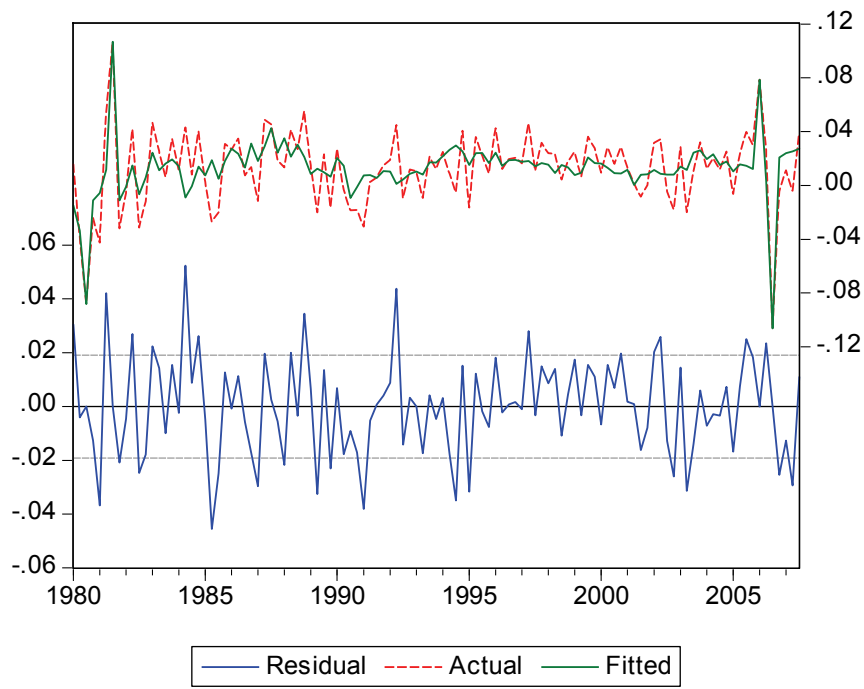
EUR



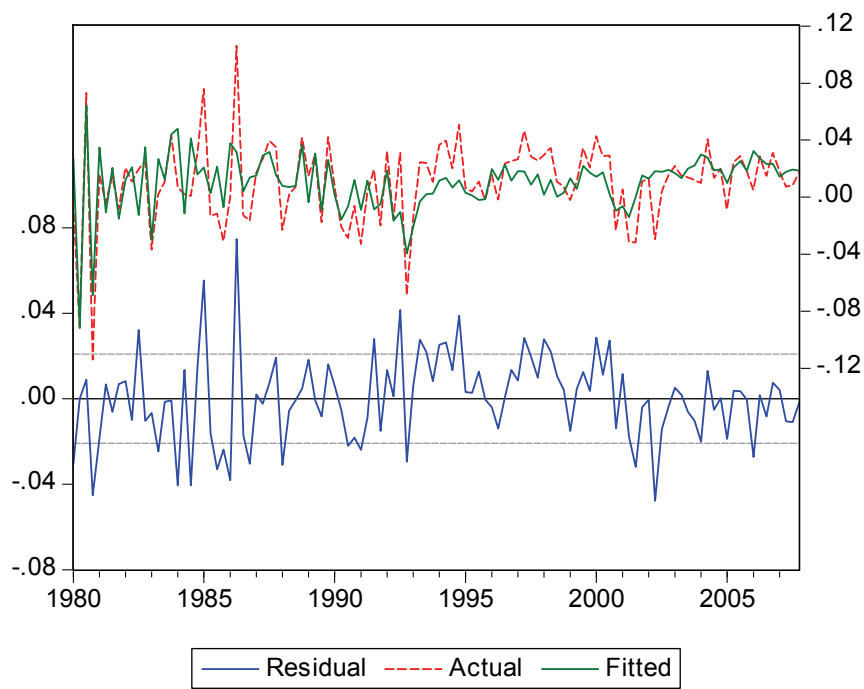
USA



# UK

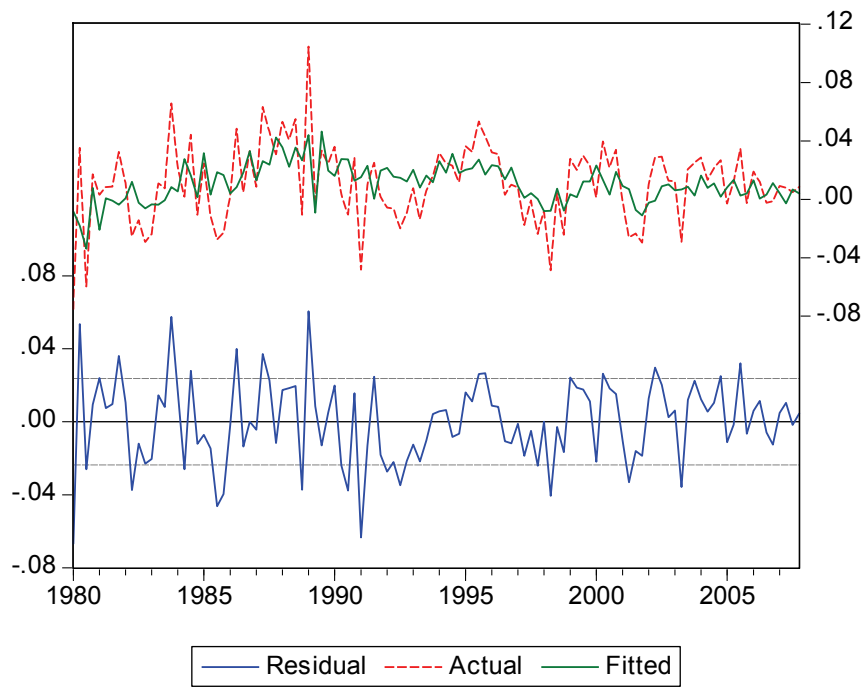


# SWE

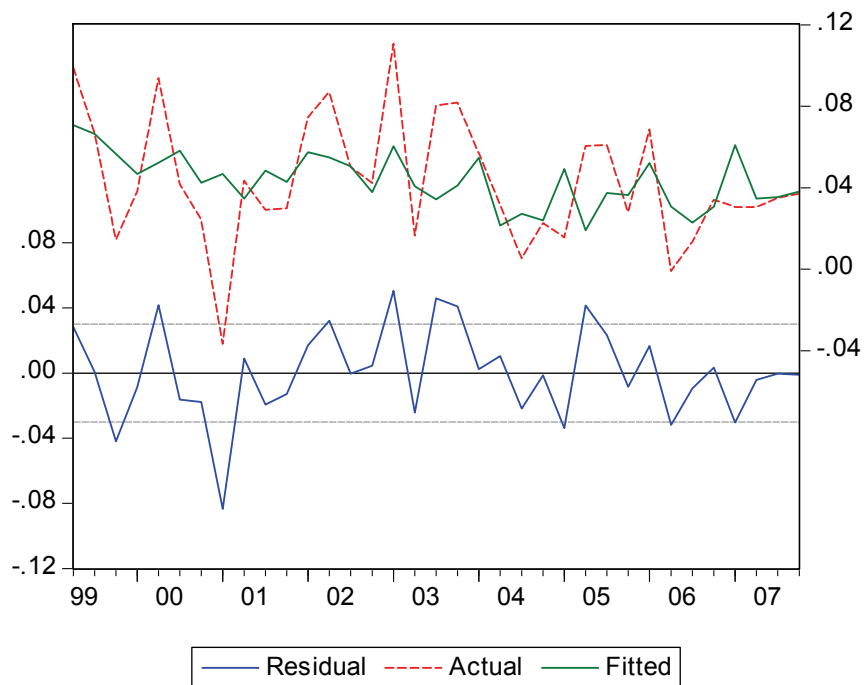




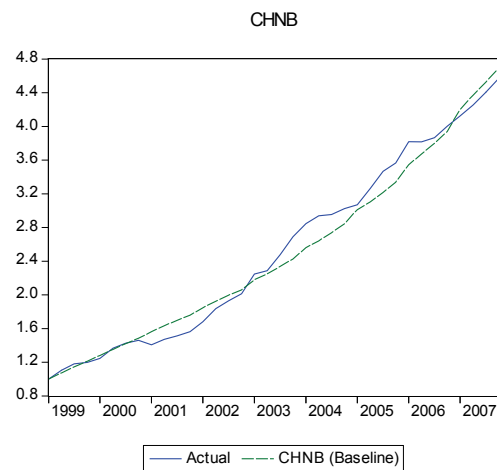
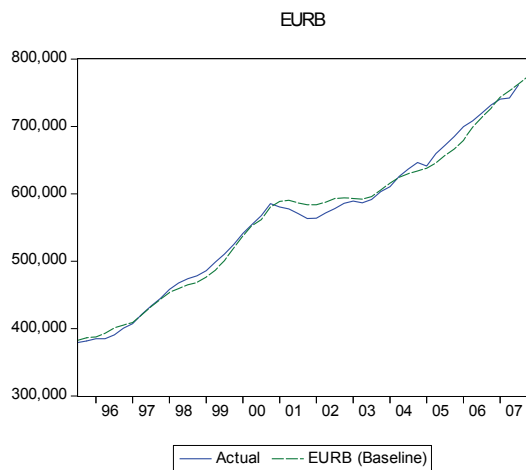
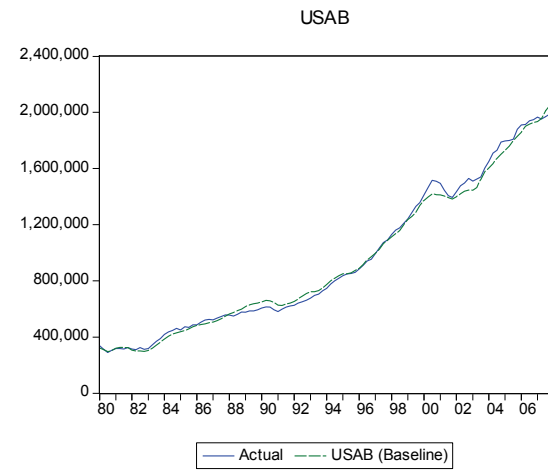
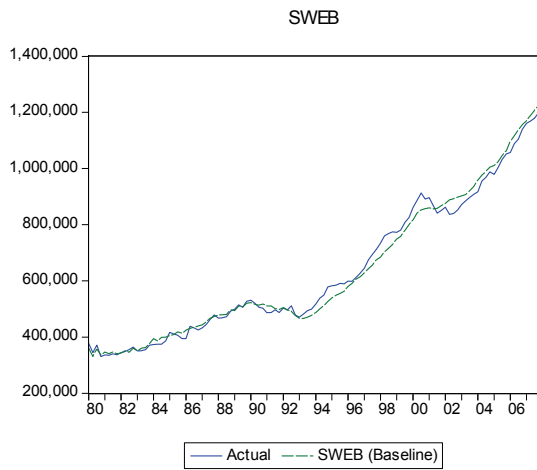
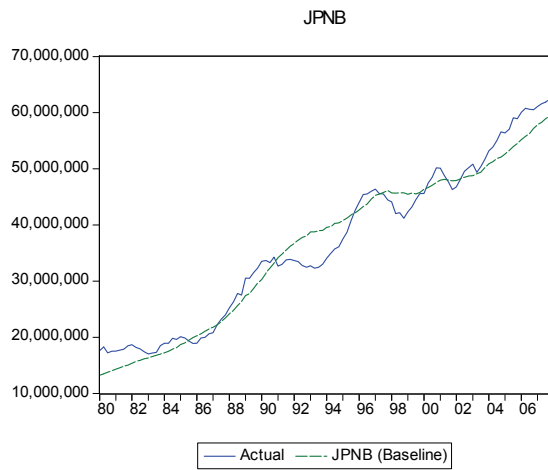
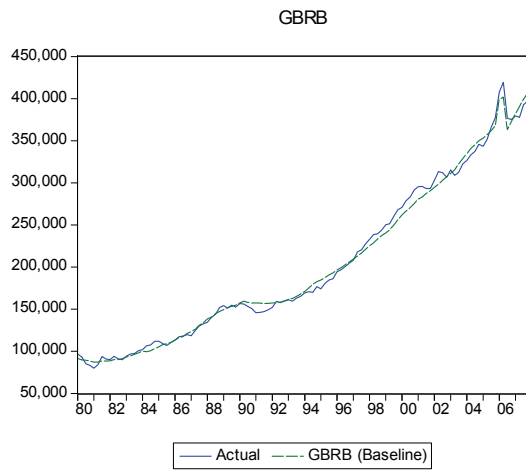
### JPN



### CHN



## Føyning 2. Importnivå, faktisk og modellert



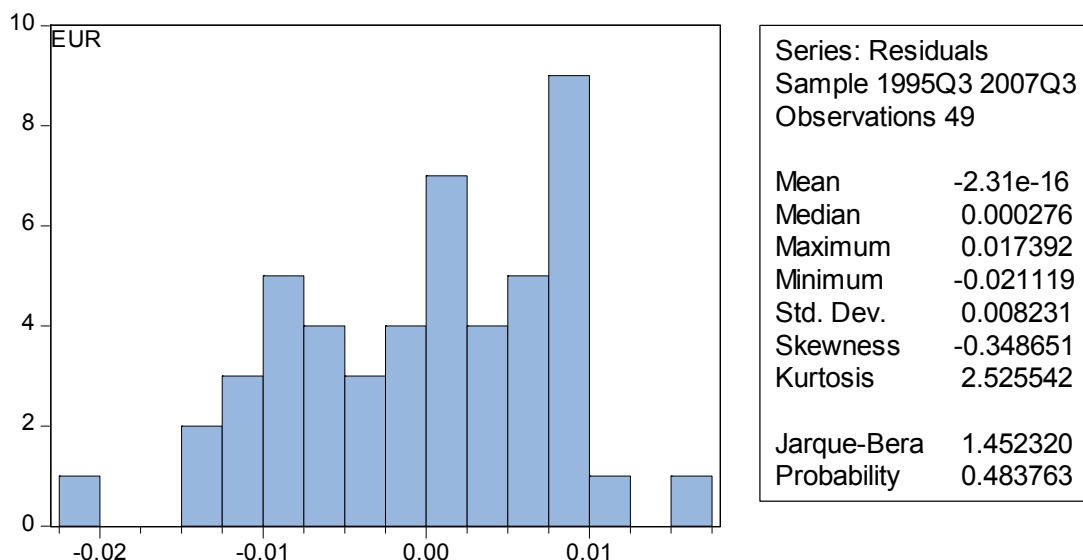
### Vedlegg 3. Restleddsegenskaper og parameterstabilitet

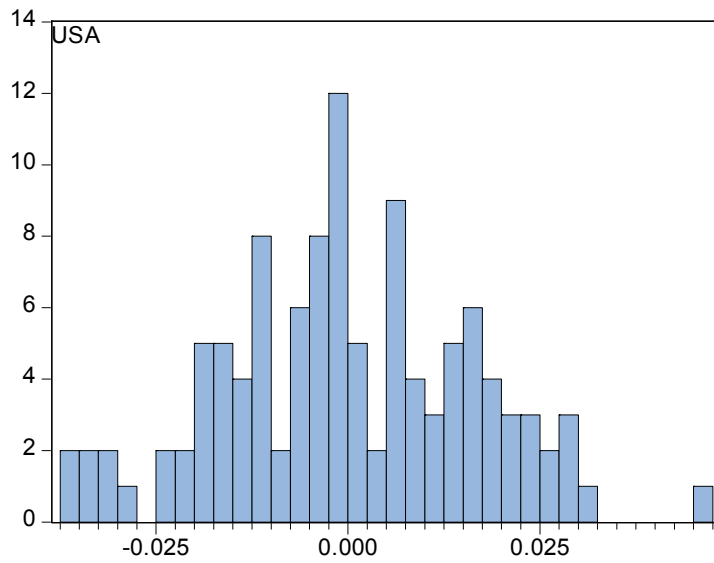
*Normalfordeling* av restleddene er testet ved Jarque-Bera-testobservatoren, se figur 1-6.

Nullhypotesen om normalfordelte restledd forkastes for Sverige på fem prosents nivå, men ikke på 1 prosents nivå. De andre likningene passerer på fem prosents nivå. ARCH-testen av *heteroskedastisitet* i residualene avslører ikke problemer i noen av likningene, se tabell 1 som viser at nullhypotesen om ingen heteroskedastisitet ikke forkastes på 5 prosent nivå i noen av tilfellene. Breusch-Godfrey LM-testen forkaster ikke nullhypotesen om ingen *seriekorrelasjon* opp til fjerde orden for noen av likningene på fem presents nivå, se tabell 2.

Rekursive koeffisientestimerer gjør det mulig å følge utviklingen i koeffisientestimatene etter hvert som nye observasjoner gradvis inkluderes i estimeringen, se figur 7 - 12. Dersom koeffisienten viser signifikant variasjon (utenfor feilbåndene, definert ved to standardavvik) når nye observasjoner legges til, så er det en sterk indikasjon på ustabilitet. Rekursiv estimering gir ikke klare indikasjoner på ustabilitet i noen av likningene, bortsett fra Sverige der det er indikasjon på et brudd på midten av 1990-tallet. Det er imidlertid tatt hensyn til ved å inkludere en step dummy-variabel fra og med 1. kvartal 1996.

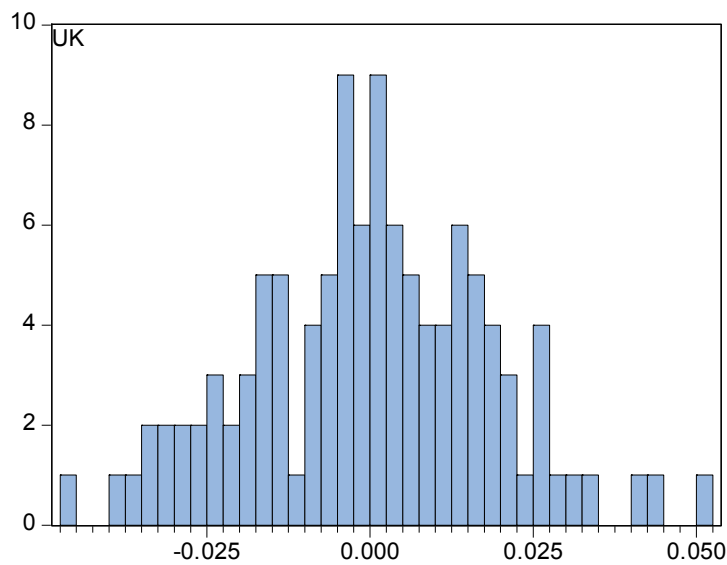
**Figur 1-6. Normalfordeling**





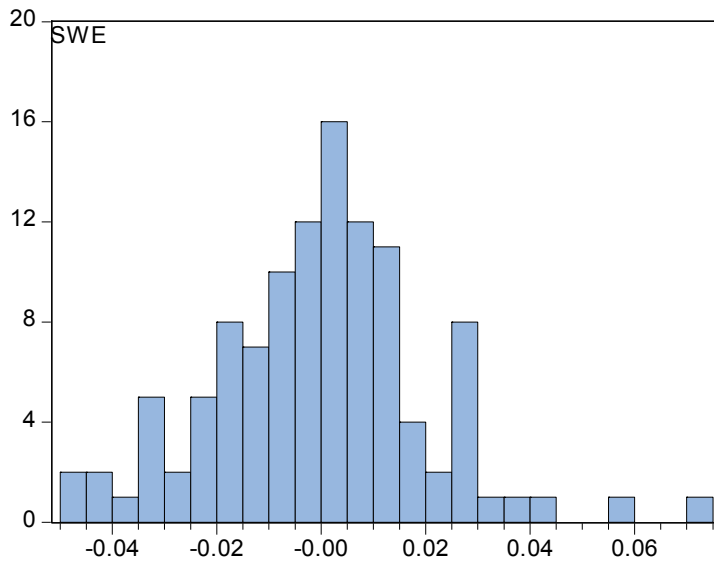
Series: Residuals  
 Sample 1980Q1 2007Q4  
 Observations 112

Mean	-9.29e-16
Median	-0.000919
Maximum	0.047218
Minimum	-0.036318
Std. Dev.	0.016521
Skewness	0.033175
Kurtosis	2.762345
Jarque-Bera	0.284117
Probability	0.867571



Series: Residuals  
 Sample 1980Q1 2007Q3  
 Observations 111

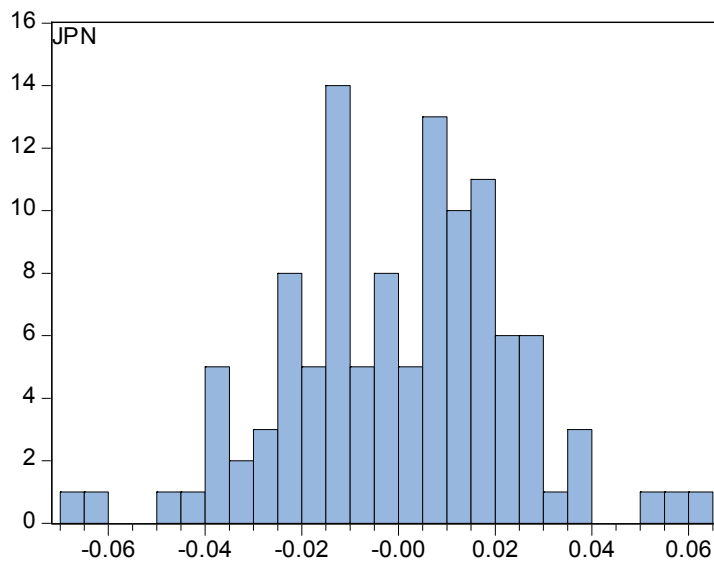
Mean	-1.33e-15
Median	2.64e-16
Maximum	0.052289
Minimum	-0.045541
Std. Dev.	0.018532
Skewness	0.045325
Kurtosis	3.005389
Jarque-Bera	0.038140
Probability	0.981111



Series: Residuals  
 Sample 1980Q1 2007Q4  
 Observations 112

Mean 2.97e-16  
 Median 0.000581  
 Maximum 0.074712  
 Minimum -0.047661  
 Std. Dev. 0.020364  
 Skewness 0.302789  
 Kurtosis 4.117937

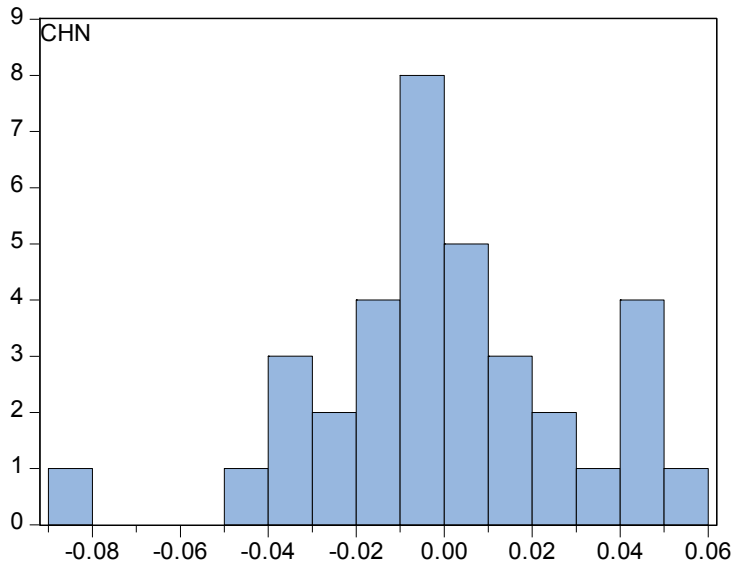
Jarque-Bera 7.543698  
 Probability 0.023009



Series: Residuals  
 Sample 1980Q1 2007Q4  
 Observations 112

Mean 1.02e-16  
 Median 0.003390  
 Maximum 0.060482  
 Minimum -0.066882  
 Std. Dev. 0.023232  
 Skewness -0.162292  
 Kurtosis 3.315349

Jarque-Bera 0.955733  
 Probability 0.620105



Series: Residuals	
Sample 1999Q2 2007Q4	
Observations 35	
Mean	-7.82e-18
Median	-0.000475
Maximum	0.050471
Minimum	-0.083353
Std. Dev.	0.028263
Skewness	-0.371996
Kurtosis	3.667689
Jarque-Bera	1.457361
Probability	0.482545

## Tabell 1. Heteroskedastisitet

### EUR

Heteroskedasticity Test: ARCH

---

---

F-statistic	0.561071	Prob. F(1,46)	0.4576
Obs*R-squared	0.578411	Prob. Chi-Square(1)	0.4469

---

---

### USA

Heteroskedasticity Test: ARCH

---

---

F-statistic	3.222063	Prob. F(1,109)	0.0754
Obs*R-squared	3.186976	Prob. Chi-Square(1)	0.0742

---

---

### UK

Heteroskedasticity Test: ARCH

---

---

F-statistic	0.671651	Prob. F(1,108)	0.4143
Obs*R-squared	0.679861	Prob. Chi-Square(1)	0.4096

---

---

### SWE

Heteroskedasticity Test: ARCH

---

---

F-statistic	0.259252	Prob. F(1,109)	0.6117
Obs*R-squared	0.263382	Prob. Chi-Square(1)	0.6078

---

---

### JPN

Heteroskedasticity Test: ARCH

---

---

F-statistic	1.613726	Prob. F(1,109)	0.2067
Obs*R-squared	1.619362	Prob. Chi-Square(1)	0.2032

---

---

### CHN

Heteroskedasticity Test: ARCH

---

---

F-statistic	0.563839	Prob. F(1,32)	0.4582
Obs*R-squared	0.588706	Prob. Chi-Square(1)	0.4429

---

---

## Tabell 2. Seriekorrelasjon

EUR

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.153648	Prob. F(4,39)	0.0924
Obs*R-squared	8.865244	Prob. Chi-Square(4)	0.0646

USA

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.680409	Prob. F(4,103)	0.6071
Obs*R-squared	2.883263	Prob. Chi-Square(4)	0.5775

UK

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.342858	Prob. F(4,99)	0.8484
Obs*R-squared	1.516657	Prob. Chi-Square(4)	0.8237

SWE

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.640617	Prob. F(4,102)	0.6347
Obs*R-squared	2.744735	Prob. Chi-Square(4)	0.6014

JPN

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.736969	Prob. F(4,103)	0.1475
Obs*R-squared	7.077555	Prob. Chi-Square(4)	0.1318

CHN

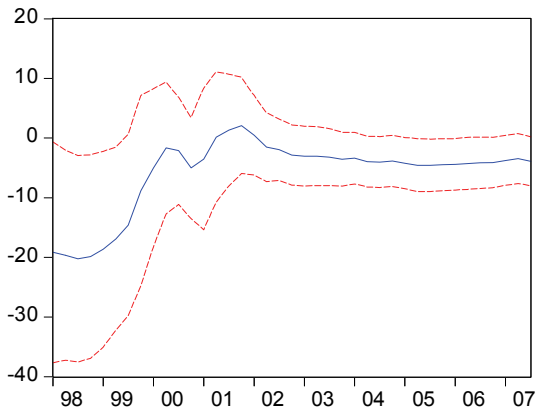
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.069379	Prob. F(4,26)	0.9907
Obs*R-squared	0.369632	Prob. Chi-Square(4)	0.9849

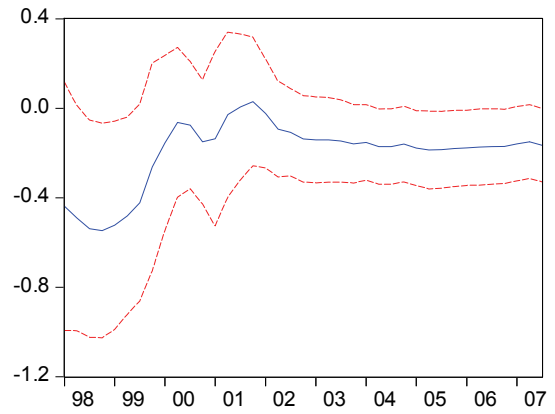


# Parameterstabilitet. Rekursiv estimering, figur 7-12

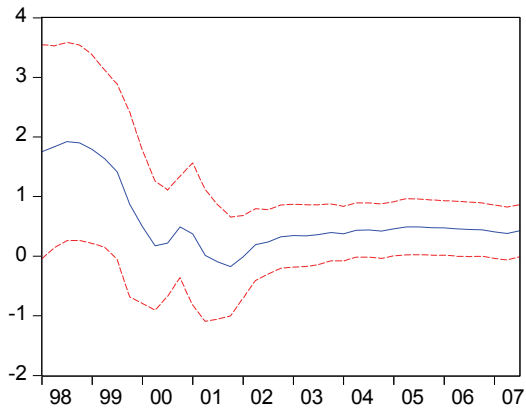
7. EUR



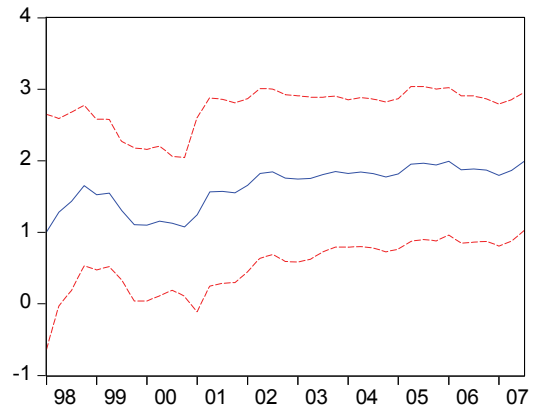
Recursive C(1) Estimates  
 $\pm 2$  S.E.



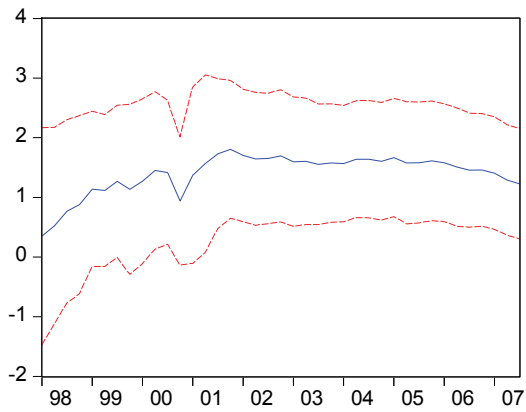
Recursive C(2) Estimates  
 $\pm 2$  S.E.



Recursive C(3) Estimates  
 $\pm 2$  S.E.

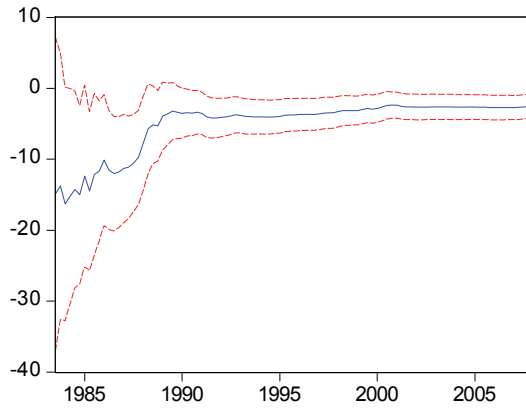


Recursive C(4) Estimates  
 $\pm 2$  S.E.

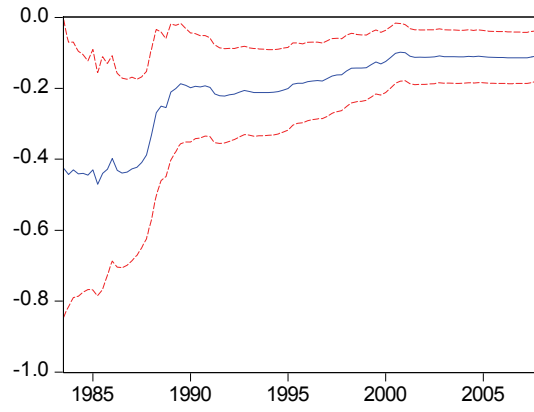


Recursive C(5) Estimates  
 $\pm 2$  S.E.

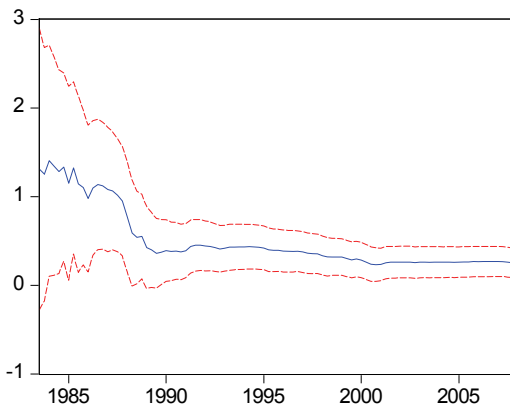
8. USA



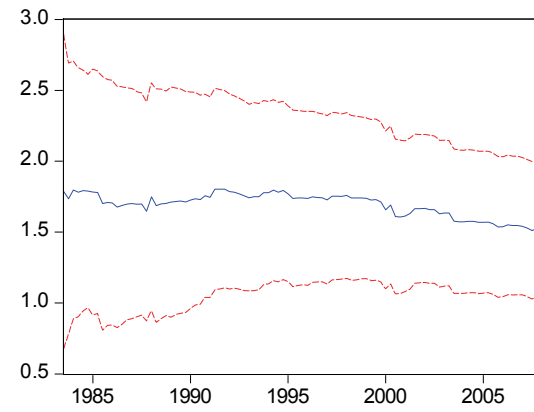
— Recursive C(1) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.



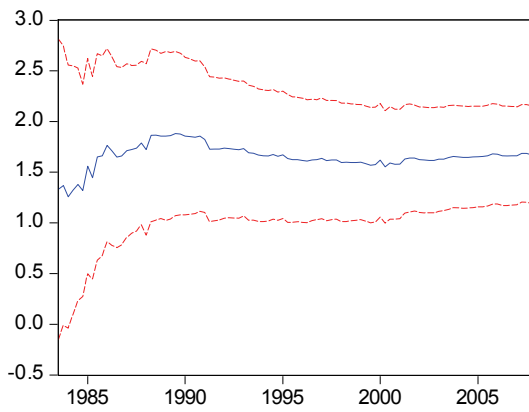
— Recursive C(2) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.



— Recursive C(3) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.

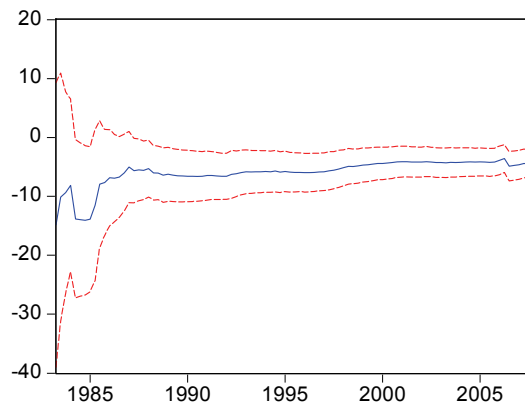


— Recursive C(4) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.

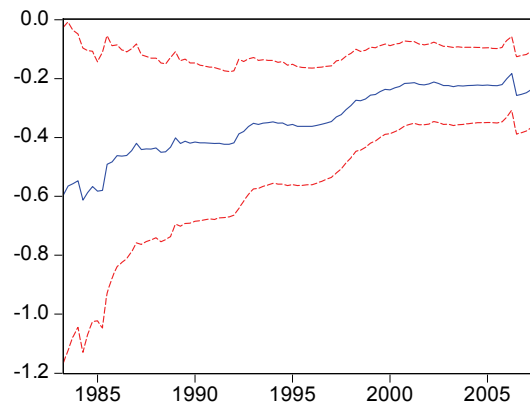


— Recursive C(5) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.

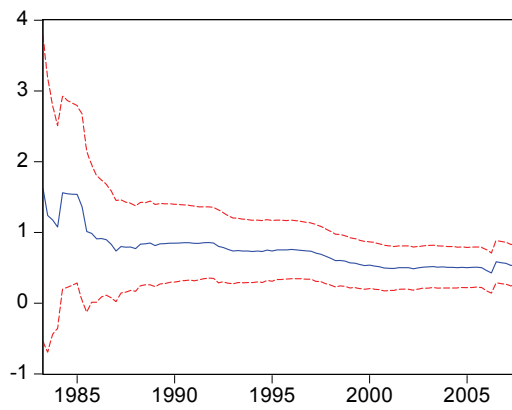
## 9. UK



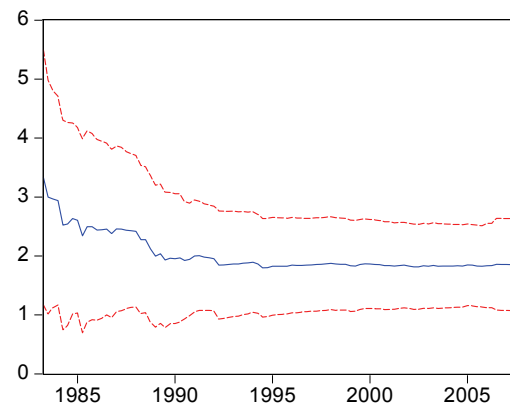
— Recursive C(1) Estimates  
- -  $\pm 2$  S.E.



— Recursive C(2) Estimates  
- -  $\pm 2$  S.E.

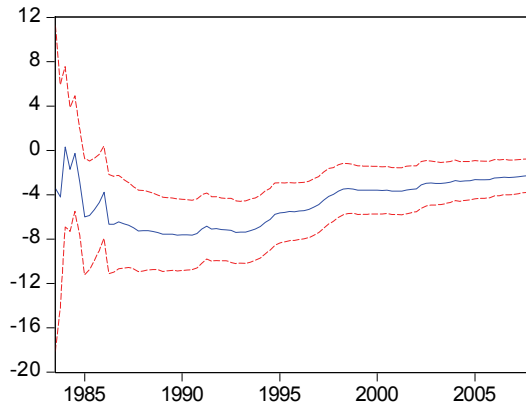


— Recursive C(3) Estimates  
- -  $\pm 2$  S.E.

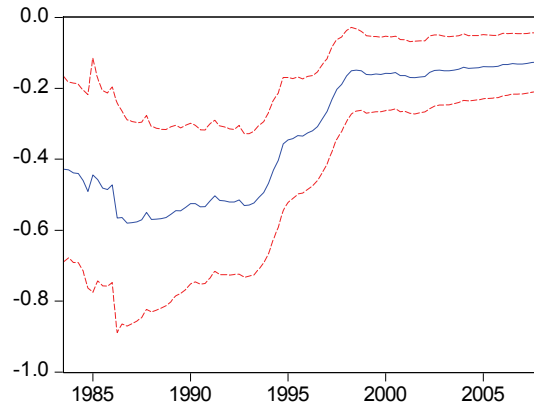


— Recursive C(4) Estimates  
- -  $\pm 2$  S.E.

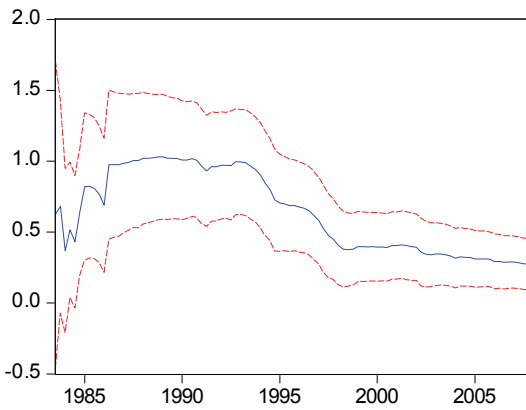
# 10. SWE



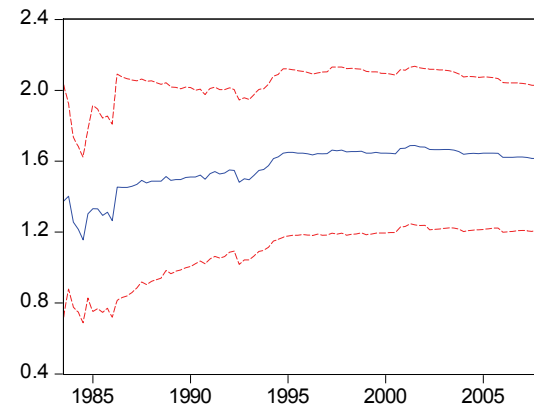
— Recursive C(1) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.



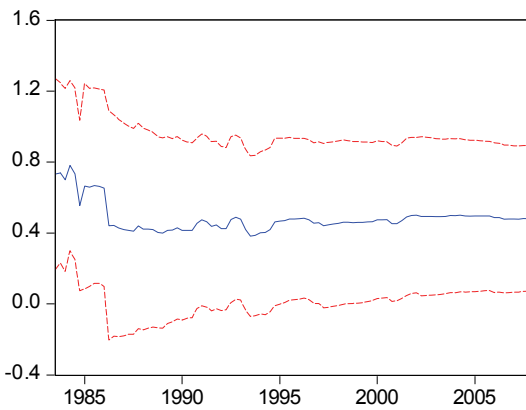
— Recursive C(2) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.



— Recursive C(3) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.

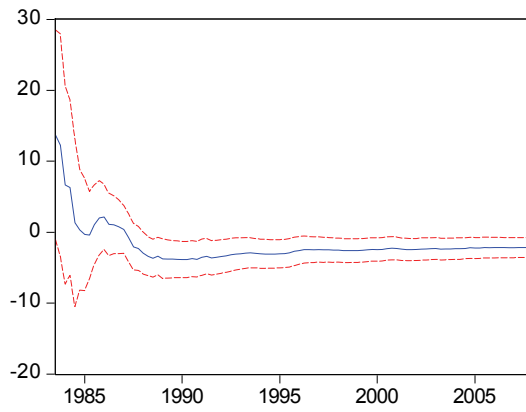


— Recursive C(4) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.

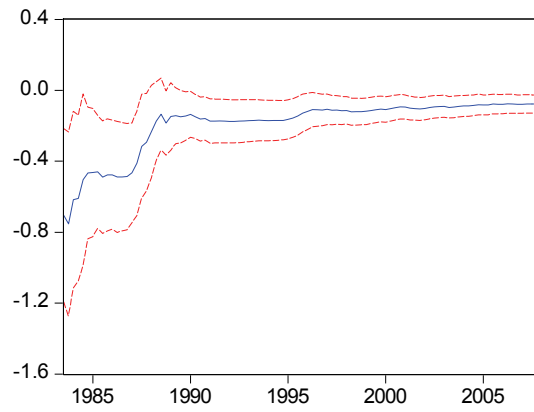


— Recursive C(5) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.

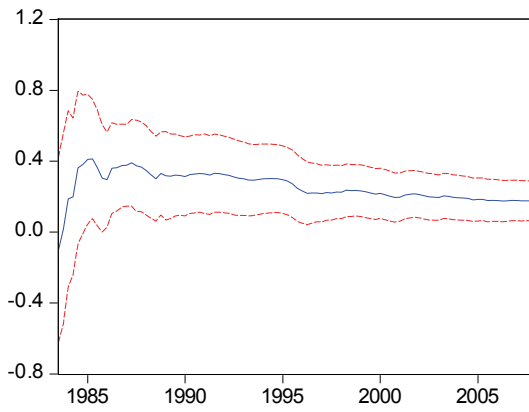
11. JPN



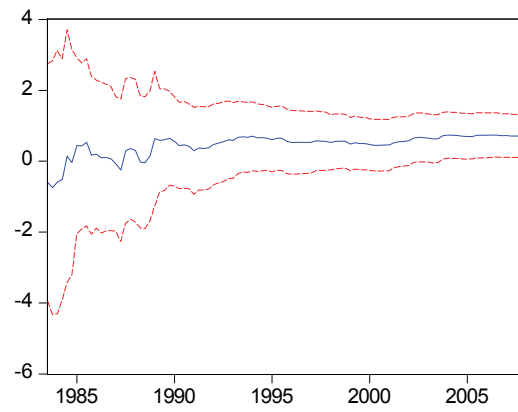
— Recursive C(1) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.



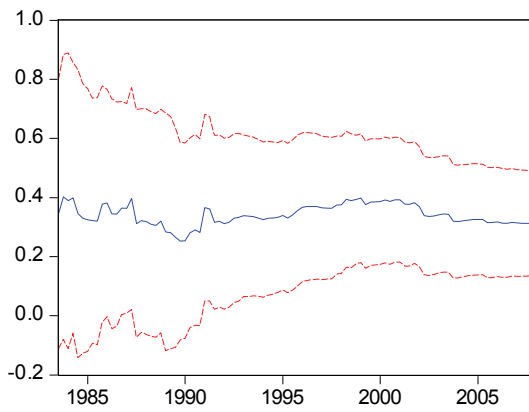
— Recursive C(2) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.



— Recursive C(3) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.

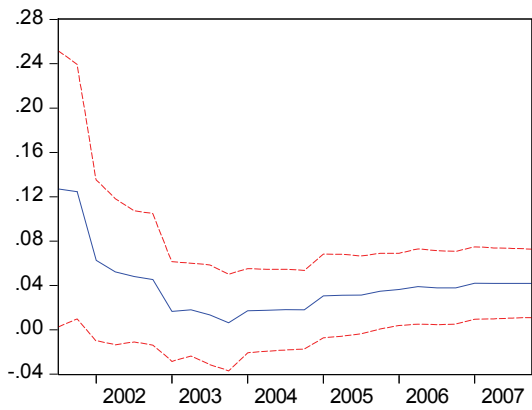


— Recursive C(4) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.

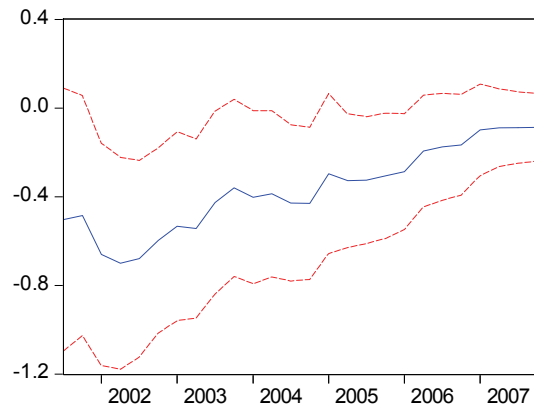


— Recursive C(5) Estimates  
- - -  $\pm 2$  S.E.

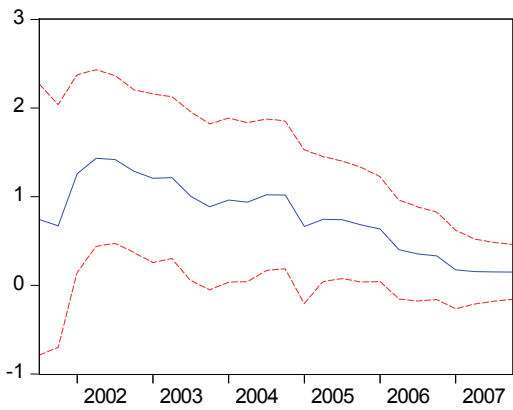
12. CHN



— Recursive C(1) Estimates  
- - ± 2 S.E.



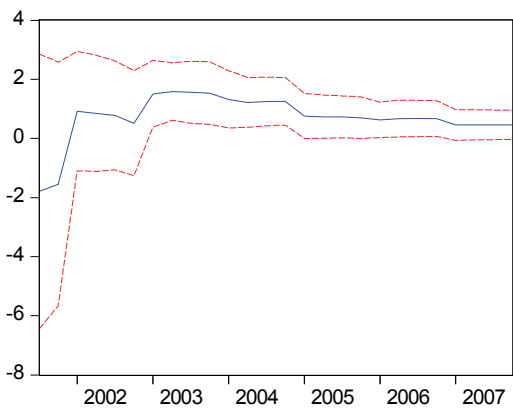
— Recursive C(2) Estimates  
- - ± 2 S.E.



— Recursive C(3) Estimates  
- - ± 2 S.E.



— Recursive C(4) Estimates  
- - ± 2 S.E.



— Recursive C(5) Estimates  
- - ± 2 S.E.