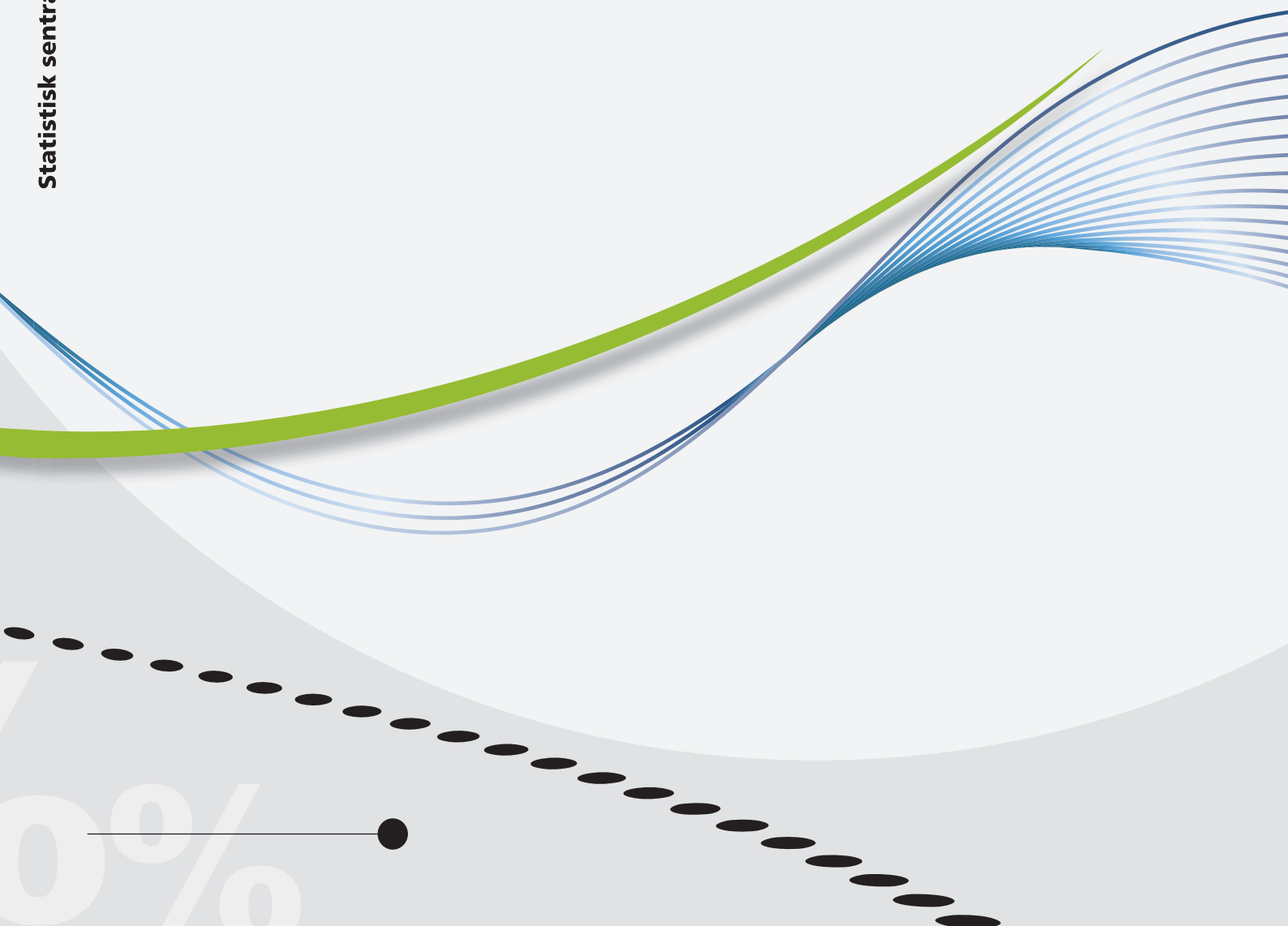




Dag Kolsrud

Reestimering av importandeler i kvartalsmodellen KVARTS

Januar 2013



Dag Kolsrud

**Reestimering av importandeler i
kvartalsmodellen KVARTS**

Januar 2013

© Statistisk sentralbyrå Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen skal Statistisk sentralbyrå oppgis som kilde. Publisert februar 2013	Standardtegn i tabeller Tall kan ikke forekomme Oppgave mangler Oppgave mangler foreløpig Tall kan ikke offentliggjøres Null Mindre enn 0,5 av den brukte enheten Mindre enn 0,05 av den brukte enheten Foreløpig tall Brudd i den loddrette serien Brudd i den vannrette serien Desimaltegn	Symbol : - 0 0,0 * — ,
--	--	---

Forord

Notatet er en av flere publikasjoner som dokumenterer Statistisk sentralbyrås makroøkonometriske modeller KVARTS og MODAG. I dette notatet beskrives modelleringen av importandeler på grunnlag av kvartalsdata slik de forelå i juli 2012.

Statistisk sentralbyrå, 4. januar 2013

Hans Henrik Scheel

Sammendrag

Notatet dokumenterer modelleringen av importandelen av samlet produktanvendelse for åtte produktgrupper i kvartalsmodellen KVARTS. Sist i notatet redegjøres det kort for konvertering av estimatene til koeffisienter i årsmodellen MODAG. Notatet er basert på modellene og data slik de forelå i juli 2012. Alle importandelsrelasjonene ble reestimert i juni og juli 2012. Se Boug og Dyvi (2008) og internettsiden www.ssb.no/forskning/modeller/modag for dokumentasjon av tidligere modellversjoner.

Vi redegjør først for hvordan importandelen av samlet anvendelse (import + hjemmелеveranser) i åtte ulike produktgrupper endres som følge av endringer i relative priser (importpriser versus hjemmepriser) samt justeringer mot likevektsforhold. Deretter følger en detaljert gjennomgang av eksisterende og reestimerte eller respesifiserte importandelslikninger i KVARTS. Vi avslutter med et kort avsnitt om konverteringen av (kvartalsdata)estimer i KVARTS til (årsdata)koeffisienter i MODAG.

Abstract

This note documents modelling of the import share of total product utilisation for eight product categories in the quarterly macroeconomic model KVARTS. At the end there is a brief review of how the estimates are converted to coefficients in the parallel annual macroeconomic model MODAG. The documentation is based on the models and data as they were in July 2012. All the import equations were re-estimated in June and July 2012. Confer Boug and Dyvi (2008) and the internet page www.ssb.no/forskning/modeller/modag for comprehensive documentation (in Norwegian) of earlier model versions.

First, the note gives an account of how the import share of total domestic demand for each of the eight product groups changes as a consequence of (i) a temporary change in the relative price of imports versus domestically produced goods and (ii) an adjustment toward an equilibrium proportionality between relative prices and relative volumes (the import share, the split of total demand for a product between imports and domestic deliveries). Second, the note reviews in detail the existing, re-estimated and/or re-specified import share equations in KVARTS. The note ends with a short section on the conversion of estimates in the quarterly model KVARTS to coefficients in the annual (but otherwise "identical") model MODAG.

Innhold

Forord	3
Sammendrag	4
Abstract	5
1. Modellering av importandeler	7
2. Økonometriske importandelslikninger i KVARTS	10
3. Kort- og langtidselastisiteter i KVARTS og MODAG	47
Referanser	49
Figurregister	50
Tabellregister	51

1. Modellering av importandeler

I den makroøkonometriske kvartalsmodellen KVARTS og den makroøkonometriske årsmodellen MODAG blir importen av ulike produkter i et kvartal eller år bestemt av anvendelsesbehovet (etterspørselen) og forholdet mellom priser på leveranser fra norske bedrifter og fra utenlandske bedrifter, se avsnittene 3.1, 3.3 og 8.1 i Boug og Dyvi (2008). Samlet import av produkter i en gruppe er en sum av import til ulike anvendelser som privat konsum, offentlig produktkjøp, investeringer og innsats i produksjon. For hvert produkt i er sammenhengen mellom import og samlet innenlandsk anvendelse noe forenklet gitt ved

import av produkt i i periode t

= sum over anvendelser (importandel $\cdot$ anvendelse av produkt i i periode t)

= endring i importandel for produkt i i periode t i forhold til grunnlagsåret T
 $\cdot$ samlet anvendelse av produkt i i periode t med importvekter fra grunnlagsåret T ,

som vi (fortsatt noe forenklet, bl.a uten eksport og lager) skriver med matematisk notasjon som

$$\begin{aligned} I_{i,t} &= \sum_c i_{c,i,t} C_{c,t} + \sum_j i_{j,i,t} J_{j,t} + \sum_g i_{g,i,t} GN_{g,t} + \sum_h i_{h,i,t} H_{h,t} \\ &= DI_{i,t} \cdot \left(\sum_c i_{c,i,0} C_{c,t} + \sum_j i_{j,i,0} J_{j,t} + \sum_g i_{g,i,0} GN_{g,t} + \sum_h i_{h,i,0} H_{h,t} \right) \end{aligned}$$

der periode t er kvartal i KVARTS og år i MODAG, $\sum$ betegner en sum (over importandel av anvendelse), og

$I_{i,t}$: import av produkt i i periode t ,

$C_{c,t}$: privat konsum i konsumkategori c i periode t ,

$J_{j,t}$: investeringer i næring j i periode t ,

$GN_{g,t}$: offentlig produktkjøp i næring g til husholdningene i periode t ,

$H_{h,t}$: produktinnsats i næring h i periode t ,

$DI_{i,t}$: indeks for importandelsendringen for produkt i i tidsperiode t i forhold til modellens grunnlagsår 0 der verdien er lik 1: $DI_{i,0} = 1$,

$i_{v,i,0}$: importandelen i anvendelse v av produkt i i grunnlagsåret 0 , med $v = c, j, g, h$,

$i_{v,i,t}$: importandelen i anvendelse v av produkt i i periode t , som er satt lik $DI_{i,t} \cdot i_{v,i,0}$.

Merk at alle anvendelsesspesifikke importandeler justeres likt hver periode: $i_{v,i,t} = DI_{i,t} \cdot i_{v,i,0}$. For hvert produkt i er importandelsendringen DI modellert indirekte via importandelen $I/(I + HL)$ eller forholdet HL/I mellom hjemmeleveranser HL og import I :

$$\begin{aligned} 0 \leq I_{i,t}/(I_{i,t} + HL_{i,t}) = 1/(1 + HL_{i,t}/I_{i,t}) &\equiv 1/(1 + HI_{i,t}) = DI_{i,t} MB.0_i \leq 1 \\ &\Downarrow \\ 0 \leq HI_{i,t} = (1 - DI_{i,t} MB.0_i) / (DI_{i,t} MB.0_i) &\leq \infty, \end{aligned}$$

$HL_{i,t}$ er konsumentenes forbruk av produkt i levert fra norske produsenter i periode t , og $MB.0_i = I_{i,0}/(I_{i,0} + HL_{i,0})$ er andelen import av konsumentenes forbruk av produkt i i grunnlagsåret 0 . Det er leveranseforholdet $HI_{i,t} \equiv HL_{i,t}/I_{i,t}$ som modelleres som en dynamisk funksjon av seg selv og andre forklaringsvariabler som varierer mellom produktene (i). Det sikrer at importandelene ligger mellom 0 og 1. I modellene KVARTS og MODAG er leveranseforholdet $HI_{i,t}$ modellert på logaritmisk endringsform. Den avhengige venstresidevariabelen i importandelslikningen for hvert produkt i er $\Delta \log HI_{i,t}$, eller uttrykt ved importandelsendringen

$$\Delta \log[(1 - DI_{i,t} MB.0_i)/(DI_{i,t} MB.0_i)],$$

der $\Delta f(x_{i,t}) = f(x_{i,t}) - f(x_{i,t-1})$ er endringen i f fra periode $t-1$ til periode t . Denne endringen avhenger blant annet av endringer i priser og volumer. I tillegg er endringen avhengig av nivåene på priser og volumer, eller rettere sagt av forhold mellom hjemmeleveranser og import og forholdet mellom deres priser. Enkel økonomisk teori sier at en gitt etterspørsel etter produkter retter seg mot hjemmeleveranser og import avhengig av prisene på de hjemmeproduserte og de importerte produktene. En

relativt høyere pris på hjemmeproduserte eller på importerte produkter gir en relativt lavere etterspørsel etter henholdsvis hjemmeproduserte eller importerte produkter. Forholdet mellom volumene av hjemmелеveranser (HL) og import (I) er således på “lang sikt” omvendt proporsjonalt med forholdet mellom deres priser (BI og BH):

$$HL/I \propto BI/BH \Leftrightarrow \log(HL/I) \propto \log(BH/BI) \Leftrightarrow (\log HL - \log I) \propto (\log BI - \log BH)$$

der tegnet $\propto$ står for proporsjonalitet, $\Leftrightarrow$ betegner en toveis implikasjon og

BH : prisindeks for hjemmелеveranser,

BI : prisindeks for import.

For enkelthets skyld har vi droppet fotskriftene i for produktgruppenummer og t for tidsperiode. Vi lar små bokstaver betegner en logaritmisk transformert variabel. Da er $hl \equiv \log HL$, $i \equiv \log I$, $bh \equiv \log BH$ og $bi \equiv \log BI$. Proporsjonalitet mellom relative volumer og relative priser impliserer en stabil eller tilnærmet konstant lineær sammenheng

$$hl - i \propto bi - bh \Rightarrow (hl - i) + \gamma (bh - bi) \approx \text{konstant},$$

der $\gamma > 0$ er en koeffisient. En slik stabil stasjonær sammenheng kan brukes som et likevektsjusteringsledd i modelleringen. Leddet fungerer som en attraktor i en dynamisk likning, og sørger for at endringene i importen på lang sikt er i overensstemmelse med prisutviklingen. Slik sett sørger den for å forankre nivåer i forhold til priser. For noen produkter kan en likning uten et slikt nivåledd gi en statistisk bedre tilpasning til data innenfor datautvalgsperioden. Men slike likninger mangler nivåforankring, og kan i simuleringer og prognoser drive til importandeler som er urimelige i lys av relative priser. I likningene for et par sektorer er derfor slike relative nivåvariable pålagte selv om de ikke er statistisk signifikante i data. Dermed kan alle importandelslikninger tolkes økonomisk.

En likning for importandelen av et produkt har følgende generelle struktur:

$$\text{endring i leveranseforholdet} \approx c + a \text{ tidligere endring} + b \text{ prisendring} - d \text{ likevektsjustering},$$

der a , b , c og d er koeffisienter (konstanter). Likningen kan spesifiseres som

$$\Delta \log(HL_{i,t}/I_{i,t}) \approx c + a \Delta \log(HL_{i,t-1}/I_{i,t-1}) - b \Delta \log(BH_{i,t}/BI_{i,t}) \\ - d [\log(HL_{i,t-1}/I_{i,t-1}) + \gamma \log(BH_{i,t-1}/BI_{i,t-1})]$$

$\Downarrow$

$$\Delta(hl_{i,t} - i_{i,t}) \approx c + a \Delta(hl_{i,t-1} - i_{i,t-1}) - b \Delta(bh_{i,t} - bi_{i,t}) - d [(hl_{i,t-1} - i_{i,t-1}) + \gamma (bh_{i,t-1} - bi_{i,t-1})].$$

For mange produktgrupper er ikke ovennevnte enkle sammenheng mellom relative priser og relative nivåer stabil, men viser en trend. Over tid øker importandelen mer enn prisutviklingene tilsier. Naug (2000) drøfter fenomenet, og argumenterer med at en økende etterspørsel over tid kan rette seg mot mer differensierte produkter, og at en økende andel av disse nødvendigvis må importeres. Dette kan løses i praksis ved at en svak krummet tidstrend inkluderes i de fleste likninger. I lange framskrivninger kan en tidstrend tenkes å bidra til urimelige importandeler. Vi søker derfor alternativer, som økonomiske forklaringsvariable med trend, f.eks samlet anvendelse av produkter i gruppen. Men som oftest gir en mekanisk tidstrend bedre tilpasning til data.

I tillegg kan likningen også inneholde dummyvariable for kvartalsmønster (KVARTS) og for registrerte ekstreme dataverdier.

I modellen KVARTS kan en importandelslikning for produktgruppe i være kodet slik:

```
del(1:log((1-di*mb.0i)/(di*mb.0i))) =
  di.i[1] +
  di.i[2]*del(1:log((1-di(-1)*mb.0i)/(di(-1)*mb.0i))) +
  di.i[3]*del(1:log(bhi/bii)) +
  di.i[4]*log(bhi(-1)/bii(-1)) +
  di.i[5]*log((1-di(-1)*mb.0i)/(di(-1)*mb.0i)) +
  di.i[6]*log(tid+tid(-1)+tid(-2)+tid(-3)) +
  di.i[7]*dkvj +
  di.i[8]*dum892
```

der $\text{del}(1:\log((1-d_{i,t}MB.0_i)/(d_{i,t}MB.0_i))) = \Delta \log[(1 - DI_{i,t}MB.0_i)/(DI_{i,t}MB.0_i)] = \Delta \log(HI_{i,t})$, og $d_{i,t} = DI_{i,t}$, $d_{i,t-1} = DI_{i,t-1}$, $mb.0_i = MB.0_i$, $bhi = BH_{i,t}$, $bhi(-1) = BH_{i,t-1}$, $bii = BI_{i,t}$, $bii(-1) = BI_{i,t-1}$ og $i \in \{16, 17, 18, 25, 34, 37, 43, 46\}$ indekserer hver og en av åtte produktgrupper. Merk at små bokstaver *ikke* betegner logaritmisk transformerte variable ved implementering i programsystemet TROLL. For enklere framstilling har vi utelatt restleddet. Trenden $\log(\text{tid}+\text{tid}(-1)+\text{tid}(-2)+\text{tid}(-3))$ er avtakende og svakt avtakende krum (konkav). $dkvj$ er en kvartalsdummy som er lik 1 i hvert j 'te kvartal og 0 ellers. $dum892$ er en tidspunktdummy som er lik 1 i 2. kvartal i 1989 og 0 ellers. I eksempellikningen over er likevektsleddet lik

$$-d[(hl_{i,t-1} - i_{i,t-1}) + \gamma(bh_{i,t-1} - bi_{i,t-1})] = di.i[5] * (hl_{i,t-1} - i_{i,t-1}) + di.i[4] * (bh_{i,t-1} - bi_{i,t-1}),$$

dvs. at $di.i[5] = -d$ og $di.i[4] = -d\gamma$. Hvis $\gamma=1$ har vi homogenitet mellom volumer og priser. Homogenitet kan implementeres ved $di.i[4] = di.i[5] < 0$. Alternativt kan det gjøres ved en sammensatt variabel som

$$di.i[4] * [\log\{bhi(-1)/bii(-1)\} + \log\{(1-di(-1)*mb.0i)/(di(-1)*mb.0i)\}]$$

En slik sammensatt variabel kan være praktisk for modellering og estimering i OxMetrics eller et annet egnet verktøy. Ved implementering i modellen KVARTS i TROLL er koeffisientlikhet ($di.i[n] = di.i[m]$) den foretrukne metoden ettersom den ikke krever definisjon av nye variable.

Dette notatet tar for seg reestimering av åtte importandelslikninger i juni og juli 2012. Utgangspunktet var eksisterende likninger, se bl.a Naug (2000) samt Boug og Dyvi (2008). De eksisterende likningene ble reestimert på reviderte og forlengete data for perioden 1980–2010. Noen likningsspesifikasjoner ga brukbare statistiske estimeringsresultater med nye data. Produktgruppene *tekstil og bekledning* ($i=18$) og *diverse industriprodukter* ($i=25$) har *uendrete* likningsspesifikasjoner, men *nye* koeffisientverdier. Andre likningsspesifikasjoner ga dårlige resultater, og måtte remodelleres. Produktgruppene *foredlete jordbruks- og fiskeprodukter* ($i=16$), *drikkevarer og tobakk* ($i=17$), *treforedlingsprodukter* ($i=34$), *kjemiske råvarer* ($i=37$), *metaller* ($i=43$) og *verkstedprodukter* ($i=46$) har *nye* spesifikasjoner og *nye* koeffisientverdier.

2. Økonometriske importandelslikninger i KVARTS

Produktgruppe 16: Foredlete jordbruks- og fiskeprodukter

Forrige likning i KVARTS (pr mai 2012) var

```
di16: del(1:log((1-di16*mb.016)/(di16*mb.016))) =
  di.16[1] +
  di.16[2]*del(1:log((1-di16(-4)*mb.016)/(di16(-4)*mb.016))) +
  di.16[3]*log(tid+tid(-1)+tid(-2)+tid(-3)) +
  di.16[4]*log((1-di16(-1)*mb.016)/(di16(-1)*mb.016)) +
  di.16[5]*dkv1+
  di.16[6]*dkv2+
  di.16[7]*kap15(-3)+
  di.16[8]*log(bh16/bi16)
```

Figur 1 viser data-tidsseriene til variablene i denne likningen. Variablene er:

DLHI16 = $\text{del}(1:\log((1-\text{di16}*\text{mb.016})/(\text{di16}*\text{mb.016})))$ er endring i logaritmen av importandelen, og den variabelen som forklares av de andre variablene samt sesongmønstre,

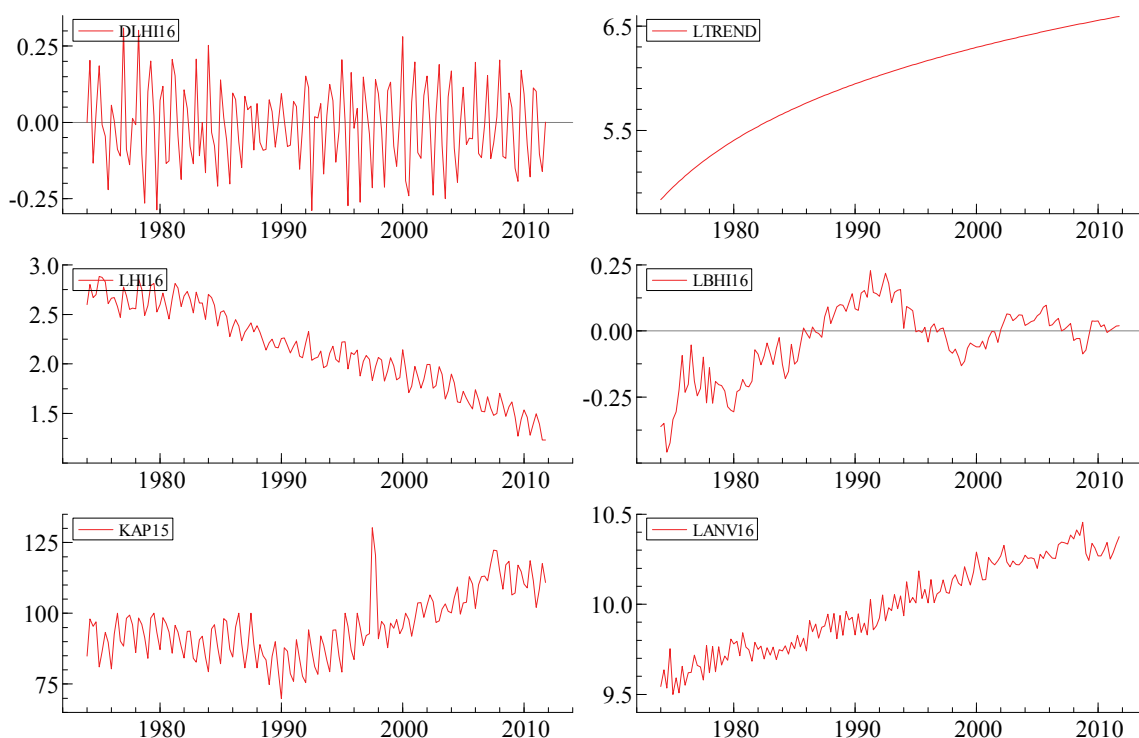
LTREND = $\log(\text{tid}+\text{tid}(-1)+\text{tid}(-2)+\text{tid}(-3))$ er logaritmen av en tidstrend,

LHI16 = $\log((1-\text{di16}*\text{mb.016})/(\text{di16}*\text{mb.016}))$ er logaritmen av importandelen,

KAP15 er kapasitetsutnyttelsen i sektoren, og LBHI16 = $\log(\text{bh16}/\text{bi16})$ er logaritmen av relative priser,

DKV1, DKV2 = sesongdummy'er for 1. og 2. kvartal.

Figur 1. Tidsserier for variablene i importandelslikningene for foredlete jordbruks- og fiskeprodukter



I kvartalsmodellen KVARTS er pr. mai 2012 følgende estimater (med estimeringsresultater) på data for 1980q1-2002q4 implementert:

COEF	ESTIMATE	STER	TSTAT	PROB> T
DI.16 [1]	3.62685	0.626334	5.790599	0
DI.16 [2]	0.461063	0.074625	6.178408	0
DI.16 [3]	-0.384292	0.080122	-4.796342	6.922-06
DI.16 [4]	-0.484467	0.081209	-5.965664	0
DI.16 [5]	0.087271	0.023454	3.720902	0.000358
DI.16 [6]	0.092867	0.023763	3.908041	0.000188
DI.16 [7]	-0.003398	0.001721	-1.974922	0.051562
DI.16 [8]	-0.18516	0.084115	-2.201268	0.03046

```
NOB = 92      NOVAR = 8      NCOEF = 8
RSQ =          0.769638      CRSQ =          0.750441
F(7/84) =      40.091845      PROB>F =          0
SER =          0.06209      SSR =          0.323833
DW(0) =        2.060156      COND =        263.699119
MAX:HAT =       0.213605      RSTUDENT =       2.881909
DFFITS =       -1.174498
```

Alle koeffisientene har (naturligvis) meningsfylte fortegn og er statistisk signifikante på 5% nivå, med ett unntak. T-verdien til koeffisient 7 viser at kapasitetsvariablen kap15 ikke er like statistisk signifikant som de andre forklaringsvariablene. Reestimering av samme likning i OxMetrics på reviderte og forlengete data for 1980q1-2010q4 ga følgende estimater og statistiske diagnoseresultater:

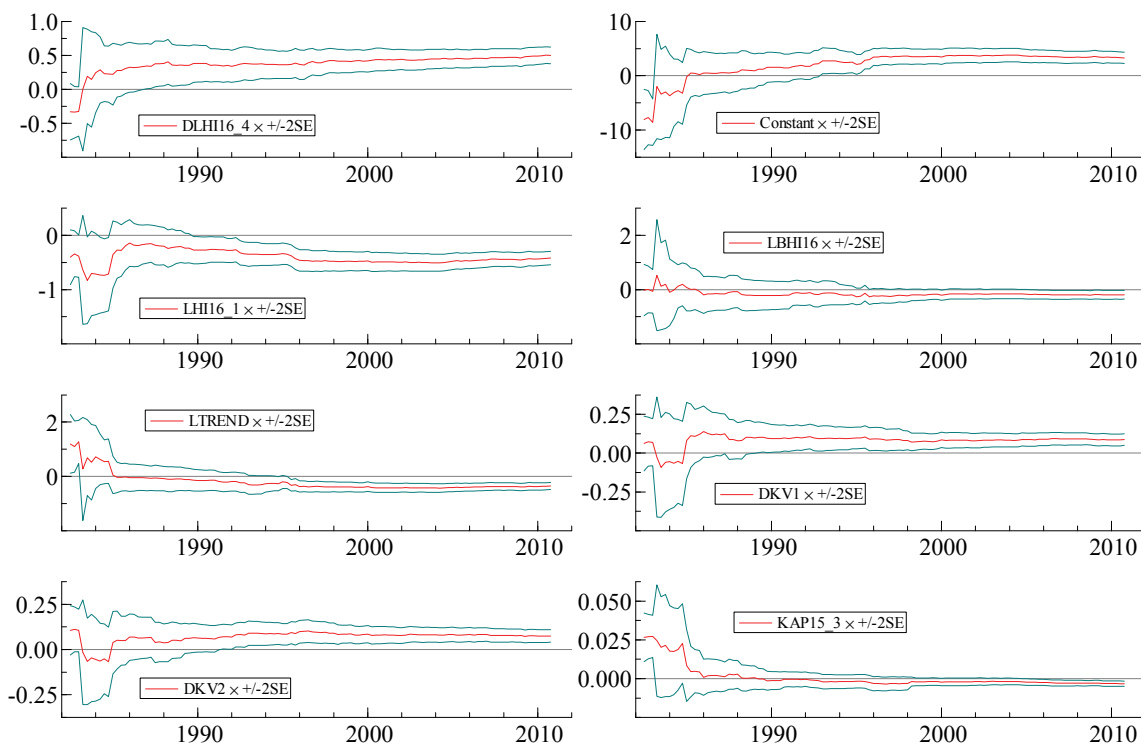
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DI.16 [1]	3.30648	0.5222	6.33	0.0000	0.2569
DI.16 [2]	0.498197	0.06117	8.14	0.0000	0.3638
DI.16 [3]	-0.357148	0.06487	-5.51	0.0000	0.2072
DI.16 [4]	-0.417015	0.06152	-6.78	0.0000	0.2837
DI.16 [5]	0.0873206	0.01835	4.76	0.0000	0.1633
DI.16 [6]	0.0752803	0.01743	4.32	0.0000	0.1385
DI.16 [7]	-0.0032628	0.00086	-3.78	0.0002	0.1097
DI.16 [8]	-0.189807	0.08151	-2.33	0.0216	0.0447

```
sigma          0.0615573      RSS          0.43955851
R^2            0.788634      F(7,116) =    61.83 [0.000]**
Adj.R^2        0.775879      log-likelihood    173.872
no. of observations    124      no. of parameters    8
mean(DLHI16)    -0.00911161      se(DLHI16)        0.130028
```

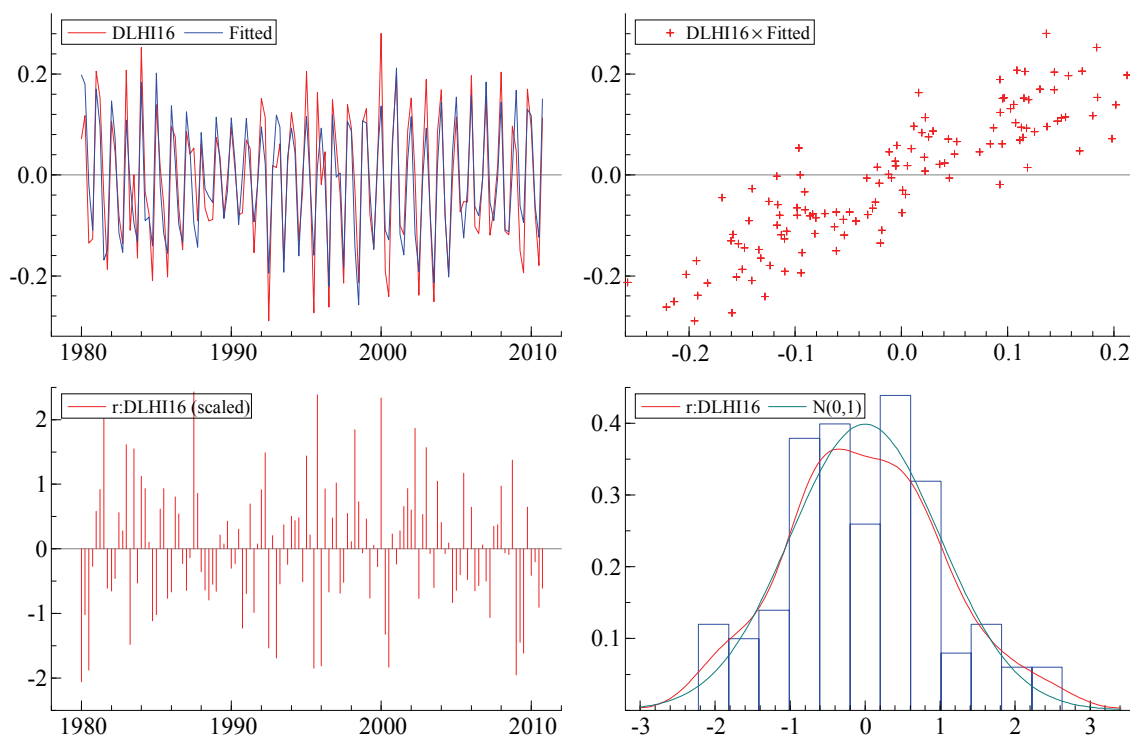
```
AR 1-5 test:      F(5,111) =    0.95840 [0.4466]
ARCH 1-4 test:    F(4,116) =    1.4159 [0.2331]
Normality test:   Chi^2(2) =    0.73553 [0.6923]
Hetero test:      F(12,111) =    1.8217 [0.0529]
Hetero-X test:    F(22,101) =    1.2116 [0.2556]
RESET23 test:     F(2,114) =    2.3575 [0.0993]
```

Estimatene har alle beholdt fortegnene sine og de endret seg lite i forhold til estimeringen i 2003. De statistiske diagnoseresultatene er litt bedre på de reviderte og forlengete dataseriene. Figur 2 viser rekursive estimater for de åtte koeffisientene i likningen. De er alle raskt ganske stabile og statistisk signifikant forskjellige fra 0. Figur 3 viser føyningen, residualene målt i standardavvik samt deres fordeling. Figur 4 viser data og prediksjoner av de fire kvartalene i 2011 ved dynamisk simulering av den estimerte likningen med dataverdier for forklaringsvariablene.

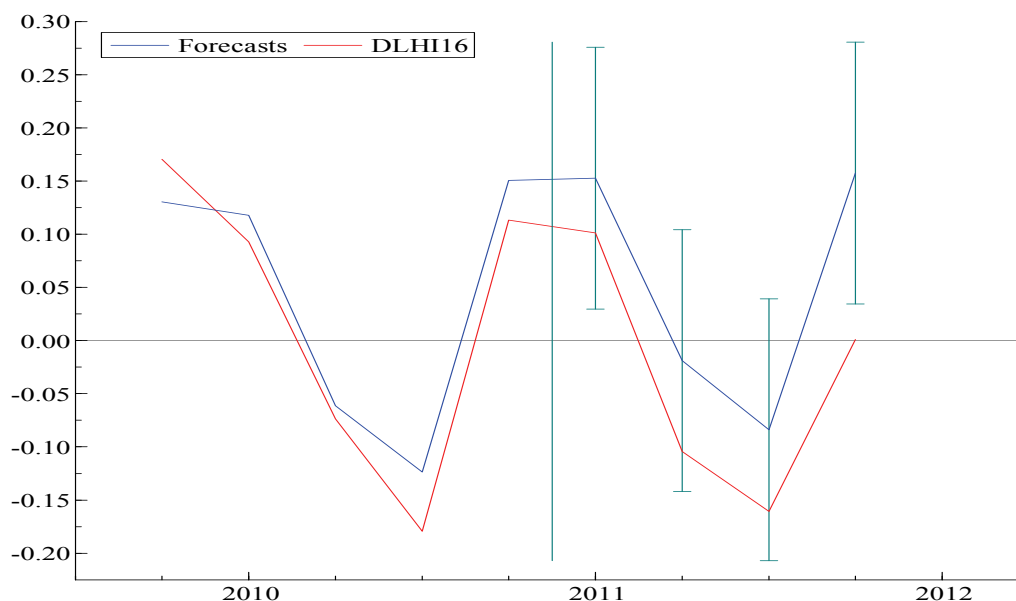
Figur 2. Rekursive estimater i den gamle versjonen av importandelslikningen for foredelte jordbruks- og fiskeprodukter, estimert på nye og lengre dataserier for 1980q1-2010q4



Figur 3. Føying (øvre to plott), residualer målt i standardavvik, og deres fordeling



Figur 4. Data og prediksjoner (ved dynamisk simulering) ± 2 standardavvik for endring i importandelen for foredlete jordbruks- og fiskeprodukter



Reestimeringsresultatene og figurene viser at det er i utgangspunktet ingen sterk grunn til remodellering av likningen. Men variabelen *kap15*, som representerer kapasitetsutnyttelsen på hjemmeproduksjonssiden, er komplisert å konstruere. Den har bare vært “automatisk” ekstrapolert etter 2002, og dens kvalitet anses som dårlig. En ny likningsspesifikasjon uten denne variabelen var derfor ønsket. I en ny spesifisering “erstattes” *kap15* av samlet anvendelse av hjemmeproduserte og importerte produkter: $h16+i16 = (xvb16-ab16)+i16$ (på logaritmisk form). Denne variabelen har en stigende trend i seg som overflødiggjør tidstrendvariabelen over, se Figur 1. I tillegg erstatter 3. kvartal 2. kvartal i sesongmønsteret, og en dummy for 2000q1 kommer med. Den nye spesifikasjonen er

```
di16: del(1:log((1-di16*mb.016)/(di16*mb.016))) =
  di.16[1]+
  di.16[2]*del(1:log((1-di16(-4)*mb.016)/(di16(-4)*mb.016)))+
  di.16[3]*log(xvb16(-1)-ab16(-1)+i16(-1))+
  di.16[4]*log((1-di16(-1)*mb.016)/(di16(-1)*mb.016))+
  di.16[4]*log(bh16(-1)/bi16(-1))
  di.16[5]*dkv1+
  di.16[6]*dkv3+
  di.16[7]*dum001
```

Estimeringsresultatene i OxMetrics for denne spesifikasjonen i perioden 1980q1-2010q4 er:

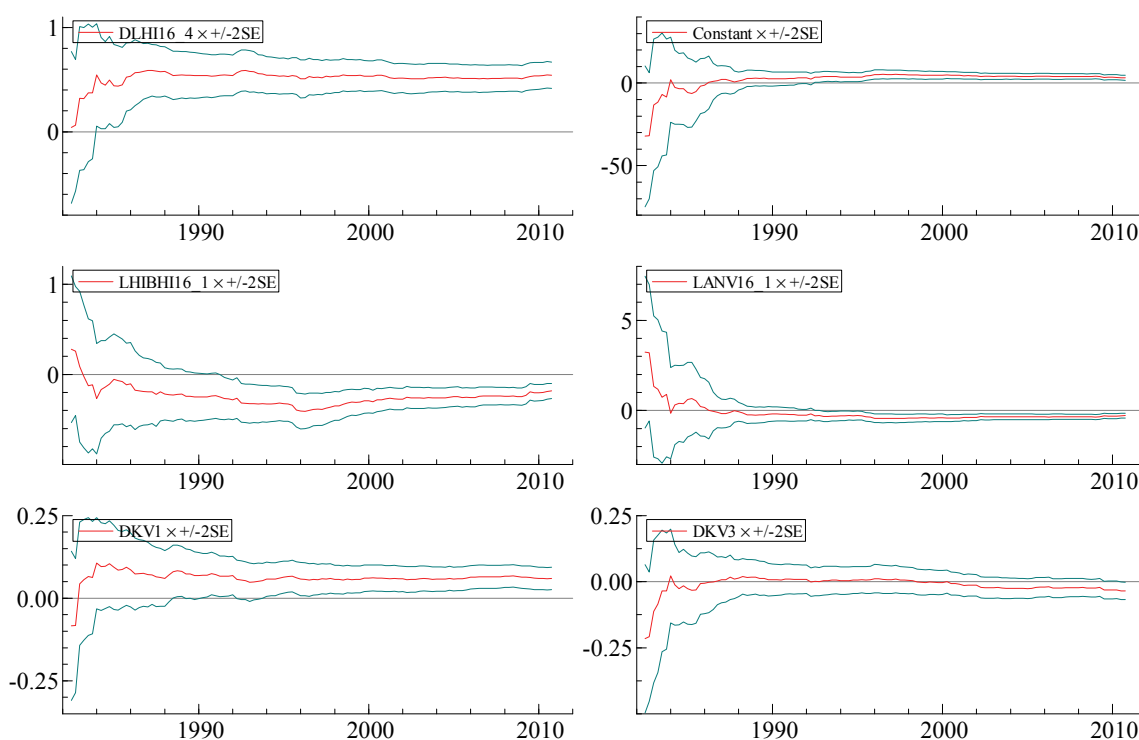
	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DI.16[1]	3.25680	0.7683	4.24	0.0000	0.1331
DI.16[2]	0.541717	0.06244	8.68	0.0000	0.3915
DI.16[3]	-0.287788	0.06863	-4.19	0.0001	0.1307
DI.16[4]	-0.183288	0.04223	-4.34	0.0000	0.1387
DI.16[5]	0.0600544	0.01686	3.56	0.0005	0.0979
DI.16[6]	-0.0348619	0.01638	-2.13	0.0354	0.0373
DI.16[7]	-0.153714	0.06484	2.37	0.0194	0.0458
sigma	0.0636745	RSS		0.474369238	
R ²	0.771895	F(6,117) =	65.99	[0.000]**	
Adj.R ²	0.760198	log-likelihood		169.147	
no. of observations	124	no. of parameters		7	
mean(DLHI16)	-0.00911161	se(DLHI16)		0.130028	

AR 1-5 test: $F(5,112) = 1.6578$ [0.1507]
 ARCH 1-4 test: $F(4,116) = 2.3343$ [0.0597]
 Normality test: $\chi^2(2) = 0.023884$ [0.9881]
 Hetero test: $F(8,114) = 0.55475$ [0.8127]
 Hetero-X test: $F(11,111) = 0.93530$ [0.5097]
 RESET23 test: $F(2,115) = 1.8410$ [0.1633]

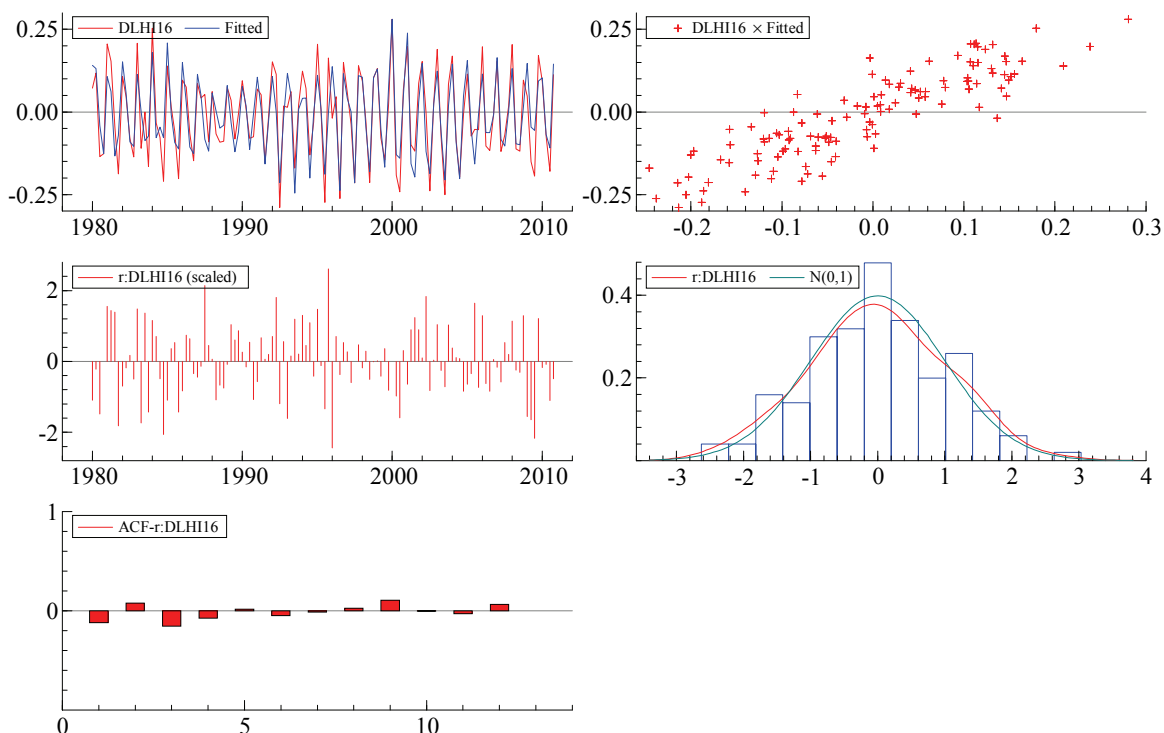
Alle variablene er statistisk signifikante, og diagnosetestene varsler ingen avvik fra standardkriteriene. Vi ser, i overensstemmelse med “teorien” i kapittel 2, at likevektsjusteringen skjer ut fra relative volumforhold og relative prisforhold i samme periode, den forrige, mens relative priser påvirker den gamle likningen i inneværende periode.

Figur 5 viser rekursive estimer. De er alle stabile og statistisk signifikant (på 5% nivå) forskjellige fra 0 med unntak av 3. kvartalsmønsteret, som så vidt blir signifikant helt på slutten av estimeringsperioden (panelet nederst til høyre). Figur 6 antyder at den nye spesifikasjonen beskriver/forklarer data brukbart, og at det ikke er tidsstruktur i residualene.

Figur 5. Rekursive estimer i den nye spesifikasjonen av likningen for importandelen av foredelte jordbruks- og fiskeprodukter, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4



Figur 6. Føyningen til den nye likningen (øvre to plott), residualer målt i standardavvik og deres fordeling (to midtre plott), og autokorrelasjonfunksjonen (nederst)



Figur 7 viser data og prediksjoner for 2011. Prediksjonene er (ex post) dynamisk simulering av den nymodellerte likningen med dataverdier for forklaringsvariablene. Den nye spesifikasjonen predikerer 2011q4 litt bedre enn den gamle likningen gjorde, se Figur 4. Men dette er pr i dag (2012q2) den mest usikre kvartalobservasjonen, som lett kan bli revidert i nær framtid. Ellers synes ikke prediksjons-egenskapene vesentlig forbedret.

Figur 7. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den nye spesifikasjonen av likningen for importandelen av foredlede jordbruks- og fiskeprodukter



Produktgruppe 17: Drikkevarer og tobakk

Forrige likning i KVARTS (pr mai 2012) var

```
di17: del(1:log((1-di17*mb.017)/(di17*mb.017))) =
  di.17[1] +
  di.17[2]*del(1:log((1-di17(-1)*mb.017)/(di17(-1)*mb.017))) +
  di.17[3]*del(1:log(bh17/bi17)) +
  di.17[4]*log((1-di17(-1)*mb.017)/(di17(-1)*mb.017)) +
  di.17[5]*log(bh17(-1)/bi17(-1)) +
  di.17[6]*tid+
  di.17[7]*dkv1+
  di.17[8]*dkv2+
  di.17[9]*dumimon+
  di.17[10]*dum824
```

Variablen `dumimon` er 0 før 1998 og 1 etter, mens `dum824` er 1 bare i 1984q2. Figur 8 viser data-tidsseriene til variablene i denne likningen. Variablene er:

$DLHI17 = del(1:log((1-di17*mb.017)/(di17*mb.017)))$ er endring i logaritmen av importandelen, og den variabelen som forklares av de andre variablene samt sesongmønster,

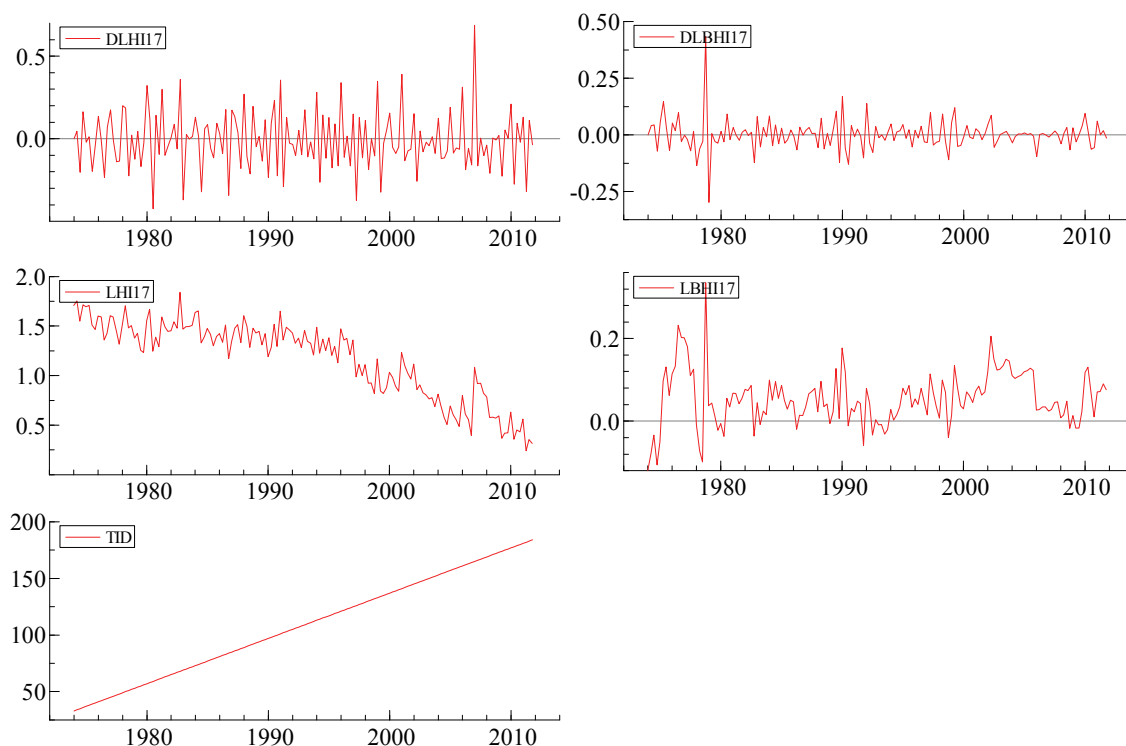
$LHI17 = log((1-di17*mb.017)/(di17*mb.017))$ er logaritmen av importandelen,

$DLBHI17 = del(1:log(bh17/bi17))$ er endring i logaritmen av relative priser,

$LBHI17 = log(bh17/bi17)$ er logaritmen av relative priser,

`TID` er en lineær tidstrend.

Figur 8. Tidsserier for variablene i importandelslikningene for drikkevarer og tobakk



I kvartalsmodellen KVARTS er pr. mai 2012 følgende estimater (med estimeringsresultater) på data for 1979q1-2003q4 implementert:

COEF	ESTIMATE	STER	TSTAT	PROB> T
DI.17[1]	1.113225	0.257656	4.320582	4.000982e-05
DI.17[2]	-0.262433	0.093953	-2.793224	0.006375
DI.17[3]	-0.626187	0.271763	-2.304171	0.023515
DI.17[4]	-0.640557	0.130115	-4.923019	3.836853-06
DI.17[5]	-0.739771	0.303581	-2.436817	0.016785
DI.17[6]	-0.001599	0.000675	-2.369155	0.019967
DI.17[7]	0.135425	0.027592	4.908189	4.072649-06
DI.17[8]	0.072539	0.0288	2.518712	0.013545
DI.17[9]	-0.166821	0.05981	-2.789205	0.006448
DI.17[10]	0.370648	0.111898	3.312386	0.001333

```
NOB = 100      NOVAR = 10  NCOEF = 10
RSQ =          0.636888      CRSQ =          0.600577
F(9/90) =      17.539727      PROB>F =          0
SER =          0.107307      SSR =          1.036337
DW(0) =        1.912236      COND =        64.586512
MAX:HAT =       1          RSTUDENT =        NA
DFFITS =        NA
```

Reestimering av samme likning i OxMetrics på reviderte og forlengete data for 1980q1-2010q4 ga følgende estimater og statistiske diagnoseresultater:

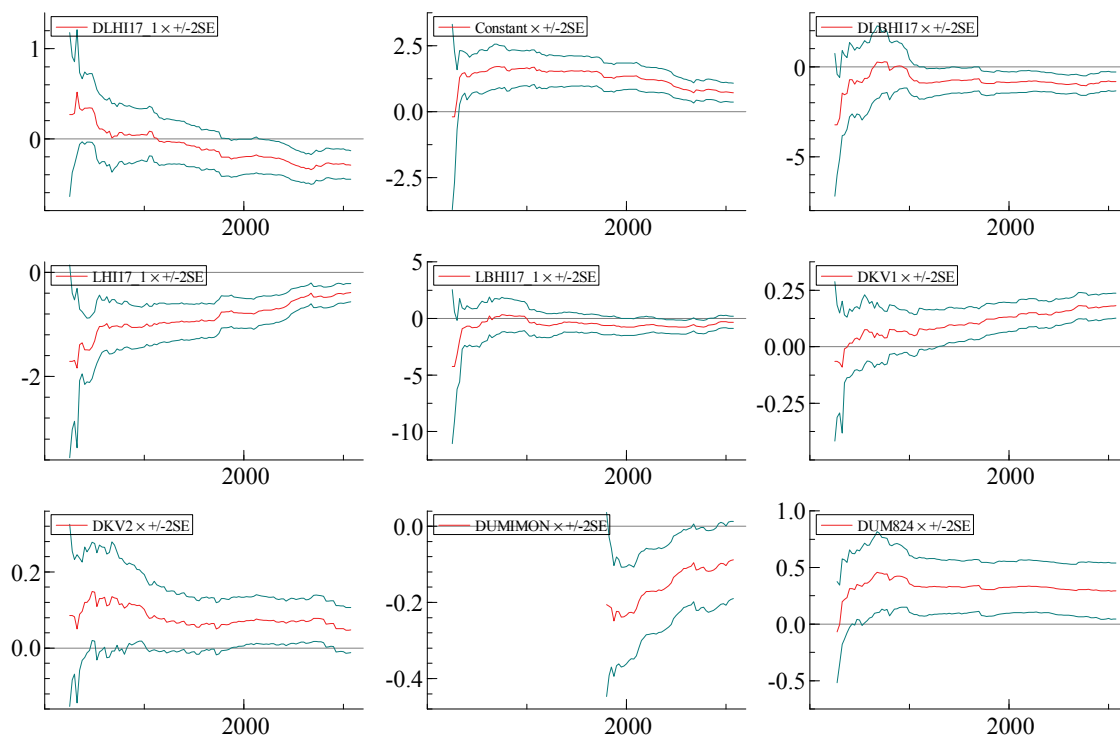
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DI.17[1]	0.725365	0.1766	4.11	0.0001	0.1289
DI.17[2]	-0.292209	0.07938	-3.68	0.0004	0.1062
DI.17[3]	-0.817350	0.2638	-3.10	0.0025	0.0777
DI.17[4]	-0.391326	0.08812	-4.44	0.0000	0.1475
DI.17[5]	-0.335225	0.2685	-1.25	0.2144	0.0135
DI.17[6]	-0.00247994	0.0007386	-3.36	0.0011	0.0900
DI.17[7]	0.181048	0.02760	6.56	0.0000	0.2741
DI.17[8]	0.0473377	0.02949	1.61	0.1113	0.0221
DI.17[9]	-0.0887047	0.05066	-1.75	0.0826	0.0262
DI.17[10]	0.292910	0.1234	2.37	0.0193	0.0471

```
sigma          0.11822  RSS          1.59326839
R^2            0.601592  F(9,114) = 19.13 [0.000]**
Adj.R^2        0.570138  log-likelihood  94.0303
no. of observations 124  no. of parameters 10
mean(DLHI17) -0.00647153 se(DLHI17) 0.180313
```

```
AR 1-5 test:    F(5,109) = 0.33401 [0.8914]
ARCH 1-4 test:  F(4,116) = 1.8201 [0.1296]
Normality test: Chi^2(2) = 2.2836 [0.3192]
Hetero test:    F(13,109) = 1.4618 [0.1436]
Hetero-X test:  F(23,99) = 0.96536 [0.5154]
RESET23 test:   F(2,112) = 2.1801 [0.1178]
```

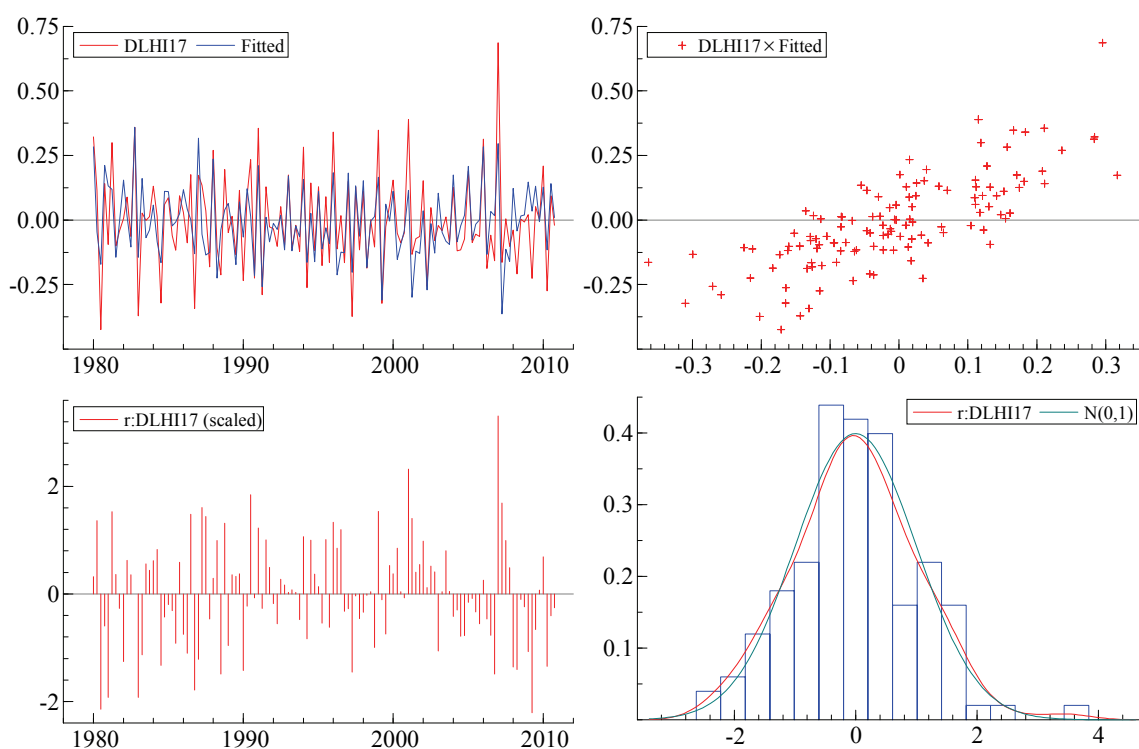
Vi ser at en forklaringsvariabel, et kvartalsmønster og en dummy har tapt forklaringskraft i de nye dataene, men ellers er estimatene fortegn de samme og diagnoseresultatene ok. Figur 9 viser rekursive estimater med nye data for 1980q1-2010q4. De fleste er som estimeringsutskriften over viser statistisk signifikante (på 5% nivå), men estimatene er ikke veldig stabile over estimeringsperioden, men viser tendenser til drift oppover eller nedover.

Figur 9. Rekursive estimater for den gamle spesifikasjonen av importandelslikningen for drikkevarer og tobakk, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4



Figur 10 viser at den gamle spesifikasjonen ikke beskriver/forklarer data veldig godt:

Figur 10. Føying (øvre to plott), residualer målt i standardavvik og deres fordeling



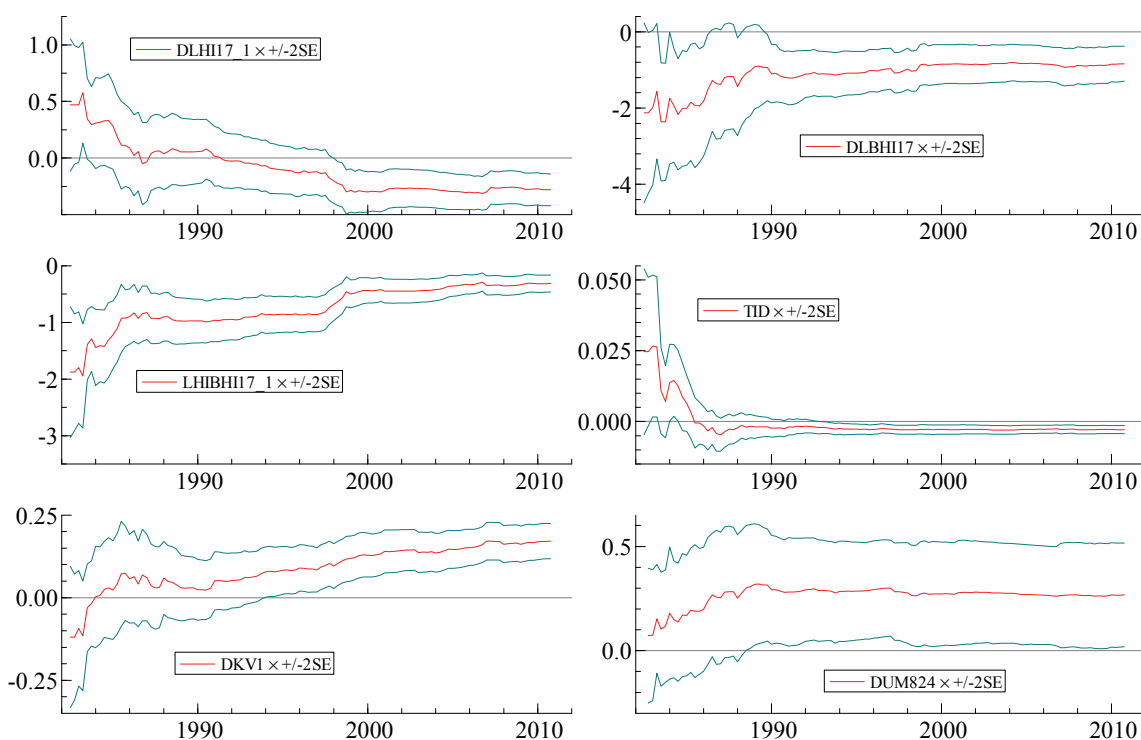
Den nye spesifikasjon er i hovedsak lik den gamle. Homogenitet i relative volumer og relative priser (like koeffisienter: $di.17[4]$) samt færre dummy'er gir denne spesifikasjonen:

```
di17: del(1:log((1-di17*mb.017)/(di17*mb.017))) =
  di.17[1]+
  di.17[2]*del(1:log((1-di17(-1)*mb.017)/(di17(-1)*mb.017)))+
  di.17[3]*del(1:log(bh17/bi17))+
  di.17[4]*log((1-di17(-1)*mb.017)/(di17(-1)*mb.017))+
  di.17[4]*log(bh17(-1)/bi17(-1))+
  di.17[5]*tid+
  di.17[6]*dkv1+
  di.17[7]*dum824
```

med følgende OxMetrics estimeringsresultater 1980q1-2010q4:

	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	Part. R ²
DI.17[1]	0.655179	0.1699	3.86	0.0002	0.1127
DI.17[2]	-0.279572	0.06967	-4.01	0.0001	0.1210
DI.17[3]	-0.838435	0.2307	-3.63	0.0004	0.1015
DI.17[4]	-0.312061	0.07483	-4.17	0.0001	0.1294
DI.17[5]	-0.00284792	0.0007009	-4.06	0.0001	0.1237
DI.17[6]	0.171091	0.02657	6.44	0.0000	0.2617
DI.17[7]	0.267039	0.1243	2.15	0.0337	0.0380
sigma	0.119585	RSS	1.67315714		
R ²	0.581615	F(6,117) =	27.11 [0.000]**		
Adj. R ²	0.560159	log-likelihood	90.9969		
no. of observations	124	no. of parameters	7		
mean(DLHI17)	-0.00647153	se(DLHI17)	0.180313		

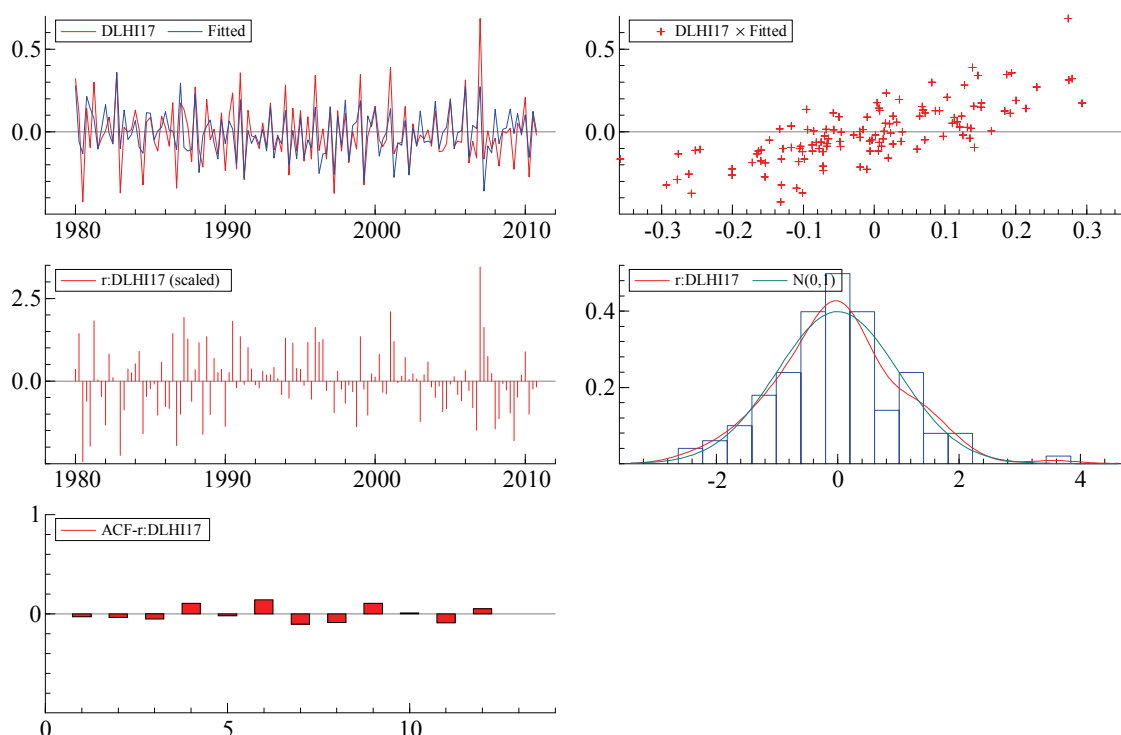
Figur 11. Rekursive estimerer for den nye spesifikasjonen av importandelslikningen for drikkevarer og tobakk, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4



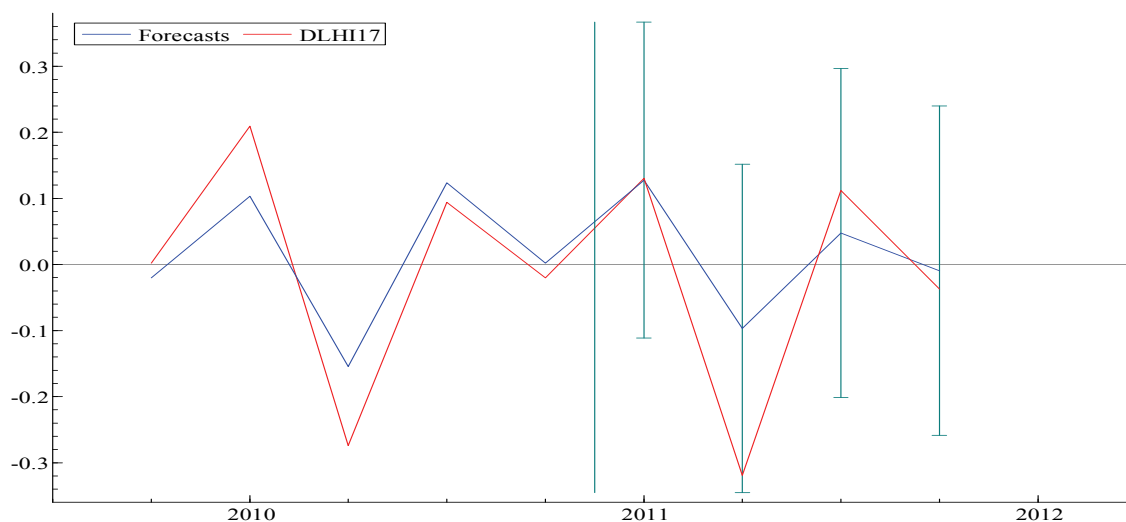
AR 1-5 test: $F(5,112) = 0.43465$ [0.8236]
 ARCH 1-4 test: $F(4,116) = 1.2213$ [0.3056]
 Normality test: $\chi^2(2) = 3.8622$ [0.1450]
 Hetero test: $F(9,113) = 2.3016$ [0.0206] *
 Hetero-X test: $F(15,107) = 1.6115$ [0.0825]
 RESET23 test: $F(2,115) = 2.2283$ [0.1123]

Figur 12 viser likningens føyning til data, som er brukbar om ikke god. Figur 13 viser prediksjonene for 2011.

Figur 12. Føyningen til den nye likningen (øvre to plott), residualer målt i standardavvik og deres fordeling (to midtre plott), og autokorrelasjonsfunksjonen (nederst)



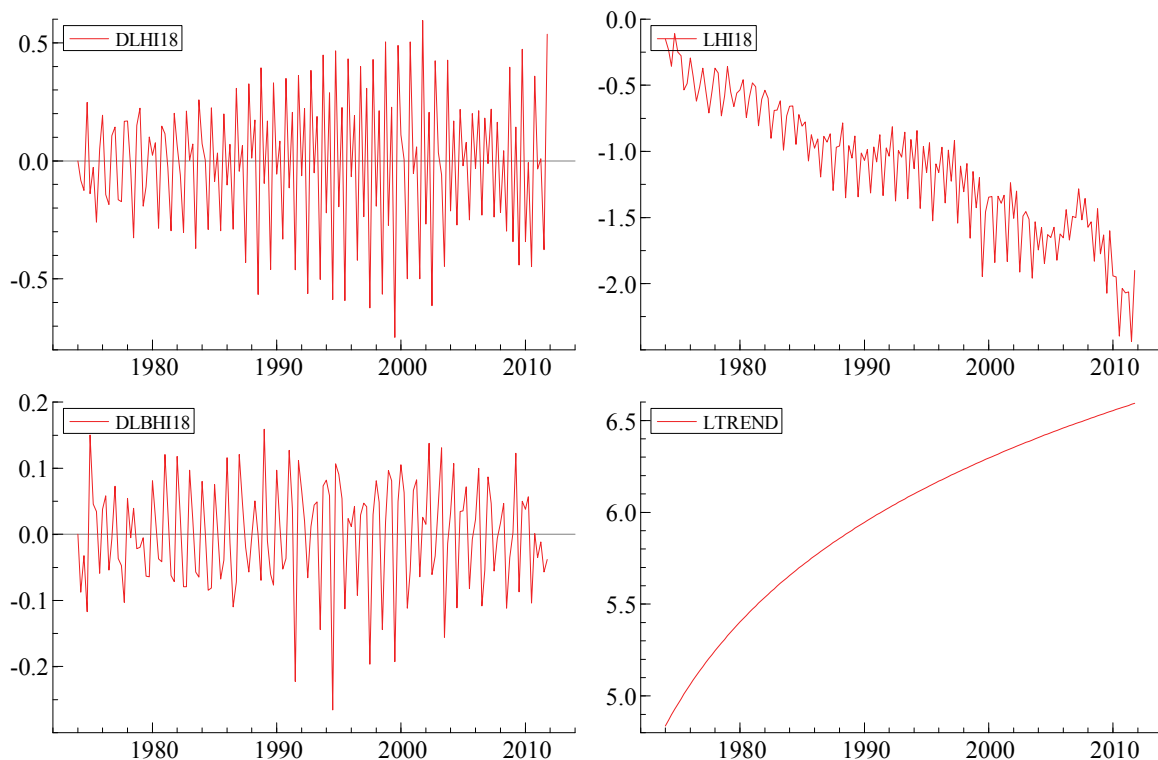
Figur 13. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den nye spesifikasjonen av likningen for importandelen av drikkevarer og tobakk



Produktgruppe 18: Tekstil og bekledning

Figur 14 viser data-tidsseriene til variablene i denne likningen.

Figur 14. Tidsserier for variablene i importandelslikningene for tekstil og tobakk



Den gamle likning i KVARTS (eksisterende pr mai 2012) var

```
di18: del(1:log((1-di18*mb.018)/(di18*mb.018))) =
  di.18[1] +
  di.18[2]*del(1:log((1-di18(-1)*mb.018)/(di18(-1)*mb.018))) +
  di.18[3]*del(1:log(bh18(-1)/bi18(-1))) +
  di.18[4]*dkv1 +
  di.18[5]*dkv2 +
  di.18[6]*dkv3 +
  di.18[7]*(log((1-di18(-1)*mb.018)/(di18(-1)*mb.018))) +
  di.18[8]*log(tid+tid(-1)+tid(-2)+tid(-3))
```

med tidligere TROLL estimeringsresultater 1980q1-2002q4:

COEF	ESTIMATE	STER	TSTAT	PROB> T
DI.18[1]	1.230086	0.498865	2.465773	0.015707
DI.18[2]	-0.510599	0.094325	-5.413202	0
DI.18[3]	-0.348412	0.196045	-1.777204	0.079154
DI.18[4]	0.162405	0.055789	2.911072	0.004611
DI.18[5]	0.16364	0.040781	4.012628	0.00013
DI.18[6]	-0.283669	0.048628	-5.8335	0
DI.18[7]	-0.294304	0.106615	-2.760447	0.007086
DI.18[8]	-0.264578	0.102595	-2.57885	0.011655

```

NOB = 92      NOVAR = 8   NCOEF = 8   DFFITS =      1.987494
RSQ =          0.940607   CRSQ =      0.935658
F(7/84) =      190.045111   PROB>F =      0
SER =          0.07596     SSR =      0.484677
DW(0) =        2.00682     COND =     194.61509
MAX:HAT =       0.215332   RSTUDENT =    3.793976

```

OxMetrics estimeringsresultater 1980q1-2010q4 for *uendret* spesifikasjon:

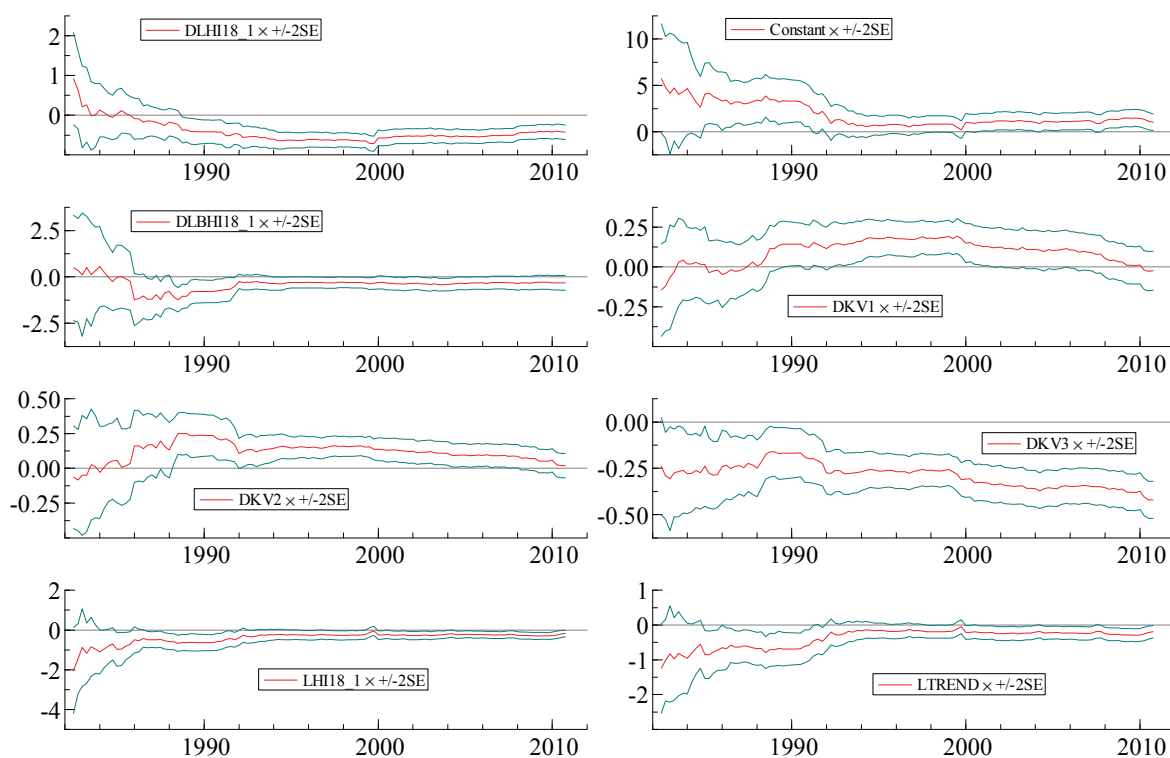
	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DI.18 [1]	1.04832	0.4505	2.33	0.0217	0.0446
DI.18 [2]	-0.425869	0.09097	-4.68	0.0000	0.1589
DI.18 [3]	-0.317511	0.1982	-1.60	0.1119	0.0216
DI.18 [4]	-0.0232793	0.06134	-0.380	0.7050	0.0012
DI.18 [5]	0.0194353	0.04338	0.448	0.6550	0.0017
DI.18 [6]	-0.420615	0.05009	-8.40	0.0000	0.3781
DI.18 [7]	-0.172846	0.08171	-2.12	0.0365	0.0371
DI.18 [8]	-0.191631	0.08934	-2.14	0.0340	0.0381

```

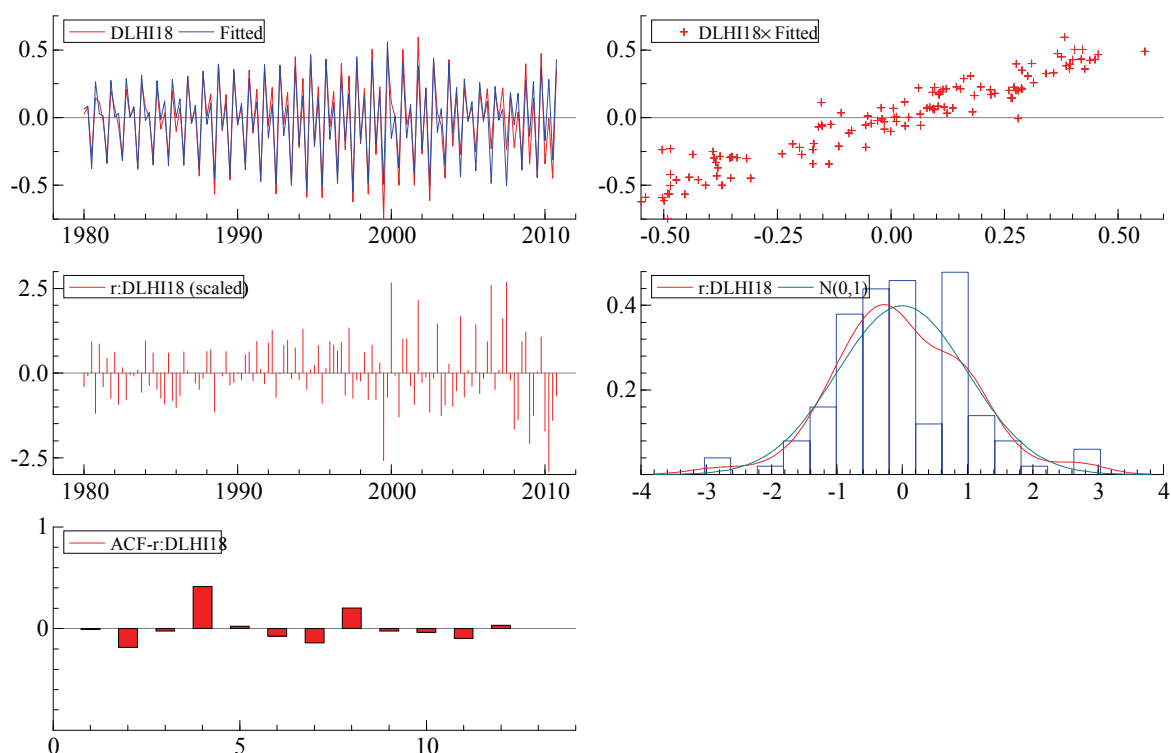
sigma          0.0989486   RSS          1.13573528
R^2            0.904628   F(7,116) = 157.2 [0.000]**
Adj.R^2        0.898872   log-likelihood 115.018
no. of observations 124   no. of parameters 8
mean(DLHI18)   -0.0119155 se(DLHI18)    0.311154
AR 1-5 test:   F(5,111) = 6.1751 [0.0000]**
ARCH 1-4 test: F(4,116) = 3.9417 [0.0049]**
Normality test: Chi^2(2) = 4.1805 [0.1237]
Hetero test:   F(11,112) = 3.6977 [0.0002]**
Hetero-X test: F(17,106) = 2.5864 [0.0016]**
RESET23 test:  F(2,114) = 0.35382 [0.7028]

```

Figur 15. Rekursive estimator for den eksisterende spesifikasjonen av importandelslikningen for tekstil og tobakk, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4

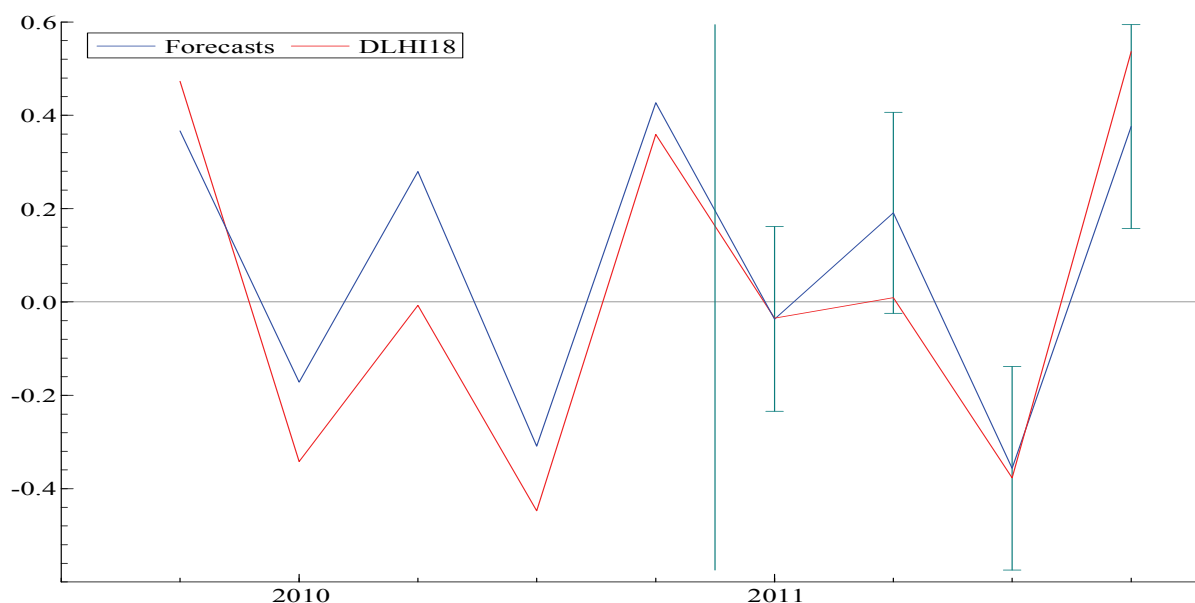


Figur 16. Føyningen til den nye likningen (øvre to plott), residualer målt i standardavvik og deres fordeling (to midtre plott), og autokorrelasjonsfunksjonen (nederst)



De rekursive estimer og føyningen i Figur 15 og 16 viser at likningen ikke er den beste, men likevel aksepterbart. Forsøk på forbedring gav minimale gevinster for estimatstabilitet, føyning og prediksjoner, og de alternative spesifikasjonene er ikke mer teorinære (men heller det motsatte).

Figur 17. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den eksisterende spesifikasjonen



Produktgruppe 25: Diverse industriprodukter

Reestimeringen av eksisterende likning på reviderte og nye data, samt diagnostikken og alle grafer (se under) viser at eksisterende likning kan beholdes. Dens spesifikasjon er

```
di25: del(1:log((1-di25*mb.025)/(di25*mb.025))) =
  di.25[1]+
  di.25[2]*dkv1+
  di.25[3]*dkv3+
  di.25[4]*del(2:log((1-di25(-1)*mb.025)/(di25(-1)*mb.025)))+
  di.25[5]*del(3:log(bh25/bi25))+
  di.25[6]*(log((1-di25(-1)*mb.025)/(di25(-1)*mb.025))
    +log(bh25(-3)/bi25(-3)))+
  di.25[7]*log(tid+tid(-1)+tid(-2)+tid(-3))
```

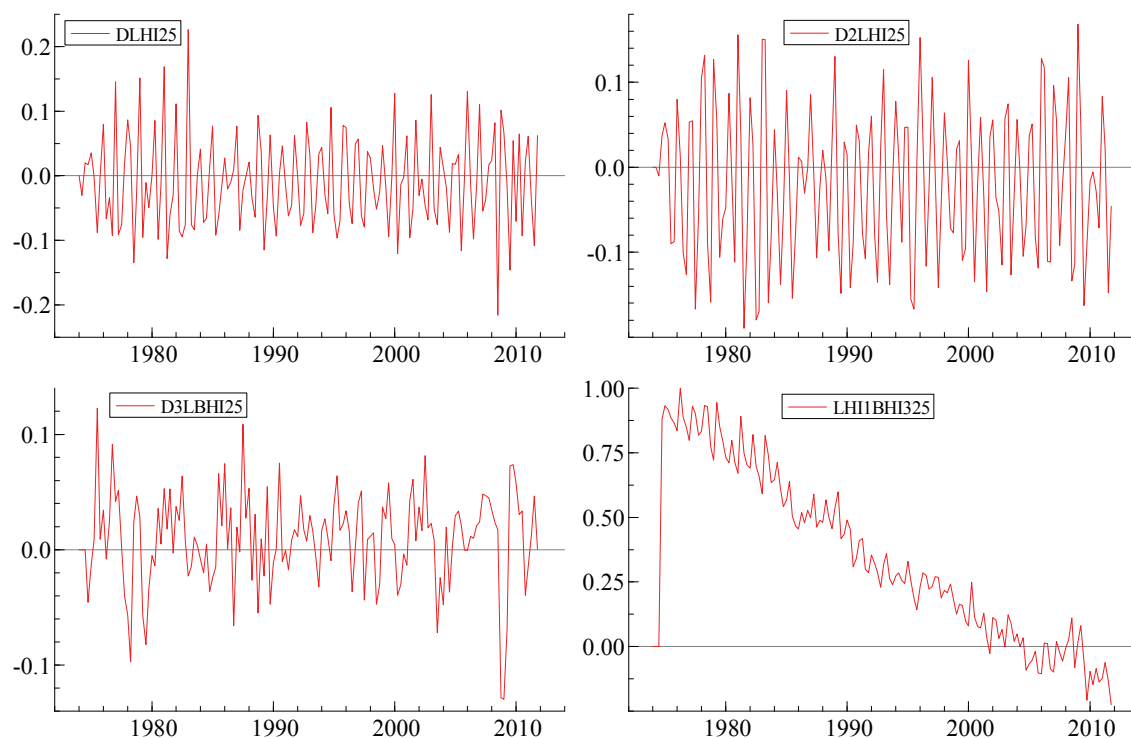
Figur 18 viser data-tidsseriene til variablene i denne likningen. Noen sammensatte variable trenger en forklaring:

$D2LHI25 = del(2:log((1-di25*mb.025)/(di25*mb.025)))$ er 2-kvartalsendring i logaritmen av importandelen,

$D3LBHI25 = del(3:log(bh25/bi25))$ er 3-kvartalsendring i logaritmen av relative priser,

$LHI1BHI325 = log((1-di25(-1)*mb.025)/(di25(-1)*mb.025)) + log(bh25(-3)/bi25(-3))$ har ulik datering på volum og prisleddene.

Figur 18. Tidsserier for variable i importandelslikningene for diverse industriprodukter



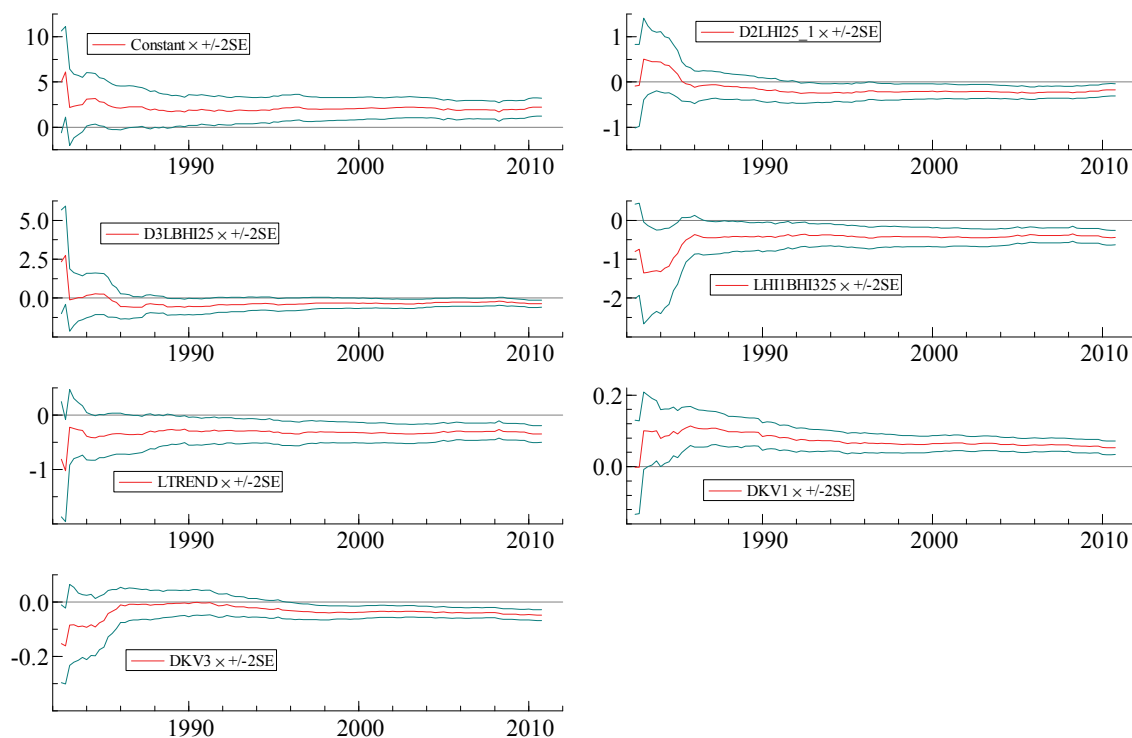
Implementerte koeffisienter og stimeringsresultater fra 1980q1-2002q4 er

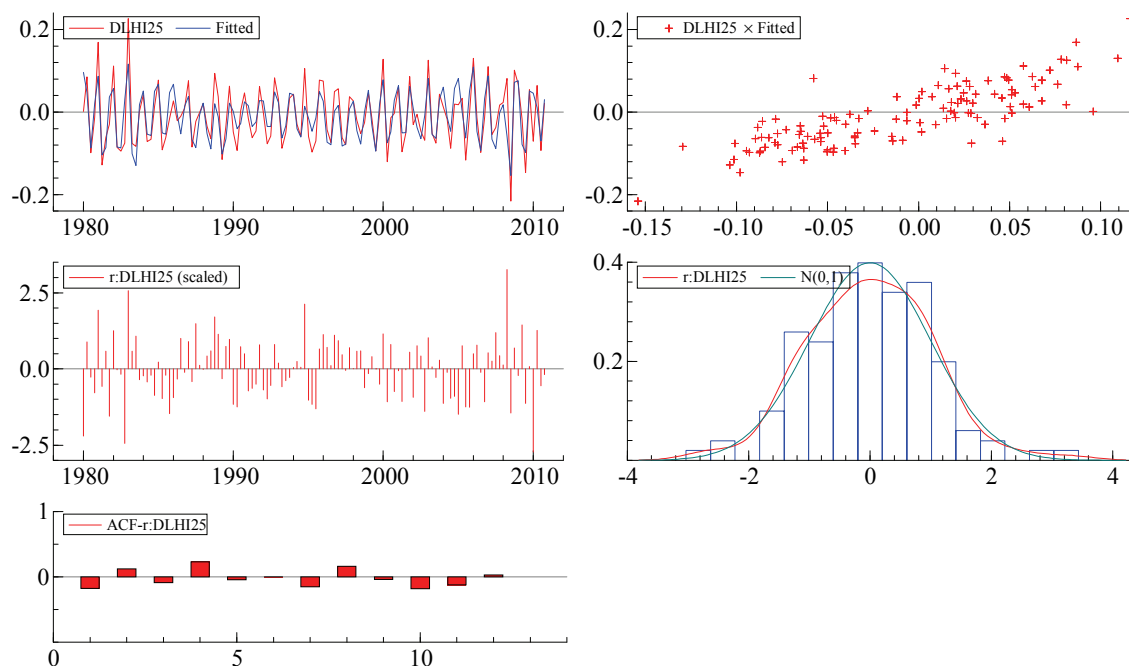
COEF	ESTIMATE	STER	TSTAT	PROB> T
DI.25 [1]	2.42202	0.545955	4.436301	2.72406e-05
DI.25 [2]	0.084632	0.009567	8.846134	0
DI.25 [3]	-0.025424	0.009942	-2.557293	0.012324
DI.25 [4]	-0.055662	0.077604	-0.717252	0.475185
DI.25 [5]	-0.402703	0.150629	-2.673473	0.009
DI.25 [6]	-0.561845	0.122426	-4.589276	1.52229e-05
DI.25 [7]	-0.341916	0.076406	-4.474987	2.35368e-05
NOB = 92	NOVAR = 7	NCOEF = 7	DFFITS =	1.064463
RSQ =	0.758694		CRSQ =	0.741661
F(6/85) =	44.541751		PROB>F =	0
SER =	0.035938		SSR =	0.109781
DW(0) =	2.103085		COND =	378.304688
MAX:HAT =	0.150412		RSTUDENT =	3.230953

OxMetrics reestimeringresultater for reviderte og nye data fra 1980q1-2010q4 for uendret spesifikasjon er

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DI.25 [1]	2.22230	0.4957	4.48	0.0000	0.1466
DI.25 [2]	0.0528096	0.009564	5.52	0.0000	0.2067
DI.25 [3]	-0.0479056	0.009748	-4.91	0.0000	0.1711
DI.25 [4]	-0.175378	0.06784	-2.59	0.0110	0.0540
DI.25 [5]	-0.365841	0.1152	-3.18	0.0019	0.0794
DI.25 [6]	-0.441410	0.09487	-4.65	0.0000	0.1562
DI.25 [7]	-0.345825	0.07667	-4.51	0.0000	0.1481

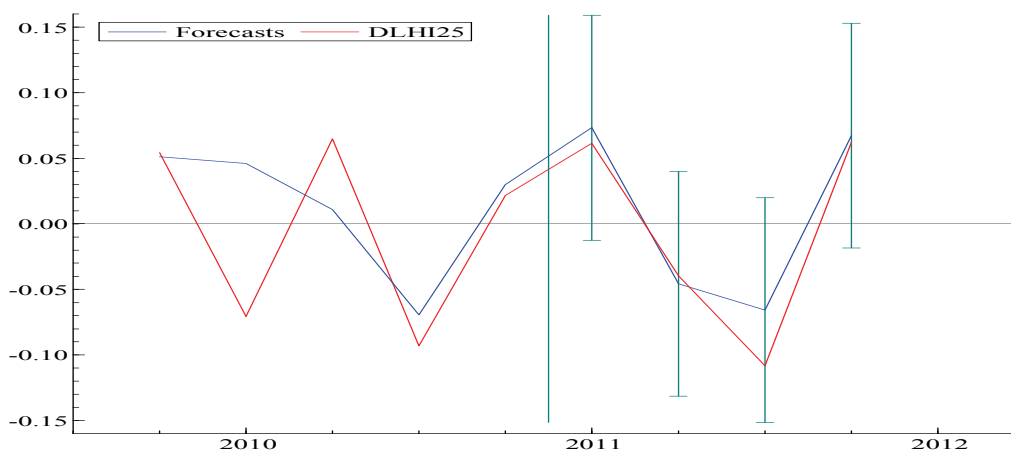
Figur 19. Rekursive estimater for den eksisterende spesifikasjonen av importandelslikningen for diverse industriprodukter, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4



Figur 20. Føyningen, residualer, deres fordeling og autokorrelasjonfunksjonen

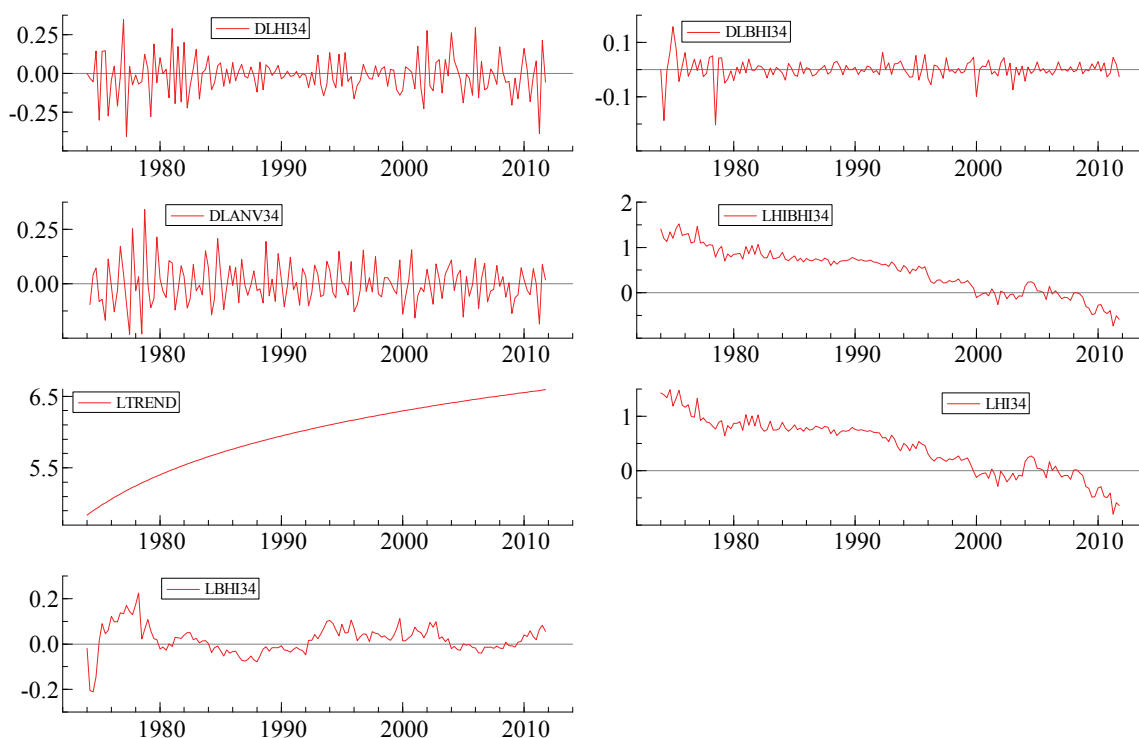
sigma	0.0428417	RSS	0.214743393
R^2	0.662608	$F(6,117) =$	38.3 [0.000]**
Adj. R^2	0.645306	log-likelihood	218.284
no. of observations	124	no. of parameters	7
mean(DLHI25)	-0.0102302	se(DLHI25)	0.071935

AR 1-5 test:	$F(5,112) =$	2.4584	[0.0374]*
ARCH 1-4 test:	$F(4,116) =$	0.84315	[0.5006]
Normality test:	$\chi^2(2) =$	3.7565	[0.1529]
Hetero test:	$F(10,113) =$	3.5402	[0.0004]**
Hetero-X test:	$F(16,107) =$	2.4760	[0.0031]**
RESET23 test:	$F(2,115) =$	2.8476	[0.0621]

Figur 21. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den eksisterende spesifikasjonen

Produktgruppe 34: Treforedlingsprodukter

Figur 22. Tidsserier for variablene i importandelslikningene for treforedlingsprodukter



Figur 22 viser data-tidsseriene til variablene i den gamle og i den nye importandelslikningen for denne sektoren. Den gamle likning i KVARTS (2002-versjonen eksisterende pr mai 2012) og dens (gamle) estimeringsresultater for 1980q1-2002q4 er

```
di34: del(1:log((1-di34*mb.034)/(di34*mb.034))) =
  di.34[1] +
  di.34[2]*del(1:log((1-di34(-1)*mb.034)/(di34(-1)*mb.034))) +
  di.34[3]*dkv1 +
  di.34[4]*log((1-di34(-1)*mb.034)/(di34(-1)*mb.034)) +
  di.34[5]*log(bh34(-1)/bi34(-1)) +
  di.34[6]*log(tid+tid(-1)+tid(-2)+tid(-3))
```

COEF	ESTIMATE	STER	TSTAT	PROB> T
DI.34[1]	1.230601	0.427862	2.876164	0.005074
DI.34[2]	-0.425618	0.089871	-4.73588	8.52344e-06
DI.34[3]	0.05146	0.019553	2.631778	0.010066
DI.34[4]	-0.176794	0.063408	-2.788207	0.006523
DI.34[5]	-0.402304	0.205946	-1.95344	0.054019
DI.34[6]	-0.192939	0.065441	-2.948285	0.004114

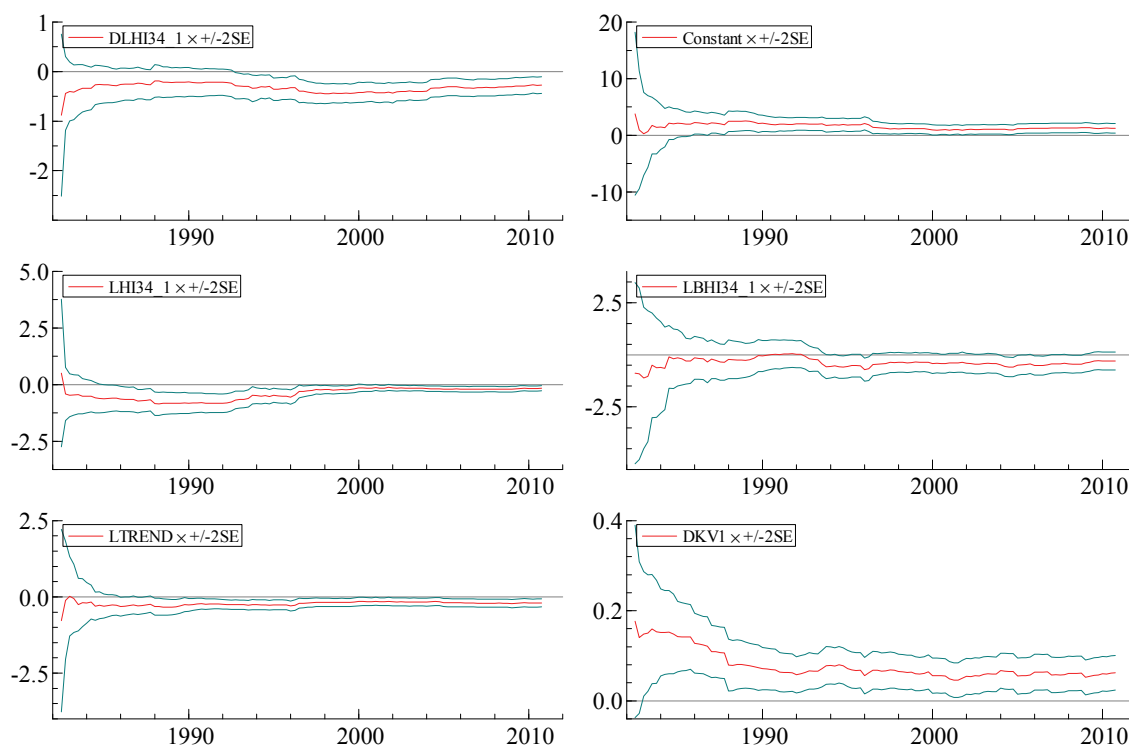
NOB = 92	NOVAR = 6	NCOEF = 6	DFFITS =	-0.787495
RSQ =	0.390868		CRSQ =	0.355454
F(5/86) =	11.036918		PROB>F =	0
SER =	0.080259		SSR =	0.553963
DW(0) =	2.205168		COND =	134.830026
MAX:HAT =	0.17322		RSTUDENT =	-3.11223

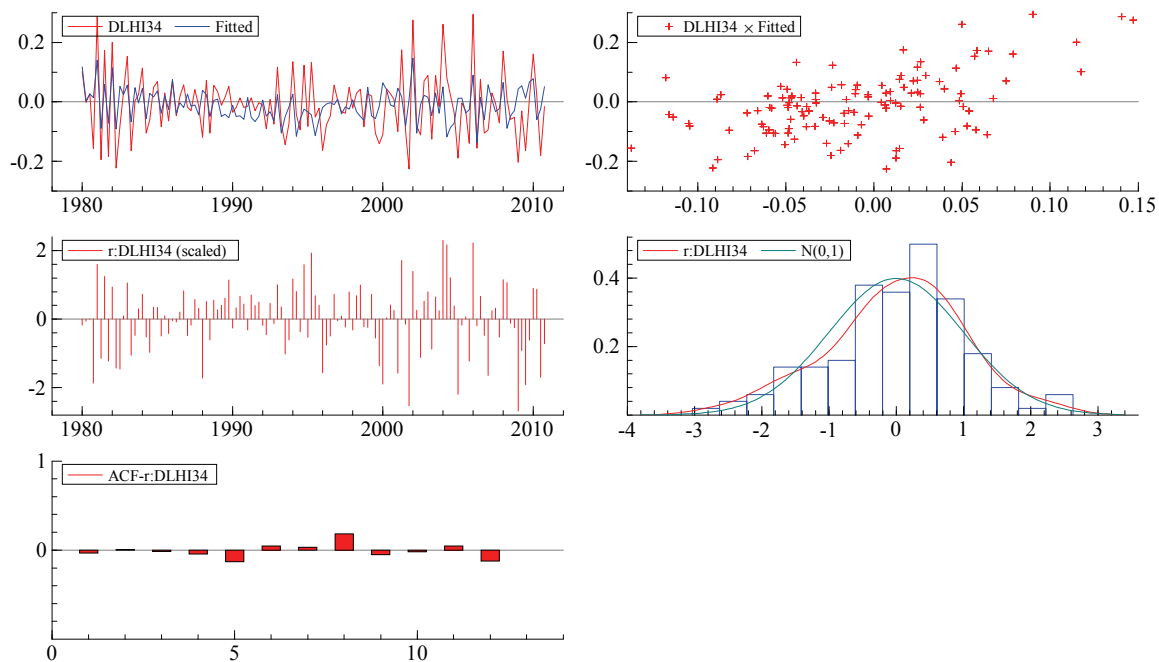
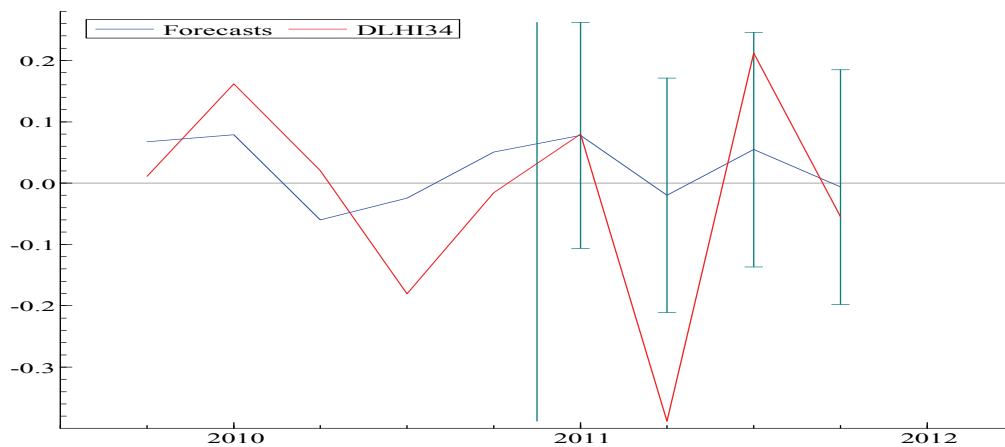
OxMetrics reestimeringsresultater for reviderte og nye data fra 1980q1-2010q4 er

	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DI.34 [1]	1.22139	0.4228	2.89	0.0046	0.0661
DI.34 [2]	-0.270935	0.08377	-3.23	0.0016	0.0814
DI.34 [3]	0.0623501	0.01928	3.23	0.0016	0.0814
DI.34 [4]	-0.161638	0.05635	-2.87	0.0049	0.0652
DI.34 [5]	-0.302204	0.2149	-1.41	0.1623	0.0165
DI.34 [6]	-0.194634	0.06598	-2.95	0.0038	0.0687
sigma	0.0921149	RSS		1.00124758	
R ²	0.264557	F(5,118) =	8.489	[0.000] **	
Adj.R ²	0.233394	log-likelihood		122.832	
no. of observations	124	no. of parameters		6	
mean(DLHI34)	-0.010202	se(DLHI34)		0.105207	
AR 1-5 test:	F(5,113) =	0.88464	[0.4939]		
ARCH 1-4 test:	F(4,116) =	1.4777	[0.2135]		
Normality test:	Chi ² (2) =	1.9147	[0.3839]		
Hetero test:	F(9,114) =	3.3970	[0.0010] **		
Hetero-X test:	F(15,108) =	2.3479	[0.0060] **		
RESET23 test:	F(2,116) =	5.0146	[0.0082] **		

Disse estimeringsresultatene er svakere enn de tidligere. Figur 23 viser de rekursive estimatene. De er stabile og signifikant forskjellige fra null (men med små marginer). Figur 24 viser at føyningen ikke er så god. Det er mange uforklarte fluktasjoner (øvre venstre plott), i overensstemmelse med at $R^2 = 0.26$ er lav. Figur 25 viser prediksjonene for 2011.

Figur 23. Rekursive estimater for den eksisterende spesifikasjonen av importandelslikningen for treforedlingsprodukter, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4



Figur 24. Svak føyningen, store residualer, litt skjev fordeling og liten autokorrelasjon**Figur 25. Data og prediksjoner = dynamisk simulering av den eksisterende spesifikasjonen**

De svake reestimeringsresultatene motiverer en ny og bedre spesifikasjon:

```
di34: del(1:log((1-di34*mb.034)/(di34*mb.034))) =
  di.34[1] +
  di.34[2]*del(1:log((1-di34(-1)*mb.034)/(di34(-1)*mb.034))) +
  di.34[3]*del(1:log(bh34/bi34)) +
  di.34[4]*del(1:log(xvb34-ab34+i34)) +
  di.34[5]*log((1-di34(-1)*mb.034)/(di34(-1)*mb.034)) +
  di.34[5]*log(bh34(-1)/bi34(-1)) +
  di.34[6]*log(tid+tid(-1)+tid(-2)+tid(-3))
  di.34[7]*dkv1+di.34[8]*dkv2+di.34[9]*dkv3+
```

som inneholder en ny variabel, samlet anvendelse: $anv3 = h34 + i34 = (xvb34 - ab34) + i34$.

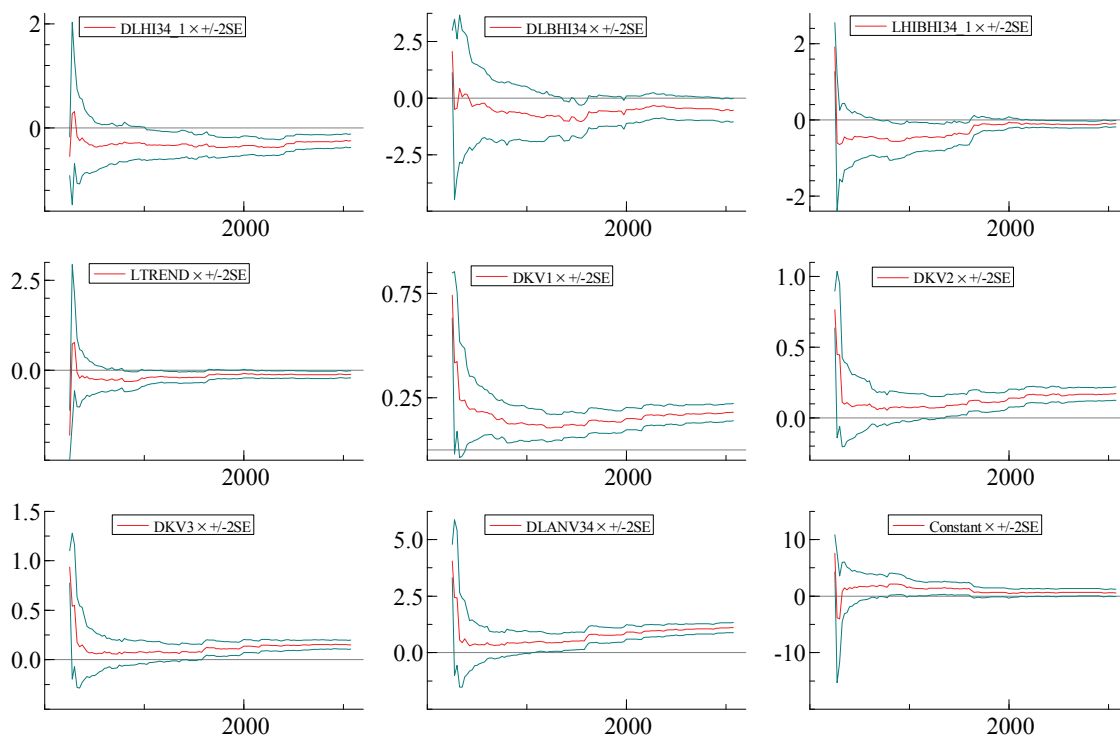
Figur 26 viser rekursive estimater og Figur 27 viser føyningen og residualer og deres egenskaper. Estimeringsresultatene i OxMetrics for 1980q1-2010q4 er

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
di.34 [1]	0.576607	0.3177	1.82	0.0721	0.0278
di.34 [2]	-0.248430	0.06475	-3.84	0.0002	0.1135
di.34 [3]	-0.529899	0.2582	-2.05	0.0424	0.0353
di.34 [4]	1.10763	0.1107	10.0	0.0000	0.4654
di.34 [5]	-0.0980358	0.04189	-2.34	0.0210	0.0455
di.34 [6]	-0.111314	0.04926	-2.26	0.0257	0.0425
di.34 [7]	0.181088	0.02081	8.70	0.0000	0.3971
di.34 [8]	0.171382	0.02326	7.37	0.0000	0.3207
di.34 [9]	0.152286	0.02275	6.69	0.0000	0.2804

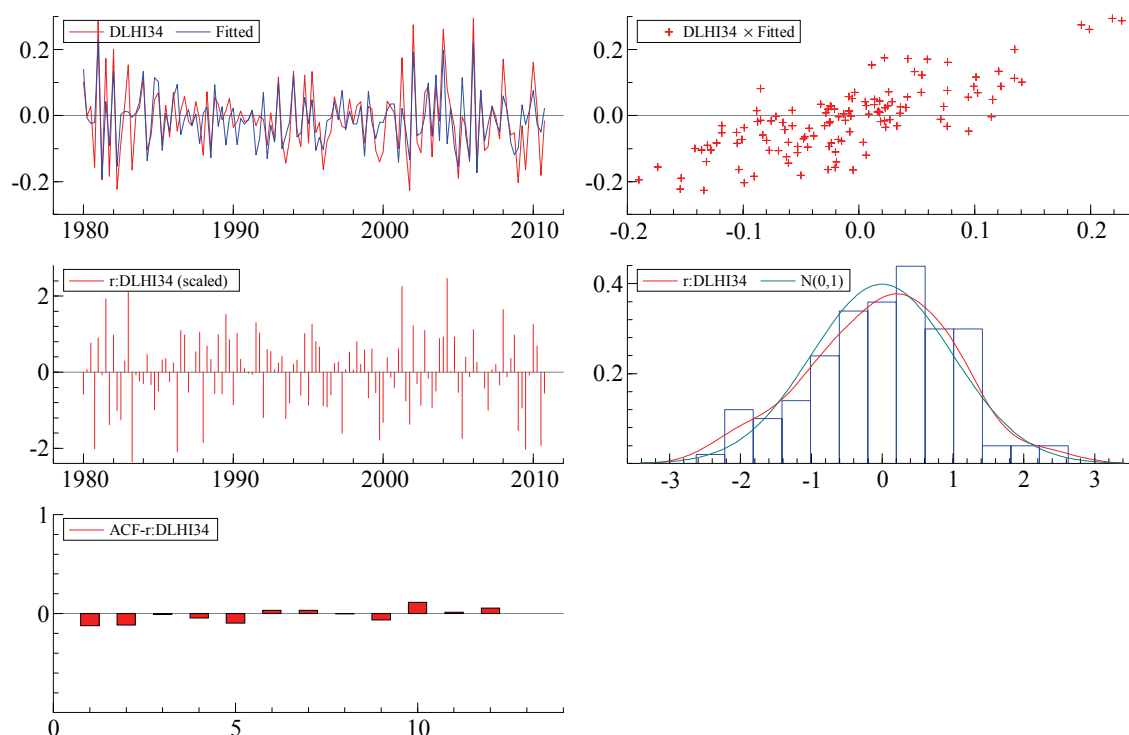
sigma	0.0677984	RSS	0.52861242
R ²	0.61172	F(8,115) =	22.65 [0.000]**
Adj.R ²	0.584709	log-likelihood	162.434
no. of observations	124	no. of parameters	9
mean(DLHI34)	-0.010202	se(DLHI34)	0.105207

AR 1-5 test:	F(5,110) =	2.1706	[0.0625]
ARCH 1-4 test:	F(4,116) =	0.30778	[0.8723]
Normality test:	Chi ² (2) =	0.47664	[0.7879]
Hetero test:	F(13,110) =	0.57966	[0.8658]
Hetero-X test:	F(23,100) =	0.79161	[0.7340]
RESET23 test:	F(2,113) =	2.4047	[0.0949]

Figur 26. Rekursive estimater for den nye spesifikasjonen av importandelslikningen for treforedlingsprodukter, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4

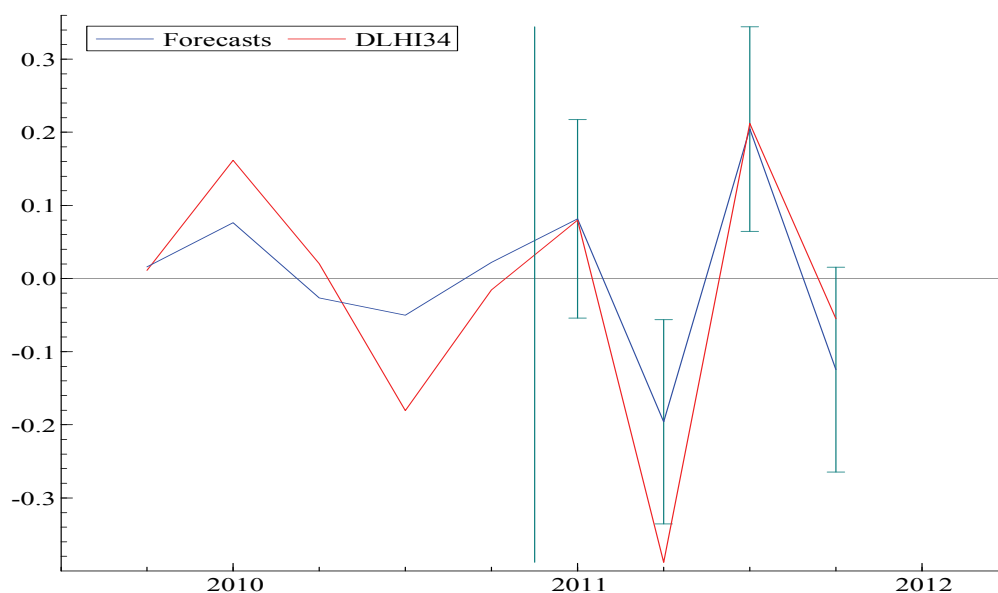


Figur 27. Den nye spesifikasjonen har bedre føyningen, mindre residualer, en skjev, men brukbar fordeling og liten autokorrelasjon



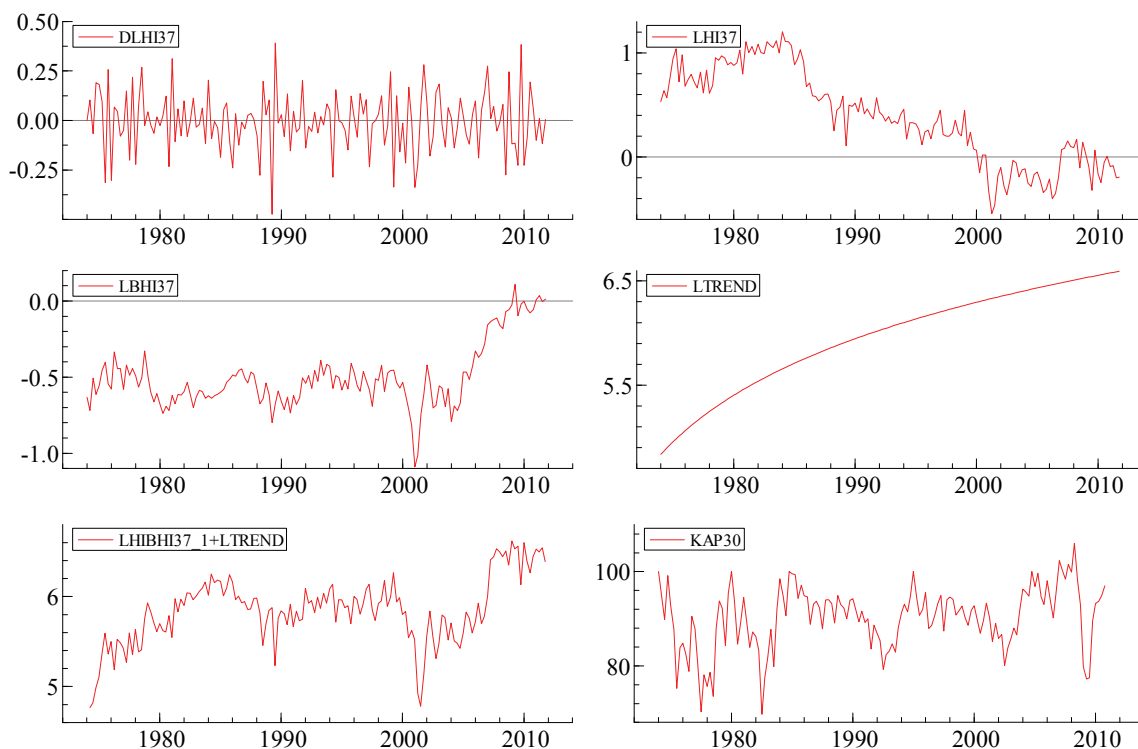
Estimeringsresultatene, diagnostikken og alle figurene tyder på at den nye spesifikasjonen passer bedre til de reviderte og nye dataene enn den gamle spesifikasjonen. Figur 28 viser at også prediksjonsevnen synes noe forbedret.

Figur 28. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den eksisterende spesifikasjonen



Produktgruppe 37: Kjemiske råvarer

Figur 29. Tidsseriedataene for likningene for importandelen av kjemiske råvarer. KAP30 er kapasiteten i næringen, det nærmeste vi har til KAP37 i forrige estimeringsrunde i 2002



Forrige likning i KVARTS (2002-versjonen eksisterende pr mai 2012) er

```
di37: del(1:log((1-di37*mb.037)/(di37*mb.037))) =
di.37[1] +
di.37[2]*del(1:log((1-di37(-1)*mb.037)/(di37(-1)*mb.037))) +
di.37[3]*dkv2+
di.37[4]*log((1-di37(-1)*mb.037)/(di37(-1)*mb.037)) +
di.37[4]*log(bh37(-1)/bi37(-1)) +
di.37[4]*log(tid+tid(-1)+tid(-2)+tid(-3)) +
di.37[5]*dum892+
di.37[6]*dum882+
di.37[7]*kap37(-1)
```

I kvartalsmodellen KVARTS er pr. mai 2012 følgende estimerer (med estimeringsresultater) på data for 1980q1-2002q4 implementert:

COEF	ESTIMATE	STER	TSTAT	PROB> T
DI.37[1]	1.241512	0.383831	3.234523	0.001736
DI.37[2]	-0.271409	0.088586	-3.063802	0.002928
DI.37[3]	-0.0695	0.030115	-2.307855	0.023437
DI.37[4]	-0.225376	0.065035	-3.465475	0.000832
DI.37[5]	-0.466343	0.119743	-3.89454	0.000195
DI.37[6]	-0.292093	0.120376	-2.426495	0.017359
DI.37[7]	0.001537	0.001188	1.29401	0.199167

```

NOB = 92      NOVAR = 7   NCOEF = 7   DFFITS =      NA
RSQ =          0.468149   CRSQ =      0.430607
F(6/85) =      12.469876   PROB>F =      0
SER =          0.116617   SSR =      1.155964
DW(0) =        2.006724   COND =     82.111273
MAX:HAT =      1         RSTUDENT =    NA

```

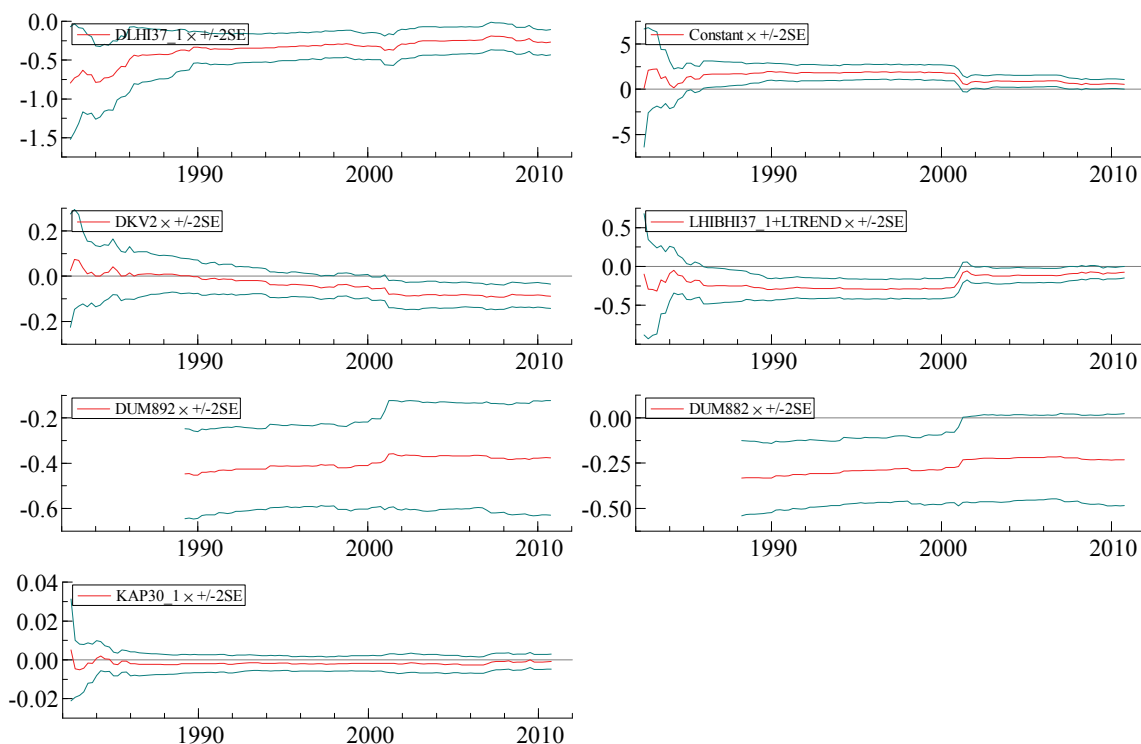
Reestimering av samme likning i OxMetrics på reviderte og forlengete data for 1980q1-2010q4 ga følgende estimater og statistiske diagnoseresultater med den ukjente kap37 erstattet med kap30, som er kapasitetsutnyttelsen i næring30 (kanskje samme variabel, men ulikt nr):

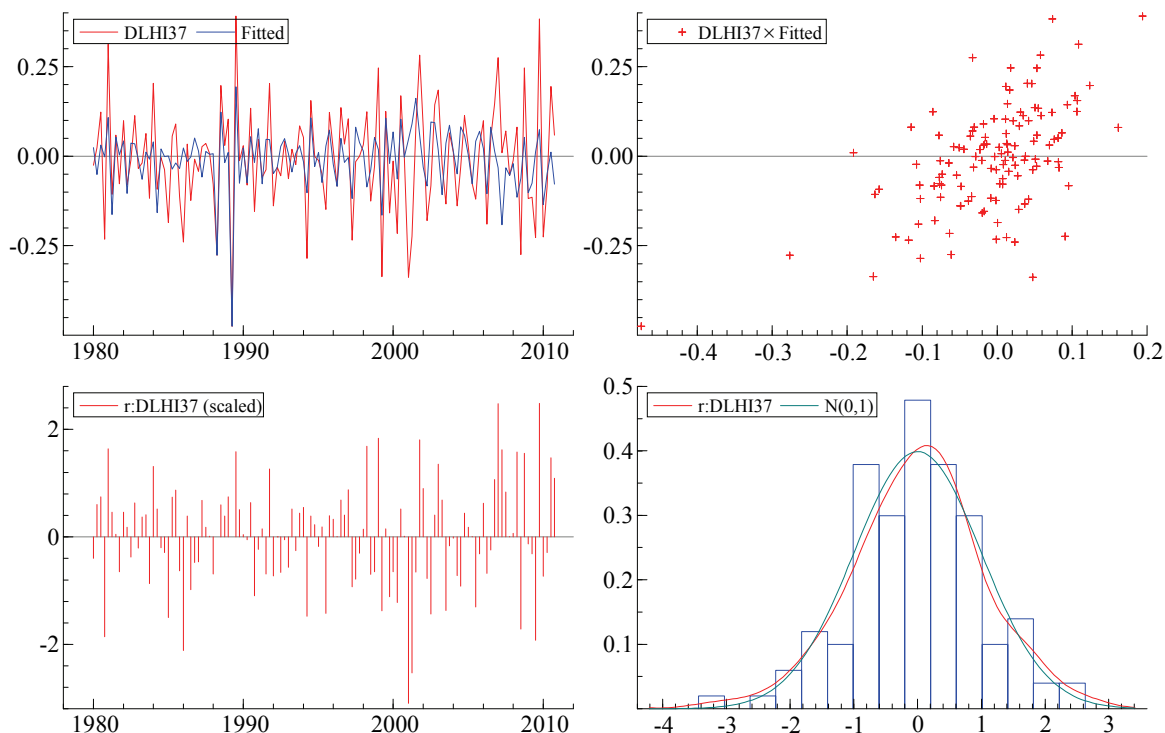
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DI.37[1]	0.531982	0.2658	2.00	0.0476	0.0331
DI.37[2]	-0.269174	0.08065	-3.34	0.0011	0.0869
DI.37[3]	-0.0885942	0.02695	-3.29	0.0013	0.0846
DI.37[4]	-0.0736624	0.03769	-1.95	0.0530	0.0316
DI.37[5]	-0.376183	0.1267	-2.97	0.0036	0.0701
DI.37[6]	-0.230883	0.1266	-1.82	0.0708	0.0276
DI.37[7]	-0.000869004	0.001933	-0.450	0.6539	0.0017

sigma	0.124233	RSS	1.80576483
R ²	0.324717	F(6,117) =	9.377 [0.000]**
Adj.R ²	0.290088	log-likelihood	86.2681
no. of observations	124	no. of parameters	7
mean(DLHI37)	-0.00723669	se(DLHI37)	0.147447

AR 1-5 test:	F(5,112) =	0.88747	[0.4921]
ARCH 1-4 test:	F(4,116) =	3.3081	[0.0132] *
Normality test:	Chi ² (2) =	3.0109	[0.2219]
Hetero test:	F(7,114) =	1.4409	[0.1958]
Hetero-X test:	F(10,111) =	1.2682	[0.2571]
RESET23 test:	F(2,115) =	0.94680	[0.3910]

Figur 30. Rekursive estimater i den gamle spesifikasjonen, men med nye data



Figur 31. Svak føyningen, store residualer og ok fordeling

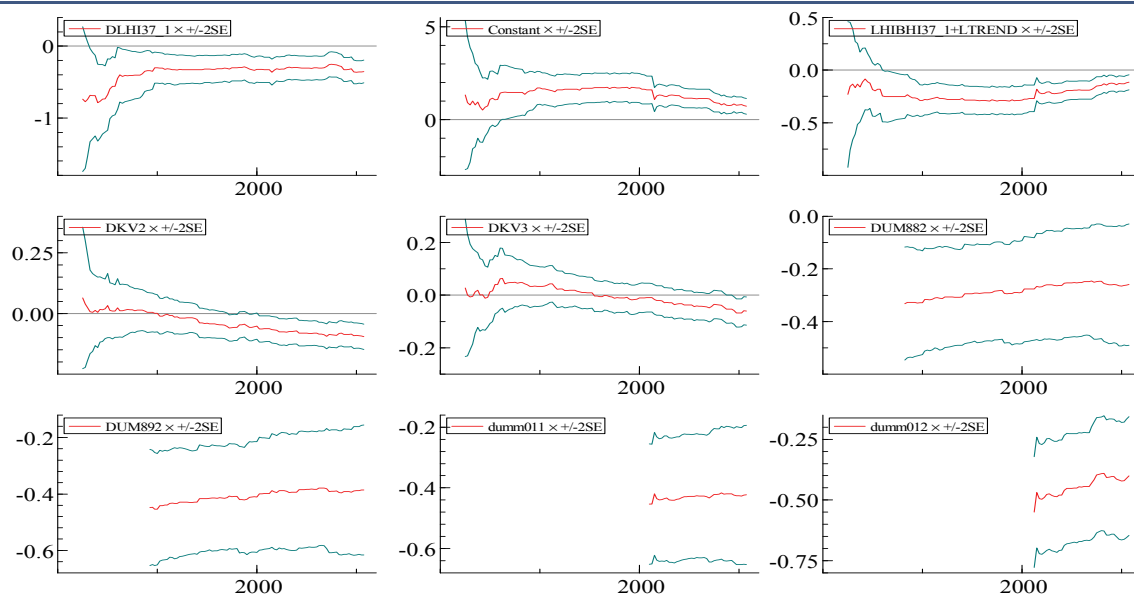
Kapasitetsvariabelen kap30 er den mest usignifikante forklaringsvariabelen. Men den skal uansett elimineres, som kap15 i sektor 16, siden kapasitetsutnyttelsen er en vanskelig variabel å konstruere godt. Verre er det at koeffisient nr 4 foran nivåleddet ikke er særlig signifikant. Figurene 29-31 antyder brudd i år 2000/2001. Ved å droppe kapasitetsvariabelen og legge til nye dummies for 2001q1 og 2001q2 får vi

```
di37: del(1:log((1-di37*mb.037)/(di37*mb.037))) =
di.37[1]+
di.37[2]*del(1:log((1-di37(-1)*mb.037)/(di37(-1)*mb.037)))+
di.37[3]*dkv2+
di.37[4]*log((1-di37(-1)*mb.037)/(di37(-1)*mb.037))+
di.37[4]*log(bh37(-1)/bi37(-1))+
di.37[4]*log(tid+tid(-1)+tid(-2)+tid(-3))+
di.37[5]*dum892+
di.37[6]*dum882+
di.37[7]*dkv3+
di.37[8]*dum011+
di.37[9]*dum012
```

OxMetrics estimeringsresultater 1980q1-2010q4 for den 'nye' spesifikasjon:

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
di.37[1]	0.721223	0.2092	3.45	0.0008	0.0937
di.37[2]	-0.352890	0.0796	-4.45	0.0000	0.1467
di.37[3]	-0.0961341	0.0260	-3.70	0.0003	0.1063
di.37[4]	-0.115160	0.0354	-3.25	0.0015	0.0842
di.37[5]	-0.259478	0.1153	-2.25	0.0264	0.0422
di.37[6]	-0.386120	0.1153	-3.35	0.0011	0.0889
di.37[7]	-0.0604806	0.0267	-2.26	0.0258	0.0425
di.37[8]	-0.422979	0.1147	-3.69	0.0003	0.1058
di.37[9]	-0.401273	0.1222	-3.28	0.0014	0.0857

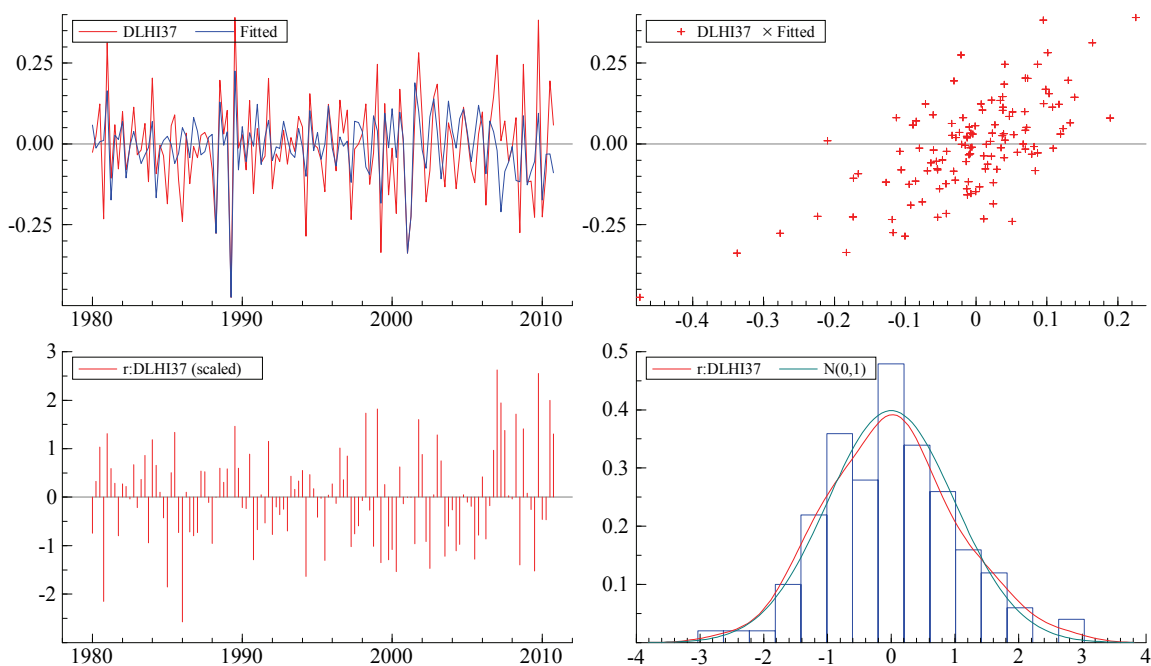
Figur 32. Rekursive estimater i den nye spesifikasjonen, men med nye data



sigma	0.112977	RSS	1.46783636
R ²	0.451089	F(8,115) =	11.81 [0.000]**
Adj.R ²	0.412904	log-likelihood	99.1141
no. of observations	124	no. of parameters	9
mean(DLHI37)	-0.00723669	se(DLHI37)	0.147447

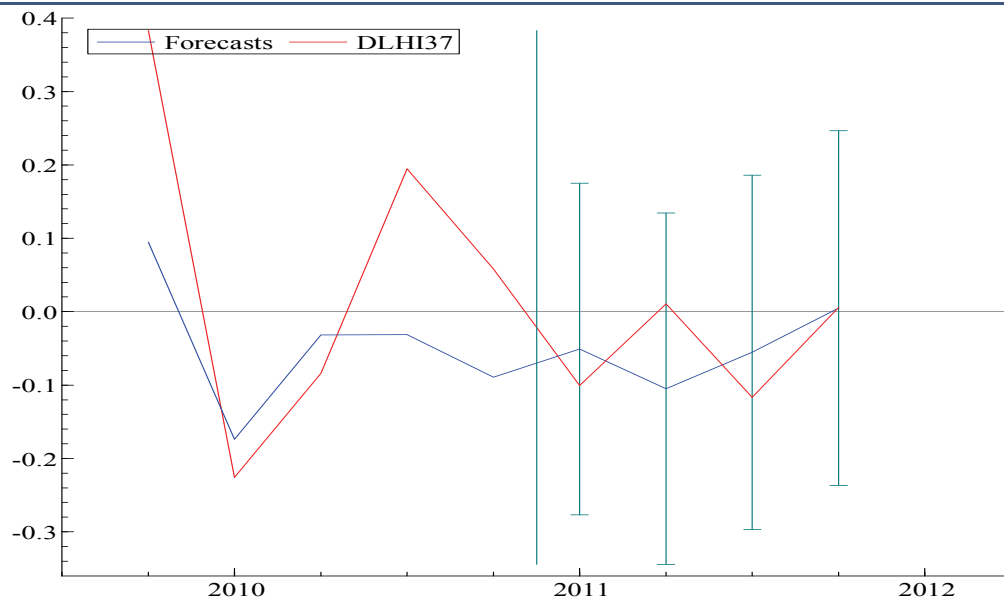
AR 1-5 test:	F(5,110) =	0.41777	[0.8355]
ARCH 1-4 test:	F(4,116) =	1.6735	[0.1608]
Normality test:	Chi ² (2) =	0.93647	[0.6261]
Hetero test:	F(6,113) =	0.77417	[0.5918]
Hetero-X test:	F(7,112) =	0.76189	[0.6203]
RESET23 test:	F(2,113) =	1.0439	[0.3554]

Figur 33. Svak føyningen, ikke fullt så store residualer og ok fordeling



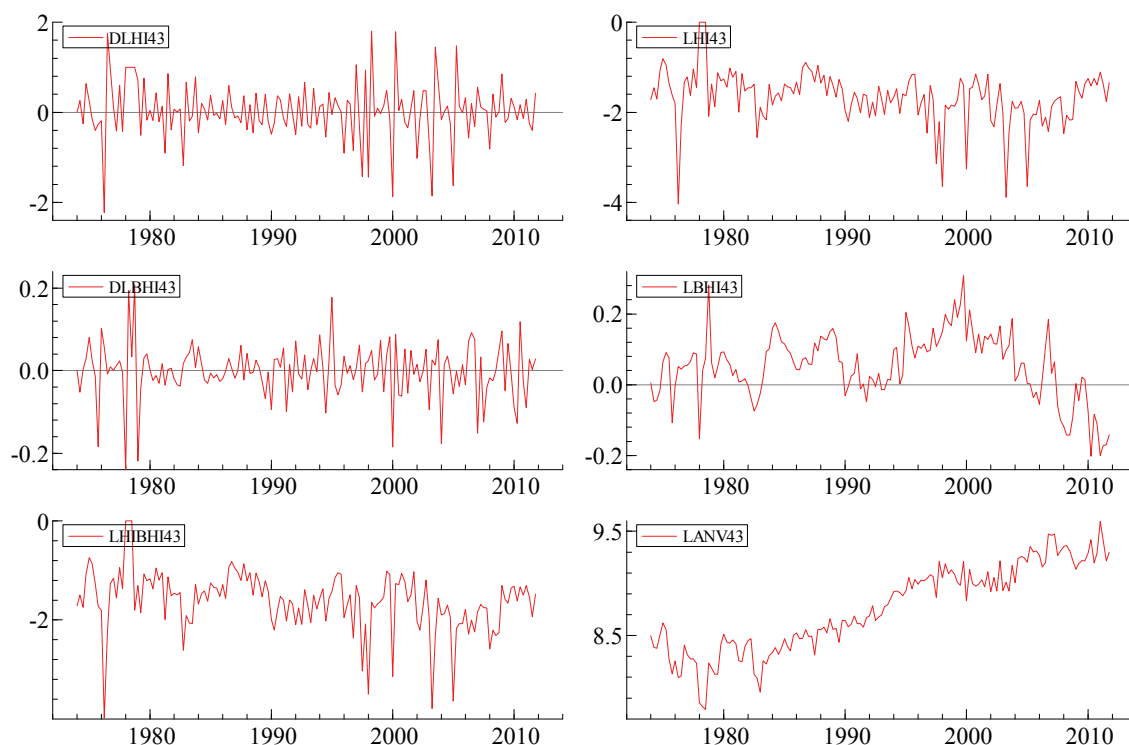
Estimeringsresultatene og Figur 32 og 33 antyder en noe forbedret spesifikasjon (om ikke god). Den viktigste gevinsten er at den problematiske kapasitetsvariabelen ikke lenger er med. Figur 34 viser den nye spesifikasjonens ex-post prediksjoner for de fire kvartalene i 2011 med observasjoner for alle variable bortsett fra tilbakedateringer av den avhengige variabelen, dvs importandelen i sektor 37.

Figur 34. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den nye spesifikasjonen



Produktgruppe 43: Metaller

Figur 35. Tidsseriedataene for importandelslikningene for metaller



Eksisterende likning i KVARTS

```
di.43: del(1:log((1-di.43*mb.043)/(di.43*mb.043))) =
di.43[1] +
di.43[2]*del(1:log((1-di.43(-1)*mb.043)/(di.43(-1)*mb.043))) +
di.43[3]*del(1:log(bh43(-4)/bi43(-4))) +
di.43[4]*log((1-di.43(-1)*mb.043)/(di.43(-1)*mb.043)) +
di.43[4]*log(bh43(-1)/bi43(-1)) +
di.43[5]*dkv1+
di.43[6]*dkv2+
di.43[7]*dum824+
di.43[8]*dum973+
di.43[9]*dum001+
di.43[10]*dum032
```

med tidligere TROLL estimeringsresultater 1979q1-2003q4:

COEF	ESTIMATE	STER	TSTAT	PROB> T
DI.43[1]	-0.553825	0.126189	-4.38885	3.09367305e-05
DI.43[2]	-0.163516	0.069279	-2.360257	0.020423
DI.43[3]	-1.041865	0.470336	-2.215151	0.029274
DI.43[4]	-0.509418	0.081295	-6.266261	0
DI.43[5]	-0.212495	0.073645	-2.885389	0.004892
DI.43[6]	-0.182621	0.074485	-2.451795	0.016145
DI.43[7]	-1.046729	0.2943	-3.556674	0.000601
DI.43[8]	-1.180846	0.295219	-3.999895	0.00013
DI.43[9]	-1.314613	0.301346	-4.362469	3.41786360e-05
DI.43[10]	-1.83447	0.299516	-6.124788	0

```

NOB = 100      NOVAR = 10  NCOEF = 10
RSQ =          0.685791    CRSQ =          0.65437
F(9/90) =      21.825934    PROB>F =          0
SER =          0.291011    SSR =          7.621856
DW(0) =        2.028885    COND =          9.607223
MAX:HAT =        1        RSTUDENT =        NA

```

Reestimering av samme likning i OxMetrics med reviderte og nye data for 1980q1-2010q4 ga

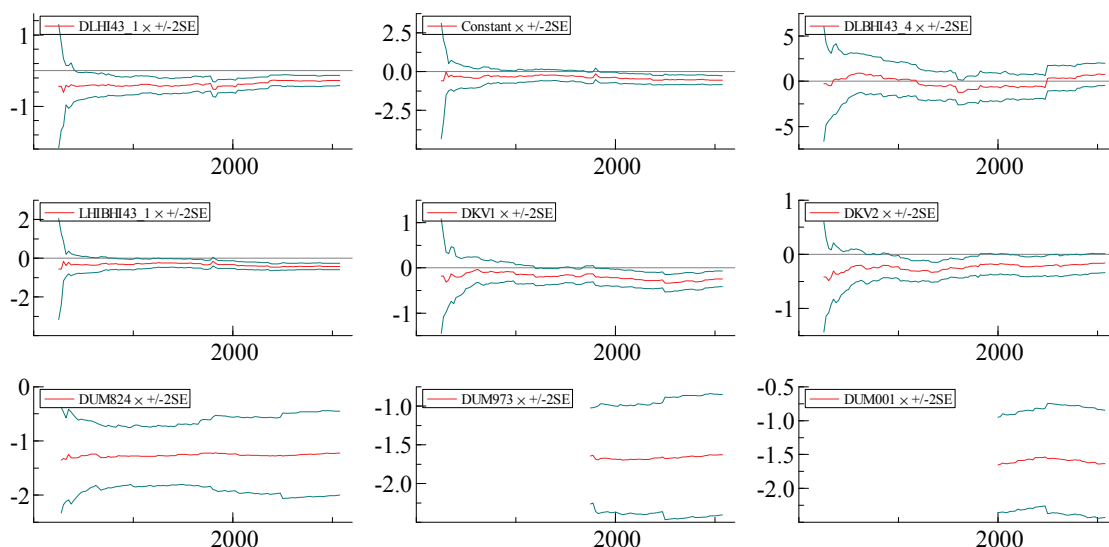
	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DI.43 [1]	-0.551906	0.1477	-3.74	0.0003	0.1091
DI.43 [2]	-0.277893	0.07294	-3.81	0.0002	0.1129
DI.43 [3]	0.777101	0.6149	1.26	0.2088	0.0138
DI.43 [4]	-0.423108	0.08020	-5.28	0.0000	0.1962
DI.43 [5]	-0.241077	0.08686	-2.78	0.0064	0.0633
DI.43 [6]	-0.160880	0.08760	-1.84	0.0689	0.0287
DI.43 [7]	-1.22437	0.3869	-3.16	0.0020	0.0808
DI.43 [8]	-1.62690	0.3881	-4.19	0.0001	0.1335
DI.43 [9]	-1.63577	0.3961	-4.13	0.0001	0.1301
DI.43 [10]	-2.13760	0.3907	-5.47	0.0000	0.2079

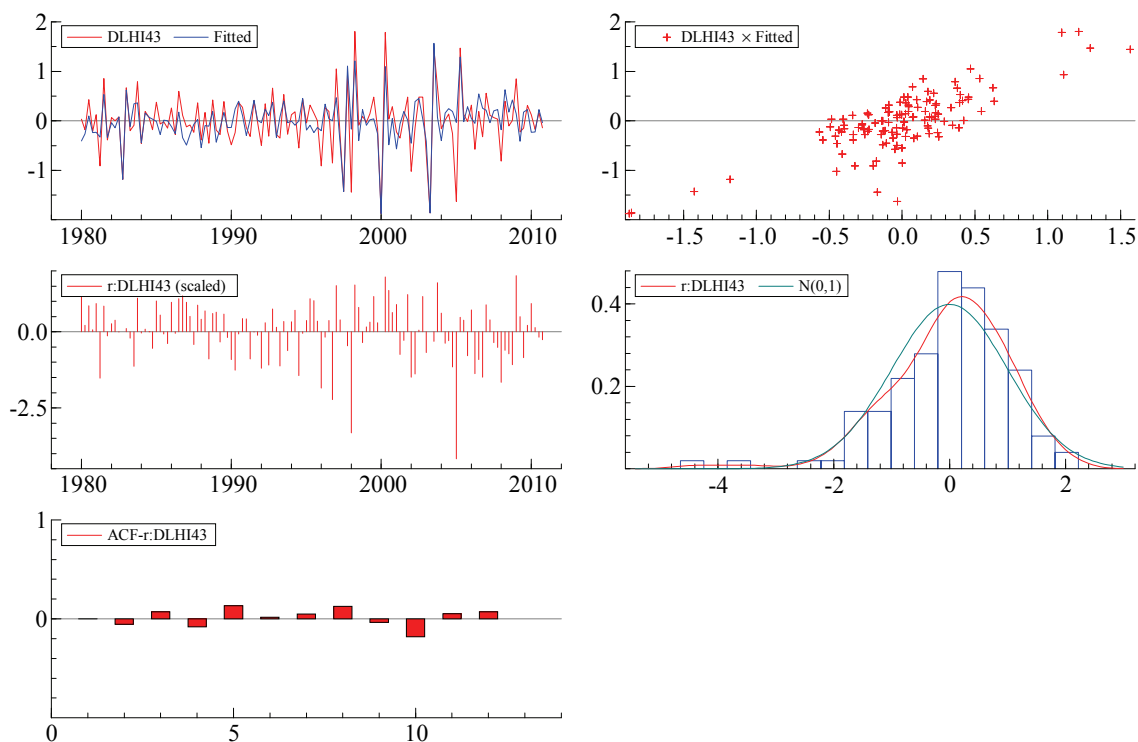
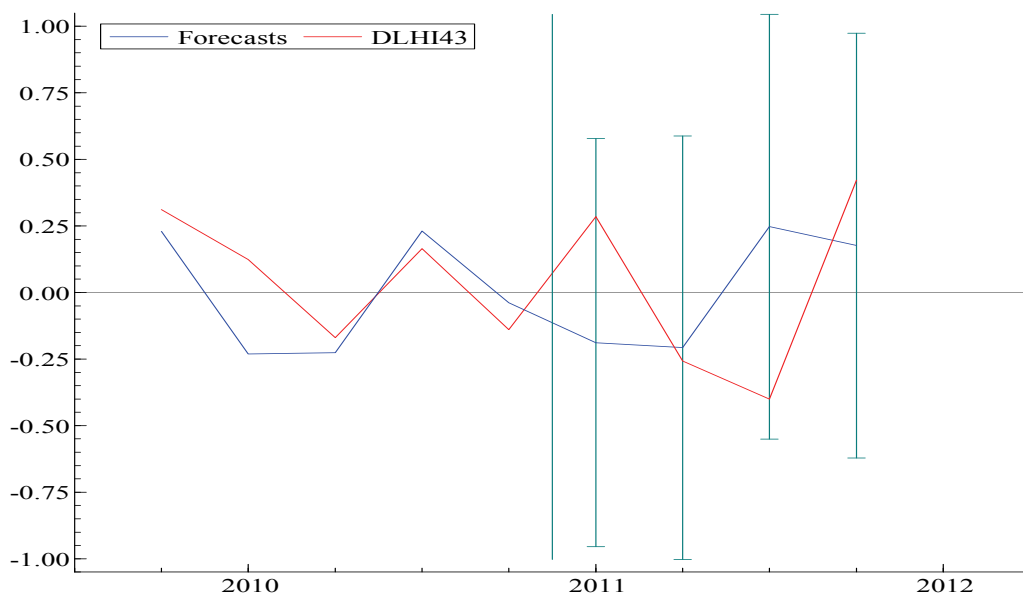
sigma	0.3832	RSS	16.7400556
R ²	0.616565	F(9,114) =	20.37 [0.000]**
Adj.R ²	0.586294	log-likelihood	-51.7948
no. of observations	124	no. of parameters	10
mean(DLHI43)	-0.000732419	se(DLHI43)	0.595772

AR 1-5 test:	F(5,109) =	0.87315	[0.5017]
ARCH 1-4 test:	F(4,116) =	0.45054	[0.7718]
Normality test:	Chi ² (2) =	18.311	[0.0001]**
Hetero test:	F(8,111) =	3.2502	[0.0023]**
Hetero-X test:	F(11,108) =	3.1912	[0.0009]**
RESET23 test:	F(2,112) =	3.3277	[0.0395]*

Koeffisient 3 for endring i relative priser tilbakedatert 4-kvartaler er insignifikant og har dessuten skiftet fortegn. 2. kvartalsmønsteret er også lite signifikant (koeffisient 6).

Figur 36. Rekursive estimater i den gamle spesifikasjonen, men med nye data



Figur 37. Svak føyningen, store og heteroskedastiske residualer, skjev fordeling, men lite autokorrelasjon**Figur 38. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den gamle spesifikasjonen av importandelslikningen for metaller**

Estimeringsresultatene og Figur 36 og 37 er ikke så gode. Det er heller ikke prediksjonene for 2011, som figur 38 viser.

Spesifikasjonssøk i OxMetrics med pålagt konstantledd og nivå-proporsjoner ga en ny spesifikasjon med logaritmen av samlet anvendelse $\ln v43 = \log(h43 + i43) = \log(xvb43 - ab43 + i43)$ og nye dummier for 2003q2 og 2005q1:

```

di.43: del(1:log((1-di43*mb.043)/(di43*mb.043))) =
di.43[1] +
di.43[2]*del(1:log((1-di43(-1)*mb.043)/(di43(-1)*mb.043))) +
di.34[3]*log(xvb43(-1)-ab43(-1)+i43(-1)) +
di.43[4]*log((1-di43(-1)*mb.043)/(di43(-1)*mb.043)) +
di.43[4]*log(bh43(-1)/bi43(-1)) +
di.43[5]*dum981+
di.43[6]*dum051+
di.43[7]*dum824+
di.43[8]*dum973+
di.43[9]*dum001+
di.43[10]*dum032

```

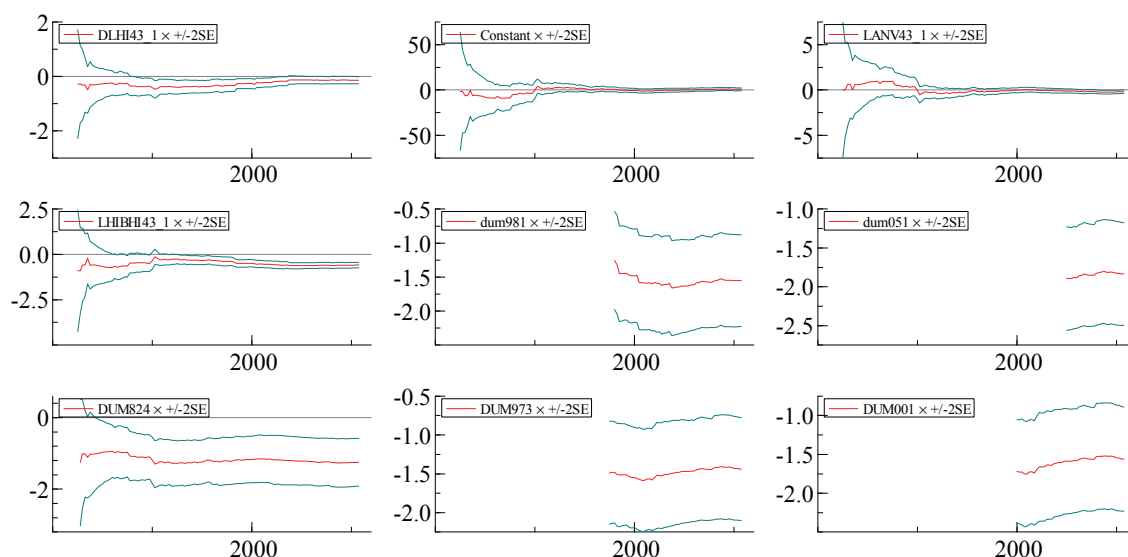
OxMetrics estimeringsresultater 1980q1-2010q4 for den nye spesifikasjonen:

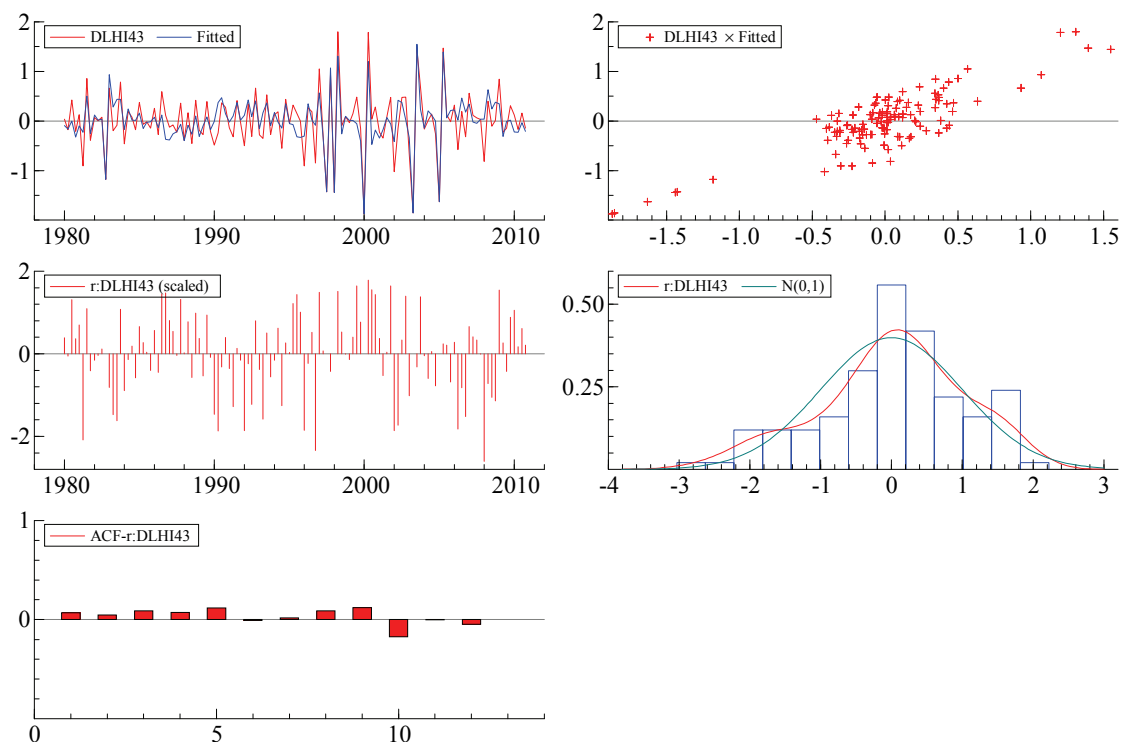
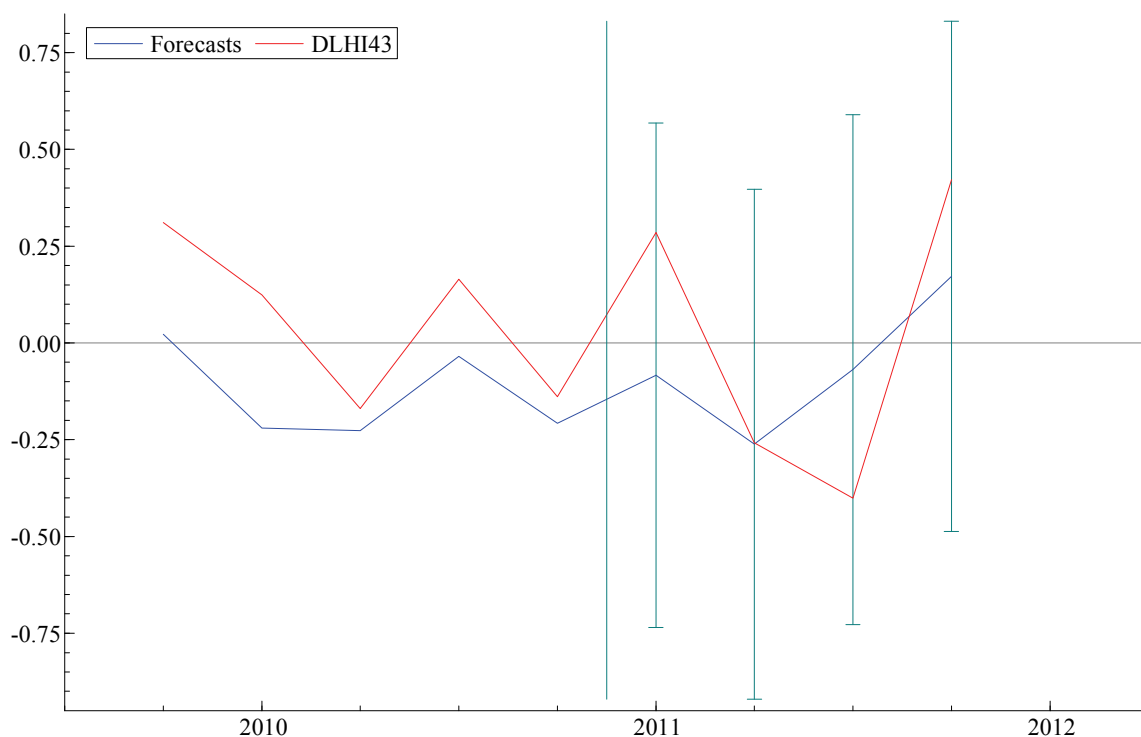
	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	Part. R ²
di.43 [1]	0.719178	0.7772	0.925	0.3568	0.0075
di.43 [2]	-0.143698	0.06575	-2.19	0.0309	0.0402
di.43 [3]	-0.182901	0.09279	-1.97	0.0511	0.0330
di.43 [4]	-0.583734	0.07526	-7.76	0.0000	0.3455
di.43 [5]	-1.55361	0.3366	-4.62	0.0000	0.1575
di.43 [6]	-1.83577	0.3297	-5.57	0.0000	0.2138
di.43 [7]	-1.24800	0.3330	-3.75	0.0003	0.1097
di.43 [8]	-1.43818	0.3299	-4.36	0.0000	0.1429
di.43 [9]	-1.56018	0.3355	-4.65	0.0000	0.1595
di.43 [10]	-2.18159	0.3295	-6.62	0.0000	0.2778

sigma	0.32597	RSS	12.1132281
R ²	0.722544	F(9,114) =	32.99 [0.000]**
Adj. R ²	0.700639	log-likelihood	-31.7374
no. of observations	124	no. of parameters	10
mean(DLHI43)	-0.000732419	se(DLHI43)	0.595772

AR 1-5 test:	F(5,109) =	0.86173	[0.5094]
ARCH 1-4 test:	F(4,116) =	0.51785	[0.7228]
Normality test:	Chi ² (2) =	4.6914	[0.0958]
Hetero test:	F(6,111) =	0.23057	[0.9659]
Hetero-X test:	F(9,108) =	0.46196	[0.8970]
RESET23 test:	F(2,112) =	1.3681	[0.2588]

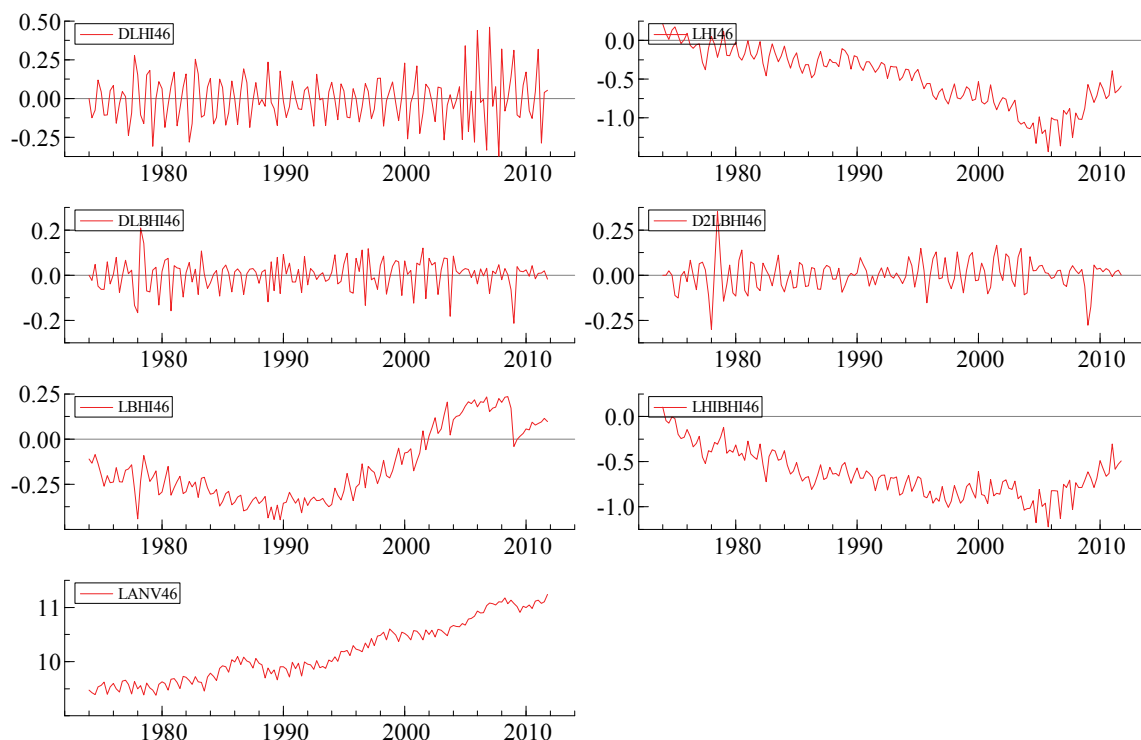
Figur 39. Rekursive estimater i den gamle spesifikasjonen, men med nye data



Figur 40. Noe bedre føyningen, litt mindre residualer, mer unormal fordeling, lite autokorrelasjon**Figur 41. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den nye spesifikasjonen for sektor 43 – og litt bedre enn i den gamle spesifikasjonen**

Produktgruppe 46: Verkstedprodukter

Figur 42. Tidsseriedataene for importandelslikningene for verkstedsprodukter



Eksisterende likning i KVARTS

```

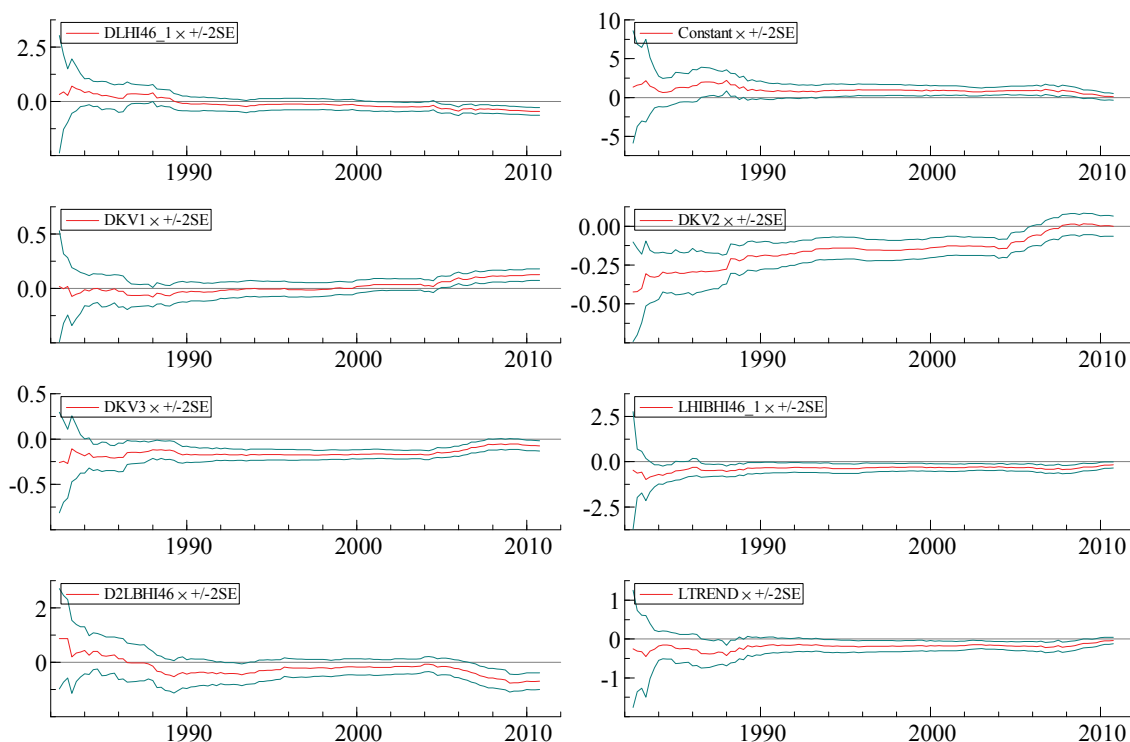
di46: del(1:log((1-di46*mb.046)/(di46*mb.046))) =
di.46[1] +
di.46[2]*del(1:log((1-di46(-1)*mb.046)/(di46(-1)*mb.046))) +
di.46[3]*dkv1+
di.46[4]*dkv2+
di.46[5]*dkv3+
di.46[6]*log((1-di46(-1)*mb.046)/(di46(-1)*mb.046)) +
di.46[6]*log(bh46(-1)/bi46(-1)) +
di.46[7]*del(2:log(bh46/bi46)) +
di.46[8]*log(tid+tid(-1)+tid(-2)+tid(-3))

```

med tidligere TROLL estimeringsresultater 1980q1-2002q4:

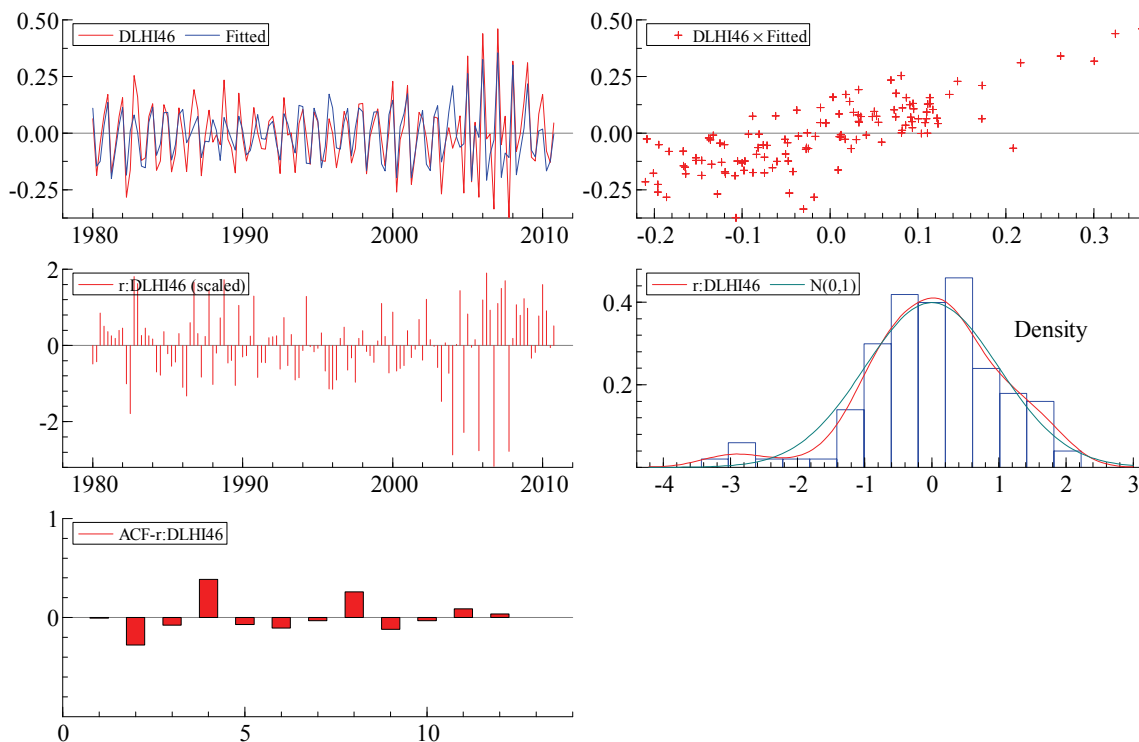
COEF	ESTIMATE	STER	TSTAT	PROB> T
DI.46[1]	0.896713	0.324218	2.765776	0.006981
DI.46[2]	-0.207583	0.104399	-1.988371	0.050027
DI.46[3]	0.123567	0.023992	5.150403	1.689493e-06
DI.46[4]	-0.027115	0.028367	-0.955862	0.341885
DI.46[5]	-0.06647	0.024558	-2.70666	0.008231
DI.46[6]	-0.41547	0.110381	-3.763949	0.000309
DI.46[7]	-0.527487	0.219483	-2.403312	0.018449
DI.46[8]	-0.206237	0.067532	-3.053929	0.003025
NOB = 92	NOVAR = 8	NCOEF = 8	DFFITs =	-0.770828
RSQ =	0.664589		CRSQ =	0.636639
F(7/84) =	23.777055		PROB>F =	0
SER =	0.071926		SSR =	0.434564
DW(0) =	1.947785		COND =	138.539318
MAX:HAT =	0.140267		RSTUDENT =	-2.351606

Figur 43. Rekursive estimater i den gamle spesifikasjonen, men med nye data



Reestimering av samme likning i OxMetrics med reviderte og nye data for 1980q1-2010q4 ga

	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	Part. R ²
DI.46 [1]	0.0991105	0.2160	0.459	0.6472	0.0018
DI.46 [2]	-0.462140	0.08703	-5.31	0.0000	0.1955
DI.46 [3]	0.125334	0.02654	4.72	0.0000	0.1613
DI.46 [4]	0.000898267	0.03283	0.0274	0.9782	0.0000
DI.46 [5]	-0.0736424	0.02798	-2.63	0.0097	0.0563
DI.46 [6]	-0.174179	0.08211	-2.12	0.0360	0.0373
DI.46 [7]	-0.694796	0.1529	-4.54	0.0000	0.1510
DI.46 [8]	-0.0395700	0.04231	-0.935	0.3516	0.0075
sigma	0.0959011	RSS		1.06685397	
R ²	0.614831	F(7,116) =	26.45	[0.000]**	
Adj. R ²	0.591588	log-likelihood		118.897	
no. of observations	124	no. of parameters		8	
mean(DLHI46)	-0.00501597	se(DLHI46)		0.150063	
AR 1-5 test:	F(5,111) =	7.2537	[0.0000]**		
ARCH 1-4 test:	F(4,116) =	10.217	[0.0000]**		
Normality test:	Chi ² (2) =	8.3528	[0.0154]*		
Hetero test:	F(11,112) =	3.3334	[0.0005]**		
Hetero-X test:	F(17,106) =	2.6052	[0.0015]**		
RESET23 test:	F(2,114) =	2.1604	[0.1200]		

Figur 44. Svak føyningen, store og heteroskedastiske residualer, skjev fordeling, og noe autokorrelasjon**Figur 45. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den gamle spesifikasjonen for importandelen av verkstedprodukter**

Tre insignifikante koeffisienter og svake diagnostiske resultater borger for en ny spesifikasjon. En enklere og bedre spesifikasjon med logaritmen av samlet anvendelse

$\ln_{46} = \log(h_{46} + i_{46}) = \log(x_{vb46} - a_{b46} + i_{46})$ er

```
di46: del(1:log((1-di46*mb.046)/(di46*mb.046))) =
di.46[1] +
di.46[2]*del(1:log(bh46/bi46))) +
di.46[3]*del(1:log(xvb46(-1)-ab46(-1)+i46(-1))) +
di.46[4]*log((1-di46(-1)*mb.046)/(di46(-1)*mb.046))) +
di.46[4]*log(bh46(-1)/bi46(-1))) +
di.46[5]*dkv1
```

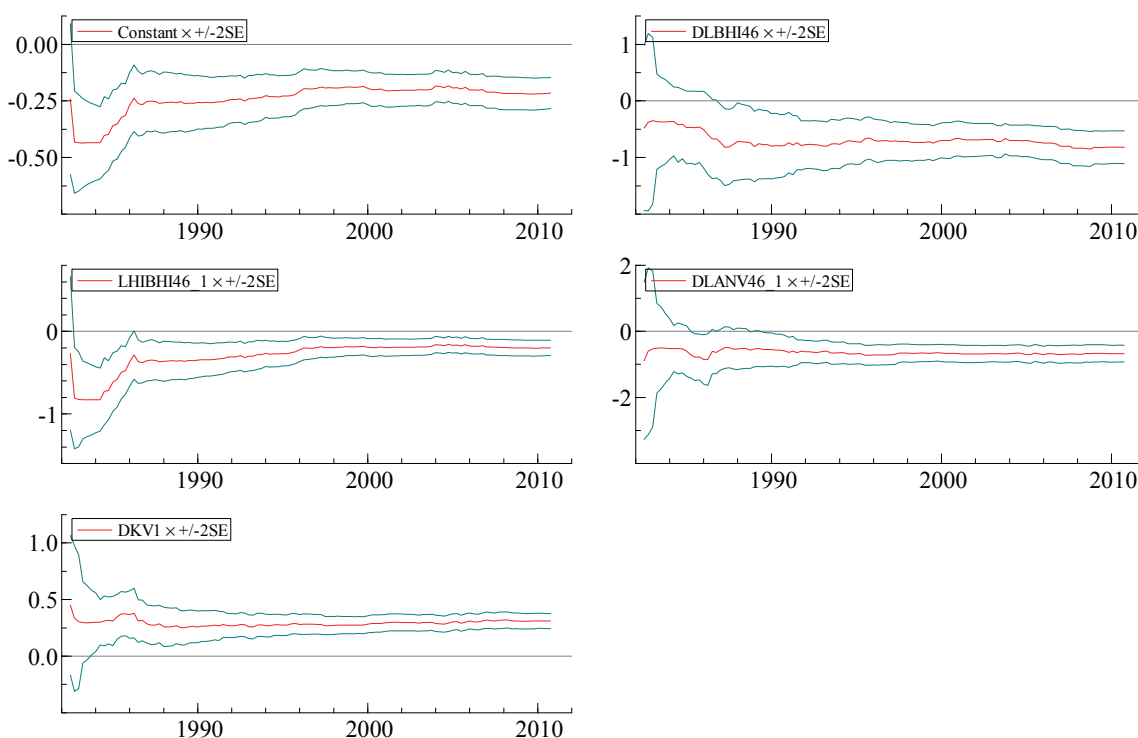
OxMetrics estimeringsresultater 1980q1-2010q4 for NY spesifikasjon:

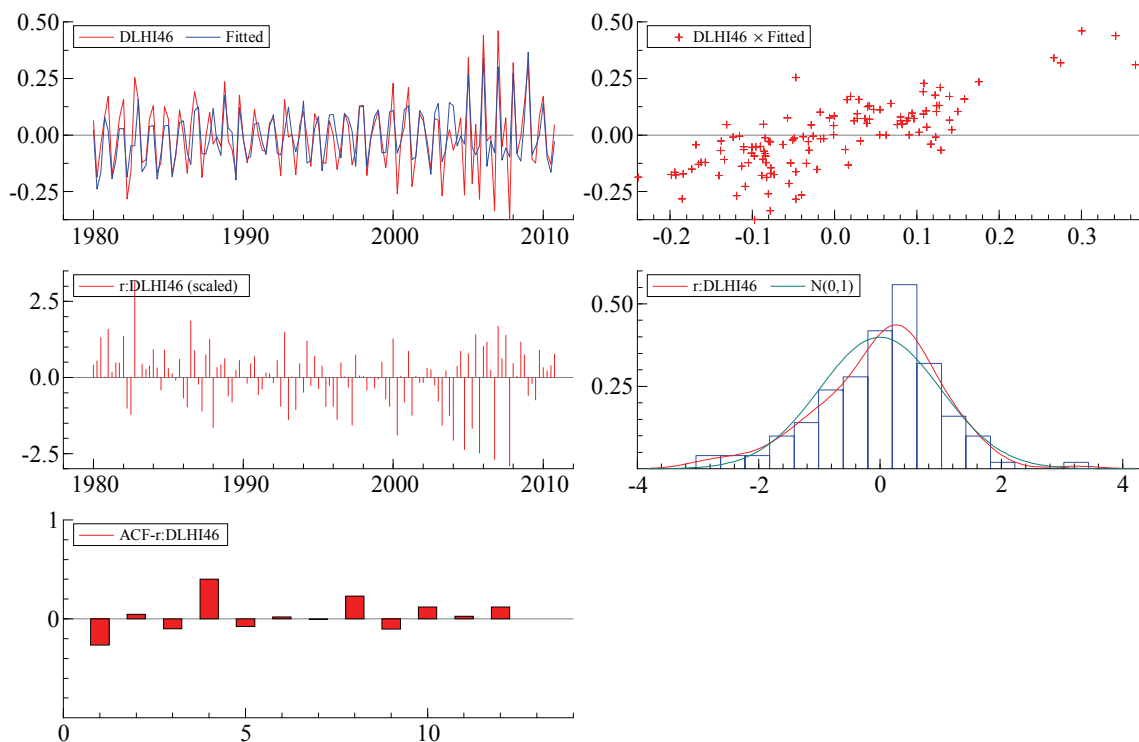
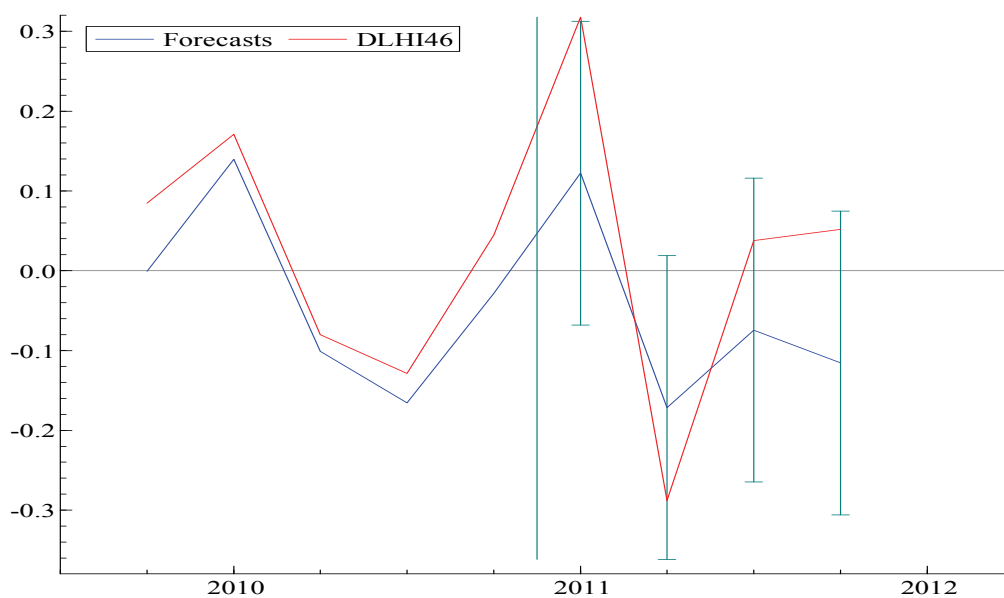
	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	Part. R ²
di.46[1]	-0.215129	0.03435	-6.26	0.0000	0.2480
di.46[2]	-0.817391	0.1431	-5.71	0.0000	0.2152
di.46[3]	-0.674737	0.1263	-5.34	0.0000	0.1935
di.46[4]	-0.199605	0.04693	-4.25	0.0000	0.1320
di.46[5]	0.309889	0.03298	9.40	0.0000	0.4259

sigma	0.0951617	RSS	1.07763505
R ²	0.610939	F(4,119) =	46.72 [0.000]**
Adj. R ²	0.597861	log-likelihood	118.273
no. of observations	124	no. of parameters	5
mean(DLHI46)	-0.00501597	se(DLHI46)	0.150063

AR 1-5 test:	F(5,114) =	7.2525	[0.0000]**
ARCH 1-4 test:	F(4,116) =	3.4898	[0.0099]**
Normality test:	Chi ² (2) =	5.7395	[0.0567]
Hetero test:	F(7,116) =	1.1426	[0.3416]
Hetero-X test:	F(10,113) =	0.79600	[0.6327]
RESET23 test:	F(2,117) =	1.0970	[0.3373]

Figur 46. Rekursive estimerer i den nye spesifikasjonen med nye data



Figur 47. Svak føyningen i nyere tid, store residualer, skjev fordeling, men mindre autokorrelasjon**Figur 48. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den nye spesifikasjonen for importandelen av verkstedsprodukter**

3. Kort- og langtidselastisiteter i KVARTS og MODAG

Vi sammenlikner partielle førstekvartals- og langsiktselastisitetene i importandelslikningene med tidligere resultater. Tabell 3.1 viser at nye spesifikasjoner og/eller nye data endrer elastisitetene i KVARTS. Samtidig virker de nye resultatene å ikke være svært forskjellige fra de gamle. Alle enhetselastisitetene på lang sikt er pålagte, men testet for. Homogenitet mellom relative priser og volumer ble beholdt bare når det ga statistisk signifikante koeffisienter og generelt bedre estimeringsresultater.

Tabell 3.1. Partielle førstekvartals- og langsiktselastisiteter i importandelslikningene i KVARTS (virkninger på H)

Endringsvariabel:	Logaritmen av importpris $bi = \log(BI)$			
Modell:	KVARTS til juli 2012		KVARTS fra juli 2012	
Horisont:	1. kvartal	Lang sikt	1. kvartal	Lang sikt
Koeffisient:	b	$-\gamma$	b	$-\gamma^l$
Produkt				
16 Foredlede jordbruks- og fiskeprod.	-----	0.382 ²	0.288 ³	1
17 Drikkevarer og tobakk	0.626 ⁴	1.155 ⁵	0.838 ⁶	1
18 Tekstil- og bekledningsprodukter	0.348 ⁷	-----	0.318 ⁸	-----
25 Diverse	0.403 ⁹	1	0.366 ¹⁰	1
34 Treforedlingsprodukter	-----	2.276 ¹¹	0.53 ¹²	1
37 Kjemiske råvarer mv	-----	1	-----	1
43 Metaller	1.042 ¹³	1	-----	1
46 Verkstedprodukter	0.527 ¹⁴	1	0.817 ¹⁵	1

----- markerer at det ikke er statistisk signifikant kort- eller langtidseffekt av en partiell endring i importprisen

¹ Alle enhetselastisitetene er pålagte, men etter test.

² $-\gamma = -di16.i[8]/di16.i[4] = 0.382$. ³ $b = -di16.i[3] = 0.288$.

⁴ $b = -di17.i[3] = 0.626$. ⁵ $-\gamma = -di17.i[5]/di17.i[4] = 1.155$. ⁶ $b = -di17.i[3] = 0.838$.

⁷ $b = -di18.i[3] = 0.348$. ⁸ $b = -di18.i[3] = 0.838$.

⁹ $b = -di25.i[5] = 0.403$ gjelder for endring over 3 kvartaler. ¹⁰ $b = -di25.i[5] = 0.366$.

¹¹ $-\gamma = -di34.i[5]/di34.i[4] = 2.276$. ¹² $b = -di34.i[3] = 0.53$.

¹³ $b = -di43.i[3] = 1.042$ gjelder for endring lagget 4 kvartaler.

¹⁴ $b = -di46.i[7] = 0.527$ gjelder for endring over 2 kvartaler. ¹⁵ $b = -di46.i[2] = 0.817$

Hungnes (2012) har utviklet en i hovedsak automatisk prosedyre for å konvertere estimatene på kvartalsdata til koeffisienter i en tilsvarende likning med årsdata, som i årsmodellen MODAG. Prosedyren er for matematisk komplisert til å gjengi her. Likningen for årsdata kan få en (tilbake-) dateringsstruktur som skiller seg fra den (lag-strukturen) til likningen i KVARTS. Men langtidselastisitetene er (pr konstruksjon) de samme som i KVARTS. Vi nøyer oss med å gjengi førsteårs- og langsiktselastisitetene. Disse er vist i Tabell 3.2. Tabellen korresponderer med Tabell 3.3.1. i Boug og Dyvi (2008).

Tabell 3.2. Partielle førsteårs- og langsiktselastisiteter i importandelslikningene i MODAG (virkninger på HI)

Endringsvariabel:	Logaritmen av importpris $bi = \log(BI)$			
Modell:	MODAG til juli 2012		MODAG fra juli 2012	
Horisont:	1. år	Lang sikt	1. år	Lang sikt
Koeffisient:	b	$-\gamma$	b	$-\gamma$

Produkt

16 Foredlede jordbruks- og fiskeprod.	0.20	0.38	0.243	1
17 Drikkevarer og tobakk	0.86	1.16	0.718	1
18 Tekstil- og bekledningsprodukter	0.15	-----	0.158	-----
25 Diverse	0.60	1	0.461	1
34 Treforedlingsprodukter	0.44	2.28	0.511	1
37 Kjemiske råvarer mv	0.22	1	0.135	1
43 Metaller	0.50	1	0.549	1
46 Verkstedprodukter	0.73	1	0.817	1

----- markerer at det ikke er statistisk signifikant kort- eller langtidseffekt av en partiell endring i importprisen

Referanser

Boug, P. og Dyvi, Y. (2008): MODAG - En makroøkonomisk modell for norsk økonomi, Sosiale og økonomiske studier 111, Statistisk sentralbyrå.

Hungnes, H. (2012): K2M, Statistisk sentralbyrå., kommer

Naug, B.E. (2000): Importandelene for industrivarer: En økonometrisk analyse på norske data, Rapporter 2000/6, Statistisk sentralbyrå.

Figurregister

1. Tidsserier for variablene i importandelslikningene for foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	10
2. Rekursive estimater i den gamle versjonen av importandelslikningen for foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, estimert på nye og lengre dataserier for 1980q1-2010q4 .	12
3. Føyning (øvre to plott), residualer målt i standardavvik, og deres fordeling.....	12
4. Data og prediksjoner (ved dynamisk simulering) ± 2 standardavvik for endring i importandelen for foredlede jordbruks- og fiskeprodukter.....	13
5. Rekursive estimater i den nye spesifikasjonen av likningen for importandelen av foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4	14
6. Føyningen til den nye likningen (øvre to plott), residualer målt i standardavvik og deres fordeling (to midtre plott), og autokorrelasjonfunksjonen (nederst).....	15
7. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den nye spesifikasjonen av likningen for importandelen av foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	15
8. Tidsserier for variablene i importandelslikningene for drikkevarer og tobakk.....	16
9. Rekursive estimater for den gamle spesifikasjonen av importandelslikningen for drikkevarer og tobakk, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4	18
10. Føyning (øvre to plott), residualer målt i standardavvik og deres fordeling.....	18
11. Rekursive estimater for den nye spesifikasjonen av importandelslikningen for drikkevarer og tobakk, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4	19
12. Føyningen til den nye likningen (øvre to plott), residualer målt i standardavvik og deres fordeling (to midtre plott), og autokorrelasjonfunksjonen (nederst).....	20
13. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den nye spesifikasjonen av likningen for importandelen av drikkevarer og tobakk	20
14. Tidsserier for variablene i importandelslikningene for tekstil og tobakk	21
15. Rekursive estimater for den eksisterende spesifikasjonen av importandelslikningen for tekstil og tobakk, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4	22
16. Føyningen til den nye likningen (øvre to plott), residualer målt i standardavvik og deres fordeling (to midtre plott), og autokorrelasjonfunksjonen (nederst).....	23
17. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den eksisterende spesifikasjonen	23
18. Tidsserier for variable i importandelslikningene for diverse industriprodukter.....	24
19. Rekursive estimater for den eksisterende spesifikasjonen av importandelslikningen for diverse industriprodukter, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4	25
20. Føyningen, residualer, deres fordeling og autokorrelasjonfunksjonen.....	26
21. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den eksisterende spesifikasjonen	26
22. Tidsserier for variablene i importandelslikningene for treforedlingsprodukter	27
23. Rekursive estimater for den eksisterende spesifikasjonen av importandelslikningen for treforedlingsprodukter, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4	28
24. Svak føyningen, store residualer, litt skjev fordeling og liten autokorrelasjon	29
25. Data og prediksjoner = dynamisk simulering av den eksisterende spesifikasjonen	29
26. Rekursive estimater for den nye spesifikasjonen av importandelslikningen for treforedlingsprodukter, estimert på dataserier for 1980q1-2010q4	30
27. Den nye spesifikasjonen har bedre føyningen, mindre residualer, en skjev, men brukbar fordeling og liten autokorrelasjon	31
28. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den eksisterende spesifikasjonen	31
29. Tidsseriedataene for likningene for importandelen av kjemiske råvarer. KAP30 er kapasiteten i næringen, det nærmeste vi har til KAP37 i forrige estimeringsrunde i 2002	32
30. Rekursive estimater i den gamle spesifikasjonen, men med nye data.....	33

31. Svak føyningen, store residualer og ok fordeling	34
32. Rekursive estimater i den nye spesifikasjonen, men med nye data.....	35
33. Svak føyningen, ikke fullt så store residualer og ok fordeling	35
34. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den nye spesifikasjonen.....	36
35. Tidsseriedataene for importandelslikningene for metaller.....	37
36. Rekursive estimater i den gamle spesifikasjonen, men med nye data.....	38
37. Svak føyningen, store og heteroskedastiske residualer, skjev fordeling, men lite autokorrelasjon	39
38. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den gamle spesifikasjonen av importandelslikningen for metaller	39
39. Rekursive estimater i den gamle spesifikasjonen, men med nye data.....	40
40. Noe bedre føyningen, litt mindre residualer, mer unormal fordeling, lite autokorrelasjon	41
41. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den nye spesifikasjonen for sektor 43 – og litt bedre enn i den gamle spesifikasjonen ..	41
42. Tidsseriedataene for importandelslikningene for verkstedsprodukter	42
43. Rekursive estimater i den gamle spesifikasjonen, men med nye data.....	43
44. Svak føyningen, store og heteroskedastiske residualer, skjev fordeling, og noe autokorrelasjon	44
45. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den gamle spesifikasjonen for importandelen av verkstedprodukter	44
46. Rekursive estimater i den nye spesifikasjonen med nye data.....	45
47. Svak føyningen i nyere tid, store residualer, skjev fordeling, men mindre autokorrelasjon	46
48. Data og prediksjoner ± 2 standardavvik. Prediksjonene er en dynamisk simulering av den nye spesifikasjonen for importandelen av verkstedsprodukter.....	46

Tabellregister

3.1. Partielle førstekvartals- og langsiktselastisiteter i importandelslikningene i KVARTS (virkninger på HI)	47
3.2. Partielle førsteårs- og langsiktselastisiteter i importandelslikningene i MODAG (virkninger på HI)	48

B

Returadresse:
Statistisk sentralbyrå
NO-2225 Kongsvinger

Statistisk sentralbyrå

4/2013

Reestimering av importandeler i kvartalsmodellen KVARTS

Avsender:
Statistisk sentralbyrå

Postadresse:
Postboks 8131 Dep
NO-0033 Oslo

Besøksadresse:
Kongens gate 6, Oslo
Oterveien 23, Kongsvinger

E-post: ssb@ssb.no
Internett: www.ssb.no
Telefon: 62 88 50 00

ISBN 978-82-537-8587-5 (trykt)
ISBN 978-82-537-8588-2 (elektronisk)
ISSN 1891-5906

ISBN 978-82-537-8587-5



9 788253 785875



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway

Design: Siri Boquist