

Andreas Fagereng

**Reestimering av
faktoretterspørselen i KVARTS**

Notater

Innhold

1. INNLEDNING	2
2. TEORIGRUNNLAG.....	2
3. ØKONOMETRISK MODELLERING	4
4. ESTIMERINGSRESULTATER FOR PRODUKTINNSATS	6
4.1 Næring 11 - Jordbruk.....	7
4.2 Næring 12 - Skogbruk.....	9
4.3 Næring 15 - Konsumvarer.....	11
4.4 Næring 25 - Produktinnsats og investeringsvarer.....	13
4.5 Næring 34 - Treforedling	16
4.6 Næring 37 - Kjemiske råvarer.....	18
4.7 Næring 43 - Metaller.....	20
4.8 Næring 45 - Verkstedsprodukter	22
4.9 Næring 50 - Skip og oljeplattformer.....	24
4.10 Næring 55 - Bygg og anlegg.....	26
4.11 Næring 63 - Bank og forsikringstjenester	28
4.12 Næring 65 - Utenriks sjøfart	31
4.13 Næring 74 – Innenlandsk samferdsel	33
4.14 Næring 81 - Varehandel.....	35
4.15 Næring 85 – Annen privat tjenesteproduksjon	37
5. ESTIMERINGSRESULTATER FOR ENERGIINNSATS	39
5.1 Næring 11 - Jordbruk.....	40
5.2 Næring 12 - Skogbruk.....	42
5.3 Næring 15 – Konsumvarer	44
5.4 Næring 25 – Produktinnsats og investeringsvarer.....	46
5.5 Næring 34 - Treforedling	48
5.6 Næring 37 – Kjemiske råvarer	50
5.7 Næring 43 - Metaller.....	52
5.8 Næring 45 - Verkstedsprodukter	54
5.9 Næring 50 – Skip og oljeplattformer.....	56
5.10 Næring 55 – Bygg og anlegg.....	58
5.11 Næring 63 – Bank og forsikringstjenester.....	60
5.12 Næring 65 – Utenriks sjøfart.....	62
5.13 Næring 74 – Innenlandsk samferdsel	63
5.14 Næring 81 - Varehandel.....	65
5.15 Næring 85 – Annen privat tjenesteproduksjon	67
6. AVSLUTNING	69
7. REFERANSER.....	70

1. Innledning

Denne artikkelen dokumenterer reestimeringen av faktoretterspørselsfunksjonene i KVARTS. Reestimeringen er utført i forbindelse med mitt studentengasjement sommeren 2004.¹ Mitt arbeide omhandler modellering av produkt- og energiinnsats i norske næringer, siden arbeidskraftrelasjonene fra før av er reestimert med data frem til 2002, 4. kvartal. I tillegg til de 13 næringene som er estimert i Boug (1999), kommer næringene Skogbruk- og Jordbruksprodukter. Jeg følger samme fremgangsmåte for estimeringen som den som er beskrevet i Boug (1999). I tillegg har jeg satt meg inn i arbeidet ved hjelp av dokumentasjonen i Boug mfl. (2002). Jeg velger å ta med de teoretiske elementene fra Boug (1999) som er relevante for det arbeid som er utført. Samtidig forsøkes estimeringsresultatene kommentert med hensyn til økonomisk og statistisk signifikans, i tillegg til at stabilitetsegenskapene til estimerte modeller er vurdert. I estimeringen av de enkelte næringene har det vært problemer av forskjellige slag. Dette kommenteres nærmere, sammen med forslag til løsninger og tilnærminger til problemene under dokumentasjonen av hver enkelt næring.

2. Teorigrunnlag

Før jeg tar for meg den økonometriske modelleringen vil jeg gå gjennom hovedelementer i teorigrunnlaget. Vi tar utgangspunkt i neoklassisk teori for produsentatferd. Arbeidskraft og realkapital betraktes som homogene varer. Realkapitalbeholdningen betraktes også som en fast produksjonsfaktor. Videre antar vi at produksjonen i stor grad er etterspørselsbestemt, slik at produksjonen er eksogent gitt. Vi har etterspørselen etter de tre innsatsfaktorene som ønskes modellert: arbeidskraft, energiinnsats og annen produktinnsats. Som nevnt er det de to sistnevnte som arbeidet har dreiet seg om.

Vi antar at en produsent er pristager på alle faktormarkeder og minimerer kostnadene til de variable produksjonsfaktorene arbeidskraft (L), produktinnsats (M) og energiinnsats (U) for gitt produksjon (X) og beholdning av realkapital (K).

Totalkostnaden er da gitt ved

$$(1) \quad C = W \cdot L + PM \cdot M + PU \cdot U$$

hvor W er timelønn, PM er kjøperprisen for produktinnsats og PU er kjøperprisen for energiinnsats. Vi antar at produksjonsteknologien i næringene kan tilnærmes med følgende Cobb-Douglas funksjon:

$$(2) \quad X = AK^{\alpha_K} \cdot L^{\alpha_L} \cdot M^{\alpha_M} \cdot U^{\alpha_U} \cdot e^{\rho \varepsilon}$$

Her er A en konstant, mens α_K , α_L , α_M og α_U er de konstante grenseelastisitetene til henholdsvis realkapital, arbeidskraft, produktinnsats og energiinnsats. $\alpha = \alpha_L + \alpha_M + \alpha_U$ tilsvarer den konstante skalaelastisiteten med hensyn på de variable innsatsfaktorene. Den totale skalaelastisiteten er gitt ved $\varepsilon = \alpha + \alpha_K$. $e^{\rho \varepsilon}$ er en trendvariabel som kan bidra til å forklare teknisk fremgang i modellen.

Produsenten står nå overfor et optimaliseringsproblem: Minimer (1) med hensyn på (2).

Det kan da vises at den betingede faktoretterspørselen etter hver av de tre innsatsfaktorene er gitt ved:

¹ Reestimeringen er utført under veiledning av Pål Boug. Jeg har også fått god hjelp av flere på makrogruppa i Forskningsavdelingen, spesielt av Håvard Hungnes til PcGive og økonometriske spørsmål.

$$(3) \quad L = \beta \cdot \alpha_L \cdot X^{1/\alpha} \cdot K^{-\alpha_K/\alpha} \cdot (W/PM)^{-\alpha_M/\alpha} \cdot (W/PU)^{-\alpha_U/\alpha} \cdot e^{-\rho/\alpha t}$$

$$(4) \quad M = \beta \cdot \alpha_M \cdot X^{1/\alpha} \cdot K^{-\alpha_K/\alpha} \cdot (W/PM)^{\alpha_L/\alpha} \cdot (W/PU)^{\alpha_U/\alpha} \cdot e^{-\rho/\alpha t}$$

$$(5) \quad U = \beta \cdot \alpha_U \cdot X^{1/\alpha} \cdot K^{-\alpha_K/\alpha} \cdot (W/PM)^{\alpha_L/\alpha} \cdot (W/PU)^{\alpha_M/\alpha} \cdot e^{-\rho/\alpha t}$$

Her er β en konstant bestående av A , α_L , α_M og α_U .

Det kan også vises at kostnadsandelene er konstante og gitt ved:

$$(6a) \quad \begin{aligned} (W \cdot L) / C &= \alpha_L / \alpha \\ (PM \cdot M) / C &= \alpha_M / \alpha \\ (PU \cdot U) / C &= \alpha_U / \alpha \end{aligned}$$

Eksempelvis tilsvarer kostnadsandelen til produktinnsats grenseelastisiteten til denne produksjonsfaktoren dividert med skalaelastisiteten til variable produksjonsfaktorer.

Siden vi har Cobb-Douglas-teknologi og dermed at $\alpha = \alpha_L + \alpha_M + \alpha_U$ trenger vi bare å kjenne to av kostnadsandelene for å kunne regne ut den siste:

$$(6b) \quad \alpha_M / \alpha = 1 - \alpha_L / \alpha - \alpha_U / \alpha.$$

3. Økonometrisk modellering

Ligningene (3)-(5) kan betraktes som langsiktige likevektsløsninger. Effekten på venstresidevariabelen av et skift i en av variablene på høyre side fremkommer i samme periode som skiftet. I virkeligheten vil effektene av et skift som regel være fordelt utover mer enn en tidsperiode (kvartal), slik at vi kan ønske å bruke en dynamisk modell isteden. Som i artikkelen til Boug (1999) kan vi da bruke en feiljusteringsmodell til dette formålet på grunnlag av (3)-(5).

For arbeidskraft vil den se slik ut:

$$(7) \quad \Delta l_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_{1i} \Delta l_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{3i} \Delta(w-pm)_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{4i} \Delta(w-pu)_{t-i} \\ + \gamma_0 [l + \gamma_1(w-pm) + \gamma_2(w-pu)]_{t-1} + \gamma_3 \cdot x_{t-1} + \gamma_4 \cdot k_{t-2} + \gamma_5 \cdot t + \varepsilon_{lt}$$

(7) er skrevet om basert på (3). Små bokstaver indikerer den naturlige logaritmen til en variabel (eks.: $\log(PM) = pm$). $\Delta l_t = l_t - l_{t-1}$ indikerer prosentvis endring i etterspørselen etter arbeidskraft mellom kvartalene $t-1$ og t .

For gitte nivåer på produksjon, realkapital og relative faktorpriser måler feiljusteringsleddet ($\gamma_0 [l + \gamma_1(w-pm) + \gamma_2(w-pu)]_{t-1} + \gamma_3 \cdot x_{t-1} + \gamma_4 \cdot k_{t-2} + \gamma_5 \cdot t$) differansen mellom den faktiske og den langsiktige innsatsen av arbeidskraft i foregående periode. I hver periode blir en andel, γ_0 av dette avviket rettet opp. Små verdier på γ_0 indikerer altså en treg tilpasning mot likevekt, mens større verdier gir at modellen tilpasser seg raskere mot den langsiktige likevekten. Realkapitalbeholdningen inngår i feiljusteringsleddet med en tilbakedatering på to perioder, da det er vanlig å anta at det i virkeligheten tar tid å installere ny realkapital i produksjonen.

Parameterne i (7) kan også skrives som (fra (3)): $\gamma_1 = \alpha_M / \alpha$, $\gamma_2 = \alpha_U / \alpha$, $\gamma_3 / \gamma_0 = 1 / \alpha$, $\gamma_4 / \gamma_0 = \alpha_K / \alpha$ og $\gamma_5 / \gamma_0 = \rho / \alpha$. Vi kjenner igjen γ_1 og γ_2 som kostnadsandelene til produktinnsats og energiinnsats. Disse er beregnet som aritmetiske gjennomsnitt av historiske verdier på de respektive kostnadsandelene. Det er relasjonen for arbeidskraft (7) som allerede er estimert, og estimeringsresultatene for de ulike næringene er brukt når jeg har regnet om og estimert for produktinnsats.

Feiljusteringsmodellen for produktinnsats (hentet fra Boug (1999)) ser da slik ut:

$$(8) \quad \Delta m_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^4 \delta_{1i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_{3i} \Delta(w-pm)_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_{4i} \Delta(pu-pm)_{t-i} \\ + \phi_0 [m_{t-1} - \theta \cdot x_{t-1} + \varpi \cdot k_{t-2} - \gamma_6(w-pm)_{t-1} - \gamma_2(pu-pm)_{t-1} + \psi \cdot t] + \varepsilon_{mt}$$

Det er denne jeg senere skal presentere resultatene for estimering fra. Den forutsatte Cobb-Douglas teknologien gjør at vi ikke behøver å estimere den samme langtidrelasjonen som i (7). I stedet henter vi ut θ , ϖ og ψ fra estimeringen av (7). $\theta = \gamma_3 / \gamma_0 = 1 / \alpha$ og $\varpi = \gamma_4 / \gamma_0 = \alpha_K / \alpha$ og $\psi = \gamma_5 / \gamma_0 = \rho / \alpha$. Kostnadsandelene finner vi også igjen i (8). Rent teoretisk er γ_6 gitt som det aritmetiske gjennomsnittet av kostnadsandelen til arbeidskraft fra (6a). Til vårt formål bruker vi (6b) og finner $\gamma_6 = \alpha_L / \alpha = 1 - \gamma_1 - \gamma_2$.

For næring 45 Verkstedsprodukter tar vi utgangspunkt i følgende langtidsløsningen fra arbeidskraft når vi skal regne ut den tilsvarende langtidsløsningen for produktinnsats:

$$-0.257298 \cdot [l_{t-1} - x_{t-1} + 0.65 \cdot (w - pm)_{t-1} + 0.01 \cdot (w - pu)_{t-1} + 0.3 \cdot k_{t-2}] - 0.000686 \cdot t .$$

Her blir da $\theta = 1$, $\omega = 0.3$, $\gamma_6 = \alpha_1 / \alpha = 1 - \gamma_1 - \gamma_2 = 1 - 0.65 - 0.01 = 0.34$, $\gamma_2 = 0.01$ og $\psi = \gamma_5 / \gamma_0 = 0.000686 / -0.257298 = -0.002666$. Dette gir oss følgende feilledd i (8) for næring 45:

$$[m_{t-1} - x_{t-1} + 0.3 \cdot k_{t-2} - 0.34 \cdot (w - pm)_{t-1} - 0.01 \cdot (pu - pm)_{t-1} + 0.002666 \cdot t] .$$

I estimeringen av (8) starter jeg for hver næring generelt ut med 4 lag på hver variabel i PcGive, i tillegg til ECM-leddet. Deretter har variable som ikke har vært signifikante systematisk blitt utelatt helt til man står igjen med en modell der alle variablene er signifikante på 10%-nivå. Der dummyvariable er brukt er disse signifikante på 5%. I hovedregelen er kvartalsdata fra 1978:1 til 2002:4 benyttet. I noen tilfeller har jeg lempet litt på teorien, og brukt ECM-relasjoner der trendleddet er utelatt, eller estimert fritt for å få modellen til å passe data best mulig. Det er kommentert i hvert enkelt tilfelle under.

Spesielt for næring 45 ville da en tilpasset ECM blitt :

$$[m_{t-1} - x_{t-1} + 0.3 \cdot k_{t-2} - 0.34 \cdot (w - pm)_{t-1} - 0.01 \cdot (pu - pm)_{t-1}] + \gamma_7 t$$

(som faktisk også er brukt i estimeringen).

Under avsnitt 5 er også relasjonene for energiinnsats reestimert for de 15 næringene, også dette på bakgrunn av Boug(1999). Feiljusteringsmodellen her blir på samme måte som for arbeidskraft(7) og produktinnsats(8):

$$(9) \quad \Delta u_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^4 \mu_{1i} \Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \mu_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \mu_{3i} \Delta (w - pu)_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \mu_{4i} \Delta (pm - pu)_{t-i} \\ + \lambda_0 [u_{t-1} - \theta \cdot x_{t-1} + \varpi \cdot k_{t-2} - \gamma_6 (w - pu)_{t-1} - \gamma_1 (pm - pu)_{t-1} + \psi \cdot t] + \varepsilon_{u,t}$$

4. Estimeringsresultater for produktinnsats

Under følger estimeringsresultater for produktinnsats. De foretrukne modellene er gjengitt som utskrifter fra PcGive.² Notasjonen i utskriftene er som følger:

- DLY = førstedifferansen (D) til logaritmen (L) til variabelen Y
- DLY_1 = DLY lagget en periode
- std.error = standardfeil til estimert koeffisient
- t-value = t-verdi til estimert koeffisient
- t-prob = signifikanssannsynlighet til estimert koeffisient
- sigma = standardavviket til ligningens residualer
- R^2 = determinasjonskoeffisient
- RSS = "residual sum of squares"
- DW = Durbin Watsons test for 1. ordens seriekorrelasjon
- F(.,.) = F-test for nullhypotesen om at alle koeffisientene (eksklusive konstantleddet) er lik null

Utskriftene inneholder også rapporter på ulike feilspesifikasjonstester: "AR 1-5 test" er Harveys (1981) test for seriekorrelasjon opptil femte orden, "ARCH 1-4 test" er Engels (1982) test for fjerde ordens autoregressiv betinget heteroskedastisitet, "Normality test" er normalitetstesten beskrevet i Doornik og Hansen (1994) og "hetero test" er Whites (1980) test for heteroskedastisitet i residualene. I en del av næringene viste residualene tegn til utslag på disse testene. Her har jeg benyttet dummyvariable og tilstrekkelig med lag på endogen variabel for å tilnærme problemene. I de fleste av næringene viser modellene god føyningsgrad når vi ser på verdiene til residualenes standardavvik (sigma) og determinasjonskoeffisienten (R^2). Imidlertid ser vi også noen næringer der standardfeilen beveger seg opp rundt 4-5%.

I mange av modellene er dummyvariable benyttet. "d00:1" betyr verdien 1 for 1. kvartal 2000 og null forøvrig, mens "D98:3-99:3" indikerer at en dummyvariabel med verdi 1 er brukt på alle kvartalene fra og med 3. kvartal 1998 til og med 3. kvartal 1999 og verdien null forøvrig. Notasjon av formen "D9" forekommer også. Her er dummyvariabler for flere forskjellige kvartaler slått sammen i en og samme variabel og forklaring på hvilke dette gjelder er gitt under det enkelte regresjonsresultat.

Vi kan også merke oss at impacteffekten (førsterundeeffekten) fra produksjon i mange av tilfellene er nær en. Dette gir utslag i den dynamiske illustrasjonen jeg har forsøkt å lage, basert på et excel-regneark laget av Pål Boug.³ Skiftene som blir foretatt er 1% økning i enten produksjon eller relative faktorpriser. I reestimeringen av produktinnsats vil relative faktorpriser være W/PM eller PU/PM (PE er brukt i estimeringen der data for PU ikke eksisterer). Altså de relative forholdene mellom lønn og produktinnsatspriser, og energipriser og produktinnsatspriser. Jeg har også lagt ved utskrifter fra rekursiv estimering (+/-2 standardavvik) for å belyse stabilitetsegenskapene til estimerte koeffisienter.

² Se Hendry and Doornik (2001) and Doornik and Hendry (2001).

³ Regnearket er tilgjengelig ved forespørsel.

4.1 Næring 11 - Jordbruk

EQ(16) Modelling DLM11 by OLS (using Datal)

The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM11_1	-0.493648	0.09749	-5.06	0.000	0.2360
DLM11_2	-0.638251	0.07885	-8.09	0.000	0.4412
DLM11_3	-0.377234	0.08804	-4.28	0.000	0.1811
Constant	-0.606067	0.1831	-3.31	0.001	0.1166
DLX11_1	0.161426	0.08871	1.82	0.072	0.0384
DLX11_4	-0.159257	0.07885	-2.02	0.047	0.0468
Dw-pm_1	0.328359	0.1582	2.08	0.041	0.0493
Seasonal	0.277007	0.1249	2.22	0.029	0.0560
Seasonal_1	0.780512	0.1441	5.42	0.000	0.2612
Seasonal_2	0.424368	0.1425	2.98	0.004	0.0966
ECM11i	-0.163871	0.09848	-1.66	0.100	0.0323
t	-0.000400870	0.0002260	-1.77	0.080	0.0365

sigma	0.0399433	RSS	0.132423995
R^2	0.992409	F(11,83) =	986.5 [0.000]**
log-likelihood	177.543	DW	2.04
no. of observations	95	no. of parameters	12
mean(DLM11)	0.000403574	var(DLM11)	0.183635

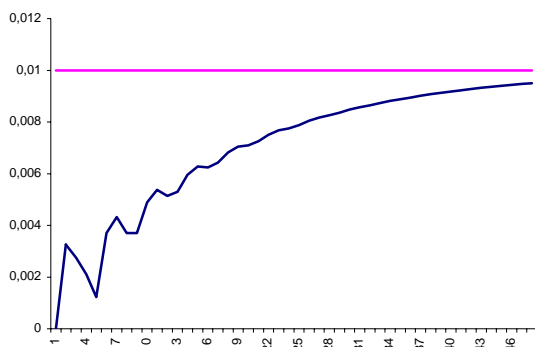
AR 1-5 test: F(5,78) = 0.69315 [0.6301]
 ARCH 1-4 test: F(4,75) = 0.23077 [0.9203]
 Normality test: Chi^2(2) = 0.23681 [0.8883]
 hetero test: F(19,63) = 0.95748 [0.5198]
 Hetero-X test: not enough observations

ECM11i = LM11_1-LX11_1-0.18*"w-pm_1"-0.06*"pu-pm_1";

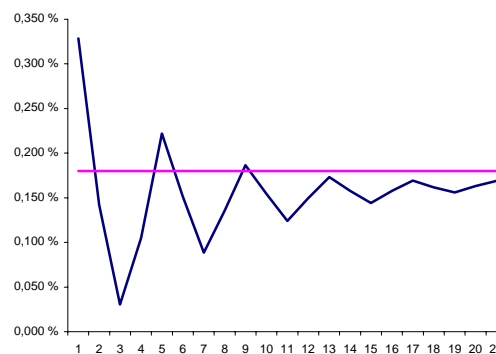
Kommentar:

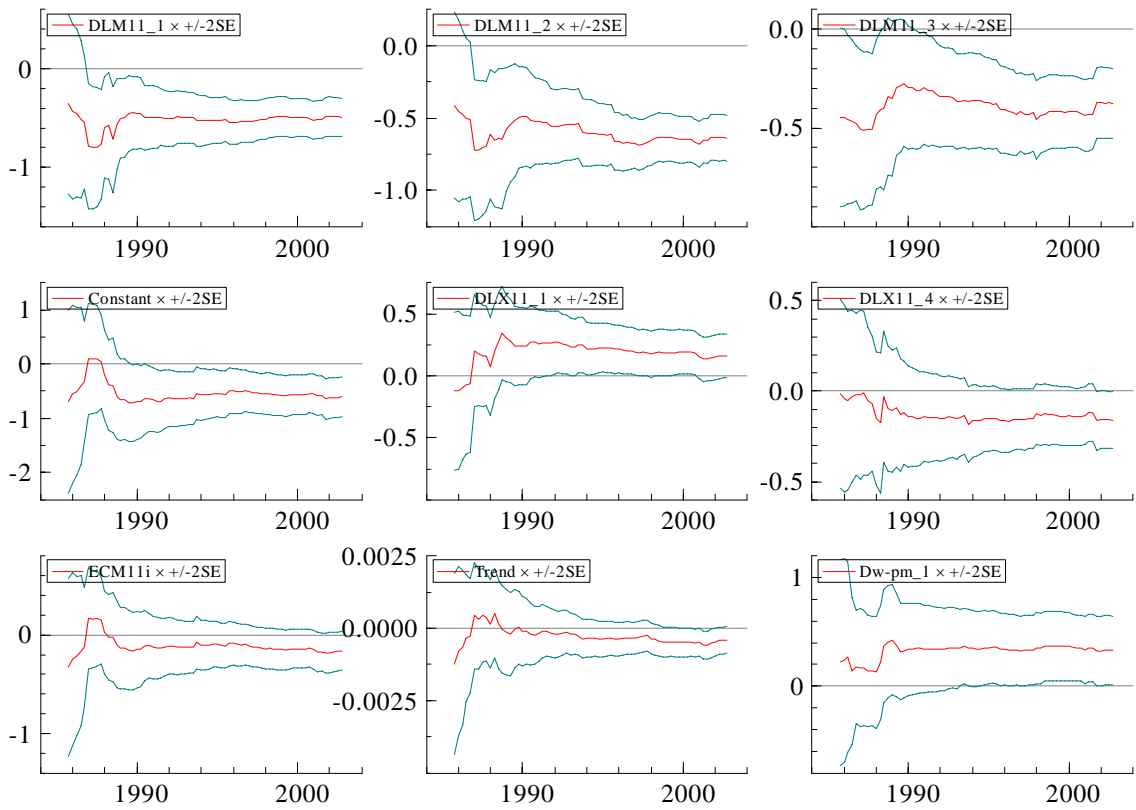
Feilspesifikasjonstestene gikk gjennom uten bruk av dummyvariable. ECM-koeffisienten (feiljusteringsleddet) er akkurat signifikant på 10%, men som man kan se av den rekursive estimeringen er denne relativt stabil på 90-tallet. Langtidsløsningen (ECM) er pålagt direkte fra arbeidskraftrelasjonene. I tillegg har trendleddet blitt estimert fritt og er som man ser signifikant. Tilpasningen etter et skift i relative faktorpriser skjer raskere enn etter ett produksjonsskift. Næring 11 er et unntak med hensyn til den fraværende impacteffekten fra et skift i produksjonen.

1% økning i X gir % endring i LM11



1% økning i W/PM gir % endring i LM11





4.2 Næring 12 - Skogbruk

EQ(74) Modelling DLM12 by OLS (using data12i.in7)
The estimation sample is: 1991 (1) to 2002 (4)

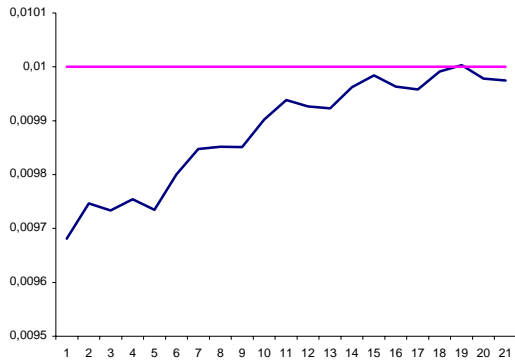
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM12_2	-0.514568	0.04231	-12.2	0.000	0.8221
DLM12_4	0.342980	0.03656	9.38	0.000	0.7333
Constant	-0.859937	0.1593	-5.40	0.000	0.4766
DLX12	0.968091	0.02074	46.7	0.000	0.9855
DLX12_2	0.491626	0.04317	11.4	0.000	0.8021
DLX12_4	-0.339752	0.04472	-7.60	0.000	0.6434
ECM12i	-0.205344	0.03886	-5.28	0.000	0.4660
d91:1	0.673395	0.04215	16.0	0.000	0.8886
d95:3	-0.307120	0.03671	-8.37	0.000	0.6863
d96:2	0.767612	0.04440	17.3	0.000	0.9033
d91:3	0.338400	0.04952	6.83	0.000	0.5934
d94:1	0.259825	0.03674	7.07	0.000	0.6098
d96:1	-0.372108	0.03842	-9.69	0.000	0.7456
d95:2	-0.106724	0.03773	-2.83	0.008	0.2001
d95:4	0.123865	0.03926	3.16	0.003	0.2373
d96:4	-0.182356	0.04794	-3.80	0.001	0.3113
sigma	0.0337725	RSS		0.0364986181	
R^2	0.998382	F(15,32) =	1317	[0.000]**	
log-likelihood	104.251	DW		2.58	
no. of observations	48	no. of parameters		16	
mean(DLM12)	0.0143181	var(DLM12)		0.470058	
AR 1-4 test:	F(4,28) =	2.4498	[0.0693]		
ARCH 1-4 test:	F(4,24) =	0.64587	[0.6352]		
Normality test:	Chi^2(2) =	3.6701	[0.1596]		
hetero test:	F(21,10) =	0.32876	[0.9848]		
Hetero-X test:	not enough observations				

ECM12i = LM12_1-LX12_1-0.53*"w-pm_1";

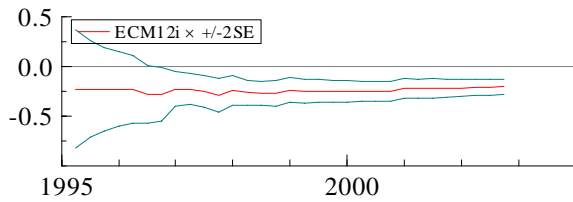
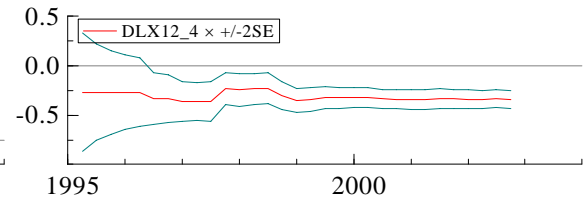
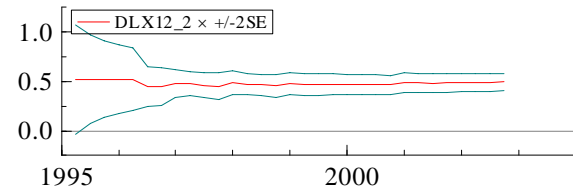
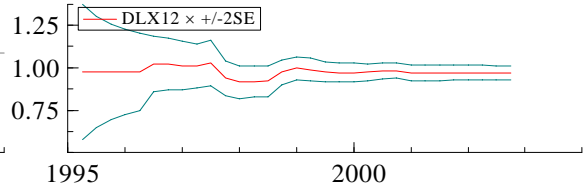
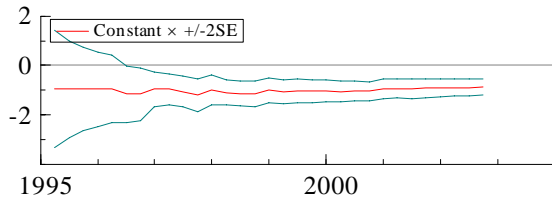
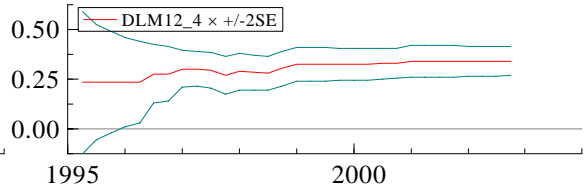
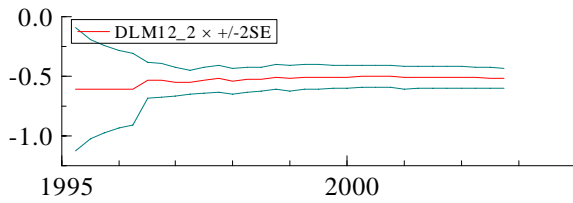
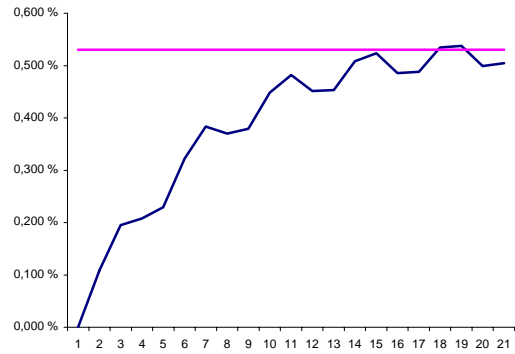
Kommentar:

På grunn av manglende data på energi og energipriser fram til 1991 har denne modellen blitt estimert på grunnlag av data fra 91:1 og ut. Det er brukt relativt mange dummyvariable for å få modellen til å passe. Standardavviket er på litt over 3%, og modellen har relativt gode føyningsverdier når vi også ser på R^2. Vi ser at endringer i produksjon slår raskt ut i modellen. Ingen signifikante pris/lønnseffekter er funnet. De rekursive estimatene viser stabilitet mot slutten av perioden.

1% økning i X gir % endring i LM12



1% økning i W/PM gir % endring i LM12



4.3 Næring 15 - Konsumvarer

EQ(135) Modelling DLM15 by OLS (using Data4)

The estimation sample is: 1979 (2) to 2000 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM15_1	-0.0808269	0.03878	-2.08	0.040	0.0528
DLM15_2	-0.175059	0.08488	-2.06	0.042	0.0517
DLM15_3	-0.0808839	0.03708	-2.18	0.032	0.0575
Constant	-0.347622	0.07697	-4.52	0.000	0.2073
DLX15	0.921691	0.03663	25.2	0.000	0.8903
DLX15_2	0.164728	0.08115	2.03	0.046	0.0502
Dw-pm_2	0.185410	0.03858	4.81	0.000	0.2284
ECM15i	-0.326549	0.07145	-4.57	0.000	0.2112
d85:1	-0.0363031	0.01218	-2.98	0.004	0.1023
sigma	0.0116317	RSS	0.0105531297		
R^2	0.984213	F(8,78) =	607.9 [0.000]**		
log-likelihood	268.802	DW	1.87		
no. of observations	87	no. of parameters	9		
mean(DLM15)	0.00731753	var(DLM15)	0.00768378		

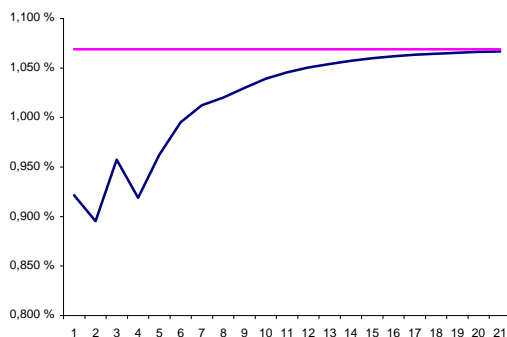
AR 1-5 test: F(5,73) = 1.0164 [0.4143]
 ARCH 1-4 test: F(4,70) = 0.98540 [0.4213]
 Normality test: Chi^2(2) = 4.8581 [0.0881]
 hetero test: F(15,62) = 1.5343 [0.1208]
 hetero-X test: F(36,41) = 1.0784 [0.4054]

$$ECM15i = LM15_1 - 1.06903 * LX15_1 + 0.06903 * LK15_2 - 0.16 * "w-pm_1" - 0.02 * "pu-pm_1";$$

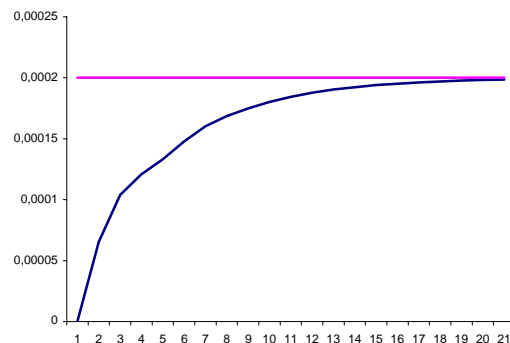
Kommentar:

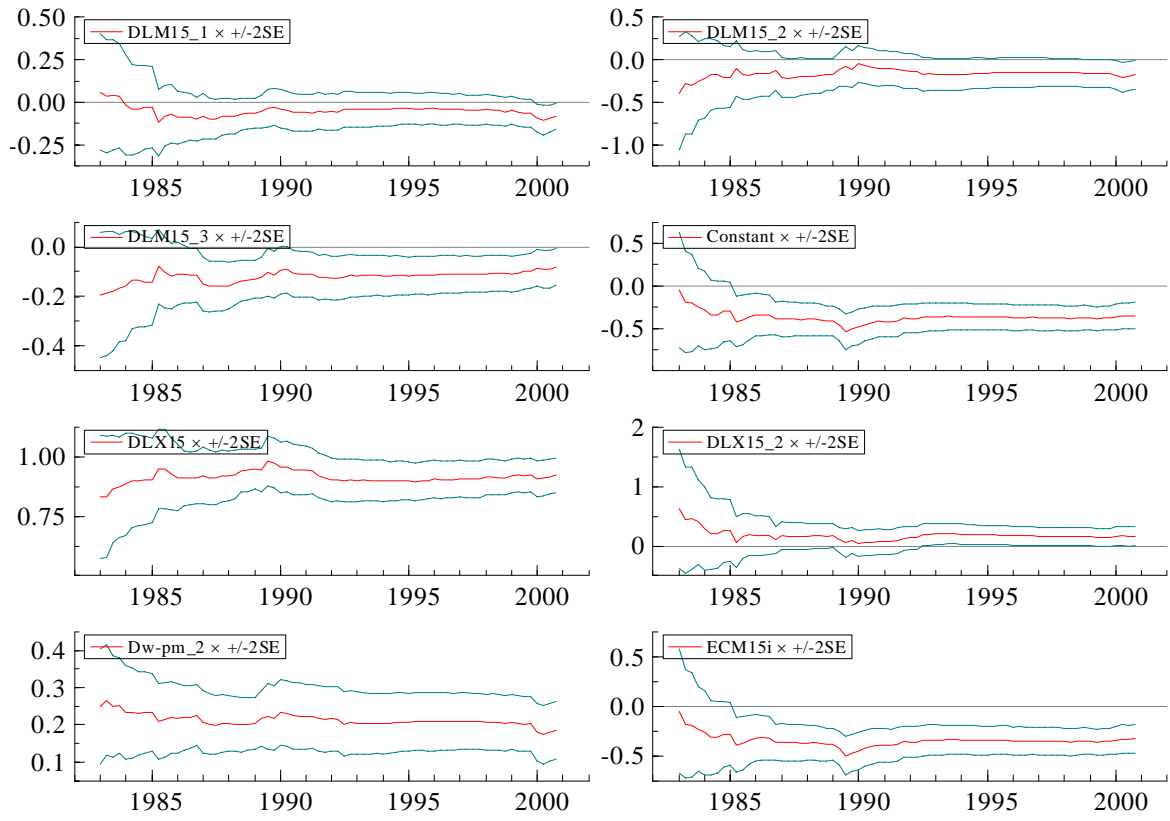
Det er brukt data tom 2000:4, da det var vanskelig å finne en tilfredsstillende modell når data frem tom. 2002:4 ble brukt. ECM-leddet er i sin helhet pålagt fra arbeidskraftrelasjonen. Trenden ble også forsøkt fritt estimert, men ikke funnet signifikant. Vi har også her sterk impact-effekt fra endring i produksjon. Et skift i relative faktorpriser (PU/PM) gir en "pen" dynamisk tilpasning, og 90% av langtidseffekten er nådd etter ca. 9 kvartaler. For endringer i produksjonen ser vi at langtidseffekten nås omtrent øyeblikkelig på grunn av den sterke impact-effekten. De rekursive estimatene er veldig stabile fra 1990-tallet og fremover.

1% økning i X gir % endring i LM15



1% økning i PU/PM gir % endring i LM15





4.4 Næring 25 - Produktinnsats og investeringsvarer

EQ(164) Modelling DLM25 by OLS (using Data5)

The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM25_4	0.487212	0.07370	6.61	0.000	0.3344
Constant	0.0692650	0.02132	3.25	0.002	0.1082
DLX25	1.00790	0.01501	67.1	0.000	0.9811
DLX25_4	-0.488594	0.07526	-6.49	0.000	0.3263
ECM25i	-0.0634118	0.01969	-3.22	0.002	0.1066
d85:1	-0.0279006	0.007081	-3.94	0.000	0.1514
Dw-pm	0.0828901	0.04525	1.83	0.070	0.0371
D1	0.0280806	0.005043	5.57	0.000	0.2628

sigma	0.00696752	RSS	0.00422353432
R^2	0.993927	F(7,87) =	2034 [0.000]**
log-likelihood	341.196	DW	1.55
no. of observations	95	no. of parameters	8
mean(DLM25)	0.00516036	var(DLM25)	0.00732062

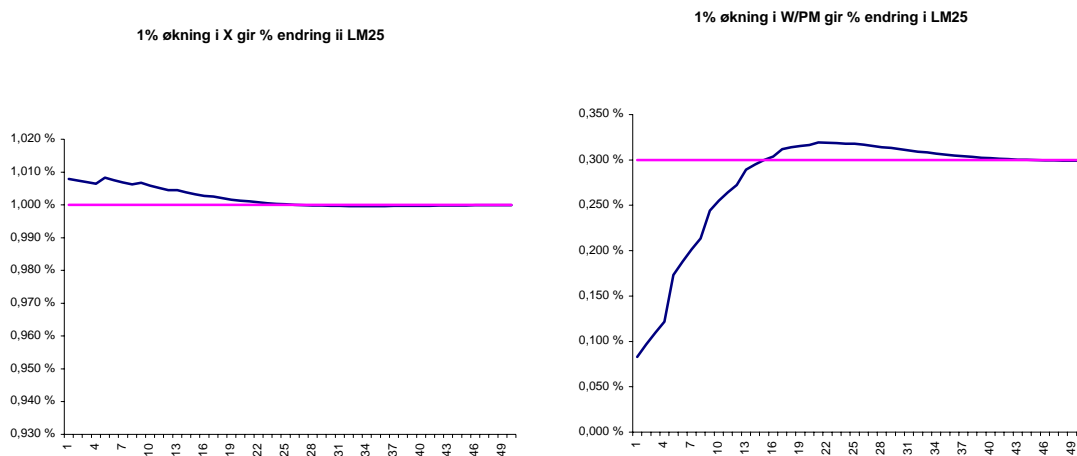
AR 1-5 test: F(5,82) = 1.4175 [0.2266]
 ARCH 1-4 test: F(4,79) = 0.025799 [0.9987]
 Normality test: Chi^2(2) = 0.87031 [0.6472]
 hetero test: F(12,74) = 1.3276 [0.2217]
 hetero-X test: F(23,63) = 1.3231 [0.1901]

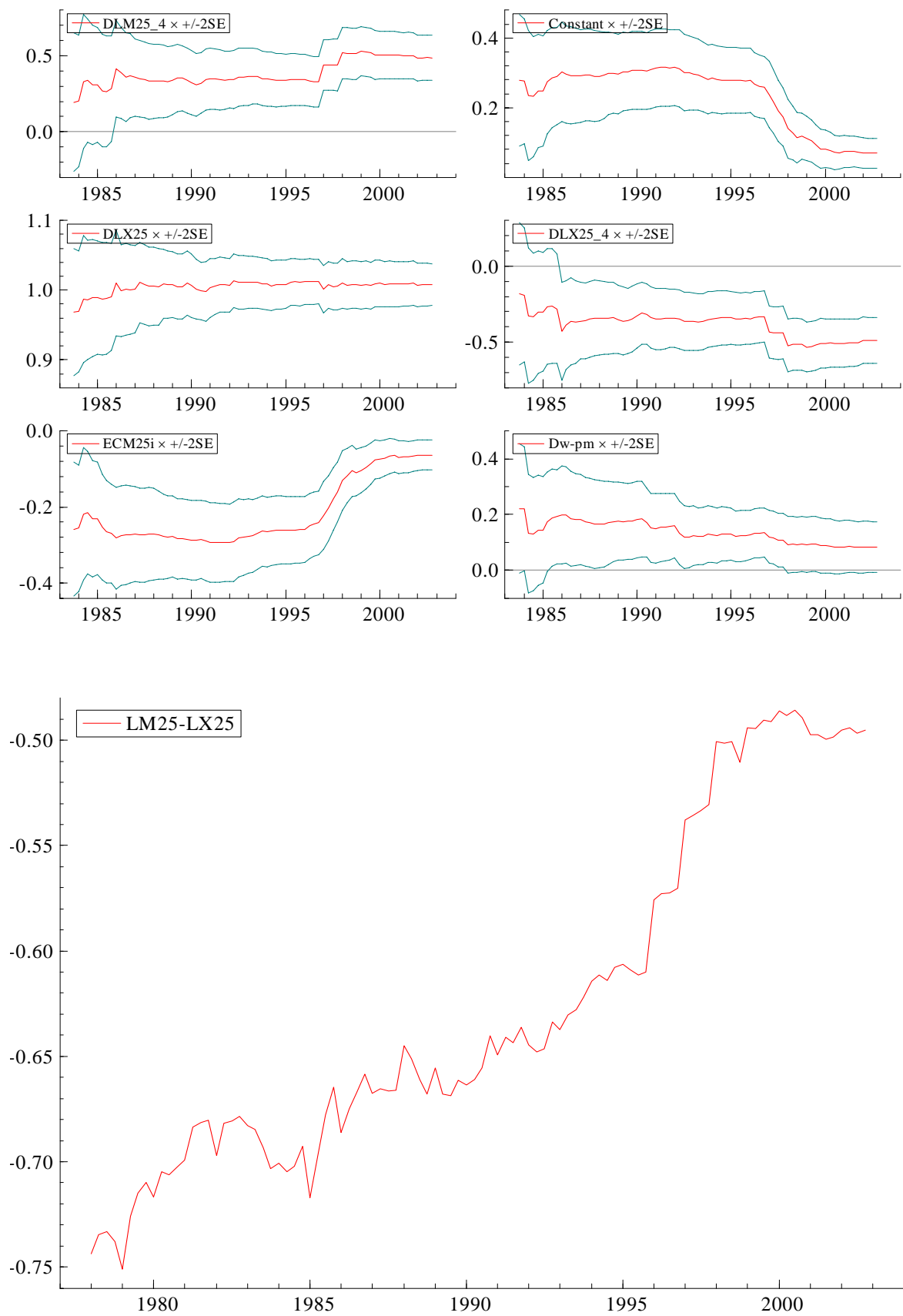
ECM25 = LM25_1-LX25_1+0.3*LK25_2-0.3*"w-pm_1"-0.02*"pu-pm_1";

D1 = "d88:1"+"d96:1";

Kommentar**:

ECM-leddet er pålagt dirkete fra arbeidskraftestimeringen. Modellen har svært lav standardfeil og høy R^2, noe som tyder på at den føyer bra. Impact effekten av endring i produksjon er svært nær 1. Et par ekstremverdier ble fjernet ved hjelp av dummyvariable, og det gjør at vi ikke får utslag på noen av feilspekifikasjonstestene. Et skift i relative faktorpriser gir lav impacteffekt, men modellen er på sitt langsiktige nivå etter 14 kvartaler. Imidlertid ser vi en overshooting effekt, og først etter ca. 35 kvartaler er vi tilbake til det langsiktige nivået. De rekursive estimatene under viser at feilkorreksjonen beveger seg fra å ligge på opp mot 30%, til ned mot de 6,3% som er estimert i modellen, helt mot slutten av perioden.



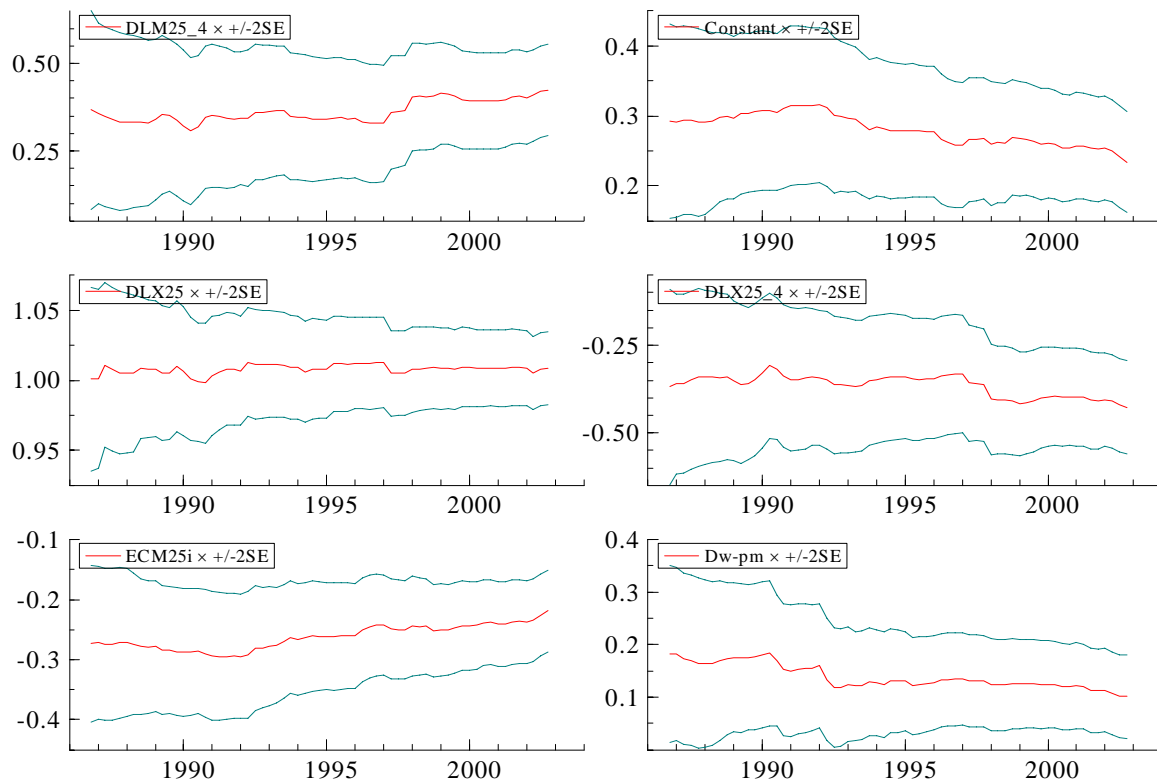


(**) Som vi ser av figuren nederst på forrige side har vi et markant skift i forholdet mellom produktinnsats og totalproduksjon i 1997 1. kvartal. På bakgrunn av dette har jeg her tatt med en alternativ modell. I denne modellen(EQ196) har jeg brukt en dummyvariabel for perioden 1997:1-2002:4, og vi ser at ECM-koeffisienten er estimert større. Det er resultatene fra EQ(164) (se over) som er levert inn og brukt i KVARTS-modellen. Estimeringsresultatene fra EQ(196) er tatt med under til eventuell senere vurdering.

EQ(196) Modelling DLM25 by OLS (using data25i.in7)
The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DLM25_4	0.424279	0.06520	6.51	0.000	0.3300
Constant	0.234195	0.03586	6.53	0.000	0.3315
DLX25	1.00863	0.01306	77.2	0.000	0.9858
DLX25_4	-0.427200	0.06648	-6.43	0.000	0.3244
ECM25i	-0.219027	0.03365	-6.51	0.000	0.3301
Dw-pm	0.101282	0.03952	2.56	0.012	0.0709
D1	0.0283087	0.004388	6.45	0.000	0.3261
d85:1	-0.0284538	0.006163	-4.62	0.000	0.1986
D97:1-02:4	0.0153997	0.002866	5.37	0.000	0.2514
sigma	0.00606341	RSS	0.00316177994		
R ²	0.995454	F(8,86) =	2354 [0.000]**		
log-likelihood	354.949	DW	1.63		
no. of observations	95	no. of parameters	9		
mean(DLM25)	0.00516036	var(DLM25)	0.00732062		

AR 1-5 test: F(5,81) = 1.4427 [0.2180]
ARCH 1-4 test: F(4,78) = 0.23376 [0.9186]
Normality test: Chi²(2) = 1.6609 [0.4359]
hetero test: F(13,72) = 0.85666 [0.6005]
HeteroTest(): problems with det|V'V|



4.5 Næring 34 - Treforedling

EQ(182) Modelling DLM34 by OLS (using Data6)

The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DLM34_2	-0.220628	0.08637	-2.55	0.012	0.0729
Constant	0.191686	0.06664	2.88	0.005	0.0906
DLX34	0.981089	0.02727	36.0	0.000	0.9398
DLX34_1	0.101293	0.03649	2.78	0.007	0.0850
DLX34_2	0.253793	0.09166	2.77	0.007	0.0846
Dpu-pm_1	0.0205394	0.009723	2.11	0.038	0.0510
Seasonal	-0.0127012	0.005364	-2.37	0.020	0.0633
Seasonal_1	-0.0138418	0.004713	-2.94	0.004	0.0941
Trend	-0.000309011	0.0001250	-2.47	0.015	0.0686
ECM34i	-0.109237	0.03859	-2.83	0.006	0.0881
d00:1	-0.0609109	0.01405	-4.33	0.000	0.1846
d92:1	0.0456300	0.01382	3.30	0.001	0.1161
sigma	0.0132633	RSS	0.0146009628		
R ²	0.958459	F(11,83) =	174.1 [0.000]**		
log-likelihood	282.277	DW	2.09		
no. of observations	95	no. of parameters	12		
mean(DLM34)	-1.00377e-005	var(DLM34)	0.00369986		

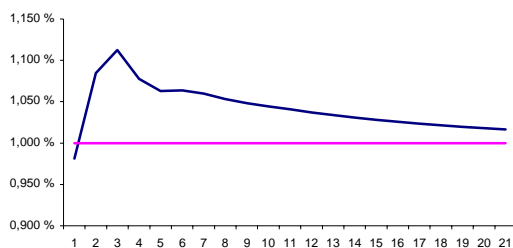
AR 1-5 test: F(5,78) = 0.50873 [0.7688]
 ARCH 1-4 test: F(4,75) = 0.73852 [0.5687]
 Normality test: Chi²(2) = 1.4564 [0.4828]
 hetero test: F(18,64) = 1.1616 [0.3190]
 Hetero-X test: not enough observations

Merk: $ECM34i = LM34_1 - LX34_1 + 0.3 * LK34_2 - 0.19 * w-pm_1 - 0.07 * pu-pm_1$

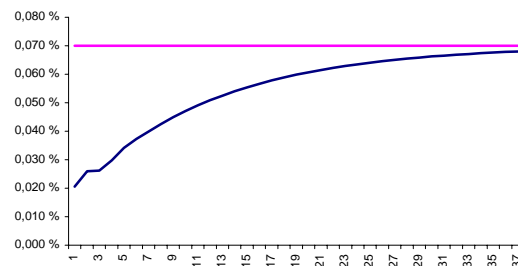
Kommentar:

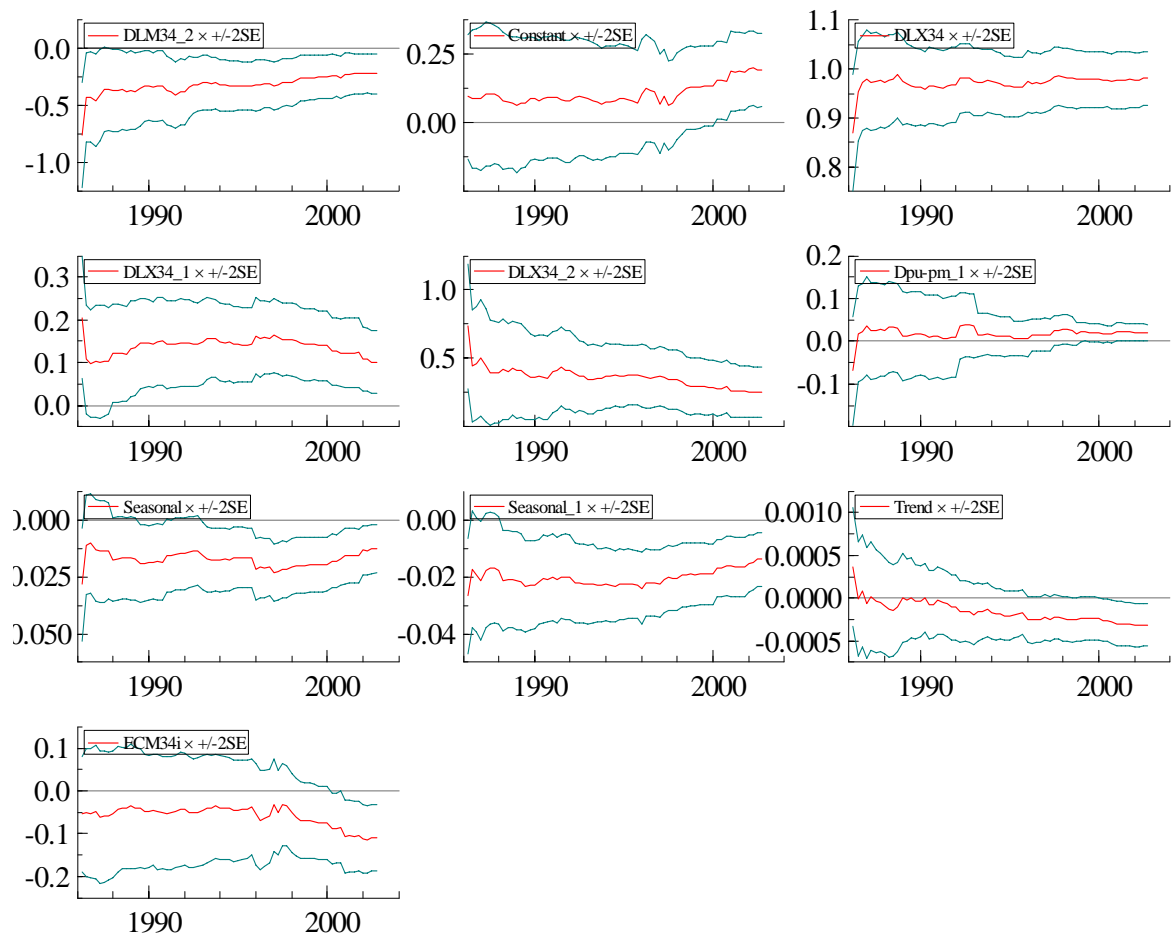
Også her har vi god føyning. ECM-likningen er direkte pålagt fra arbeidskraftrelasjonen, og funnet signifikant. I tillegg er trendleddet fritt estimert. Impact effekten fra produksjon er også her nær 1. Etter noen perioder ser vi en overshooting effekt på litt over 11%. For skift i relative faktorpriser (PU/PM) ser vi en langsom tilpasning mot likevekten. Etter 22 kvartaler er 90% av langtidseffekten nådd. Fra den rekursive estimeringen kan vi merke oss at feilkorleksjonen først mot slutten av perioden beveger seg mot det estimerte nivået på nesten 11%.

1% økning i X gir % endring i LM34



1% økning i PU/PM gir % endring i LM34





4.6 Næring 37 - Kjemiske råvarer

EQ(204) Modelling DLM37 by OLS (using data37i.in7)
 The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM37_1	0.244260	0.07967	3.07	0.003	0.1028
DLM37_2	-0.0540439	0.02283	-2.37	0.020	0.0639
DLM37_4	-0.154754	0.08137	-1.90	0.061	0.0422
Constant	0.0863953	0.04161	2.08	0.041	0.0500
DLX37	0.950088	0.02828	33.6	0.000	0.9323
DLX37_1	-0.344706	0.08462	-4.07	0.000	0.1683
DLX37_4	0.163352	0.08160	2.00	0.049	0.0466
Dpu-pm_2	0.0320838	0.01608	2.00	0.049	0.0463
Dpu-pm_4	0.0332250	0.01590	2.09	0.040	0.0505
ECM37i	-0.0514396	0.02396	-2.15	0.035	0.0532
Seasonal	0.0110158	0.004189	2.63	0.010	0.0778
d89:3	-0.0839894	0.01528	-5.50	0.000	0.2693
D1	0.0544726	0.01030	5.29	0.000	0.2543
sigma	0.0138309	RSS		0.0156861092	
R^2	0.967059	F(12,82) =	200.6	[0.000]**	
log-likelihood	278.872	DW		1.89	
no. of observations	95	no. of parameters		13	
mean(DLM37)	0.00238419	var(DLM37)		0.00501247	

AR 1-5 test: F(5,77) = 0.61272 [0.6904]
 ARCH 1-4 test: F(4,74) = 0.62609 [0.6454]
 Normality test: Chi^2(2) = 3.8047 [0.1492]
 hetero test: F(21,60) = 1.0100 [0.4660]
 Hetero-X test: not enough observations

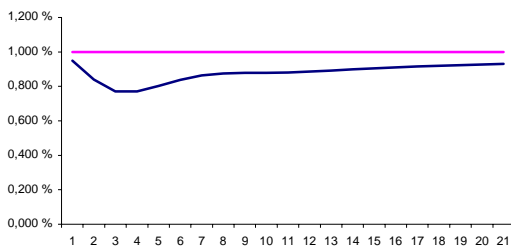
ECM37i = LM37_1-LX37_1+0.3*LK37_2-0.18*"w-pm_1"-0.06*"pu-pm_1"+0.0023163*t;

D1 = "d89:2"+"d98:1";

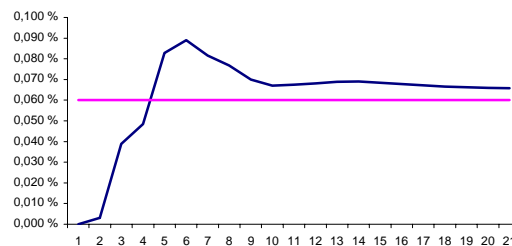
Kommentar:

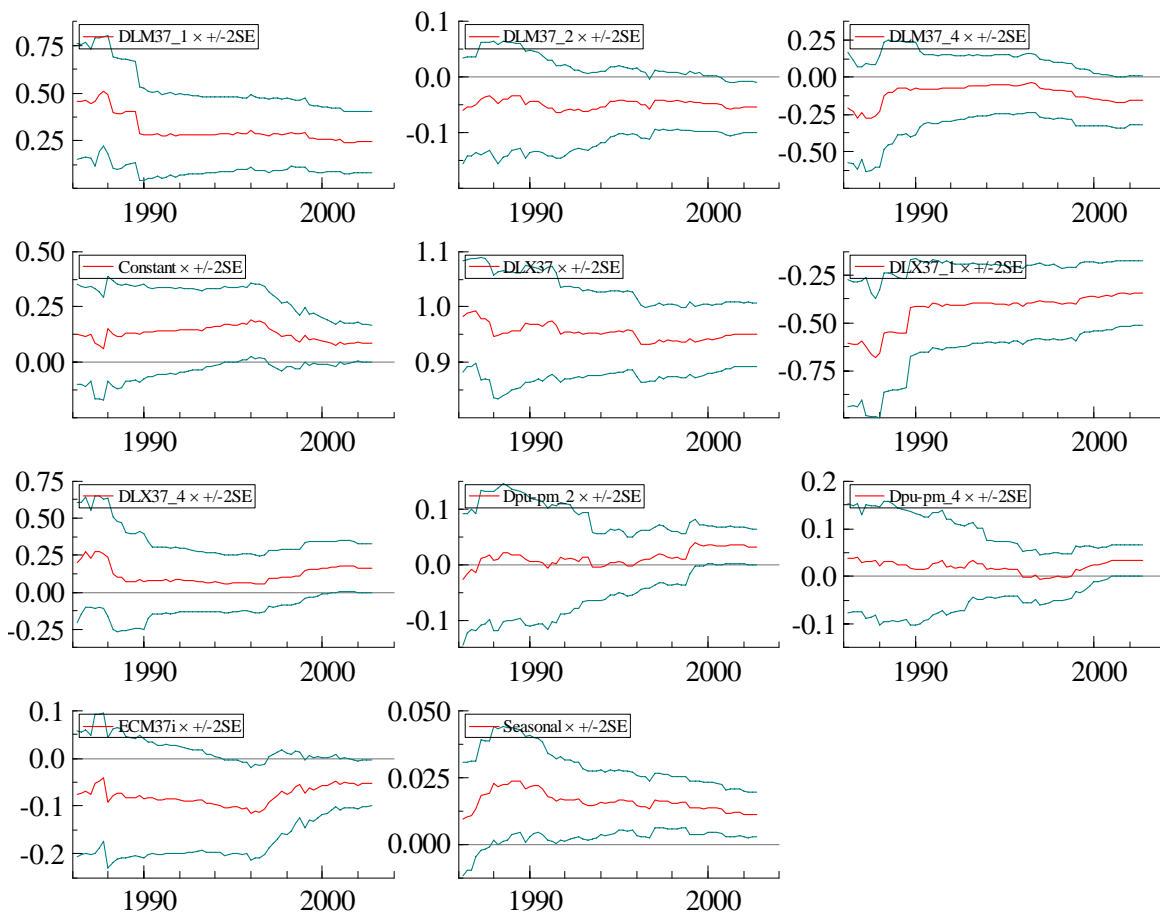
Også her føyer modellen bra, og langtidsløsningen er pålagt direkte fra arbeidskraftrelasjonen. Her er også trendleddet inkludert. Vi får mange signifikante laggede variable fra både produksjon og relative faktorpriser. ECM-koeffisienten er liten, men signifikant. Noen dummyvariable må til for å unngå utslag på de viktigste feilspesifikasjonstestene. Vi ser at tilpasningen ved et skift i produksjon skjer omtrent umiddelbart, mens virkninger fra endringer i faktorprisene skjer noe mer gradvis. Fra de rekursive estimatene ser vi også her en viss bevegelse mot slutten av perioden.

1% økning i X gir % endring i LM37



1% økning i PU/PM gir % endring i LM37





4.7 Næring 43 - Metaller

EQ(232) Modelling DLM43 by OLS (using Data8)

The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM43_4	0.361859	0.08096	4.47	0.000	0.1921
Constant	0.518226	0.1506	3.44	0.001	0.1236
DLX43	0.981644	0.02705	36.3	0.000	0.9400
DLX43_2	0.0499591	0.02174	2.30	0.024	0.0592
DLX43_3	0.0398695	0.02239	1.78	0.079	0.0364
DLX43_4	-0.300423	0.08681	-3.46	0.001	0.1248
ECM43-2i	-0.139324	0.04034	-3.45	0.001	0.1244
t	0.000104511	5.568e-005	1.88	0.064	0.0403
d90:1	0.0562912	0.01338	4.21	0.000	0.1739
d85:4	-0.0396078	0.01311	-3.02	0.003	0.0981
d86:1	0.0521860	0.01289	4.05	0.000	0.1633
sigma	0.012663	RSS		0.0134695872	
R^2	0.96926	F(10,84) =	264.9	[0.000]**	
log-likelihood	286.108	DW		2.06	
no. of observations	95	no. of parameters		11	
mean(DLM43)	0.00827274	var(DLM43)		0.00461238	

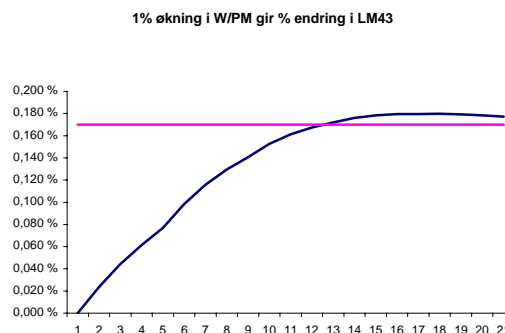
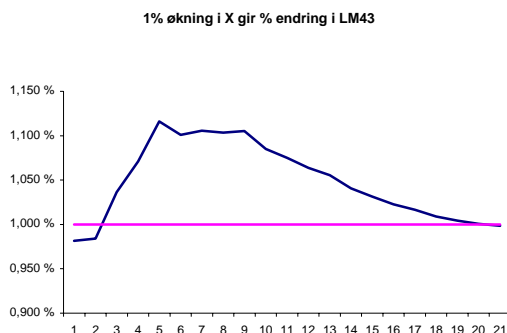
AR 1-5 test: F(5,79) = 0.58509 [0.7113]
 ARCH 1-4 test: F(4,76) = 2.1054 [0.0883]
 Normality test: Chi^2(2) = 4.4792 [0.1065]
 hetero test: F(17,66) = 1.1896 [0.2975]
 hetero-X test: F(38,45) = 0.83627 [0.7122]

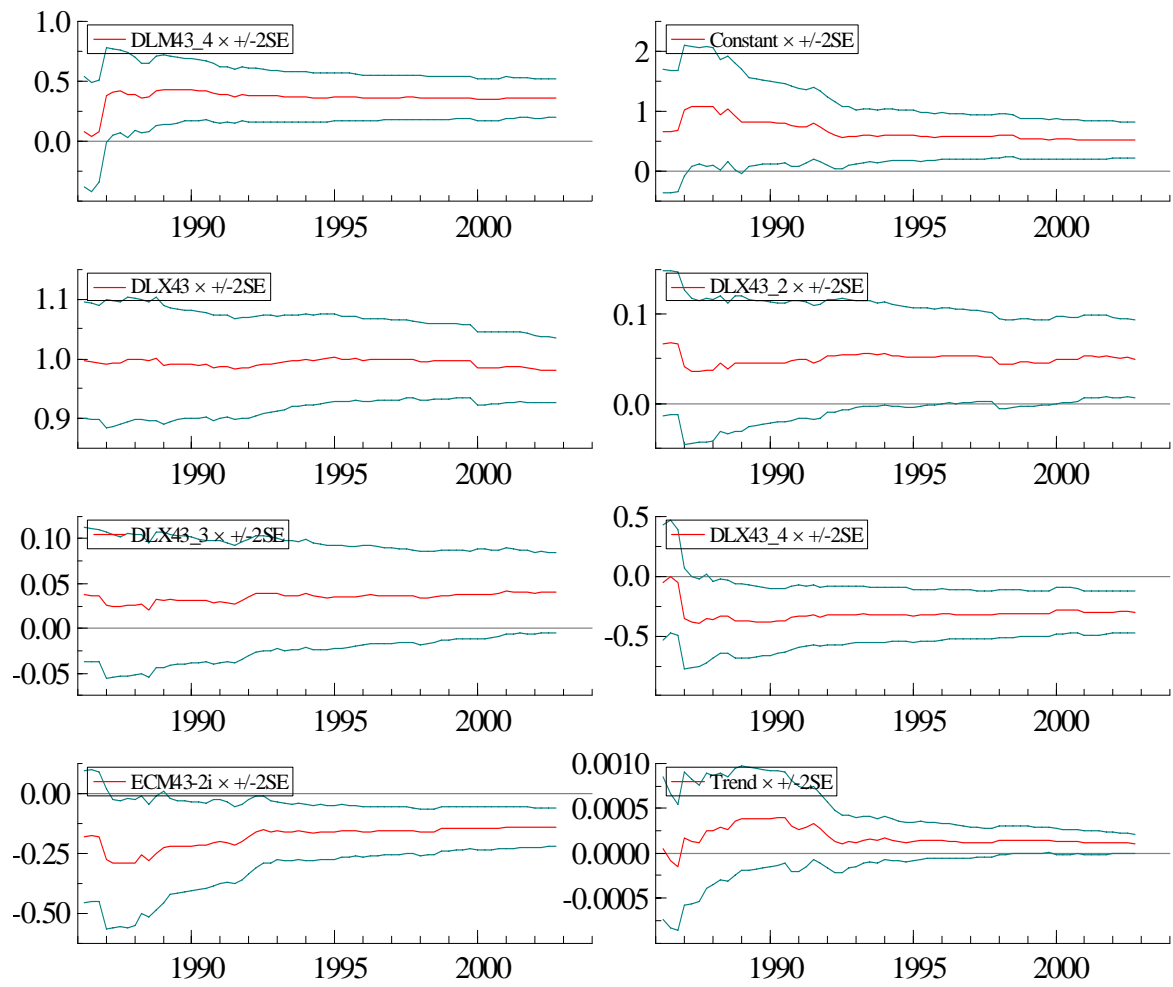
ECM43i = LM43_1-LX43_1+0.5*LK43_2-0.17*"w-pm_1"-0.1*"pu-pm_1"+0.0063286*t;

ECM43-2i = LM43_1-LX43_1+0.5*LK43_2-0.17*"w-pm_1"-0.1*"pu-pm_1";

Kommentar:

ECM43i tilsvare her feilledet slik det skulle vært om det hadde vært pålagt direkte. Imidlertid oppstår det problemer med å få ECM-koeffisienten signifikant når jeg bruker denne. Derfor har jeg lempet litt på teorien og satt trenden utenfor, ECM43-2i. Da får vi en ok modell, ved hjelp av noen dummyvariable. Standardavviket har også her lave verdier. Nesten alle laggene til produksjonen er med, men ingen priseffekter. Skift i produksjon gir en sterk impacteffekt, og nivået er en stund i overkant av 10% over langtidsløsningen, før det har beveget seg ned igjen etter ca. 20 kvartaler. For et skift i relative faktorpriser (W/PM) er det stort sett bare feilkorrigeringsleddet som bringer nivået opp på likevekt. Etter ca. 10 kvartaler er 90% av langtidseffekten nådd.





4.8 Næring 45 - Verkstedsprodukter

EQ(274) Modelling DLM45 by OLS (using Data9)

The estimation sample is: 1979 (4) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM45_3	-0.211592	0.07367	-2.87	0.005	0.0935
DLM45_4	0.176998	0.07315	2.42	0.018	0.0682
Constant	0.249926	0.04885	5.12	0.000	0.2465
DLX45	0.910805	0.02025	45.0	0.000	0.9619
DLX45_2	0.0628533	0.02472	2.54	0.013	0.0748
DLX45_3	0.269973	0.07976	3.38	0.001	0.1253
DLX45_4	-0.173887	0.07159	-2.43	0.017	0.0687
ECM45-2i	-0.330940	0.07077	-4.68	0.000	0.2147
t	0.000228094	6.608e-005	3.45	0.001	0.1296
Seasonal_1	-0.0211284	0.008079	-2.62	0.011	0.0788
Seasonal_2	-0.0348817	0.008830	-3.95	0.000	0.1632
D1	-0.0327714	0.007391	-4.43	0.000	0.1973
D3	0.0345672	0.006168	5.60	0.000	0.2819
sigma	0.00975904	RSS		0.00761910707	
R^2	0.994311	F(12,80) =		1165 [0.000]**	
log-likelihood	305.59	DW		2.11	
no. of observations	93	no. of parameters		13	
mean(DLM45)	0.0133088	var(DLM45)		0.0144005	

AR 1-5 test: F(5,75) = 1.7628 [0.1309]

ARCH 1-4 test: F(4,72) = 0.51691 [0.7235]

Normality test: Chi^2(2) = 0.36431 [0.8335]

hetero test: F(20,59) = 0.99805 [0.4780]

Hetero-X test: not enough observations

ECM45i = LM45_1-LX45_1+0.3*LK45_2-0.34*"w-pm_1"-0.01*"pu-pm_1"+ 0.002666*t;

ECM45-2i" = LM45_1-LX45_1+0.3*LK45_2-0.34*"w-pm_1"-0.01*"pu-pm_1";

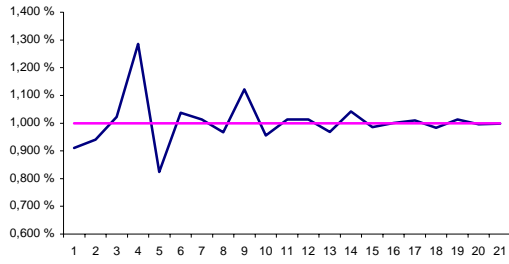
D3 = "d92:1"+"d01:1";+"d89:4";

D1 = "d85:1"+"d93:2";

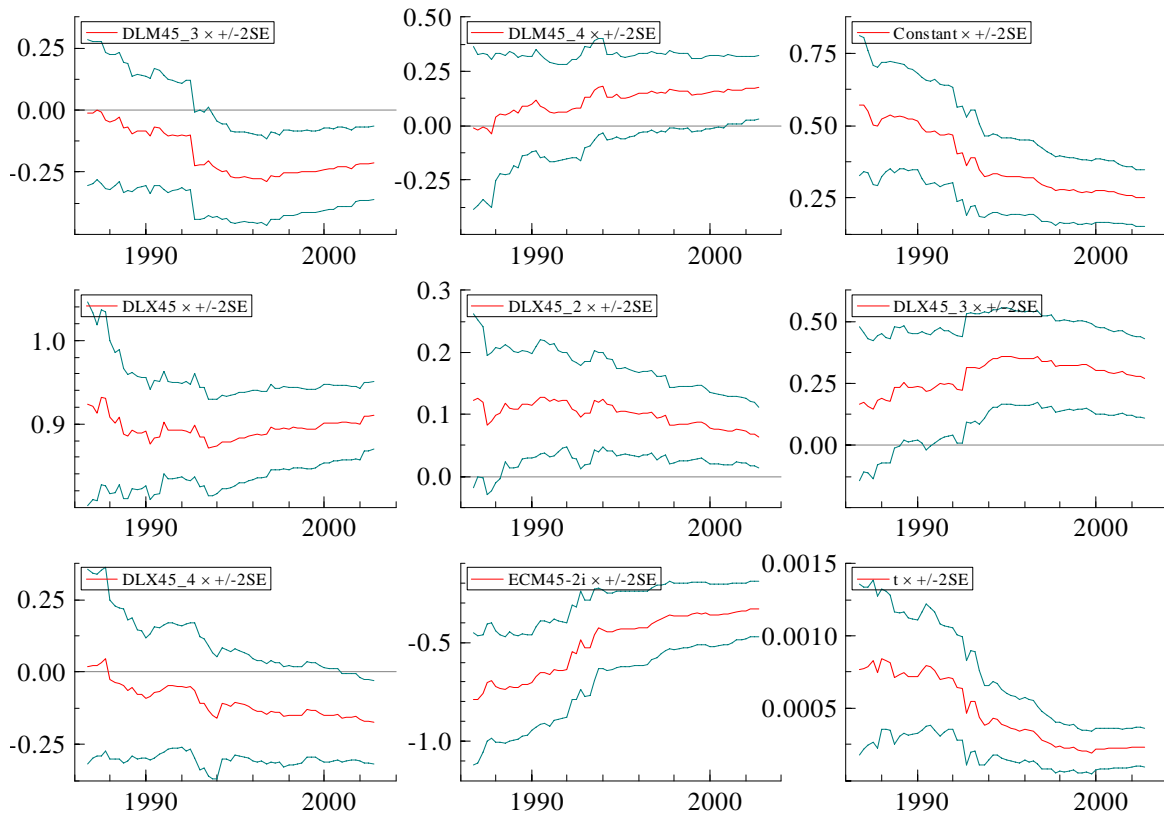
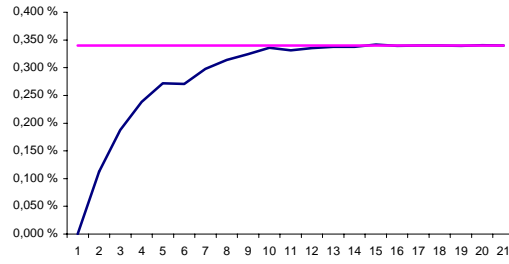
Kommentar:

Også her gir den opprinnelige ECM-likningen fra arbeidskraftrelasjonen problemer. Jeg har derfor gjort tilsvarende som for næring 43, og estimert trenden fritt. I denne modellen var det også en del utslag på feilspesifikasjonstestene, før det ble innført dummyvariable for de mest ekstreme residualene. Standardavviket er på under 1%. Skift i relative faktorpriser (W/PM) gir ingen impact effect, men modellen retter seg inn, og etter 7 kvartaler er 90% av langtidseffekten nådd. Feiljusteringen er relativt stor (33%). For skift i produksjon nås det nye nivået nesten med en gang.

1% økning i X gir % endring i LM45



1% økning i W/PM gir % endring i LM45



4.9 Næring 50 - Skip og oljeplattformer

EQ(63) Modelling DLM50 by OLS (using data50i.in7)
 The estimation sample is: 1980 (1) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM50_2	0.0296391	0.01666	1.78	0.079	0.0381
Constant	0.0853705	0.02551	3.35	0.001	0.1228
DLX50	0.979326	0.01964	49.9	0.000	0.9688
DLX50_4	0.0672580	0.01959	3.43	0.001	0.1284
ECM50i	-0.0947395	0.03012	-3.14	0.002	0.1100
Seasonal	-0.0194182	0.004886	-3.97	0.000	0.1649
d82:1	-0.0807730	0.01613	-5.01	0.000	0.2386
D3	-0.0534611	0.007470	-7.16	0.000	0.3903
D4	0.0739161	0.01176	6.28	0.000	0.3305
D5	0.0651549	0.009978	6.53	0.000	0.3477
D6	0.0482741	0.009549	5.06	0.000	0.2421
D7	-0.0438953	0.009289	-4.73	0.000	0.2182
sigma	0.0153872	RSS		0.0189412219	
R^2	0.986371	F(11,80) =	526.3	[0.000]**	
log-likelihood	259.915	DW		1.42	
no. of observations	92	no. of parameters		12	
mean(DLM50)	0.00645067	var(DLM50)		0.015106	

AR 1-5 test: F(5,75) = 1.7237 [0.1395]
 ARCH 1-4 test: F(4,72) = 1.6537 [0.1702]
 Normality test: Chi^2(2) = 3.5883 [0.1663]
 hetero test: F(15,64) = 1.2333 [0.2715]
 Hetero-X test: not enough observations

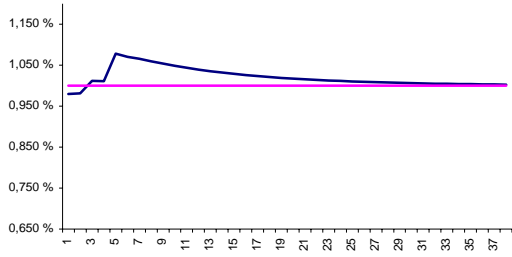
ECM50i = LM50_1-LX50_1+0.3*LK50_2-0.29*"w-pm_1"-0.01*"pu-pm_1";

D3 = d87:1"+"d80:1"+"d91:1"+"d92:2"+"d89:3";
 D4 = "d89:1"+"d97:1";
 D5 = "d92:1"+ d96:1"+"d01:1";
 D6 = "d82:2"+"d87:3"+"d87:2";
 D7 = "d88:4"+"d85:4"+"d83:1";

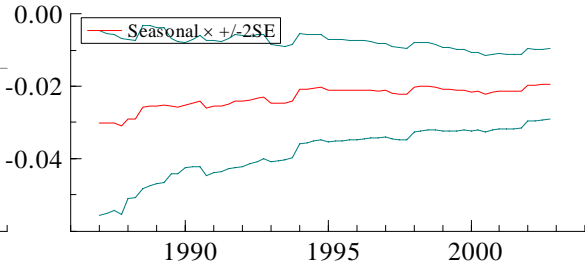
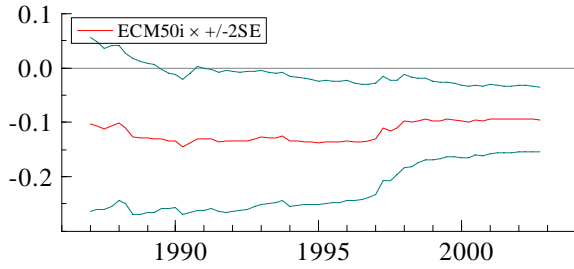
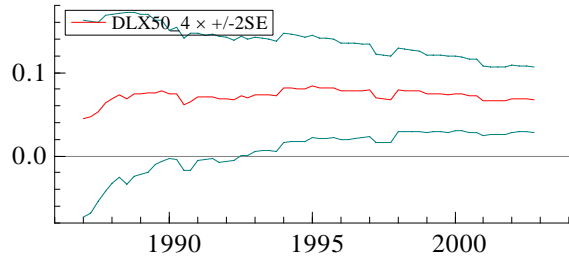
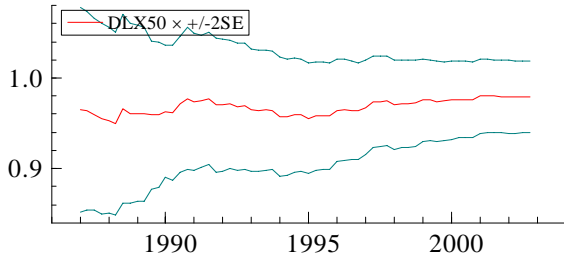
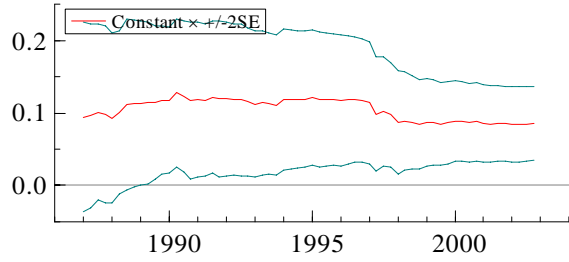
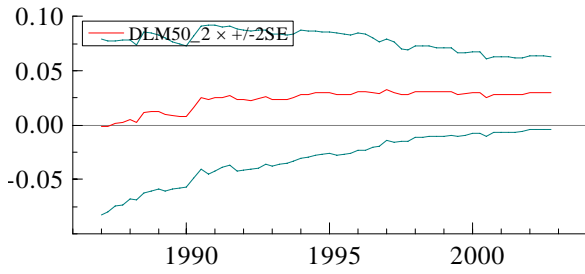
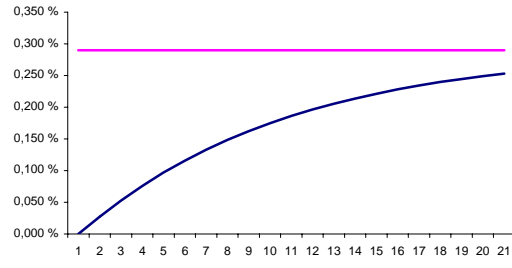
Kommentar:

ECM-leddet er pålagt direkte fra estimeringen av arbeidskraftrelasjonen. I denne modellen var det store utslag på testene for seriekorrelasjon, heteroskedastisitet og avvik fra normalitet. Derfor er det brukt mange dummyvariable for å tilnærme problemet. Uten disse ville ikke modellen passert feilspesifikasjonstestene. For øvrig har modellen en relativt lav standardfeil. Impacteffektene fra produksjon følger mønsteret fra tidligere næringer. Ved skift i relative faktorpriser (W/PM) har vi ingen direkte effekter. Nivået beveger seg gradvis mot ny likevekt, og etter ca. 22 kvartaler er 90% av effekten nådd. Av de rekursive estimatene kan det se ut som vi opplever et skift mot slutten av 90-tallet.

1% økning i X gir % endring i LM50



1% økning i W/PM gir % endring i LM50



4.10 Næring 55 - Bygg og anlegg

EQ(80) Modelling DLM55 by OLS (using data55i.in7)
The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM55_2	-0.193364	0.07326	-2.64	0.010	0.0749
DLM55_3	-0.333643	0.07041	-4.74	0.000	0.2070
Constant	-1.35976	0.1911	-7.12	0.000	0.3706
DLX55	0.495863	0.1026	4.83	0.000	0.2135
DLX55_2	0.303668	0.09508	3.19	0.002	0.1060
DLX55_3	0.384654	0.1001	3.84	0.000	0.1466
DLX55_4	0.252379	0.1056	2.39	0.019	0.0623
Seasonal	-0.0696949	0.01746	-3.99	0.000	0.1563
ECM55	-0.634146	0.08737	-7.26	0.000	0.3799

sigma	0.0420626	RSS	0.15215626
R^2	0.833592	F(8,86) =	53.85 [0.000]**
log-likelihood	170.945	DW	2.05
no. of observations	95	no. of parameters	9
mean(DLM55)	0.00696401	var(DLM55)	0.00962479

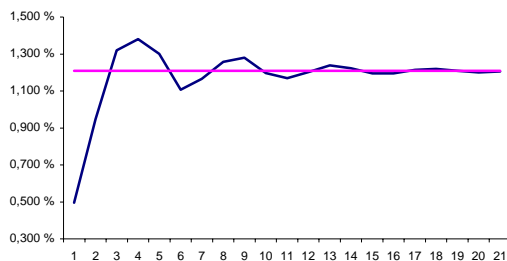
AR 1-5 test:	F(5,81) =	0.44795 [0.8136]
ARCH 1-4 test:	F(4,78) =	0.21624 [0.9287]
Normality test:	Chi^2(2) =	0.36292 [0.8341]
hetero test:	F(15,70) =	1.2919 [0.2308]
hetero-X test:	F(43,42) =	1.2342 [0.2483]

ECM55 = LM55_1-1.2083*LX55_1+0.2083*LK55_2-0.286*"w-pm_1"-0.004*"pu-pm_1";

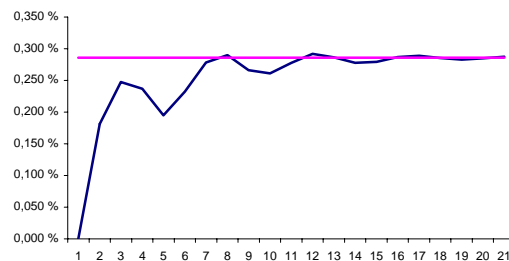
Kommentar:

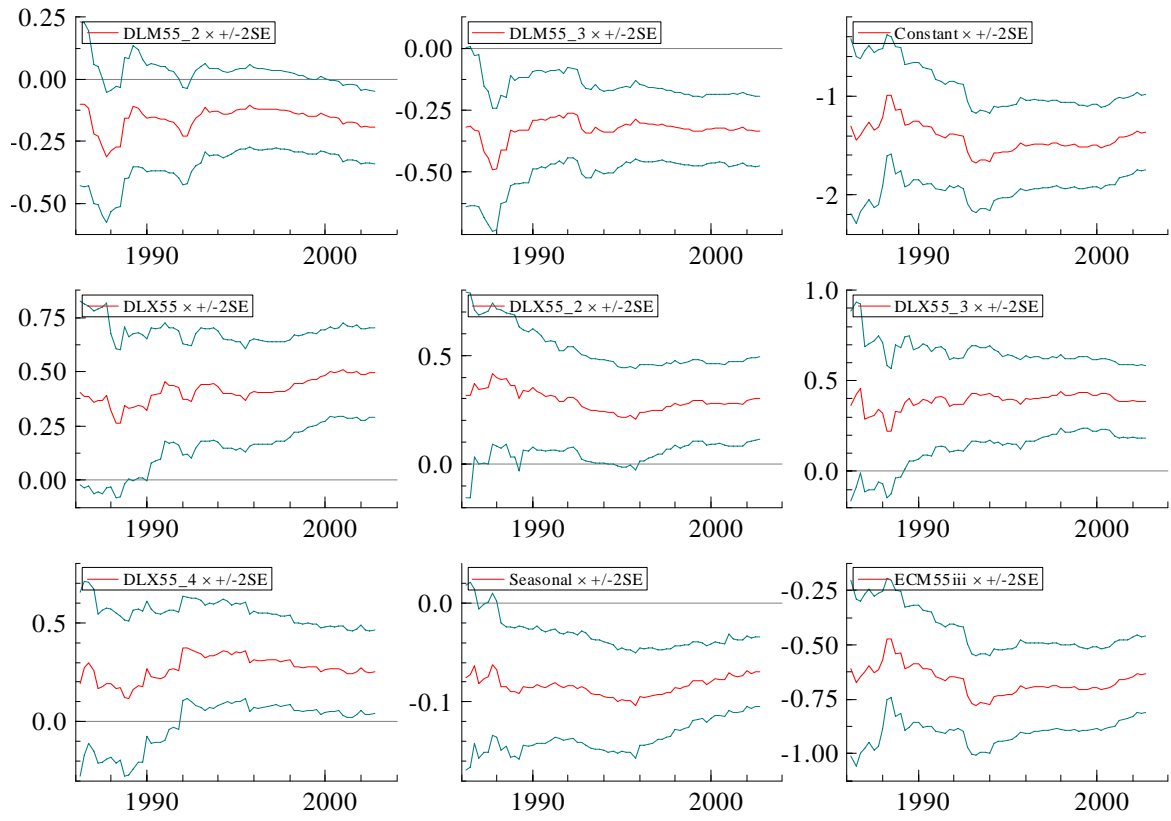
ECM-leddet er basert på estimeringen av arbeidskraftrelasjonen. Ingen bruk av dummyvariable var nødvendig her, så modellen passer forutsetningene godt. Målt ved standardavviket og R^2 har modellen relativt god føyning. Vi har heller ikke her effekter fra prisendringer. Den høye verdien på feiljusteringskoeffisienten (63,4% pr. kvartal) gjør at modellen meget raskt retter opp avvik fra langtidsløsningen. Impacteffekten fra produksjonen er her omtrent bare halvparten av hva den har ligget på i mange av de andre næringene. Fra den rekursive estimeringen ser vi at feilkorreksjonen holder seg relativt stabil mot slutten av 90-tallet og frem.

1% økning i X gir % endring i LM55



1% økning i W/PM gir % endring i LM55





4.11 Næring 63 - Bank og forsikringstjenester

EQ(54) Modelling DLM63 by OLS (using Data2)

The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM63_1	-0.603238	0.06696	-9.01	0.000	0.5005
DLM63_2	-0.279887	0.06212	-4.51	0.000	0.2004
DLM63_4	0.382917	0.05788	6.62	0.000	0.3508
Constant	-0.405102	0.1194	-3.39	0.001	0.1244
Dw-pm	0.549119	0.2029	2.71	0.008	0.0829
Dw-pm_1	0.922614	0.2247	4.11	0.000	0.1722
Dw-pm_2	0.721650	0.2396	3.01	0.003	0.1007
Dw-pm_3	0.632901	0.2044	3.10	0.003	0.1059
Dpe-pm_4	0.0895071	0.03870	2.31	0.023	0.0620
Seasonal_2	-0.0757333	0.01720	-4.40	0.000	0.1932
ECM63i	-0.123520	0.03328	-3.71	0.000	0.1453
D3	-0.0861826	0.02569	-3.36	0.001	0.1220
D2	-0.0607792	0.02485	-2.45	0.017	0.0688
D1	-0.207173	0.03976	-5.21	0.000	0.2510

sigma	0.0510562	RSS	0.211145168
R^2	0.870917	F(13,81) =	42.04 [0.000]**
log-likelihood	155.382	DW	1.88
no. of observations	95	no. of parameters	14
mean(DLM63)	0.0144759	var(DLM63)	0.0172182

AR 1-5 test: F(5,76) = 1.7318 [0.1375]

ARCH 1-4 test: F(4,73) = 0.63496 [0.6392]

Normality test: Chi^2(2) = 0.30888 [0.8569]

hetero test: F(22,58) = 0.65696 [0.8613]

Hetero-X test: not enough observations

ECM63i = LM63_1-LX63_1-0.5*"w-pm_1"-0.01*"pe-pm_1"+0.005902452*t;

D1 = "d97:4"+"d93:4";

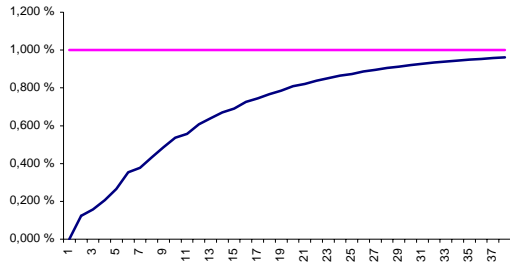
D2 = d91:2-92:2

D3 = d80:3-81:3

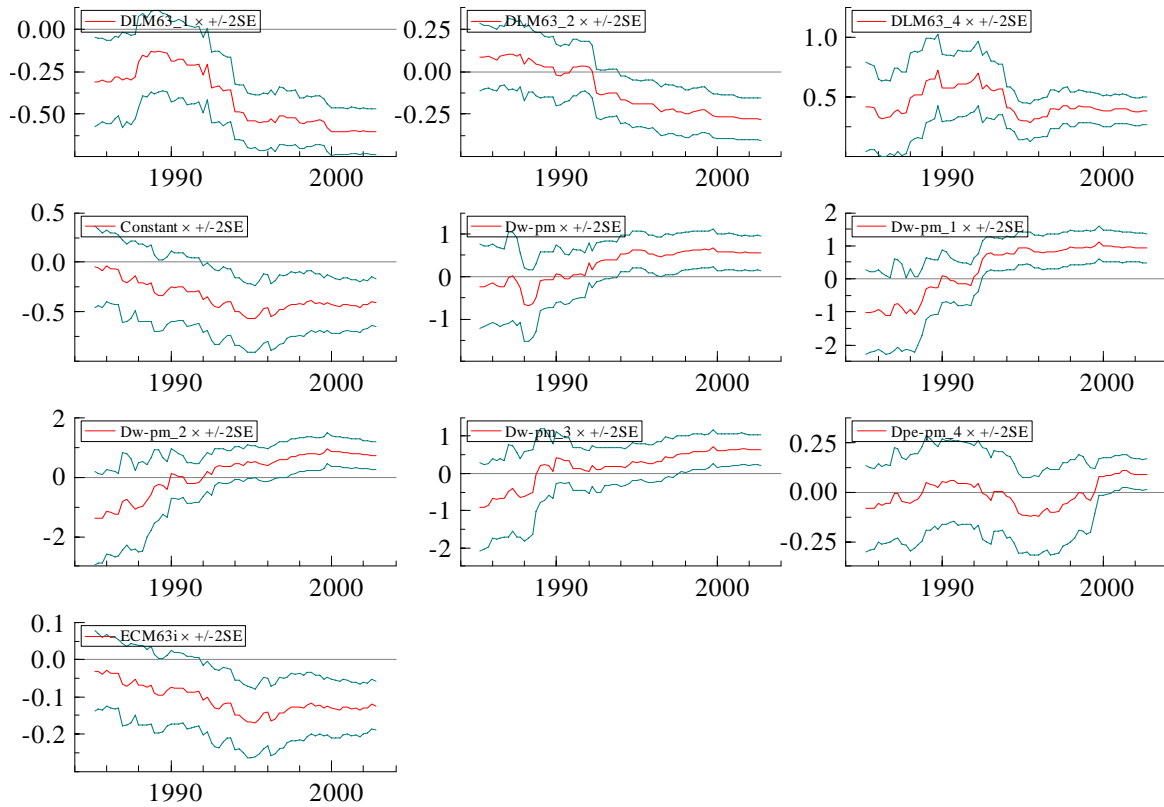
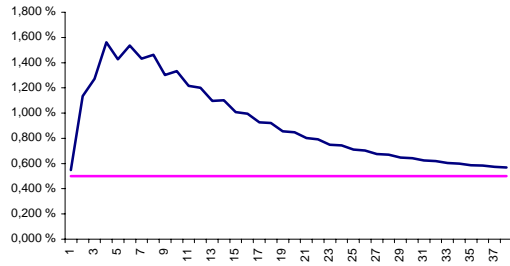
Kommentar**:

I langtidsløsningen for timeverkene brukes *PM* og *PE* når sektor 63 estimeres. Jeg gjøre det samme her. Ellers er langtidsløsningen påført direkte fra arbeidskraftrelasjonen uten problemer. Standardavviket er relativt høyt, og R² tilsvarende lav i forhold til en del foregående næringer. Spesielt her er at mange priseffekter er med i den endelige modellen, og nesten ingen produksjonseffekter. Det gir utslag i dynamikken. Skift i produksjon gir en glatt og gradvis tilpasning som når 90% av endring først etter 27 kvartaler. For skift i relative faktorpriser får vi en kraftig overshooting før produktinnsatsen beveger seg ned mot det langsiktige nivået lang tid etterpå. De rekursive estimatene er relativt stabile fra litt utpå 90-tallet og ut perioden.

1% økning i X gir % endring i LM63



1% økning i W/PM gir % endring i LM63



En alternativ modell for næring 65 er lagt ved under (EQ(412)). I EQ(412) unngår man bruk av dummyvariable.

(**)

EQ(412) Modelling DLM63 by OLS (using data63i.in7)

The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM63_1	-0.634416	0.07951	-7.98	0.000	0.4312
DLM63_2	-0.294959	0.07548	-3.91	0.000	0.1538
DLM63_4	0.326753	0.06848	4.77	0.000	0.2132
Constant	-0.382355	0.1317	-2.90	0.005	0.0912
Dw-pm	0.788351	0.2370	3.33	0.001	0.1164
Dw-pm_1	1.09595	0.2625	4.17	0.000	0.1718
Dw-pm_2	0.719457	0.2805	2.56	0.012	0.0726
Dw-pm_3	0.683106	0.2426	2.82	0.006	0.0863
Dpe-pm_4	0.0894138	0.04719	1.89	0.062	0.0410
Seasonal_2	-0.0780905	0.02099	-3.72	0.000	0.1415
ECM63i	-0.113200	0.03674	-3.08	0.003	0.1015
sigma	0.0623622	RSS		0.326679483	
R^2	0.800285	F(10,84) =	33.66	[0.000]**	
log-likelihood	134.652	DW		1.8	
no. of observations	95	no. of parameters		11	
mean(DLM63)	0.0144759	var(DLM63)		0.0172182	
AR 1-5 test:	F(5,79) =	0.53063	[0.7524]		
ARCH 1-4 test:	F(4,76) =	1.8011	[0.1374]		
Normality test:	Chi^2(2) =	2.4617	[0.2920]		
hetero test:	F(19,64) =	1.6125	[0.0802]		
hetero-X test:	F(64,19) =	1.0844	[0.4408]		

4.12 Næring 65 - Utenriks sjøfart

EQ(92) Modelling DLM65 by OLS (using Data3)

The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM65_1	-0.209107	0.05037	-4.15	0.000	0.1754
DLM65_2	-0.283700	0.05891	-4.82	0.000	0.2226
DLM65_4	-0.119377	0.04718	-2.53	0.013	0.0732
Constant	-0.121807	0.05453	-2.23	0.028	0.0580
DLX65	0.579098	0.05443	10.6	0.000	0.5829
DLX65_2	0.325580	0.05911	5.51	0.000	0.2725
DLX65_3	0.173369	0.05086	3.41	0.001	0.1254
Dw-pm	0.348862	0.05323	6.55	0.000	0.3465
Seasonal	-0.0490579	0.008982	-5.46	0.000	0.2692
Seasonal_2	-0.0265040	0.008220	-3.22	0.002	0.1138
ECM65-2i	-0.0880755	0.03363	-2.62	0.011	0.0781
D1	0.131317	0.02137	6.14	0.000	0.3179
D2	0.0791537	0.02096	3.78	0.000	0.1497
D3	-0.0966312	0.02149	-4.50	0.000	0.1998
sigma	0.0285008	RSS		0.0657957691	
R^2	0.871621	F(13,81) =	42.3	[0.000]**	
log-likelihood	210.767	DW		1.99	
no. of observations	95	no. of parameters		14	
mean(DLM65)	0.00504123	var(DLM65)		0.00539488	

AR 1-5 test: F(5,76) = 0.50052 [0.7749]

ARCH 1-4 test: F(4,73) = 0.64333 [0.6333]

Normality test: Chi^2(2) = 0.51369 [0.7735]

hetero test: F(21,59) = 1.4036 [0.1544]

Hetero-X test: not enough observations

ECM65i = LM65_1-LX65_1-0.2*"w-pm_1"-0.05*"pf-pm_1"+0.0055758*t;

ECM65-2i" = LM65_1-LX65_1-0.2*"w-pm_1"-0.05*"pf-pm_1";

D1 = "d86:4"+"d89:2";

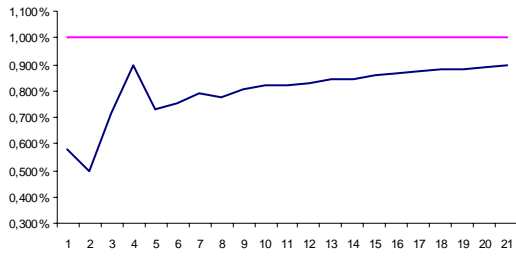
D2 = "d01:1"+"d94:2";

D3 = "d80:3"+"d85:2";

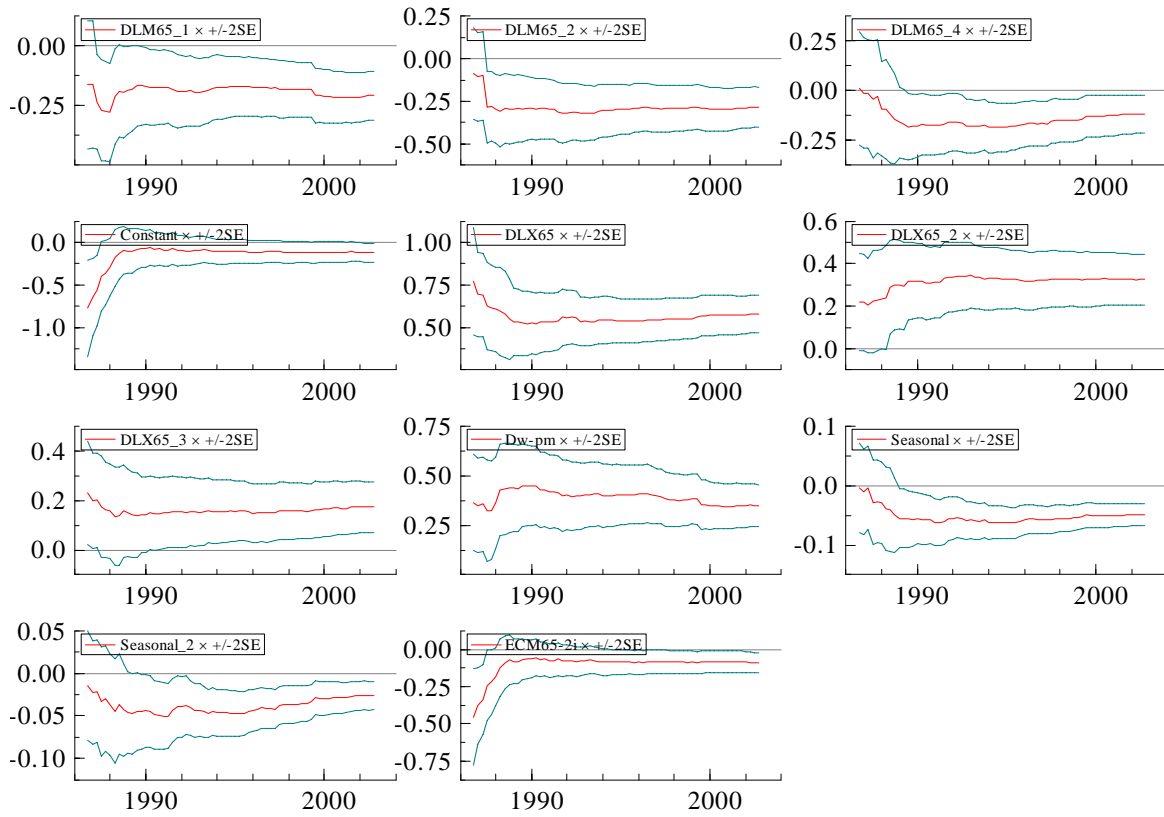
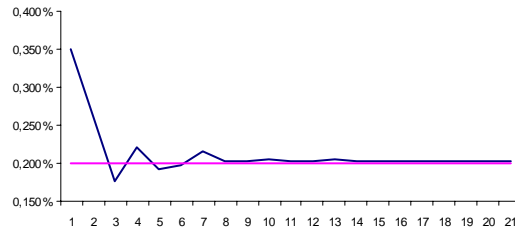
Kommentar:

Fra timeverkene er PM og PF brukt i estimeringen av langtidsløsningen. Jeg bruker også disse variablene i estimeringen av produktinnsatsen. ECM65i tilsvare den langtidsløsningen som er hentet direkte fra timeverkene. Denne førte ikke frem. Jeg har derfor forsøkt å estimere trenden fritt. Trenden ble ikke signifikant. Impacteffekten fra produksjon er lav i forhold til mange andre næringer. Vi har også en relativt sterk impact effekt fra relative faktorpriser. Under estimeringen var det noen problemer med feilspesifikasjonstestene. Derfor er forholdsvis mange dummyvariable benyttet. Skift i relative faktorpriser (W/PM) gir en øyeblikkelig overshooting effekt i produktinnsatsen før den faller ned på langsiktig nivå. Skift i produksjon gir en mer gradvis tilpasning. Tiltross for problemene beskrevet ovenfor, så viser de rekursive estimatene tydelig stabilitet siden før starten av 1990-tallet.

1% økning i X gir % endring i LM65



1% økning i W/PM gir % endring i LM65



4.13 Næring 74 – Innenlandsk samferdsel

EQ(24) Modelling DLM74 by OLS (using data74i.in7)

The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM74_1	-0.231508	0.05317	-4.35	0.000	0.1916
DLM74_4	0.231625	0.04841	4.79	0.000	0.2225
Constant	0.0770841	0.01839	4.19	0.000	0.1800
DLX74	1.12975	0.07077	16.0	0.000	0.7611
DLX74_1	0.309234	0.08372	3.69	0.000	0.1457
DLX74_3	0.215646	0.05336	4.04	0.000	0.1696
DLX74_4	-0.169023	0.09731	-1.74	0.086	0.0363
Dw-pm_2	0.152315	0.06272	2.43	0.017	0.0687
Dpu-pm_4	0.0504780	0.01637	3.08	0.003	0.1062
ECM74-2i	-0.0734626	0.01768	-4.15	0.000	0.1775
d82:4	-0.133094	0.01720	-7.74	0.000	0.4281
d86:2	0.0978861	0.01750	5.59	0.000	0.2810
D1	-0.0847060	0.009274	-9.13	0.000	0.5105
D2	-0.0686969	0.01058	-6.49	0.000	0.3451
D3	0.0578967	0.01322	4.38	0.000	0.1935
sigma	0.0167715	RSS		0.0225027798	
R^2	0.958069	F(14,80) =	130.6	[0.000]**	
log-likelihood	261.731	DW		1.86	
no. of observations	95	no. of parameters		15	
mean(DLM74)	0.0159064	var(DLM74)		0.00564902	

AR 1-5 test: F(5,75) = 1.1741 [0.3299]

ARCH 1-4 test: F(4,72) = 0.39909 [0.8087]

Normality test: Chi^2(2) = 3.9310 [0.1401]

hetero test: F(23,56) = 0.96359 [0.5223]

Hetero-X test: not enough observations

ECM74i = LM74_1-LX74_1+0.338631*LK74_2-0.42*"w-pm_1"-0.01*"pu-pm_1"+0.008074*t

ECM74-2i = LM74_1-LX74_1+0.338631*LK74_2-0.42*"w-pm_1"-0.01*"pu-pm_1"

D2 = "d88:1"+"d92:1"+"d86:3";

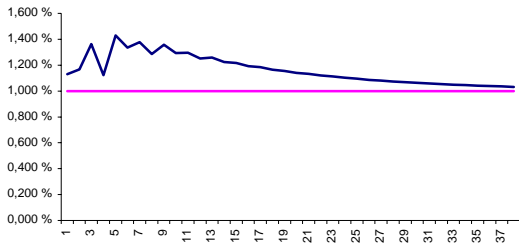
D3 = "d83:2"+"d94:1";

D1 = "d80:1"+"d86:1"+"d91:2"+"d91:1"

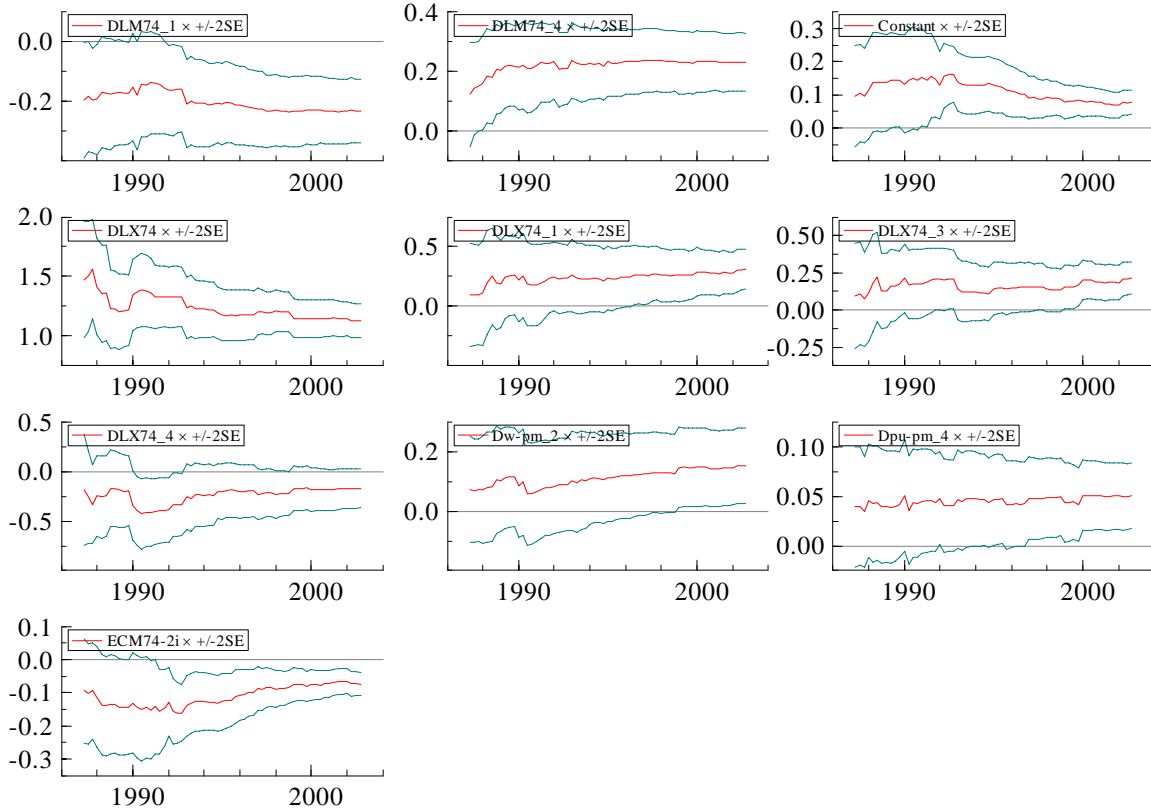
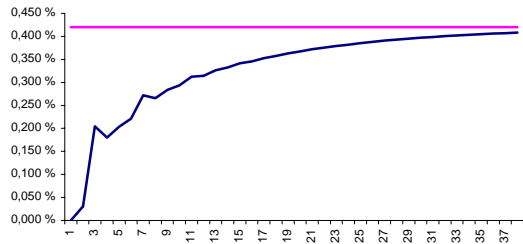
Kommentar:

Også her var det relativt store problemer med feilspesifikasjonstester og manglende signifikans for ECM-koeffisienten. Derfor er trenden forsøkt fritt estimert, og dummyvariable er brukt. Vi får nesten alle laggene i produksjon, og relative faktorpriser er signifikante. Impacteffekten fra produksjonen er på over 1. Produksjonsskift gir overshooting, mens endringer i relative faktorpriser (W/PM) retter seg gradvis inn. Vi ser at tilnærmingen er kraftig i starten, før den slaker ut.

1% økning i X gir % endring i LM74



1% økning i W/PM gir % endring i LM74



4.14 Næring 81 - Varehandel

EQ(34) Modelling DLM81 by OLS (using Datal)

The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM81_1	-0.217161	0.04523	-4.80	0.000	0.2194
DLM81_3	-0.132107	0.05853	-2.26	0.027	0.0585
Constant	0.0600577	0.01396	4.30	0.000	0.1841
DLX81	0.685245	0.06059	11.3	0.000	0.6094
DLX81_3	0.174395	0.07853	2.22	0.029	0.0567
Seasonal	-0.0861043	0.01741	-4.95	0.000	0.2297
Seasonal_1	-0.0517829	0.01331	-3.89	0.000	0.1557
d82:1	-0.0590350	0.01768	-3.34	0.001	0.1197
D2	0.0873942	0.008853	9.87	0.000	0.5430
D3	0.0577472	0.01277	4.52	0.000	0.1996
D4	-0.0767072	0.01225	-6.26	0.000	0.3236
Seasonal_2	-0.0393034	0.01749	-2.25	0.027	0.0580
ECM81i	-0.0328540	0.01816	-1.81	0.074	0.0384
sigma	0.0167545	RSS		0.023018484	
R^2	0.982899	F(12,82) =	392.8	[0.000]**	
log-likelihood	260.654	DW		1.99	
no. of observations	95	no. of parameters		13	
mean(DLM81)	0.00989658	var(DLM81)		0.014169	

AR 1-5 test: F(5,77) = 1.0573 [0.3906]
 ARCH 1-4 test: F(4,74) = 1.2072 [0.3150]
 Normality test: Chi^2(2) = 0.041776 [0.9793]
 hetero test: F(17,64) = 1.6326 [0.0817]
 Hetero-X test: not enough observations

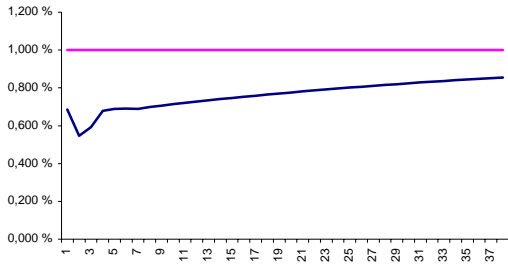
D4 = "d84:4"+"d86:3";
 D3 = "d89:1"+"d90:1";
 D2 = "d84:2"+"d91:1"+"d87:3"+"d86:2";

Merk: ECM81i = LM81_1-LX81_1+0.3*LK81_2-0.5*"w-pm_1"-0.02*"pe-pm_1"+0.006984*t;

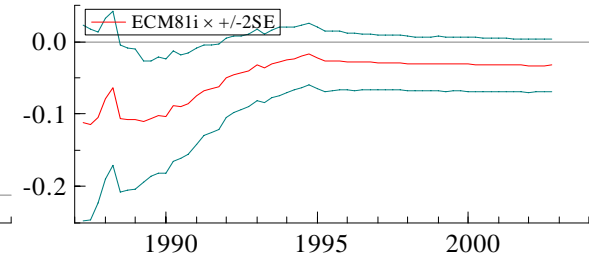
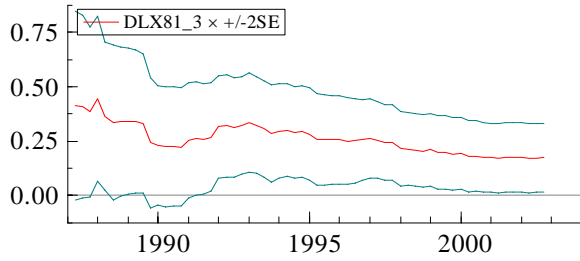
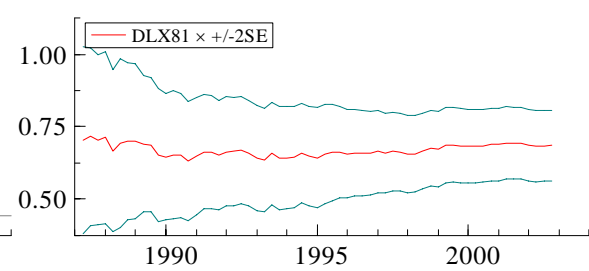
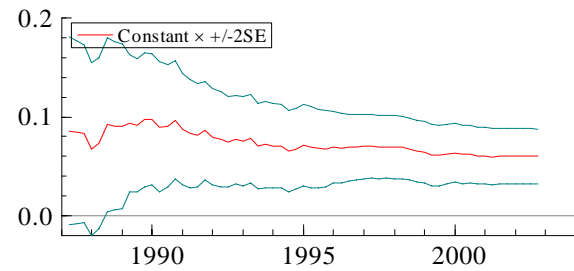
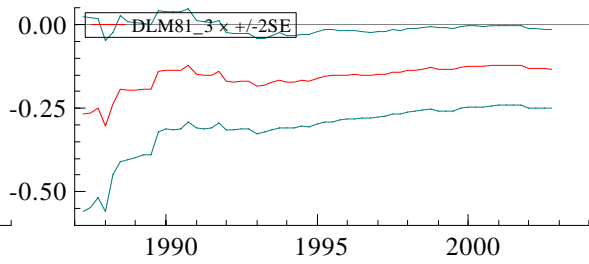
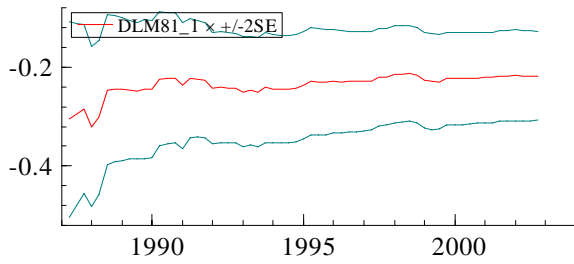
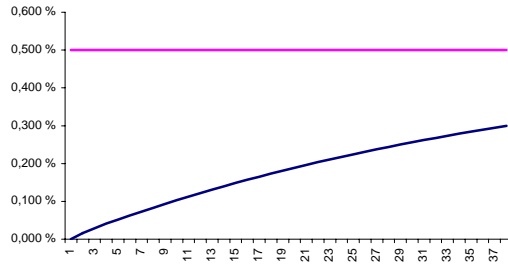
Kommentar:

Langtidsløsningen er påført direkte fra timeverkene uten problemer. Når det gjelder feilspesifikasjonstestene var det nødvendig med relativt mange dummyer for å tilnærme problemene med avvik fra hvit støy i residualene. Ellers ser vi at feiljusteringen er veldig liten. I dynamikken går tilpasningen veldig tregt til tross for en impact effekt på nesten 70% fra produksjon. For skift i relative priser som ikke har noen impacteffekter, ser vi at det går enda saktere. Først etter 94 kvartaler er 90% av langtidseffekten nådd.

1% økning i X gir % endring i LM81



1% økning i W/PM gir % endring i LM81



4.15 Næring 85 – Annen privat tjenesteproduksjon

EQ(27) Modelling DLM85 by OLS (using data85i.in7)
The estimation sample is: 1979 (4) to 2002 (2)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLM85_1	0.129215	0.07198	1.80	0.076	0.0397
DLM85_4	0.229193	0.06968	3.29	0.002	0.1218
Constant	-0.711409	0.1293	-5.50	0.000	0.2797
DLX85	0.736963	0.08629	8.54	0.000	0.4832
DLX85_2	0.297814	0.1160	2.57	0.012	0.0780
Dpu-pm_1	0.0953618	0.02836	3.36	0.001	0.1266
Dpu-pm_2	0.0800032	0.02834	2.82	0.006	0.0927
Trend	0.00222669	0.0003965	5.62	0.000	0.2879
Seasonal_1	-0.0382208	0.01050	-3.64	0.000	0.1453
d95:4	-0.0875711	0.02759	-3.17	0.002	0.1144
d81:4	0.0762552	0.02774	2.75	0.007	0.0883
d97:4	-0.0955431	0.03033	-3.15	0.002	0.1129
ECM85ii	-0.504809	0.09031	-5.59	0.000	0.2860
sigma	0.0265167	RSS		0.0548445225	
R^2	0.768389	F(12,78) =	21.56	[0.000]**	
log-likelihood	208.219	DW		2.05	
no. of observations	91	no. of parameters		13	
mean(DLM85)	0.0172202	var(DLM85)		0.00260215	

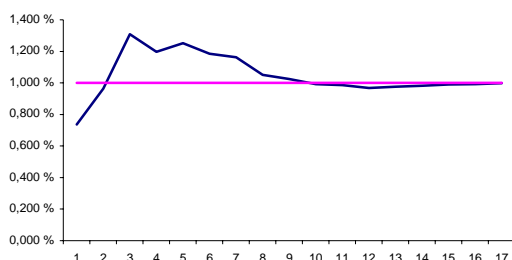
AR 1-5 test: F(5,73) = 0.54360 [0.7426]
ARCH 1-4 test: F(4,70) = 1.4389 [0.2303]
Normality test: Chi^2(2) = 2.8502 [0.2405]
hetero test: F(20,57) = 1.2960 [0.2196]
Not enough observations for hetero-X test

ECM85ii* = LM85_1-LX85_1+0.180265*LX85_2-0.45*"w-pm_1"-0.02*"pu-pm_1";

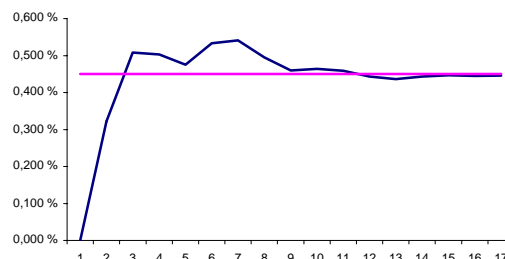
Kommentar:

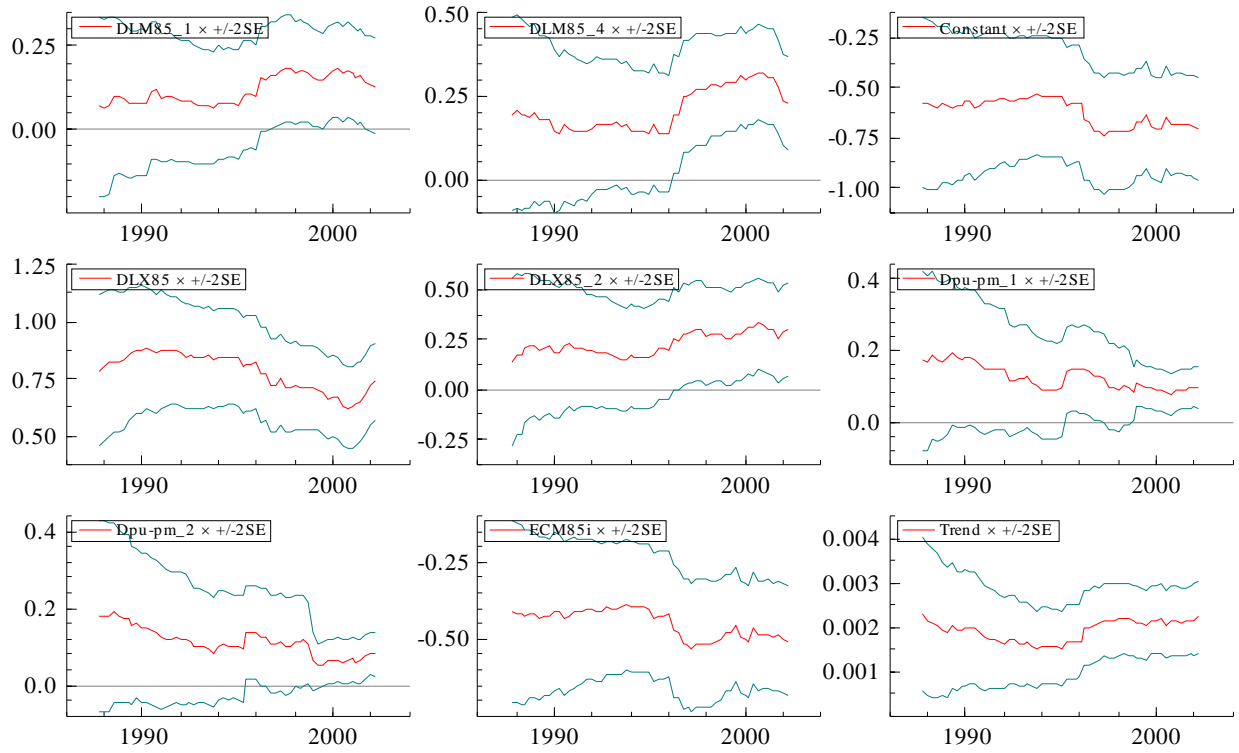
Timeverksrelasjonen er pålagt direkte fra timeverkene. Modellen har relativt mindre gode føyningsverdier, spesielt om vi ser på R² som er relativt lav. Den estimerte feiljusteringen er stor (over 50%). Impacteffekten fra produksjon gir oss nesten umiddelbart et skift opp på nytt nivå. Imidlertid får vi en overshooting effekt som gir seg ganske raskt. Noe av det samme bildet ser vi for endringer i relative faktorpriser (PU/PM), selv om effekten her kommer et par kvartaler senere. De rekursive estimatene under viser en del bevegelse mot slutten av perioden.

1% økning i X gir % endring i LM85



1% økning i PU/PM gir % endring i LM85





5. Estimeringsresultater for energiinnsats

Under følger estimeringsresultater for energiinnsats. De foretrukne modellene er gjengitt som utskrifter fra PcGive. Notasjonen i utskriftene er som følger:

- DLY = førstedifferansen (D) til logaritmen (L) til variabelen Y
- DLY_1 = DLY lagget en periode
- std.error = standardfeil til estimert koeffisient
- t-value = t-verdi til estimert koeffisient
- t-prob = signifikanssannsynlighet til estimert koeffisient
- sigma = standardavviket til ligningens residualer
- R² = determinasjonskoeffisienten
- RSS = "residual sum of squares"
- DW = Durbin Watsons test for 1. ordens seriekorrelasjon
- F(.,.) = F-test for nullhypotesen om at alle koeffisientene (eksklusive konstantleddet) er lik null

Utskriftene inneholder også rapporter på ulike feilspesifikasjonstester: "AR 1-5 test" er Harveys (1981) test for seriekorrelasjon opptil femte orden, "ARCH 1-4 test" er Engels (1982) test for fjerde ordens autoregressiv betinget heteroskedastisitet, "Normality test" er normalitetstesten beskrevet i Doornik og Hansen (1994) og "hetero test" er Whites (1980) test for heteroskedastisitet i residualene.

Generelt sett virker dataene for energiinnsats å passe den teoretiske modellen dårligere enn tilfellet er med produktinnsats. Det er i enkelte tilfeller store problemer med avvik fra hvit støy i residualene. For å unngå signifikante utslag på testene for seriekorrelasjon, heteroskedastisitet og avvik fra normalitet for residualene har jeg forsøkt å bruke dummyvariable og tilstrekkelig antall lag på den endogene variabelen. For enkelte næringer er også estimeringsperioden redusert for å få datamaterialet til å passe den teoretiske modellen bedre. Det er spesielt næringene Metaller, Produksjon av verkstedsprodukter, Produksjon av skip og oljeplattformer og Utenriks sjøfart som er problematiske i denne sammenheng. Jeg har også funnet at feiljusteringskoeffisienten er veldig lav, og så vidt signifikant i enkelte næringer. Føyningen til modellene for energiinnsats virker generelt dårligere. Stort sett er standardavvikene og verdiene på R² mindre gode her, enn tilfellet var for produktinnsatsen.

5.1 Næring 11 - Jordbruk

EQ(131) Modelling DLU11 by OLS (using datalli.in7)
 The estimation sample is: 1980 (1) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLU11_3	0.101057	0.05556	1.82	0.073	0.0412
DLU11_4	0.139952	0.05523	2.53	0.013	0.0770
Constant	-1.61274	0.1792	-9.00	0.000	0.5127
DLX11_1	0.564228	0.09423	5.99	0.000	0.3177
DLX11_4	-0.303260	0.08437	-3.59	0.001	0.1437
Dpm-pu	0.475882	0.06175	7.71	0.000	0.4354
Seasonal	1.17267	0.1458	8.04	0.000	0.4566
Seasonal_1	1.76584	0.1399	12.6	0.000	0.6743
Seasonal_2	0.930854	0.1340	6.95	0.000	0.3853
ECMu11	-0.159138	0.04055	-3.92	0.000	0.1667
d97:1	-0.328194	0.05019	-6.54	0.000	0.3570
d01:1	0.248730	0.05287	4.70	0.000	0.2233
d98:3	-0.213322	0.05676	-3.76	0.000	0.1550
d87:2	-0.126021	0.05001	-2.52	0.014	0.0762
D2	0.164701	0.02946	5.59	0.000	0.2888
sigma	0.0480865	RSS		0.178047983	
R^2	0.989689	F(14,77) =	527.9	[0.000]**	
log-likelihood	156.842	DW		2.27	
no. of observations	92	no. of parameters		15	
mean(DLU11)	0.00187924	var(DLU11)		0.187699	

AR 1-5 test: F(5,72) = 1.6866 [0.1488]
 ARCH 1-4 test: F(4,69) = 1.1483 [0.3413]
 Normality test: Chi^2(2) = 0.53439 [0.7655]
 hetero test: F(21,55) = 0.94104 [0.5443]
 Hetero-X test: not enough observations

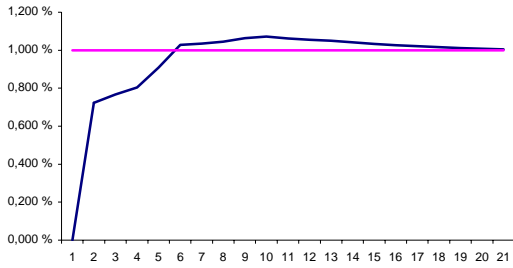
ECMu11 = LU11_1-LX11_1-0.18*"w-pu_1"-0.76*"pm-pu_1"

D2 = "d91:1"- "d94:1"+"d00:1";

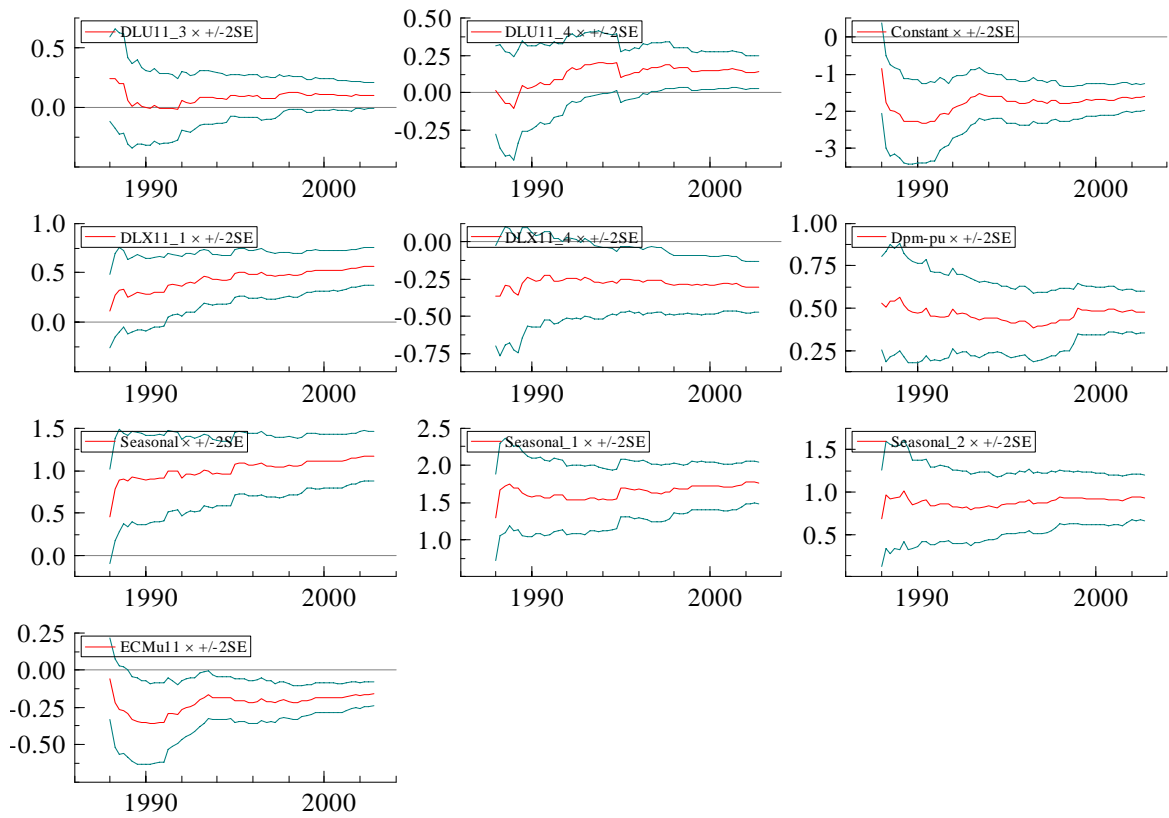
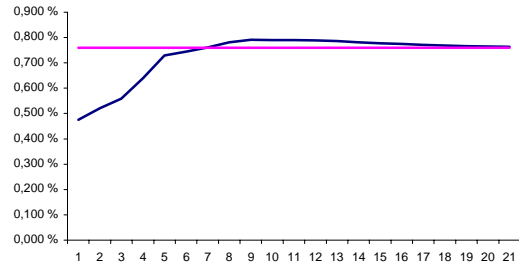
Kommentar:

I estimeringen av modellen var det utslag på flere av feilspesifikasjonstestene, men ved hjelp av dummyvariable er dette problemet tilnærmet. Standardavviket er på nesten 5%. Feiljusteringsleddet (ECMu11) er blant de største når vi ser på alle næringene for energiinnsats. Det er impacteffekt fra relative faktorpriser. Det dynamiske forløpet etter et skift ser relativt likt ut, vi får en liten overshooting effekt både som følge av økning i produksjon og relative faktorpriser. Under ser vi de rekursive estimatene. Koeffisienten for feiljusteringen er rimelig stabil fra 1992 og utover.

1% økning i X gir % endring i LU11



1% økning i PM/PU gir % endring i LU11



5.2 Næring 12 - Skogbruk

EQ(24) Modelling DLU12 by OLS (using l2dataekstra.in7)

The estimation sample is: 1992 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLU12_1	0.404492	0.09602	4.21	0.000	0.3567
DLU12_4	0.224657	0.04147	5.42	0.000	0.4784
Constant	-6.35824	0.9685	-6.56	0.000	0.5739
DLX12	0.833856	0.07390	11.3	0.000	0.7991
DLX12_1	-0.470518	0.1288	-3.65	0.001	0.2943
DLX12_3	0.139085	0.04212	3.30	0.002	0.2542
Dpm-pf	0.806087	0.1692	4.76	0.000	0.4149
ECMu12	-0.797727	0.1212	-6.58	0.000	0.5751
Trend	-0.00344858	0.001443	-2.39	0.023	0.1514
d96:2	-0.468793	0.1234	-3.80	0.001	0.3107
D1	0.336157	0.07992	4.21	0.000	0.3560
sigma	0.109075	RSS		0.380715571	
R^2	0.976619	F(10,32) =	133.7	[0.000]**	
log-likelihood	40.6141	DW		2.08	
no. of observations	43	no. of parameters		11	
mean(DLU12)	-0.0202089	var(DLU12)		0.378673	

AR 1-3 test: F(3,29) = 0.57294 [0.6374]
 ARCH 1-3 test: F(3,26) = 1.0553 [0.3850]
 Normality test: Chi^2(2) = 2.1937 [0.3339]
 hetero test: F(19,12) = 0.39876 [0.9644]
 Hetero-X test: not enough observations

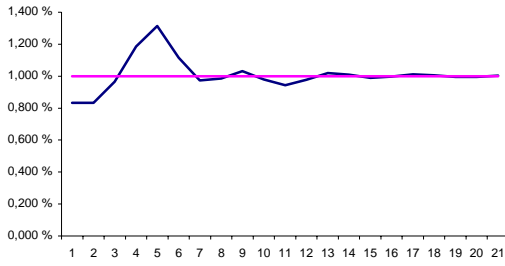
ECMu12 = LU12_1-LX12_1-0.53*"w-pf_1"-0.47*"pm-pf_1";

D1 = "d97:2"- "d95:2";

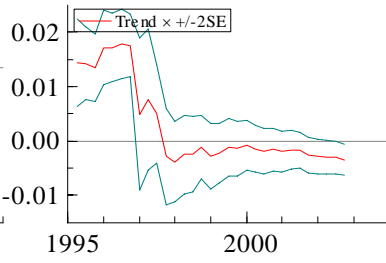
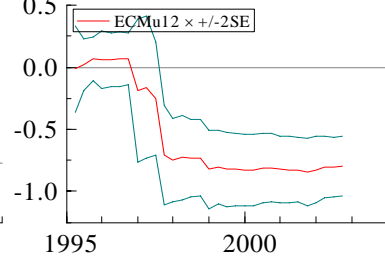
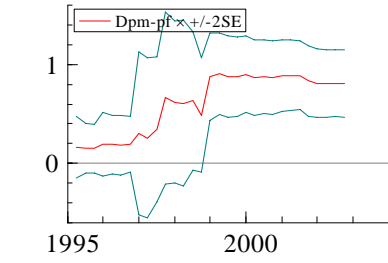
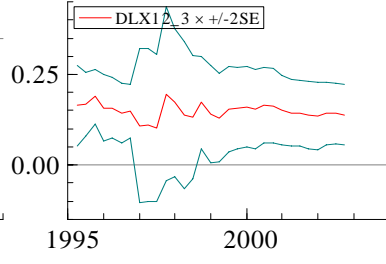
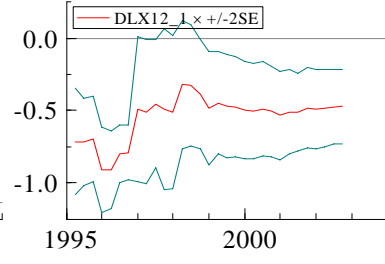
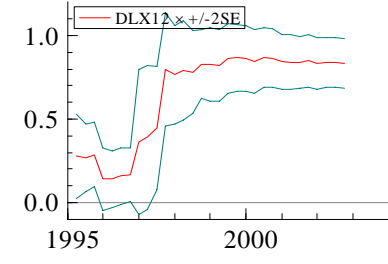
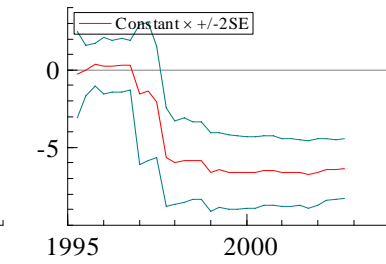
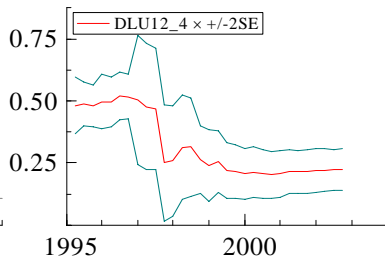
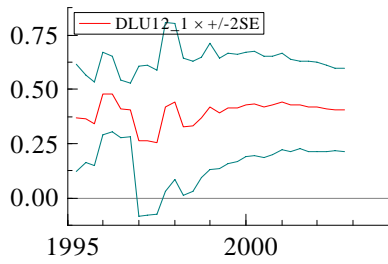
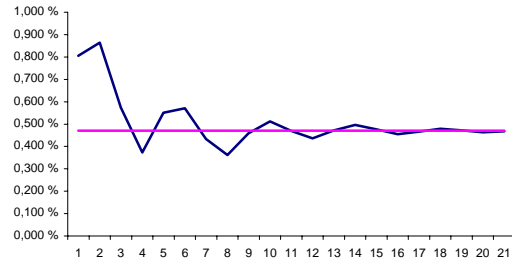
Kommentar:

I skogbruket er det manglede data før 1991:1. Det er brukt priser (*PF*) på fyringsolje (*F*) i stedet for den samlede energiprisen (*PU*), slik det ble gjort i relasjonene for arbeidskraft og annen produktinnsats. Det estimeres derfor bare over drøye 10 år. ECM-koeffisienten er meget stor. Standardfeilen er på nesten 11%, og det kan være grunn til å stille spørsmål ved hvor god den estimerte modellen er. ECM-likningen er pålagt i sin helhet fra arbeidskraftrelasjonen, i tillegg er trenden estimert fritt. De store verdiene på feiljusteringskoeffisienten og impacteffekten gjør at energiinnsatsen raskt er tilbake til nytt langsiktig nivå etter skift i produksjon og relative faktorpriser. Fra de rekursive estimatene under ser vi at det er store svingninger mellom 1995 og 2000 og mange av koeffisientene er midlertidig ikke signifikante når vi bruker +/- 2 standardavvik. Men relativt stabile og signifikante mot slutten av perioden.

1% økning i X gir % endring i LU12



1% økning i PM/PF gir % endring i LU12



5.3 Næring 15 – Konsumvarer

EQ(82) Modelling DLU15 by OLS (using data15i.in7)
 The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLU15_2	-0.156409	0.04697	-3.33	0.001	0.1259
DLU15_4	0.238046	0.04890	4.87	0.000	0.2354
Constant	-0.216864	0.05536	-3.92	0.000	0.1662
DLX15	1.10579	0.05049	21.9	0.000	0.8617
DLX15_2	0.144884	0.06334	2.29	0.025	0.0636
DLX15_4	-0.366176	0.07055	-5.19	0.000	0.2592
Dpm-pu	0.0358296	0.01896	1.89	0.063	0.0443
Dpm-pu_2	0.0825677	0.02252	3.67	0.000	0.1486
Dpm-pu_3	0.0447123	0.01797	2.49	0.015	0.0744
ECMu15	-0.0393090	0.01085	-3.62	0.001	0.1457
Seasonal	0.0272602	0.007722	3.53	0.001	0.1393
Seasonal_1	0.0270782	0.006828	3.97	0.000	0.1696
d95:1	-0.115203	0.02108	-5.46	0.000	0.2794
d99:1	-0.176432	0.02533	-6.96	0.000	0.3864
d88:1	0.0994376	0.02089	4.76	0.000	0.2273
D1	0.130169	0.01432	9.09	0.000	0.5175
D2	0.0763339	0.01241	6.15	0.000	0.3294
d80:1	0.230377	0.02110	10.9	0.000	0.6075

sigma 0.0199175 RSS 0.0305465743
 R^2 0.96681 F(17,77) = 131.9 [0.000]**
 log-likelihood 247.214 DW 2.5
 no. of observations 95 no. of parameters 18
 mean(DLU15) 0.00434651 var(DLU15) 0.0096879

AR 1-5 test: F(5,72) = 1.3471 [0.2546]
 ARCH 1-4 test: F(4,69) = 0.27264 [0.8947]
 Normality test: Chi^2(2) = 3.5661 [0.1681]
 hetero test: F(27,49) = 0.86297 [0.6539]
 Hetero-X test: not enough observations

$$ECMu15 = LU15_1 - 1.06903 * LX15_1 + 0.06903 * LK15_2 - 0.16 * "w-pu_1" - 0.82 * "pm-pu_1";$$

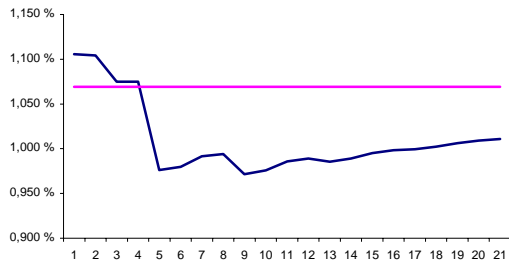
$$D1 = "d84:1" - "d93:1";$$

$$D2 = "d91:1" + "d86:1" + "d89:3";$$

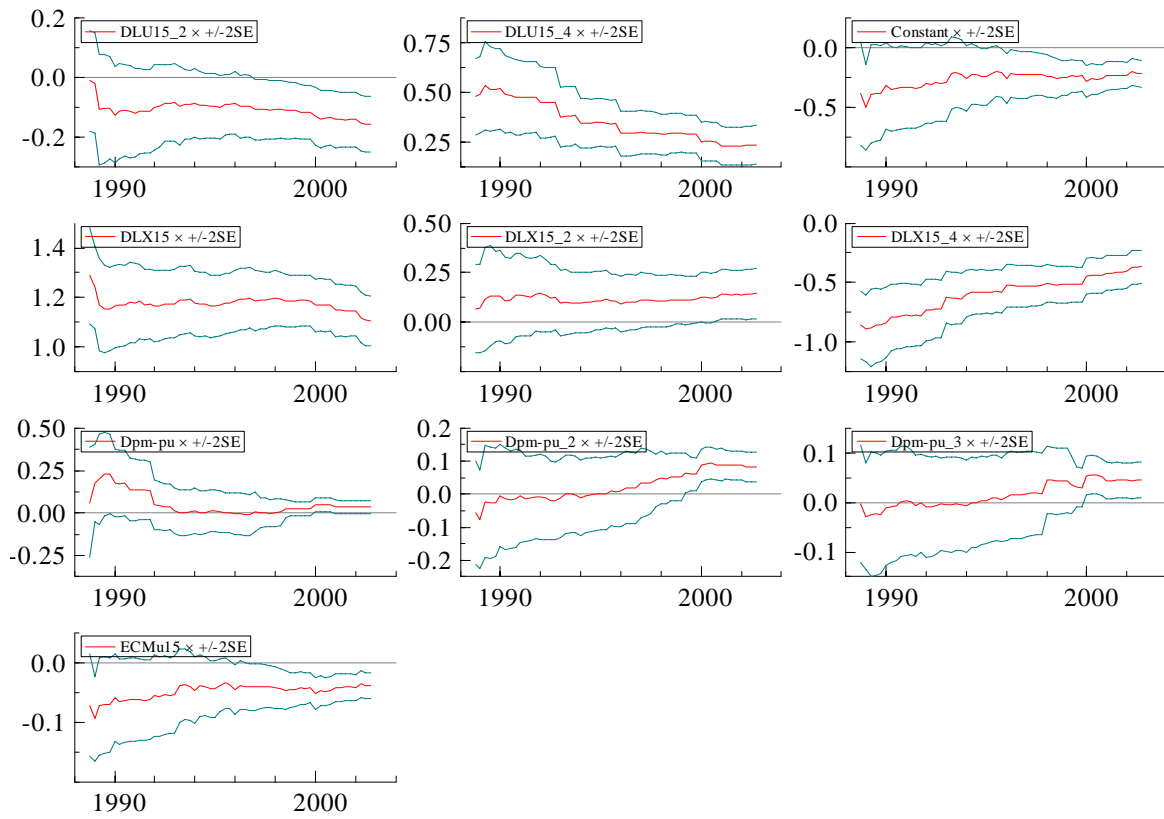
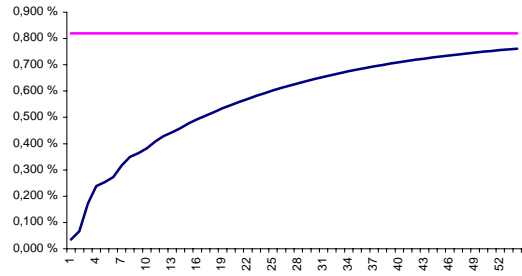
Kommentar:

Langtidsløsningen er pålagt i sin helhet fra arbeidskraftrelasjonen. Jeg har brukt relativt mange dummyvariable, da residualene i utgangspunktet gjorde store utslag på testene for normalitet og heteroskedastisitet. Estimeringen gir relativt mange pris og produksjonseffekter, mens feiljusteringskoeffisienten er på nærmere 4 %. Et skift i relative faktorpriser gir en treg tilpasning, siden det er svake impacteffekter. Fra den rekursive estimeringen ser vi en del bevegelser, feiljusteringen holder seg relativt stabil mot slutten av perioden.

1% økning i X gir % endring i LU15



1% økning i PM/PU % endring i LU15



5.4 Næring 25 – Produktinnsats og investeringsvarer

EQ(34) Modelling DLU25 by OLS (using data25i.in7)

The estimation sample is: 1981 (4) to 2000 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLU25_4	-0.311057	0.03975	-7.83	0.000	0.4890
Constant	-0.0631815	0.01507	-4.19	0.000	0.2156
DLX25	1.03700	0.03032	34.2	0.000	0.9481
DLX25_4	0.215861	0.05118	4.22	0.000	0.2175
DLX25_5	-0.148050	0.01956	-7.57	0.000	0.4723
Dw-pu	0.0375418	0.01015	3.70	0.000	0.1762
Seasonal_1	0.0569922	0.003966	14.4	0.000	0.7634
ECMu25	-0.0182697	0.006175	-2.96	0.004	0.1203
d84:1	0.0936667	0.01399	6.70	0.000	0.4119
D7	0.0409791	0.009412	4.35	0.000	0.2285
D8	-0.0372715	0.01015	-3.67	0.000	0.1741
D9	0.157125	0.008948	17.6	0.000	0.8281
D10	0.110207	0.006380	17.3	0.000	0.8234
sigma	0.0123077	RSS		0.00969475602	
R^2	0.985349	F(12,64) =	358.7	[0.000]**	
log-likelihood	236.471	DW		1.81	
no. of observations	77	no. of parameters		13	
mean(DLU25)	0.00507515	var(DLU25)		0.00859373	

AR 1-5 test: F(5,59) = 0.38221 [0.8590]

ARCH 1-4 test: F(4,56) = 1.0591 [0.3853]

Normality test: Chi^2(2) = 1.1805 [0.5542]

hetero test: F(20,43) = 1.4352 [0.1583]

Hetero-X test: not enough observations

ECMu25 = LU25_1-LX25_1+0.3*LK25_2-0.3*"w-pu_1"-0.68*"pm-pu_1";

D7 = "d98:1"+"d87:1";

D8 = "d00:2"+"d99:2";

D9 = "d00:1"-d93:1";

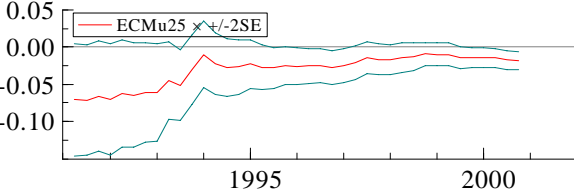
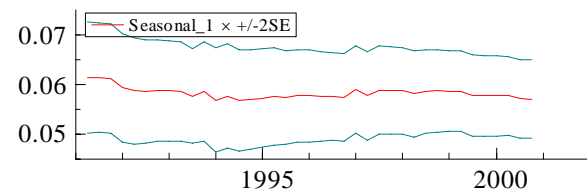
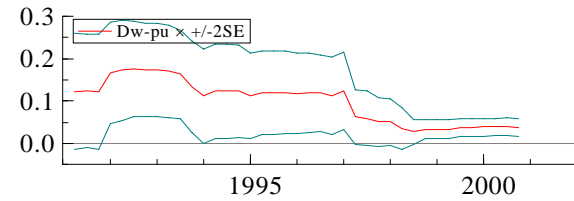
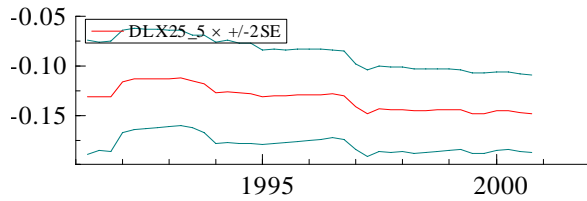
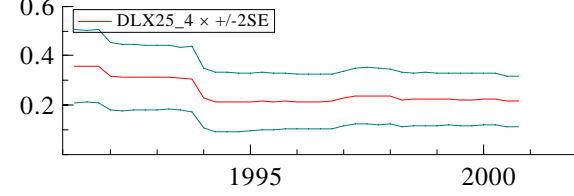
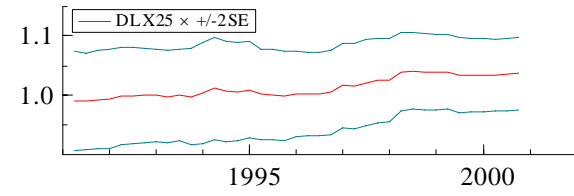
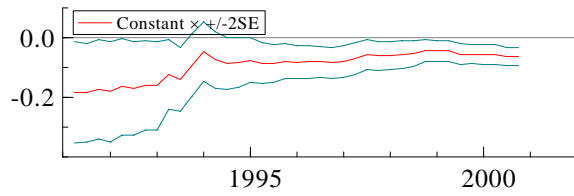
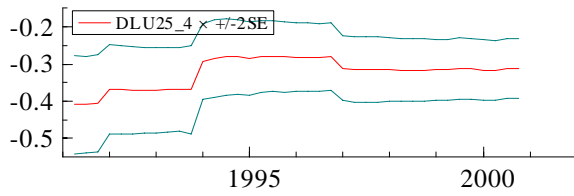
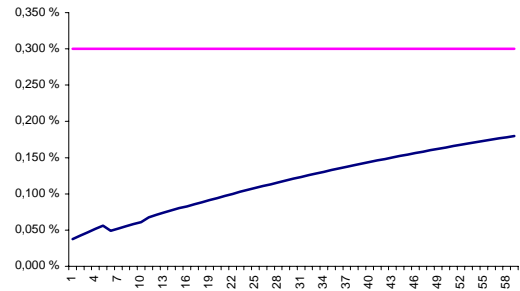
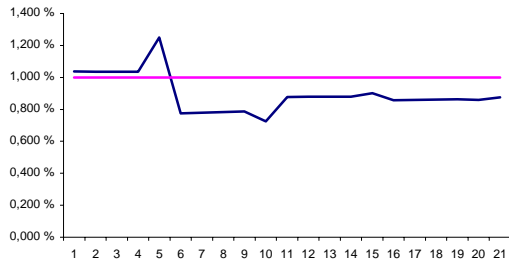
D10 = "d88:1"+"d91:1"+"d96:1"-d83:1";

Kommentar:

Her var det også problemer med store utslag på feilspesifikasjonstestene. Dette er tilnærmet ved bruk av dummyvariable. Langtidsløsningen er direkte pålagt fra arbeidskraftrelasjonen, og vi ser at koeffisienten er på under 2%. Dette gir en veldig treg tilpasning mot ny likevekt etter et skift i for eksempel lønn. Da er 60% av langtidseffekten nådd etter 58 kvartaler. Modellen har ok føyningsverdier, et standardavvik på 1,2% og en R² på 98,5%.

1% økning i W/PU gir % endring i LU25

1% økning i X gir % endring i LU25



5.5 Næring 34 - Treforedling

EQ(17) Modelling DLU34 by OLS (using data34i.in7)
 The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (3)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLU34_4	-0.0672867	0.01342	-5.01	0.000	0.2535
Constant	-0.00545972	0.007362	-0.742	0.461	0.0074
DLX34	0.913731	0.02507	36.5	0.000	0.9472
DLX34_1	0.0889001	0.02001	4.44	0.000	0.2105
ECMu34i	-0.0238842	0.008549	-2.79	0.007	0.0954
Dpm-pu	0.0282437	0.008387	3.37	0.001	0.1329
Dw-pu_4	0.0259277	0.007474	3.47	0.001	0.1399
Seasonal_1	-0.0256544	0.003645	-7.04	0.000	0.4010
Seasonal_2	-0.0116353	0.003807	-3.06	0.003	0.1121
d89:1	-0.171917	0.009436	-18.2	0.000	0.8177
d93:1	0.294780	0.009887	29.8	0.000	0.9232
d86:1	-0.0994708	0.009278	-10.7	0.000	0.6084
d92:1	-0.0406399	0.009514	-4.27	0.000	0.1978
D1	0.0498700	0.007020	7.10	0.000	0.4055
D2	0.138504	0.006674	20.8	0.000	0.8534
D4	0.205548	0.005211	39.4	0.000	0.9546
D98:3-99:3	-0.0156888	0.004280	-3.67	0.000	0.1536
D90:3-91:3	-0.0125158	0.004275	-2.93	0.005	0.1038
d88:1	-0.0282248	0.009057	-3.12	0.003	0.1160
D82:1-83:3	-0.0100304	0.003779	-2.65	0.010	0.0869
sigma	0.00889632	RSS		0.0058566978	
R^2	0.99284	F(19,74) =	540.1	[0.000]**	
log-likelihood	321.743	DW		2.52	
no. of observations	94	no. of parameters		20	
mean(DLU34)	0.0096074	var(DLU34)		0.0087017	
AR 1-5 test:	F(5,69) =	1.6146	[0.1677]		
ARCH 1-4 test:	F(4,66) =	0.42628	[0.7891]		
Normality test:	Chi^2(2) =	1.4398	[0.4868]		
hetero test:	F(27,46) =	0.41335	[0.9919]		

$ECMu34i = LU34_1 - LX34_1 + 0.3 * LK34_2 - 0.19 * w-pu_1 - 0.74 * pm-pu_1$;

$D1 = d97:1 + d85:1$;

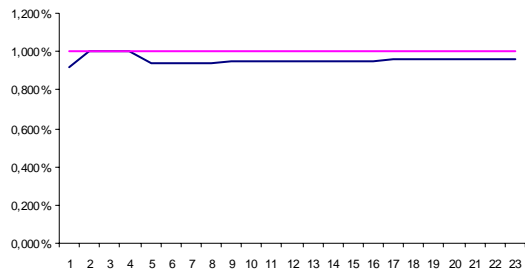
$D2 = d00:1 - d83:1$;

$D4 = d91:1 - d96:1 + d95:1 + d80:1$;

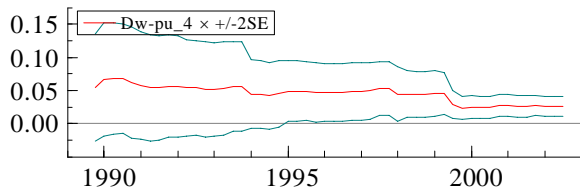
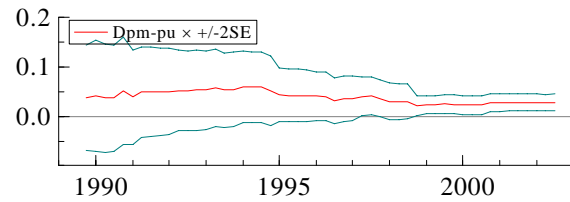
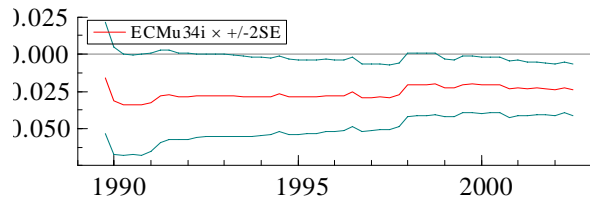
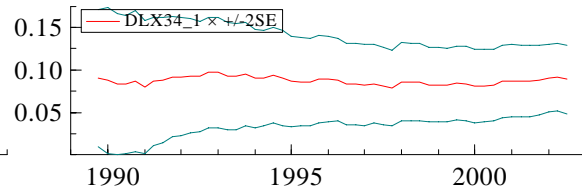
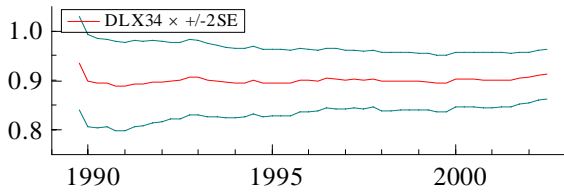
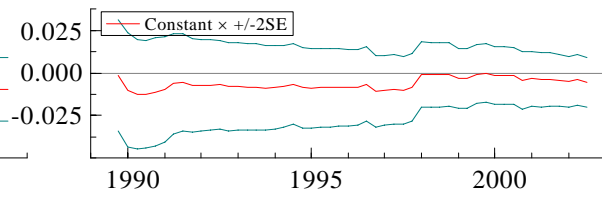
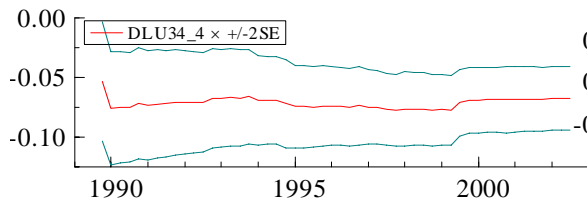
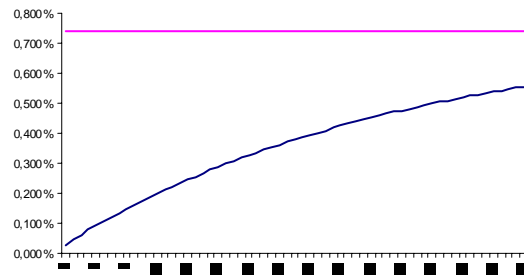
Kommentar:

Også i denne modellen var det problemer med feilspesifikasjonstestene. Forholdsvis mange dummyvariable er brukt for å tilnærme problemene med autokorrelasjon og avvik fra normalitet i residualene. Føyningsverdiene er gode, med et standardavvik på litt under 1%. Langtidsløsningen er pålagt direkte fra arbeidskraftrelasjonen. Korreksjonskoeffisienten er bare på 2,3 %, og som vi ser av skiftet i *PM* under, er tilpasningen treg mot det nye langtidsnivået. Fra de rekursive estimatene under ser vi en viss bevegelse mot slutten av perioden, men ECM-koeffisienten er blant de som holder seg mest stabil gjennom hele 90-tallet.

1% økning i X gir % endring i LU34



1% økning i PM/PU gir % endring i LU34



5.6 Næring 37 – Kjemiske råvarer

EQ(106) Modelling DLU37 by OLS (using data37i.in7)
 The estimation sample is: 1981 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLU37_4	0.224633	0.02249	9.99	0.000	0.5876
Constant	-0.0126535	0.004102	-3.08	0.003	0.1197
DLX37	0.938078	0.01818	51.6	0.000	0.9744
DLX37_1	-0.0532379	0.01528	-3.49	0.001	0.1479
DLX37_4	-0.217664	0.02668	-8.16	0.000	0.4874
Dw-pu	0.0279603	0.009817	2.85	0.006	0.1038
d95:1	-0.270685	0.009154	-29.6	0.000	0.9259
d96:1	0.394649	0.01170	33.7	0.000	0.9421
d93:1	0.188932	0.009132	20.7	0.000	0.8594
d94:1	-0.136411	0.009421	-14.5	0.000	0.7497
d01:1	0.0949542	0.008374	11.3	0.000	0.6475
d88:1	0.0693811	0.008963	7.74	0.000	0.4612
D4	0.0543549	0.005028	10.8	0.000	0.6254
D5	0.109271	0.006246	17.5	0.000	0.8138
d91:1	0.0339107	0.008374	4.05	0.000	0.1898
ECMu37	-0.0129034	0.004399	-2.93	0.005	0.1094
D6	0.0275930	0.005999	4.60	0.000	0.2321
sigma	0.00824925	RSS		0.00476351093	
R^2	0.993127	F(16,70) =	632.2	[0.000]**	
log-likelihood	303.404	DW		2.53	
no. of observations	87	no. of parameters		17	
mean(DLU37)	0.00700034	var(DLU37)		0.00796619	

AR 1-5 test: F(5,65) = 2.2003 [0.0648]
 ARCH 1-4 test: F(4,62) = 0.64878 [0.6299]
 Normality test: Chi^2(2) = 2.3040 [0.3160]
 hetero test: F(25,44) = 0.98223 [0.5070]
 Not enough observations for hetero-X test

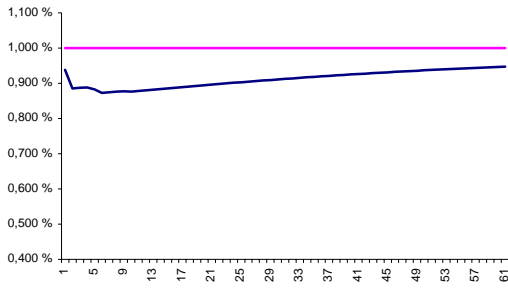
ECMu37 = LU37_1-LX37_1+0.3*LK37_2-0.18*"w-pu_1"-0.76*"pm-pu_1"+0.0023163*t;

D4 = "d89:2"- "d89:3"- "d86:1";
 D5 = "d98:1"- "d87:1";
 D6 = "d83:1"- "d90:1";

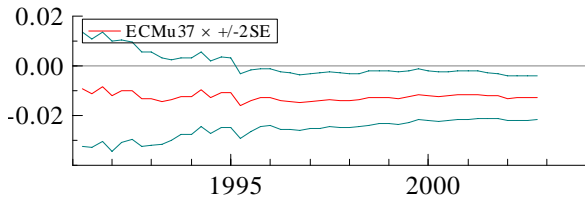
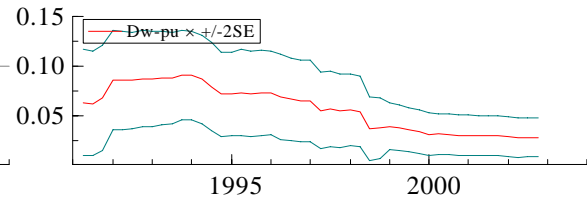
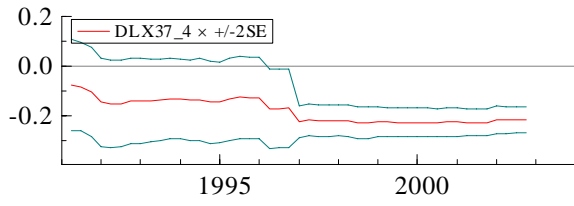
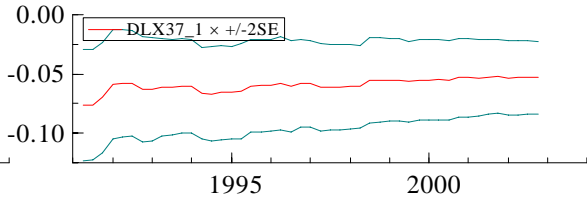
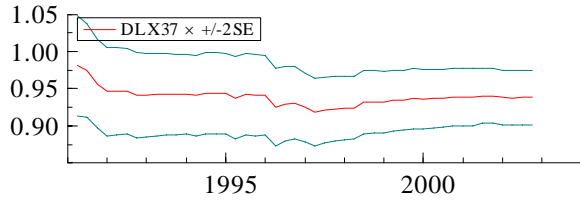
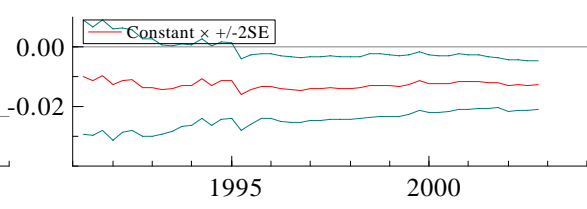
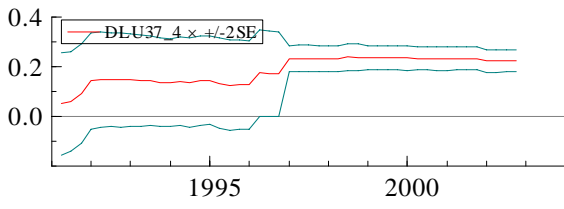
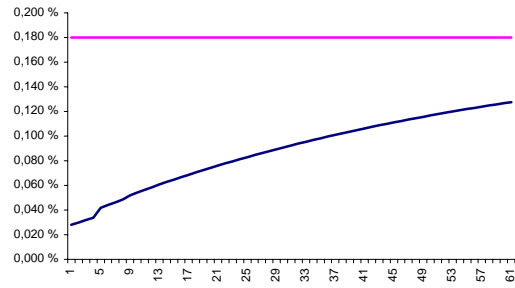
Kommentar:

Nok en gang problemer med feilspesifikasjonstestene, som er løst ved hjelp av dummyvariable. Modellen viser god føyning. Langtidsløsningen er pålagt direkte fra arbeidskraftrelasjonen. Feiljusteringen er så vidt over 1% pr. kvartal, men signifikant. Impacteffekten fra produksjon gjør at vi raskt er oppe i nærheten av langtidsnivået ved et skift. Et skift i relative faktorpriser gir en veldig treg tilpasning mot langsiktensnivået. De rekursive estimatene for ECM-koeffisienten er stabile fra ca. 1995 og ut perioden.

1% økning i X gir % endring i LU37



1% økning i W/PU gir % endring i LU37



5.7 Næring 43 - Metaller

EQ(224) Modelling DLU43 by OLS (using data43i.in7)
 The estimation sample is: 1982 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLU43_4	-0.404958	0.01441	-28.1	0.000	0.9250
Constant	0.0187435	0.006193	3.03	0.004	0.1252
DLX43	1.01816	0.009342	109.	0.000	0.9946
DLX43_1	0.0461675	0.008366	5.52	0.000	0.3224
DLX43_2	-0.0747039	0.008118	-9.20	0.000	0.5695
DLX43_4	0.417022	0.01597	26.1	0.000	0.9142
d95:1	0.336208	0.004251	79.1	0.000	0.9899
d93:1	0.220557	0.004030	54.7	0.000	0.9791
d85:1	-0.101363	0.004038	-25.1	0.000	0.9078
d97:1	-0.0767168	0.005580	-13.7	0.000	0.7470
d96:1	-0.118405	0.006653	-17.8	0.000	0.8319
d89:3	-0.0214713	0.004008	-5.36	0.000	0.3096
D4	0.0481157	0.001970	24.4	0.000	0.9031
D5	0.0591670	0.002995	19.8	0.000	0.8591
D6	0.0138824	0.002382	5.83	0.000	0.3467
d01:1	-0.0670842	0.004111	-16.3	0.000	0.8062
d02:1	0.0121714	0.004676	2.60	0.011	0.0957
D7	-0.00839547	0.002823	-2.97	0.004	0.1214
ECMu43i	-0.00715023	0.002918	-2.45	0.017	0.0858
sigma	0.00388361	RSS		0.000965273282	
R^2	0.998492	F(18,64) =		2354 [0.000]**	
log-likelihood	353.749	DW		2.29	
no. of observations	83	no. of parameters		19	
mean(DLU43)	0.0123418	var(DLU43)		0.00771187	

AR 1-5 test: F(5,59) = 1.0509 [0.3968]

ARCH 1-4 test: F(4,56) = 1.1357 [0.3491]

Normality test: Chi^2(2) = 0.96431 [0.6175]

hetero test: F(27,36) = 0.55596 [0.9415]

Not enough observations for hetero-X test

ECMu43i = LU43_1-LX43_1+0.5*LK43_2-0.17*"w-pu_1"-0.73*"pm-pu_1"+0.006328635*t;

D4 = "d98:1"- "d02:1"- "d91:1";+"d89:1"- "d92:1";

D5 = "d83:1"- "d88:1";

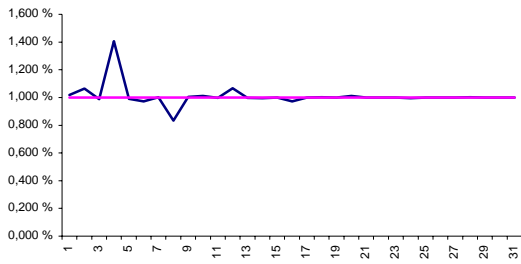
D6 = "d84:1"+ "d89:2"- "d86:1";

D7 = "d94:3"+ "d93:3";

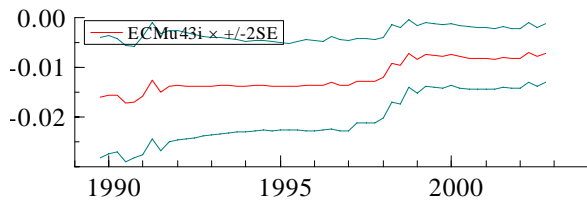
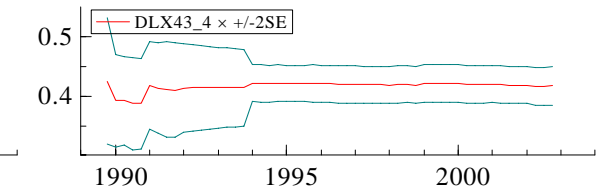
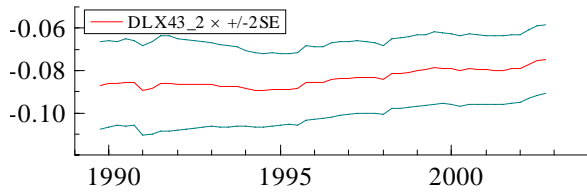
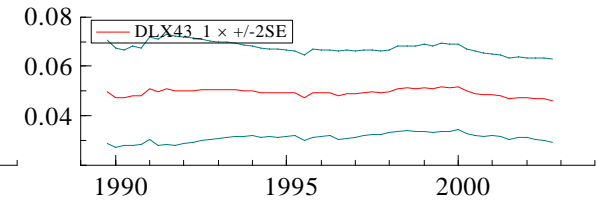
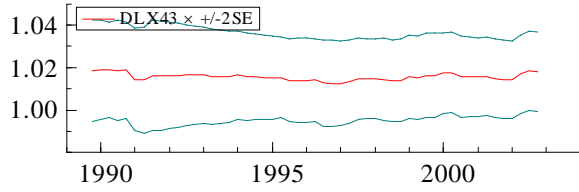
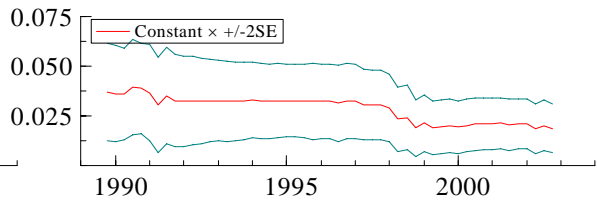
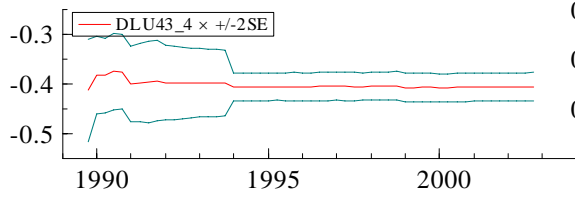
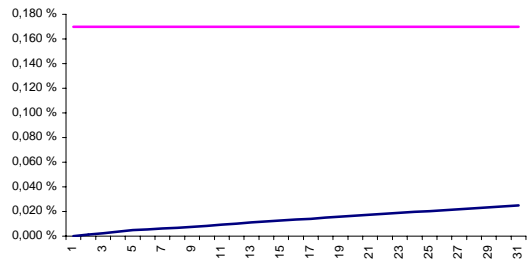
Kommentar:

Metaller var blant de næringene som var mer problematisk. Både med hensyn til feilspesifikasjonstestene, og med en estimert verdi på feilkorleksjonen på under 1%. Men koeffisienten har negativt fortegn og er signifikant, så en viss bevegelse mot likevekt er der. Det rekursive estimatet for ECM-koeffisienten er også relativt stabilt negativt.

1% økning i X gir % endring i LU43



1% økning i W/PU gir % endring i LU43



5.8 Næring 45 - Verkstedsprodukter

EQ(84) Modelling DLU45 by OLS (using data45i.in7)
 The estimation sample is: 1986 (4) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLU45_4	-0.114050	0.01686	-6.76	0.000	0.4933
Constant	-0.0286113	0.009981	-2.87	0.006	0.1488
DLX45	0.981508	0.01445	67.9	0.000	0.9899
DLX45_4	0.109108	0.01807	6.04	0.000	0.4368
Dw-pu_2	0.0198849	0.006088	3.27	0.002	0.1850
Dw-pu_4	0.0176358	0.006041	2.92	0.005	0.1535
Dpm-pu_3	0.0217272	0.005846	3.72	0.001	0.2271
Seasonal	-0.0347551	0.002650	-13.1	0.000	0.7854
Seasonal_2	0.00566819	0.002936	1.93	0.060	0.0735
D01	-0.0673363	0.005192	-13.0	0.000	0.7816
D02	0.228212	0.004626	49.3	0.000	0.9811
D03	-0.108009	0.004795	-22.5	0.000	0.9152
d93:1	-0.0888806	0.007168	-12.4	0.000	0.7659
d91:1	0.137086	0.007034	19.5	0.000	0.8899
d88:1	0.122624	0.006852	17.9	0.000	0.8720
d95:1	0.0429212	0.006809	6.30	0.000	0.4581
d93:2	-0.0188874	0.006530	-2.89	0.006	0.1511
ECMu45	-0.00804250	0.003012	-2.67	0.010	0.1317

sigma 0.00632338 RSS 0.00187930027
 R^2 0.998168 F(17,47) = 1506 [0.000]**
 log-likelihood 247.434 DW 1.86
 no. of observations 65 no. of parameters 18
 mean(DLU45) 0.000736916 var(DLU45) 0.0157832

AR 1-5 test: F(5,42) = 1.4035 [0.2427]
 ARCH 1-4 test: F(4,39) = 0.53794 [0.7087]
 Normality test: Chi^2(2) = 1.7425 [0.4184]
 hetero test: F(26,20) = 0.97905 [0.5272]
 Not enough observations for hetero-X test

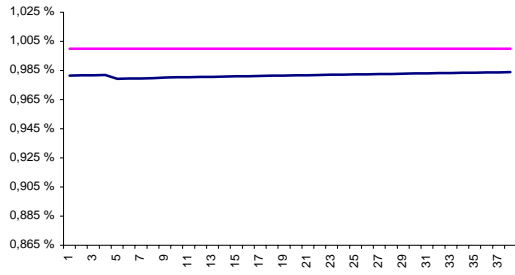
ECMu45 = LU45_1-LX45_1+0.3*LK45_2-0.34*"w-pu_1"-0.65*"pm-pu_1"+0.002666*t;

D01 = "d94:1"+"d98:1";
 D02 = "d00:1"- "d96:1";
 D03 = "d01:1"- "d92:1";

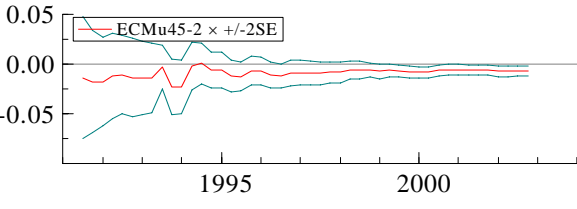
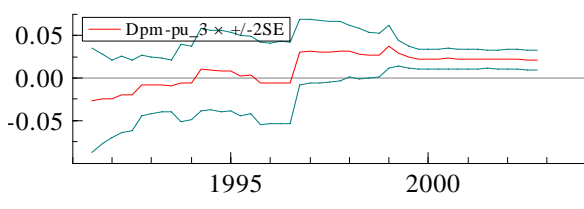
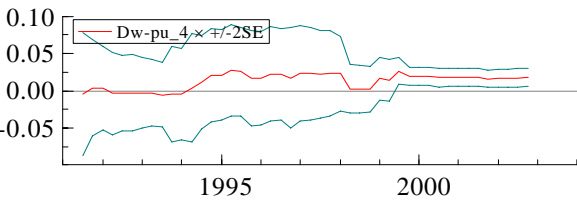
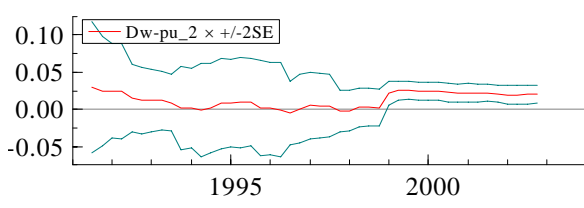
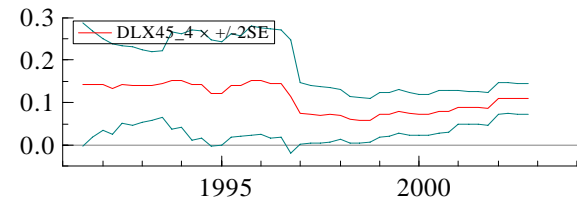
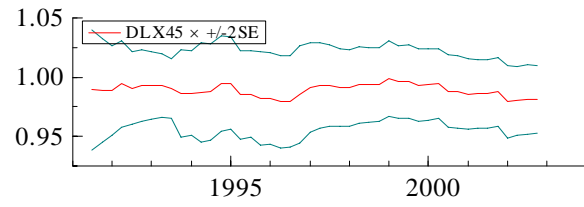
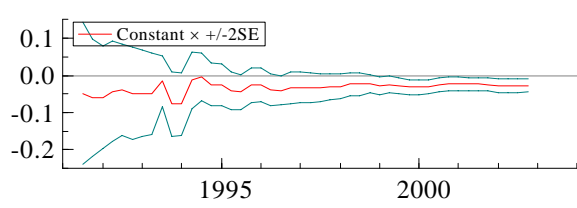
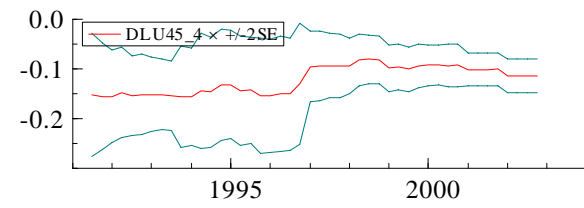
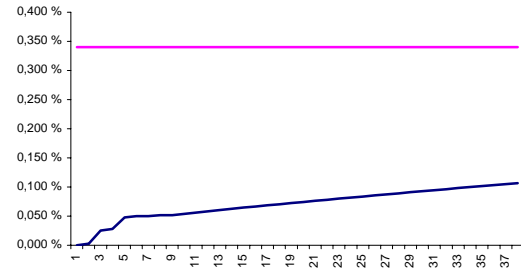
Kommentar:

I næringen for verkstedprodukter var det svært store tegn til avvik fra normalitet i residualene. Dette er tilnærmet ved hjelp av dummyvariable. Feiljusteringskoeffisienten er også veldig lav, men fortegnet er signifikant på 1%nivå. Modellen viser ellers god føyning. Den dynamiske tilpasningen er veldig treg, spesielt for et skift i relative faktorpriser (*W/PU*). Når vi ser på de rekursive estimatene så forsterkes bildet av en svak negativ ECM-koeffisient. For en del av de andre variablene som er med i modellen, ser vi at noen av de skifter fortegn underveis, men altså ender opp signifikante mot slutten av estimeringsperioden.

1% økning i X gir % endring i LM45



1% økning i W/PU gir % endring i LM45



5.9 Næring 50 – Skip og oljeplattformer

EQ(238) Modelling DLU50 by OLS (using data50i.in7)
The estimation sample is: 1980 (4) to 2002 (4)

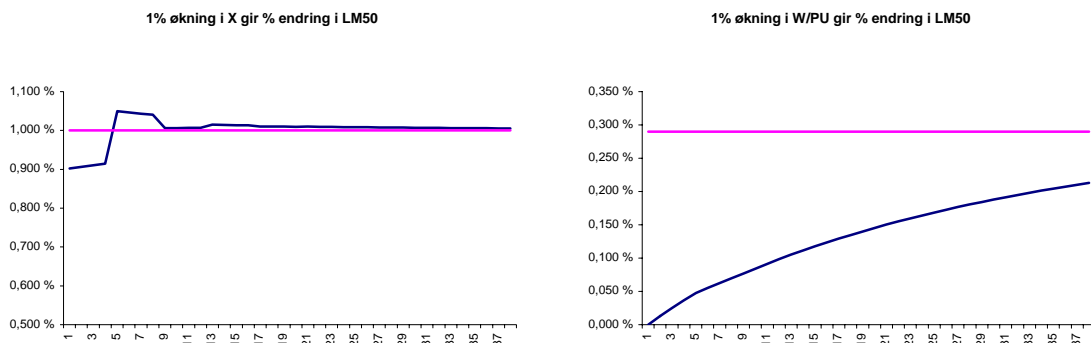
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLU50_4	-0.243351	0.05539	-4.39	0.000	0.2004
ECMu50i	-0.0439782	0.02491	-1.77	0.081	0.0389
Constant	-0.143212	0.07928	-1.81	0.075	0.0407
DLX50	0.902039	0.04621	19.5	0.000	0.8319
DLX50_4	0.351003	0.05885	5.96	0.000	0.3160
d96:1	-0.293327	0.03408	-8.61	0.000	0.4903
d00:1	0.389721	0.03383	11.5	0.000	0.6328
d93:1	-0.217099	0.03453	-6.29	0.000	0.3393
d97:1	-0.170892	0.03930	-4.35	0.000	0.1971
d92:1	0.172487	0.03344	5.16	0.000	0.2568
d84:1	0.117175	0.03475	3.37	0.001	0.1286
Trend	-0.000564362	0.0003432	-1.64	0.104	0.0339
sigma	0.0327815	RSS		0.0827462884	
R^2	0.937361	F(11,77) =	104.8	[0.000]**	
log-likelihood	184.352	DW		2.26	
no. of observations	89	no. of parameters		12	
mean(DLU50)	0.00228582	var(DLU50)		0.0148427	

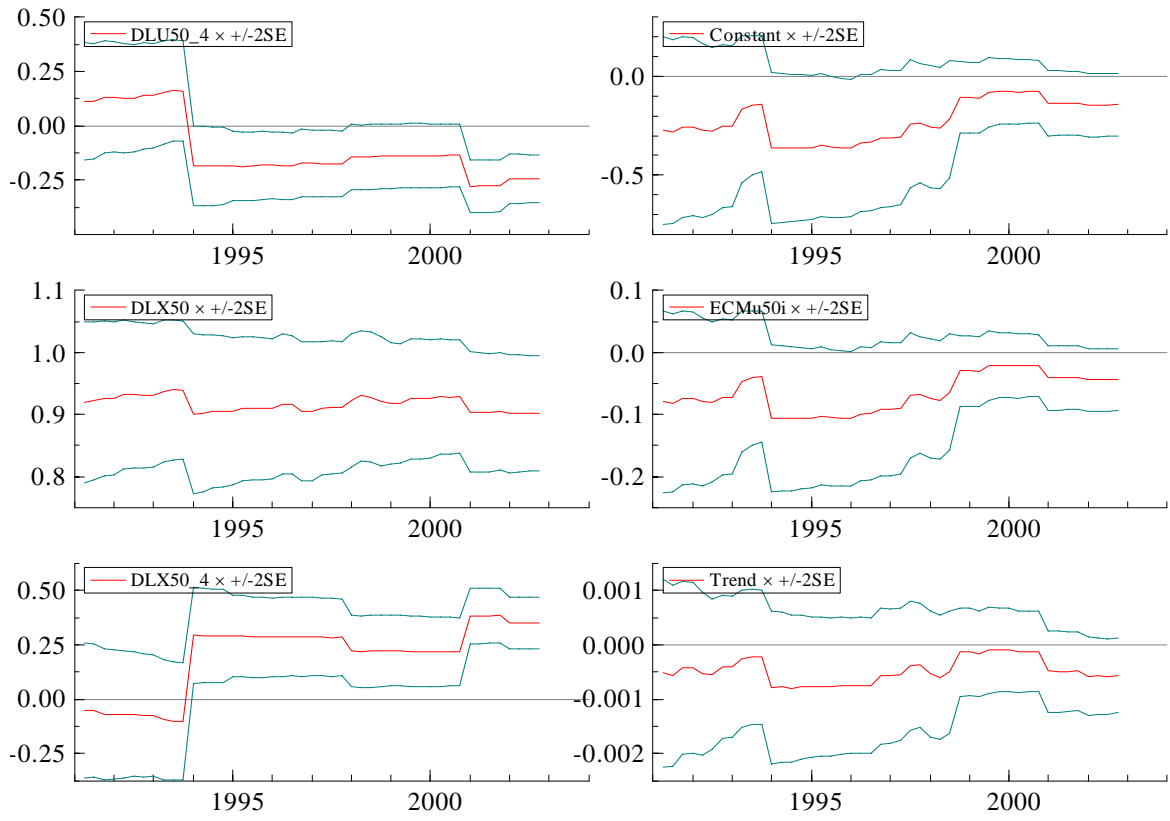
AR 1-5 test: F(5,72) = 6.4780 [0.0001]**
ARCH 1-4 test: F(4,69) = 0.58266 [0.6762]
Normality test: Chi^2(2) = 3.0779 [0.2146]
hetero test: F(16,60) = 0.66968 [0.8115]
Not enough observations for hetero-X test

ECMu50i = LU50_1-LX50_1+0.3*LK50_2-0.29*"w-pu_1"-0.7*"pm-pu_1";

Kommentar:

I estimeringen av denne modellen var det svært store utslag i testene for seriekorrelasjon og avvik fra normalitet i residualene. Problemene er forsøkt tilnærmet gjennom dummyer, men vi ser utslaget på testen for seriekorrelasjon. Likevel har jeg valgt å ta med dette resultatet. De rekursive estimatene under viser bevegelse i koeffisientene gjennom perioden, men fortegnet til ECM-koeffisienten har gjennomgående riktig fortegn. Trendkoeffisienten er også tatt med, da den er svært nær å bli signifikant på 10% nivå mot slutten av perioden. Den dynamiske illustrasjonen er ellers lik den vi har sett for en del av de andre energi-relasjonene: en øyeblikkelig tilpasning ved skift i produksjon, mens vi ser en gradvis feiljustering ved et skift i relative faktorpriser (W/PU).





5.10 Næring 55 – Bygg og anlegg

EQ(51) Modelling DLU55 by OLS (using data55i.in7)

The estimation sample is: 1980 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLU55_4	0.719938	0.04237	17.0	0.000	0.7788
Constant	-0.763933	0.3267	-2.34	0.022	0.0625
DLX55	0.265996	0.09012	2.95	0.004	0.0960
Trend	-0.000903950	0.0003208	-2.82	0.006	0.0883
ECMu55ii	-0.107136	0.04427	-2.42	0.018	0.0667
d91:1	0.249304	0.06238	4.00	0.000	0.1630
D1	-0.256501	0.04328	-5.93	0.000	0.2999
D2	-0.319954	0.04246	-7.54	0.000	0.4092
d84:2	-0.216351	0.06231	-3.47	0.001	0.1282
sigma	0.0582997	RSS		0.278706371	
R^2	0.898005	F(8,82) =	90.25	[0.000]**	
log-likelihood	134.251	DW		2.15	
no. of observations	91	no. of parameters		9	
mean(DLU55)	0.00555361	var(DLU55)		0.030028	

AR 1-5 test: F(5,77) = 1.2470 [0.2956]
 ARCH 1-4 test: F(4,74) = 1.1392 [0.3448]
 Normality test: Chi^2(2) = 1.6423 [0.4399]
 hetero test: F(13,68) = 1.8002 [0.0607]
 HeteroTest(): problems with det|V'V|

ECMu55ii = LU55_1-1.2083*LX55_1+0.2083*LK55_2-0.286*"w-pu_1"-0.71*"pm-pu_1";

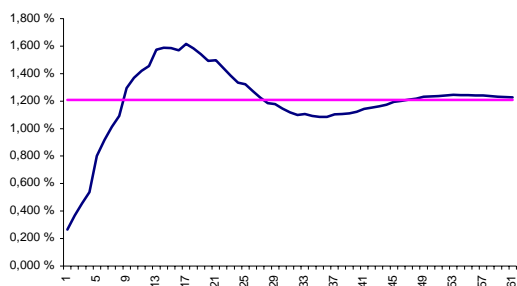
D1 = d00:1 + d81:1

D2 = d93:1 - d01:1

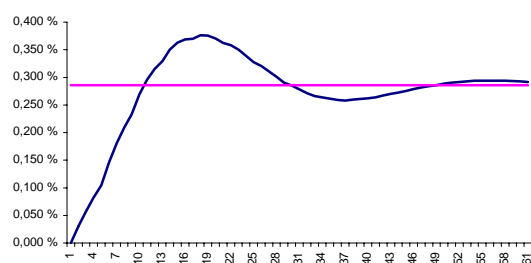
Kommentar:

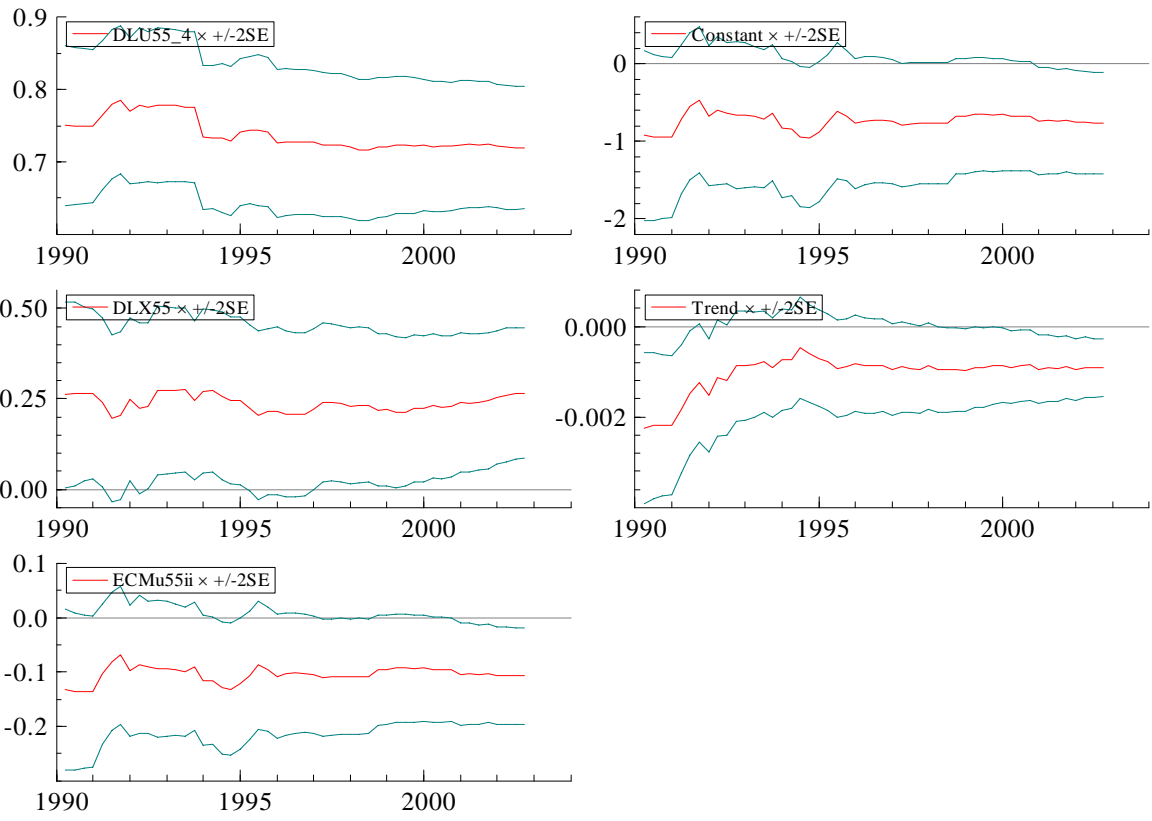
Langtidsløsningen er direkte pålagt fra arbeidskraftrelasjonen. Det er ingen store problemer med feilspesifikasjonstestene. Standardfeilen er forholdsvis stor, på nærmere 6%. Feilkorleksjonen er på like over 10% pr. kvartal, noe som gir en relativt rask bevegelse mot langsiktig likevekt. Ved skift i produksjon og relativefaktorpriser ser vi også en midlertidig overshooting-effekt. De rekursive estimatene viser bevegelse frem til 1995, derfra og ut er estimatene relativt stabile.

1% økning i X gir % endring i LU55



1% økning i W/PU gir % endring i LU55





5.11 Næring 63 – Bank og forsikringstjenester

EQ(127) Modelling DLU63 by OLS (using data63i.in7)
 The estimation sample is: 1980 (2) to 2002 (4)

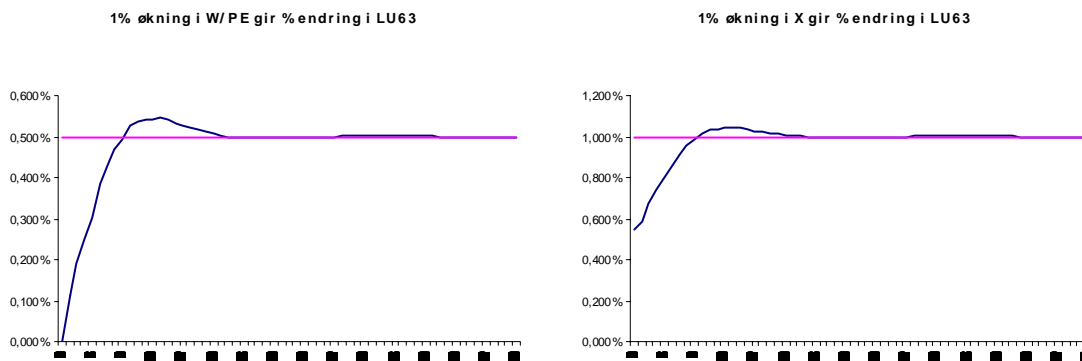
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DLU63_1	-0.115902	0.06213	-1.87	0.066	0.0449
DLU63_4	0.418828	0.07479	5.60	0.000	0.2977
Constant	-1.72307	0.3487	-4.94	0.000	0.2481
DLX63	0.542056	0.1207	4.49	0.000	0.2142
DLX63_4	-0.217164	0.1195	-1.82	0.073	0.0427
Seasonal	-0.0560264	0.02572	-2.18	0.033	0.0602
Seasonal_2	-0.0778500	0.02536	-3.07	0.003	0.1129
ECMu63i	-0.227566	0.04463	-5.10	0.000	0.2600
D91:1-99:4	0.151542	0.02982	5.08	0.000	0.2587
D89:1-02:4	0.127466	0.03571	3.57	0.001	0.1469
D78:1-82:4	-0.111819	0.03360	-3.33	0.001	0.1302
D98:3-00:1	-0.102569	0.03021	-3.39	0.001	0.1347
d91:1	0.492884	0.07570	6.51	0.000	0.3642
d96:2	-0.300780	0.07192	-4.18	0.000	0.1912
d93:4	-0.320171	0.07682	-4.17	0.000	0.1901
d92:1	-0.381896	0.09398	-4.06	0.000	0.1824
d97:4	-0.229318	0.07197	-3.19	0.002	0.1206
sigma	0.0695616	RSS		0.358072301	
R ²	0.82813	F(16,74) =	22.28	[0.000]**	
log-likelihood	122.85	DW		2.11	
no. of observations	91	no. of parameters		17	
mean(DLU63)	0.0189687	var(DLU63)		0.0228943	

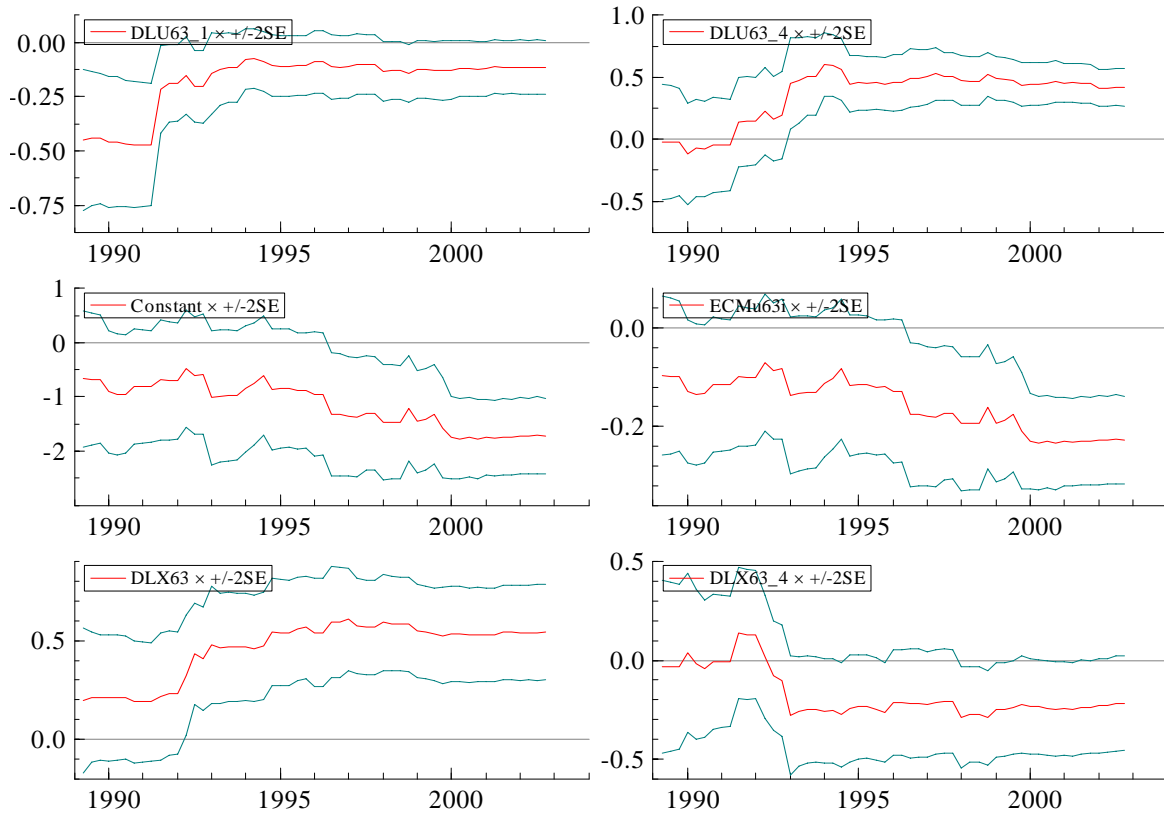
AR 1-5 test: F(5,69) = 0.39188 [0.8528]
 ARCH 1-4 test: F(4,66) = 0.82156 [0.5161]
 Normality test: Chi²(2) = 2.3798 [0.3042]
 hetero test: F(21,52) = 1.5942 [0.0876]
 Not enough observations for hetero-X test

$$ECMu63i = LU63_1 - LX63_1 - 0.5 * "w-pe_1" - 0.49 * "pm-pe_1" + 0.005902452 * t;$$

Kommentar:

På grunn av relativt dårlige føyningsverdier i opprinnelig estimering er forholdsvis mange dummyvariable tatt i bruk for å få en best mulig modell. Likevel er standardfeilen fortsatt relativt høy og R² tilsvarende lav. Vi har ingen signifikante virkninger fra endringer i relative faktorpriser. For skift i både *W/PE* og *X* ser vi antydninger til overshooting-effekt.





5.12 Næring 65 – Utenriks sjøfart

EQ(1) Modelling DLU65 by OLS (using data65i.in7)
 The estimation sample is: 1989 (1) to 1999 (4)

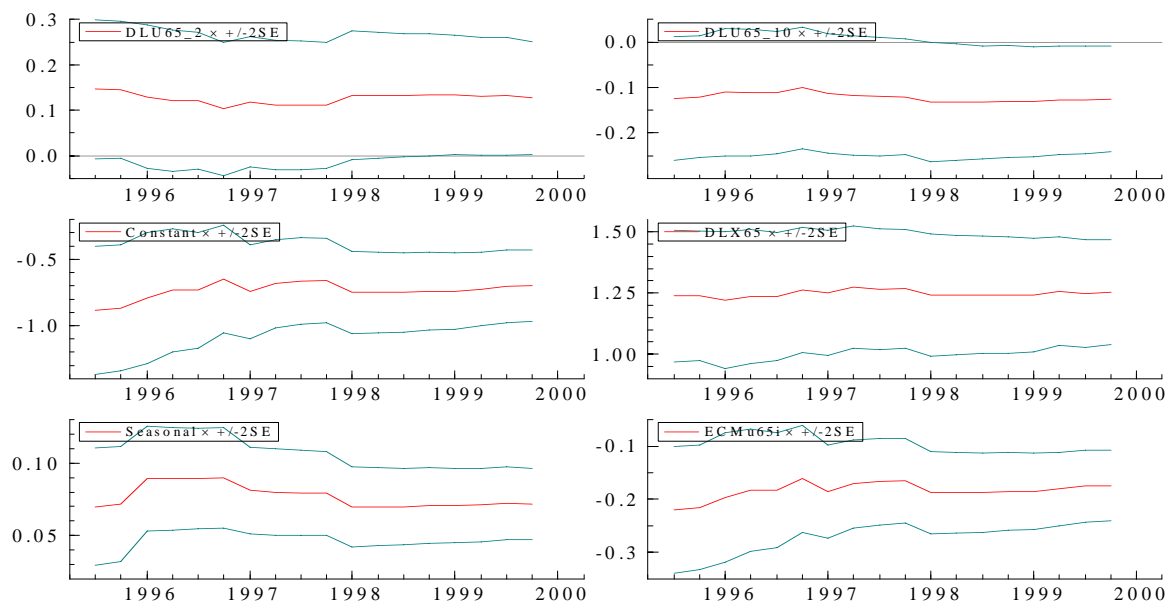
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLU65_2	0.127477	0.06220	2.05	0.049	0.1160
DLU65_10	-0.125280	0.05798	-2.16	0.038	0.1273
Constant	-0.696576	0.1343	-5.19	0.000	0.4567
DLX65	1.25341	0.1064	11.8	0.000	0.8127
ECMu65i	-0.174025	0.03346	-5.20	0.000	0.4580
Seasonal	0.0718662	0.01231	5.84	0.000	0.5159
d90:1	-0.261781	0.02966	-8.83	0.000	0.7088
d95:1	-0.132178	0.02923	-4.52	0.000	0.3899
d99:1	-0.102955	0.02916	-3.53	0.001	0.2804
d93:1	-0.136409	0.02951	-4.62	0.000	0.4003
d91:1	0.147730	0.03012	4.90	0.000	0.4291
d94:2	-0.0663537	0.02851	-2.33	0.026	0.1448
sigma	0.0267122	RSS		0.0228333189	
R^2	0.918673	F(11,32) =	32.86	[0.000]**	
log-likelihood	103.969	DW		1.75	
no. of observations	44	no. of parameters		12	
mean(DLU65)	0.0185226	var(DLU65)		0.00638092	

AR 1-3 test: F(3,29) = 0.045031 [0.9870]
 ARCH 1-3 test: F(3,26) = 0.52386 [0.6697]
 Normality test: Chi^2(2) = 3.7475 [0.1535]
 hetero test: F(15,16) = 2.5586 [0.0358]*

$$ECMu65i = LU65_1 - LX65_1 - 0.2 * w_pf_1 - 0.75 * pm_pf_1 + 0.0055757 * t;$$

Kommentar:

Utenriks sjøfart var den næringen som viste klartest tegn til seriekorrelasjon, avvik fra normalitet i residualene og heteroskedastisitet. Dette er forsøkt tilnærmet ved bruk av dummy- og lagvariable. I modellen over er også estimeringsintervallet betydelig kortet ned. Likevel ser vi at det fortsatt er utslag på testen for heteroskedastisitet. De rekursive estimatene viser tegn til stabilitet i estimatene.



5.13 Næring 74 – Innenlandsk samferdsel

EQ(55) Modelling DLU74 by OLS (using data74i.in7)

The estimation sample is: 1979 (2) to 2002 (4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
Constant	-0.142077	0.07547	-1.88	0.063	0.0409
DLX74	0.561257	0.1838	3.05	0.003	0.1010
DLX74_4	0.389171	0.1831	2.13	0.037	0.0516
Dpm-pu	0.216505	0.04769	4.54	0.000	0.1989
Trend	-0.00100898	0.0004019	-2.51	0.014	0.0706
Seasonal_1	0.0303975	0.01438	2.11	0.037	0.0511
ECMu74-2i	-0.0679861	0.03413	-1.99	0.050	0.0456
d99:1	-0.230433	0.04480	-5.14	0.000	0.2417
d98:1	0.114844	0.04251	2.70	0.008	0.0808
d80:1	0.157336	0.04540	3.47	0.001	0.1264
d90:1	-0.164224	0.04266	-3.85	0.000	0.1515
d86:3	-0.123352	0.04244	-2.91	0.005	0.0924
sigma	0.040865	RSS		0.138605798	
R ²	0.820303	F(11,83) =	34.44	[0.000]**	
log-likelihood	175.376	DW		2.34	
no. of observations	95	no. of parameters		12	
mean(DLU74)	0.0111468	var(DLU74)		0.00811926	

AR 1-5 test: F(5,78) = 1.7957 [0.1235]

ARCH 1-4 test: F(4,75) = 0.15819 [0.9587]

Normality test: Chi²(2) = 3.1293 [0.2092]

hetero test: F(16,66) = 1.6742 [0.0743]

Hetero-X test: not enough observations

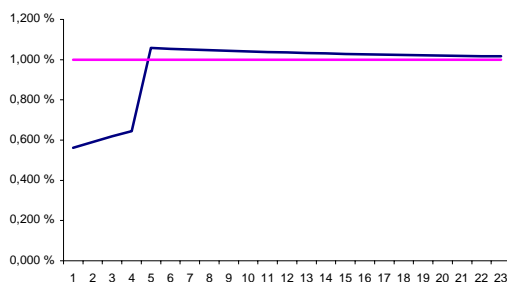
ECMu74i = LU74_1-LX74_1+0.338631*LK74_2-0.42*"w-pu_1"-0.57*"pm-pu_1"+0.008074198*t;

ECMu74-2i = LU74_1-LX74_1+0.338631*LK74_2-0.42*"w-pu_1"-0.57*"pm-pu_1"

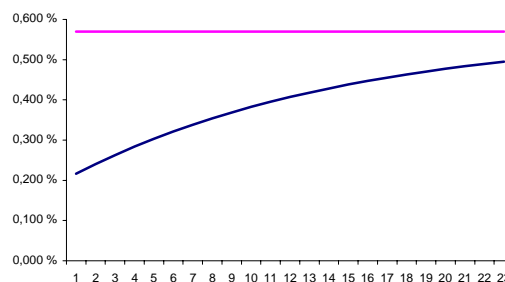
Kommentar:

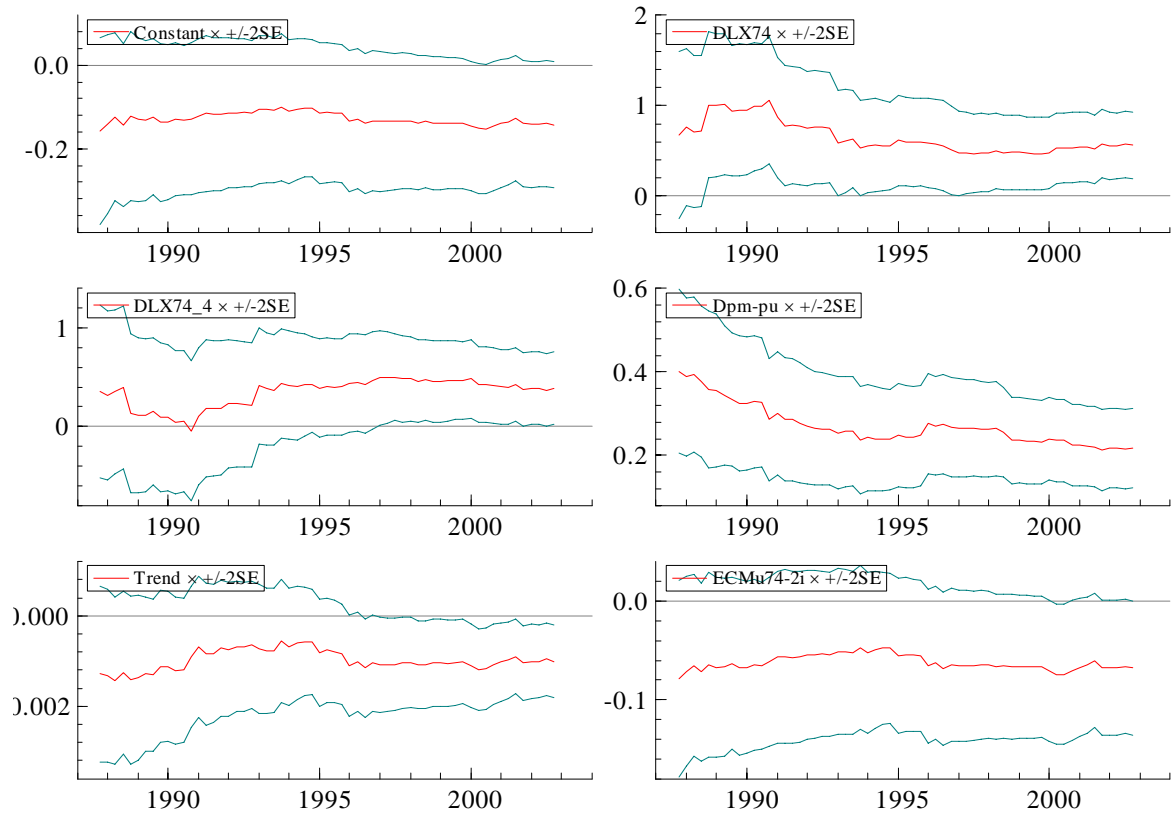
I denne modellen er trenden estimert fritt utenom ECM-løsningen. Å bruke langtidsløsningen direkte fra arbeidskraftrelasjonen gav en lite signifikant feilkorreksjonskoeffisient. Modellen har mindre gode føyningsverdier, målt ved standardavvik og R². Et skift i produksjon gir en bevegelse opp mot ny likevekt allerede etter 5 kvartaler. Effekten fra endringer i relative faktorpriser reagerer tregere, og når ca. 90% av effekten etter 24 kvartaler.

1% økning i X gir % endring i LU74



1% økning i PM/PU gir % endring i LU74





5.14 Næring 81 - Varehandel

EQ(56) Modelling DLU81 by OLS (using data81i.in7)

The estimation sample is: 1979 (2) to 1998 (2)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DLU81_4	0.172316	0.06701	2.57	0.012	0.0898
Constant	-0.0835680	0.04908	-1.70	0.093	0.0415
DLX81	0.950578	0.1296	7.34	0.000	0.4454
DLX81_4	-0.315848	0.1516	-2.08	0.041	0.0608
Dw-pe_4	0.243303	0.08175	2.98	0.004	0.1168
ECMu81	-0.0360732	0.01787	-2.02	0.048	0.0573
Seasonal	-0.0711790	0.01653	-4.31	0.000	0.2168
d91:1	0.408048	0.04252	9.60	0.000	0.5789
d93:1	-0.197586	0.04317	-4.58	0.000	0.2382
D1	0.140933	0.03178	4.43	0.000	0.2269

sigma	0.040216	RSS	0.108360764
R ²	0.9211	F(9,67) =	86.91 [0.000]**
log-likelihood	143.536	DW	2.53
no. of observations	77	no. of parameters	10
mean(DLU81)	0.0129191	var(DLU81)	0.0178362

AR 1-5 test: F(5,62) = 2.0375 [0.0856]
 ARCH 1-4 test: F(4,59) = 0.58475 [0.6749]
 Normality test: Chi²(2) = 5.9084 [0.0521]
 hetero test: F(14,52) = 1.4976 [0.1452]
 Hetero-X test: not enough observations

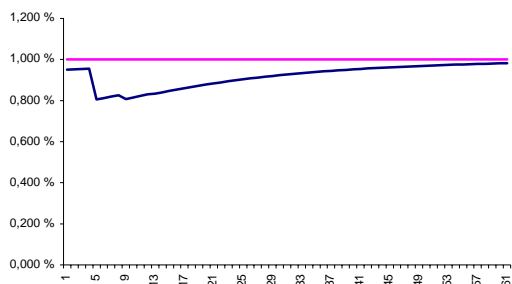
ECMu81 = LU81_1-LX81_1+0.3*LK81_2-0.5*"w-pe_1"-0.48*"pm-pe_1"+0.006984*t;

D1 = "d85:1"+"d83:1";

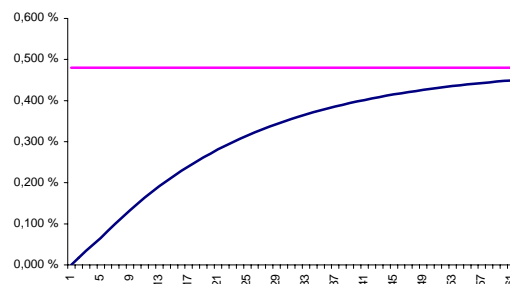
Kommentar:

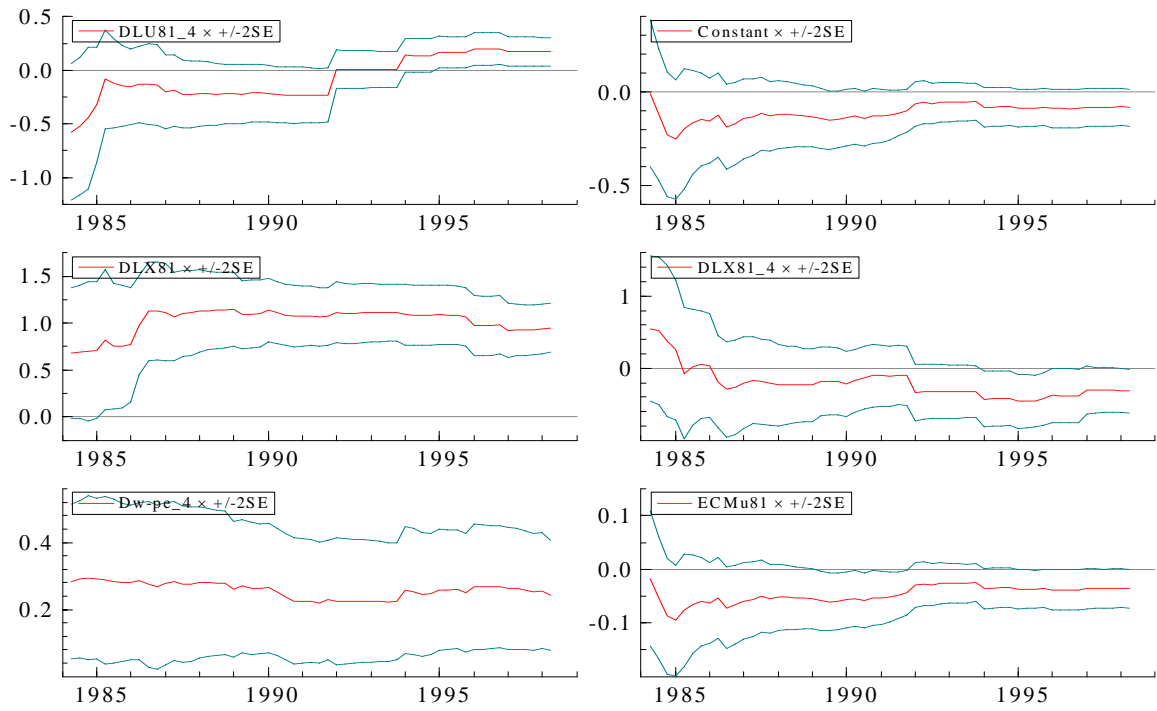
Her er langtidsløsningen pålagt direkte fra arbeidskraftrelasjonen. Merk at perioden går frem tom 1998:2, da data etter dette viste seg å gi insignifikant feilkorreksjon. Det er ellers ingen større problemer med feilspesifikasjonstestene, men modellens føyning kunne vært bedre. Standardfeilen er på over 4 %. ECM-koeffisienten er relativt lav, noe som fører til en treg tilpasning mot ny likevekt ved et skift i prisene. For et skift i produksjon ser vi at det nye langtidsnivået nåes nesten med engang takket være en sterk impacteffekt.

1% økning i X gir % endring i LU81



1% økning i PM/PE gir % endring i LU81





5.15 Næring 85 – Annen privat tjenesteproduksjon

EQ(3) Modelling DLU85 by OLS (using data85i.in7)
 The estimation sample is: 1979 (4) to 2002 (2)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DLU85_1	-0.111480	0.06488	-1.72	0.090	0.0379
DLU85_2	-0.189260	0.05922	-3.20	0.002	0.1199
Constant	-0.162920	0.07904	-2.06	0.043	0.0536
DLX85	0.699351	0.1053	6.64	0.000	0.3704
Dw-pu_1	0.139534	0.03624	3.85	0.000	0.1650
Dpm-pu	0.282744	0.03654	7.74	0.000	0.4439
Dpm-pu_3	0.118589	0.03262	3.64	0.001	0.1498
Seasonal	0.0509950	0.009427	5.41	0.000	0.2807
Seasonal_2	0.105902	0.01042	10.2	0.000	0.5792
d91:1	0.254351	0.03124	8.14	0.000	0.4692
d00:1	-0.216015	0.03185	-6.78	0.000	0.3801
d82:4	-0.0969567	0.03123	-3.10	0.003	0.1139
d86:2	-0.133401	0.03101	-4.30	0.000	0.1979
d98:3	-0.179809	0.03945	-4.56	0.000	0.2169
d83:1	0.124062	0.03196	3.88	0.000	0.1673
ECMu85	-0.0305253	0.01740	-1.75	0.084	0.0394
sigma	0.0299134	RSS		0.0671110225	
R^2	0.834376	F(15,75) =	25.19	[0.000]**	
log-likelihood	199.035	DW		1.95	
no. of observations	91	no. of parameters		16	
mean(DLU85)	0.0166608	var(DLU85)		0.00445276	

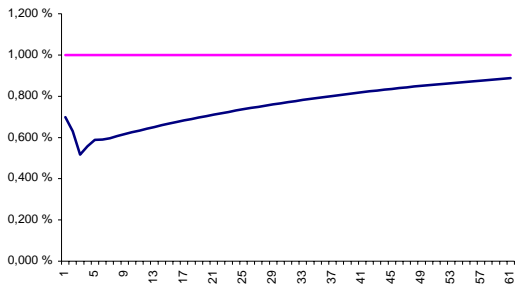
AR 1-5 test: F(5,70) = 1.6812 [0.1505]
 ARCH 1-4 test: F(4,67) = 0.77190 [0.5473]
 Normality test: Chi^2(2) = 2.9123 [0.2331]
 hetero test: F(22,52) = 1.4172 [0.1510]
 Not enough observations for hetero-X test

$$ECMu85 = LU85_1 - LX85_1 + 0.180265 * LK85_2 - 0.45 * "w-pu_1" - 0.53 * "pm-pu_1";$$

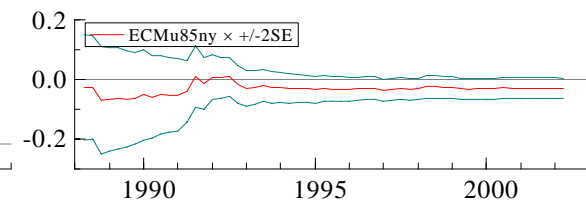
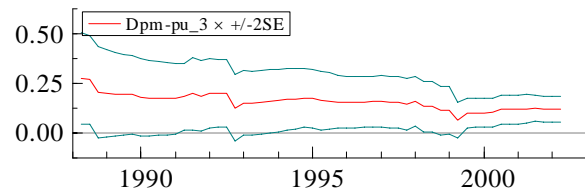
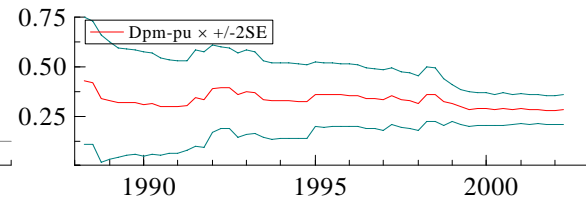
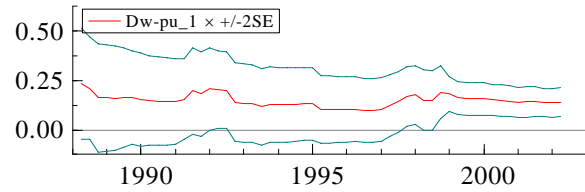
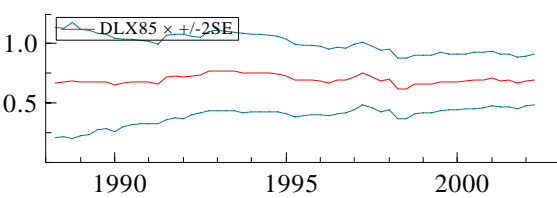
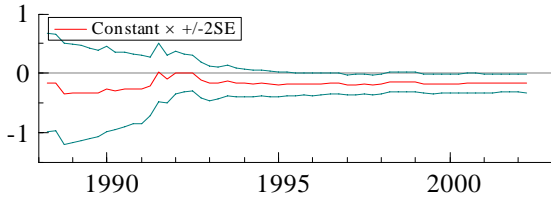
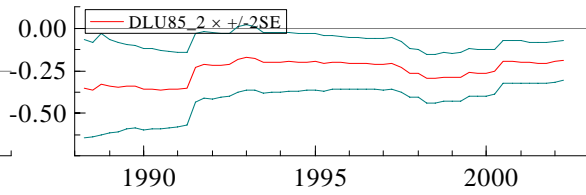
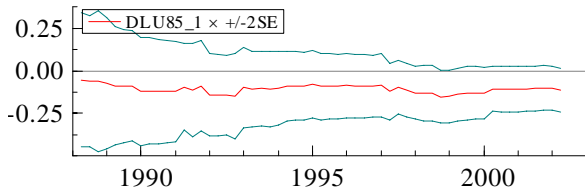
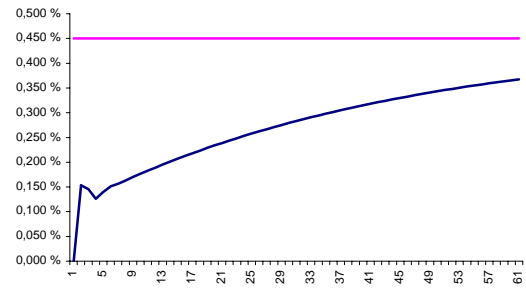
Kommentar:

Langtidsløsningen er pålagt direkte fra arbeidskraftrelasjonen. Det er endel utslag på feilspesifikasjonstestene, men dette er forsøkt tilnærmet ved bruk av dummyvariable. Det er signifikante effekter fra både relative faktorpriser og produksjon. Føyningen kunne vært bedre, R^2 er på litt over 83 prosent. Impacteffekten fra et skift i produksjonen er med på å gi en relativt rask tilpasning, selv om det tar over 60 kvartaler før 90 % av langtidseffekten er nådd. En økning i relative faktorpriser går som vi ser enda tregere. De rekursive estimatene viser stabile verdier for ECM gjennom hele siste del av 90-tallet-

1% økning i X gir % endring i LU85



1% økning i W/PU gir % endring i LU85



6. Avslutning

Denne artikkelen har presentert økonometriske relasjoner for faktoreterspørsel i norske næringer. Spesielt dreier arbeidet seg om reestimering av etterspørselsfunksjonene for produkt- og energiinnsats. Fra før av er arbeidskraftrelasjonene reestimert med data frem til 2002, 4. kvartal. Analysen er basert på neoklassisk teori for produsentadferd, og produksjonsteknologien er tilnærmet med Cobb-Douglas produktfunksjoner. I tråd med relaterte studier på norske og utenlandske data, er studien av de variable faktorene betinget med hensyn på realkapital, som anses som fast faktor på kort sikt. Dette rammeverket har ledet frem til modeller for produktinnsats og energiinnsats med produksjon, realkapital, relative faktorpriser og faktorproduktivitet som forklaringsvariable. Modellene er estimert for femten næringer med data for perioden 1978:1 – 2002:4.

I reestimeringen av produktinnsatsen kan følgende være verdt å merke seg: For næring 25 - Produktinnsats og investeringsvarer har jeg lagt ved to modeller for produktinnsatsrelasjonen. Ellers har jeg i noen tilfeller estimert/forsøkt estimert trenden fritt for å få bedre resultater. Dette gjelder næringene Metaller, Verkstedsprodukter, Utenriks sjøfart og Innenlandsk samferdsel. I enkelte av modellene var det også nødvendig å bruke forholdsvis mange dummyvariable for å oppnå normalitetsegenskaper i estimerte residualer. Dette gjelder spesielt næringene Skip og oljeplattformer, Bank og forsikring og Innenlandsk samferdsel.

Det viste seg vanskeligere å modellere energiinnsatsen. Dette er kommentert nærmere under hver enkelt næring. Ellers kan også følgende bemerkes: I næring 74 - Innenlandsk samferdsel har jeg estimert trenden fritt. Ellers er feilleddene fra arbeidskraftrelasjonene beholdt i sin helhet for de øvrige næringene. Generelt var det i energiinnsatsen nødvendig med vesentlig flere dummyvariable for å unngå store utslag på feilspesifikasjonstestene i forhold til produktinnsatsen. Dette gjelder i særlig grad næringene for Kjemiske råvarer og Verkstedprodukter. I flere av modellene har jeg også vært nødt til å korte inn på estimeringsperioden for å få resultater som er tilfredsstillende sett fra et økonomisk og statistisk synspunkt. Spesielt gjelder dette Utenriks sjøfart. I flere av modellene har jeg også funnet svært lave, men signifikant negative feiljusteringskoeffisienter. Dette gjelder spesielt for næringene Metaller og Verkstedsprodukter. Generelt viser feiljusteringskoeffisientene i energiinnsatsrelasjonene seg lavere enn tilfellet er for produktinnsatsen. Næring 12 - Skogbruk viser motsatt tendens, men dataene som er anvendt for denne næringen går ikke lenger tilbake enn til 1992, 2. kvartal og det kan stilles spørsmålstegn ved hvor god denne modellen er.

Referanser

Boug, P. (1999): Modellering av faktoretterspørsmål, Rapporter 99/3, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.

Boug, P., Y. Dyvi, P.R. Johansen og B.E. Naug (2002): MODAG - En makroøkonomisk modell for norsk økonomi, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.

Harvey, A.C. (1981): The Econometric Analysis of Time Series, Philip Allan, Oxford.

Engle, R.F. (1982): Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica* 50, ss. 987-1007.

Doornik, J.A og H. Hansen (1994): A Practical Test for Univariate and Multivariate Normality, Discussion Paper, Nuffield College, University of Oxford.

Doornik, J.A. and D.F. Hendry (2001): Empirical Econometric Modelling using PcGive Volume I, Timberlake Consultants LTD, London.

Hendry, D.F. and J.A. Doornik (2001): Modelling Dynamic Systems using PcGive Volume II, Timberlake Consultants LTD, London.

White, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*, 48, ss. 817-838.

De sist utgitte publikasjonene i serien Notater

- 2004/86 L-C. Zhang og A. Vedø: Omlegging av utvalgplan for (AKU). 15s.
- 2004/87 F. Strøm: Personer uten registrert inntekt eller formue. En gjennomgang av SSBs datagrunnlag for registerbasert inntekts- og formustatistikk 30s.
- 2004/88 G. Daugstad og B. Lie: Kvalitativ forstudie til levekårsundersøkelse blant ikkevestlige innvandrere. 138s.
- 2004/89 S. Lien og Ø. Sivertstøl: Langtidsmottakere av sosialhjelp 1997-1999. 64s. ISSN 0806-3745
- 2005/1 S. Hansen og T. Skoglund: Sysselsetting og lønn i historisk nasjonalregnskap. Beregninger for 1949-1969. 36s.
- 2004/2 FoU og innovasjonstatistikk 2001 og 2002-dokumentasjon. 82s.
- 2005/3 M. Steinnes, J. Monsrud, E. Engelién og V.V. Holst Bloch: Samferdsel og miljø. Utvikling av et norsk indikatorsett tilpasset et felles europeisk sammenligningsgrunnlag. 80s.
- 2005/4 E. Falnes-Dalheim og A. Falnes-Dalheim: Dokumentasjon av FoB2001. Spesifikasjoner, bearbeiding, flytdiagram for spørreskjemadelen av tellingen. Del I. 117s.
- 2005/5 E. Falnes-Dalheim, A. Falnes-Dalheim: J. Sjørbotten og B. Østvedt: Dokumentasjon av FoB2001. Spesifikasjoner, bearbeiding, flytdiagram for spørreskjemadelen av tellingen. Del II Vedlegg. 146s.
- 2005/6 E. Falnes-Dalheim: Bearbeiding av prøvetellingen i Stange 2000. Folke- og bolig tellingen 2001. 126s.
- 2005/7 S. Kwesi Baateng og S. Ferstad: Dokumentasjonsnotat for FylkesKOSTRA vidregående opplæring. Publisering av 2003-tallene. 221s.
- 2005/8 Ø. Linnestad og O.K. Lien: SM08 Prisindekser. Fraktindeks på utenriks sjøfart. 56s.
- 2005/9 E. Cometa Rauan og R. Johannessen: Forventningsindikator - konsumprisene. November 2004 - mai 2005. 18s.
- 2005/10 A.S. Abrahamsen: Analyse av revisjon - Feilkoder og endringer i utenrikshandelstatistikken. 71s.
- 2005/11 A-K. Mevik: Usikkerhet i ordrestatistikken. 22s.
- 2005/12 A. Akselsen, S. Lien, Ø. Sivertstøl: FD - Trygd. Variabelliste. 56.
- 2005/13 T. Seland Forgaard: Monitor for sekundærflytting. En deskriptiv analyse om sekundærflyttinger blant flyktninger som ble bosatt i Norge i perioden 1994-2003. 48s.
- 2005/14 O. Villund: Kvalitet på yrke i registertbasert statistikk. Resultater og utfordringer. 48s.
- 2005/15 E. Engelién, M. Steinnes og V.V. Holst Bloch: Tilgang til friluftsområder. Metode og resultater 2004. 38s.
- 2005/16 G. Dahl: Uførepensjonisters bakgrunn. 56s.
- 2005/18 A. Rolland: KOSTRA, tjenestekvalitet og kompetansefordeling i supermarkedstaten. 45s.
- 2005/19 H. Tønneseth. Årsrapport 2004. Kontaktutvalget for helse- og sosialstatistikk 10s.
- 2005/20 N.K. Buskoven: Vertskommunekompensasjon - kartlegging av kommunenes utgifter til asylmottak. 49s.
- 2005/22 D. Sve, L. Solheim og G. Haraldsen: Eldres kvalitet. Dokumentasjon av datafangsten. 64s.
- 2005/23 E. Rauan: Undersøking om foreldrebetaling i barnehagar, januar 2005. 45s.