

Mere om dynamik i faktorefterspørgslen

Resumé:

I dette papir fokuseres på dynamikken i kapital ligningen. Typisk er der med en fejlkorrektions-specifikation stadig systematik i residualerne, og der undersøges forskellige muligheder for at afhjælpe dette problem, idet det for at begrænse mulighederne forudsættes, at der maksimalt er to lags i tilpasningsprocessen, svarende til en VAR(2)-model.

Det vises, at fejlkorrektionsmodellen hensigtsmæssigt kan generaliseres på forskellige måder, bl.a. ved at introducere den laggede endogene eller ved at postulere en AR(1)-proces i restleddet – den såkaldte ρ -konstruktion.

Hvad xx -erhvervet angår, klarer modellen med den laggede endogene sig statistisk set bedst og er faktisk meget tæt på at nå op på siden af den friest mulige VAR(2)-model; i papiret kaldet den "frie model".

I papiret vises også, at almindelige fejlkorrektionsmodeller har vanskeligt ved at "køre i" steady-state-ligevægt, og det vises, at modellen med den laggede endogene er meget tæt på "af sig selv" at opfylde betingelserne for at kunne give et steady-state-forløb. Det vises, at der er en snæver sammenhæng mellem det sidste krav og det gennemsnitlige K^/K -forholdet i estimationsperioden, idet et krav om at modellen skal kunne være i steady-state-ligevægt giver mindre afvigelser mellem K og K^* i estimationsperioden.*

Det vises, at der ikke umiddelbart ser ud til at være noget at hente ved at tillade frie kortsigtseffekter fra produktion og faktorpriser. Til gengæld vil tiden i tredje meget gerne ind i estimationerne, og introduceres disse kubistiske trends, stiger substitutionselasticiteten σ uden videre fra 0.14 til 0.35. Til sidst ses der på seks erhverv, som i et tidligere papir blev betegnet som "lovende".

p:\wp\dynamik.tth

Nøgleord: dynamik fejlkorrektion AR(1) kort sigt langt sigt tilpasning VAR(2) autokorrelation steady state trends

1. Indledning

I papiret Thomsen 26.09.94: *Analyse af dynamikken i faktorefterspørgslen – herunder sammenligning med ADAMs relationer* blev der set på forskellige mulige tilpasningsprocesser for kapitalapparatet. Kort fortalt har vi hidtil som udgangspunkt opereret med en almindelig fejlkorrektionsstilpasning med to parametre, hvor X tilpasser sig mod sit langsigtede niveau, X^* .¹

$$\text{Model (0): } D(X) = \gamma_1 D(X^*) + \gamma_0 [X^*(-1) - X(-1)] + u . \quad (1.1)$$

Denne tilpasningsligning er ganske fleksibel, og hvad arbejdskrafttilpasningen angår, er den faktisk generel nok til at fjerne systematik i residualerne. Modellen er karakteriseret ved, at X i det første år stiger med γ_1 enheder, når X^* fra en ligevægtssituation ændres med én enhed; i det andet år er effekten $\gamma_1 + \gamma_0(1 - \gamma_1)$ enheder, og effekten går mod én på langt sigt. Man kan sige det på den måde, at der er fri førsteårseffekt af X^* på X , mens resten af tilpasningen foregår med $100\gamma_0\%$ ad gangen. Desuden vil en residual i periode t på én enhed forøge X med én enhed i periode t , $(1 - \gamma_0)$ enheder i periode $t+1$, $(1 - \gamma_0)^2$ enheder i periode $t+2$ osv. Jo langsommere tilpasningen, γ_0 , er, desto længere tid er residualer om at "dø ud", og som vi skal se, er der noget, som tyder på, at residualer muligvis *er* længe om at dø ud i kapitalligningen.

Den følgende del af papiret består af kapitlerne 2-7, indeholdende følgende:

2.	Udbygninger af fejlkorrektionsmodellen	3
3.	Tilpasningsprocessen opskrevet i niveau	5
3.1	Hvornår er der cyklisk tilpasning?	12
3.2	De to "sidste" modeller (med lagget fejlkorrektionsled)	13
4.	Steady-state eller stationary-state?	15
5.	Forskellige kortsigtseffekter af produktion og faktorpriser	17
6.	Kubistiske trends	20
7.	Estimationer på de seks "gruppe I-erhverv".	22
8.	Afslutning	25

¹Konkret er $X = \log(K)$ og $X^* = \log(K^*)$, svarende til, at der er en logaritmisk tilpasningsproces i kapitalapparatet. For at undgå disse logaritmer tales derfor om X 'er og X^* 'er i stedet, og en forøgelse af X med én enhed kan altså læses som en forøgelse af K med én *procent*.

2. Udbygninger af fejlkorrktionsmodellen

Da en fejlkorrktionsligning af typen (0) i kapitalapparatet ikke kan fjerne systematik i residualerne, er det forsøgt at generalisere fejlkorrktionsprocessen på forskellig måde. Holder vi os til, at der maksimalt må være to lags i X og X^* , falder følgende "byggestenene" lige for:

Tabel 2.1 Byggestenene i en dynamisk tilpasning med maksimalt to lags i X og X^*

Venstreside		Højreside	Parameternavn	Navn på højresidevariabel
D(X)	(a)	D(X(-1))	γ_0	Lagget endogen
	(b)	D(X*)	γ_1	ΔK^*
	(c)	D(X*(-1))	γ_2	ΔK^* lagget
	(d)	[X*(-1)-X(-1)]	γ_0	Fejlkorrktionsled
	(e)	[X*(-2)-X(-2)]	$\bar{\gamma}_0$	Lagget fejlkorrktionsled

Med D(X) på venstresiden er der således hele fem umiddelbart fortolkelige ingredienser at sammensætte sin tilpasningsproces med, og spørgsmålet er derfor, hvorledes man får reduceret mulighederne så meget som muligt. Én ting er imidlertid sikkert: det går ikke at estimere med alle fem led i tabel 1, da en sådan model ville være perfekt multikollinear, og der skal derfor pålægges mindst én parameterrestriktion for at kunne estimere systemet.

Dette kan fx gøres ved at sætte en af parametrene (dog undtaget γ_1) i tabel 1 til nul, hvorved vi – som vi skal se senere – ender op med den mest generelle model, givet at vi begrænser laglængden i X og X^* til to lags. Det duer imidlertid ikke at sætte γ_1 lig nul, for så er der stadig perfekt multikollinearitet mellem de resterende fire parametre, hvilket skyldes, at X^* (ulagget) udelukkende påvirker venstresiden gennem koefficienten γ_1 (og *kun* gennem den).

Vi er imidlertid under ingen omstændigheder interesserede i at sætte $\gamma_1 = 0$, for det ville betyde, at der fx ikke ville være noget førsteårseffekt af produktionsændringer på kapitalapparatet (og dermed investeringerne), og dette må på forhånd formodes at være urimeligt. Vi konkluderer derfor, at

- γ_1 kan ikke bindes til 0 $\Leftrightarrow \Delta K^*$ skal estimeres med i ligningen.

Givet at leddet $\gamma_1 \cdot D(X^*)$ skal estimeres med i kapitaltilpasningsligningen, efterlades vi med de fire andre byggestene, og som nævnt er det nødvendigt at smide én af disse ud for at undgå perfekt multikollinearitet. Det er imidlertid ikke vanskeligt at vise, at de fire mulige modeller med $\gamma_1 \cdot D(X^*)$ og tre af de andre byggestene er identiske; dvs. giver eksakt samme beskrivelse af data (og samme likelihoodværdi). Disse modeller (som altså i realiteten er én model) kalder vi derfor den "frie model", og som vi skal se senere, er det den friest mulige model, givet at laglængden er maksimalt to lags (en VAR(2)-model – eller strengt taget: en AR(2)-model), og givet at X skal kunne være lig X^* i en stationær ligevægt.

- Alle de fire kombinationer af (b) og tre af de andre byggestene er ens.

Egentlige restriktioner på den generelle VAR(2)-model kunne derfor være at estimere med ΔK^*

(dvs. (b)) og slå *to* af de andre byggestene i tabel 1 ihjel – eller sagt omvendt: at estimere med ΔK^* kombineret med *to* af de andre byggestene i tabel 1. Dette giver seks kombinationsmuligheder, hvilket forfatteren mener er for meget at gå i gang med at undersøge i detaljer. Én af disse er imidlertid ikke særligt interessant: nemlig kombinationen, hvor de to fejlkorrektionsled ((d) og (e)) er slået ihjel, idet der da a priori vil være antaget fravær af nogen form for langsigtsammenhæng (ko-integration) mellem X og X^* .

- Der er kun fem interessante muligheder for at kombinere tre af de fem byggestene i tabel 1 (dvs. lægge én egentlig restriktion på den generelle VAR(2)-model).

Disse fem muligheder kunne man undersøge, men for at simplificere fremstillingen så meget som muligt, er det valgt at introducere et sidste krav; nemlig at der *skal* være et "almindeligt" fejlkorrektionsled (d) i modellen. Dette indebærer bl.a. det rare, at vi udelukkende betragter generalisationer af den almindelige fejlkorrektionsmodel (model (0) side 2); generaliseret med en af de tre byggestenene (a), (c) eller (e) i tabel 1.²

- Kræves det ydermere, at fejlkorrektionsleddet indgår "normalt", bliver modellen en generaliseret fejlkorrektionsmodel; dvs. model (0) udbygget med (a), (c) eller (e) i tabel 1 – i alt er der så tre mulige tilpasningsmodeller tilbage.

Vi står således med tre modeller, som det kunne være interessant at undersøge; nemlig den almindelige fejlkorrektionsmodel kombineret med enten den laggede endogene, et ekstra lag i ΔK^* eller med et ekstra (lagget) fejlkorrektionsled. Disse modeller kalder vi (1)-(3), og som et sidste alternativ vil det desuden blive forsøgt at estimere med en AR(1)-proces i restleddet – den såkaldte ρ -konstruktion, som blev foreslået i papiret Thomsen 26.09.94.

Tabel 2.2. Oversigt over interessante dynamiske modeller

(0)	Standardmodel, fejlkorrektion	
(1)	Ekstra lags i $D(X^*)$:	$\gamma_2 \cdot D(X^*(-1))$.
(2)	Lagget endogen:	$\gamma_9 \cdot D(X(-1))$.
(3)	Ekstra lagget fejlkorrektionsled:	$\bar{\gamma}_0 \cdot [X^*(-2) - X(-2)]$.
(4)	AR(1)-proces i restleddet:	ρ -konstruktion.

Hvis vi betragter en situation, hvor X^* øges fra en situation med ligevægt ($X = X^*$), er der i (1) to frie effekter af $D(X^*)$ på $D(X)$, idet man dog skal huske, at andenårseffekten karambolerer med, at fejlkorrektionsleddet også træder i kraft. Ligningen ser ud som følger:

$$\text{Model (1): } D(X) = \gamma_1 D(X^*) + \gamma_2 D(X^*(-1)) + \gamma_0 [X^*(-1) - X(-1)] + u. \quad (2.1)$$

I (2) er den laggede venstresidevariabel med på højresiden, hvilket – som vi skal se – har en tendens til at give overshooting i tilpasningen:

²I afsnit 3.2 vil de to "manglende" modeller (med lagget fejlkorrektionsled i stedet for det almindelige) blive præsenteret ganske kort for fuldstændighedens skyld.

$$\text{Model (2): } \mathbf{D}(X) = \gamma_0 \mathbf{D}(X(-1)) + \gamma_1 \mathbf{D}(X^*) + \gamma_1 [X^*(-1) - X(-1)] + u, \quad (2.2)$$

I mulighed (3) er der to fejlkorrektionsled:

$$\text{Model (3): } \mathbf{D}(X) = \gamma_1 \mathbf{D}(X^*) + \gamma_0 [X^*(-1) - X(-1)] + \bar{\gamma}_0 [X^*(-2) - X(-2)] + u. \quad (2.3)$$

Mulighed (4) fortolkes som, at der i model (0) er en AR(1)-proces i restleddet. Det vil sige, at højresiden i model (0) tillægges ρ gange den laggede residual i model (0):

$$\begin{aligned} \text{Model (4): } \mathbf{D}(X) = & \gamma_1 \mathbf{D}(X^*) + \gamma_1 [X^*(-1) - X(-1)] \\ & + \rho \{ \mathbf{D}(X(-1)) - \gamma_1 \mathbf{D}(X^*(-1)) - \gamma_1 [X^*(-2) - X(-2)] \} + u. \quad (2.4) \end{aligned}$$

3. Tilpasningsprocessen opskrevet i niveau

Modellerne (0)-(4) ovenfor kan alle indeholdes i en generel tilpasningsproces i niveau med to lags i X og X^* , dvs.:³

$$X = \alpha_1 X^* + \alpha_2 X^*(-1) + \alpha_2 X^*(-2) + \bar{\alpha}_1 X(-1) + \bar{\alpha}_2 X(-2) + u. \quad (3.1)$$

Denne proces, som man med vektorautoregressionsterminologi kunne kalde en VAR(2)-proces, er i alt fald temmelig generel, og den er faktisk så generel, at man på ingen måde kan være sikker på, at X udvikler sig mod X^* ; eller med andre ord: at der eksisterer en stationær tilstand, hvor $X = X^*$. Det kræver som minimum, at

$$1 - \bar{\alpha}_1 - \bar{\alpha}_2 = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2. \quad (3.2)$$

Dette nødvendige krav følger af at fjerne dateringerne i (3.1) og sætte $X = X^*$. Med restriktionen (3.2) er der fire frie parametre tilbage i (3.1), hvilket er to mere end i standardmodellen (0) og én mere end i de fire udvidelsesmuligheder (1)-(4). I nedenstående tabel er modellerne (0)-(4) oversat til niveau, dvs. formen (3.1).

³Dette følger af, at den maksimale laglængde i alle modellerne (0)-(4) er to lags.

Tabel 3.1. De dynamiske modeller (0)-(4) oversat til niveau

Model		X^*	$X^*(-1)$	$X^*(-2)$	$X(-1)$	$X(-2)$	antal frie parametre
(0) Alm. fejlkorrektion	$X =$	γ_1	$\gamma_0 - \gamma_1$	\bullet	$1 - \gamma_0$	\bullet	2
(1) ekstra lag i $D(X^*)$	$X =$	γ_1	$\gamma_0 - \gamma_1 + \gamma_2$	$-\gamma_2$	$1 - \gamma_0$	\bullet	3
(2) lagget endogen	$X =$	γ_1	$\gamma_0 - \gamma_1$	\bullet	$1 - \gamma_0 + \gamma_9$	$-\gamma_9$	3
(3) ekstra lag i fejlkorrl. leddet	$X =$	γ_1	$\gamma_0 - \gamma_1$	$\bar{\gamma}_0$	$1 - \gamma_0$	$-\bar{\gamma}_0$	3
(4) ρ -konstruktion	$X =$	γ_1	$\gamma_0 - \gamma_1 - \rho\gamma_1$	$-\rho(\gamma_0 - \gamma_1)$	$1 - \gamma_0 + \rho$	$-\rho(1 - \gamma_0)$	3
(5) Fri model	$X =$	α_0	α_1	α_2	$\bar{\alpha}_1$	$\bar{\alpha}_2$	4

Anm. I den frie model (5) skal restriktionen $1 - \bar{\alpha}_1 - \bar{\alpha}_2 = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2$ være overholdt, fx ved at sætte $\alpha_0 = 1 - \bar{\alpha}_1 - \bar{\alpha}_2 - \alpha_1 - \alpha_2$. Dette er en nødvendig betingelse for, at X udvikler sig mod X^* .

Vi ser for det første, at modellerne (0)-(4) er "født" med restriktionen $1 - \bar{\alpha}_1 - \bar{\alpha}_2 = \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$, således at dette nødvendige krav for tilpasning mod langsigtslige vægt er overholdt. For det andet ses det, at modellerne (1)-(4) kan opfattes som restriktioner på den helt frie model (5), idet der i hvert af tilfældene pålægges én parameterrestriktion (lineær i model (1)-(3) og ikke-lineær i model (4)). Det vil derfor være muligt at teste, hvorvidt restriktionerne er rimelige i forhold til den frie model. Desuden er standardmodellen (0) naturligvis et specialtilfælde af modellerne (1)-(4).

For at få en idé om parameterverdierne, er disse modeller estimeret for xx -erhvervet, som er stort set hele den private sektor minus energierhvervene. Estimationsperioden er som sædvanligt 1957-90, og det giver følgende resultat:

Tabel 3.2. Parameterværdier ("niveauparametre") for xx -erhvervet

Model		X^*	$X^*(-1)$	$X^*(-2)$	$X(-1)$	$X(-2)$	Log likelihood	
(0)	Alm. fejlkorrektion	$X =$	0.42	0.05	•	0.53	•	184.72
(1)	ekstra lag i $D(X^*)$	$X =$	0.48	0.07	-0.41	0.86	•	188.87
(2)	lagget endogen	$X =$	0.43	-0.10	•	1.15	-0.48	197.69
(3)	ekstra lag i fejlkorrl.ledet	$X =$	0.39	-0.15	0.38	0.76	-0.38	189.18
(4)	ρ -konstruktion	$X =$	0.40	-0.09	-0.16	1.13	-0.29	194.78
(5)	Fri model	$X =$	0.44	-0.10	-0.04	1.16	-0.46	197.74

Om tilpasningsprocesserne (1)-(4) må man sige, at introduktionen af den laggede endogene målt på likelihoodværdien er den absolutte højdespringer, idet denne model kun er sølle 0.05 likelihoodenheder fra den helt frie model, svarende til, at restriktionen (2) med en signifikanssandsynlighed på $p=75\%$ kan lægges på (5). Den næstbedste model er model (4) med ρ -konstruktionen ($p=1.5\%$), mens model (1) og (3) ikke klarer sig særligt godt i forhold til den helt frie model, men dog er signifikant bedre end standardmodellen (0).

Tilsyneladende betyder størrelsen af koefficienten til den laggede endogene, $\bar{\alpha}_1$, en hel del for beskrivelsen, idet en stor koefficient tilsyneladende tenderer mod at give en høj likelihoodværdi. På "strukturel" form ser estimationerne ud som følger:

Tabel 3.3. Strukturelle parametre, xx -erhvervet

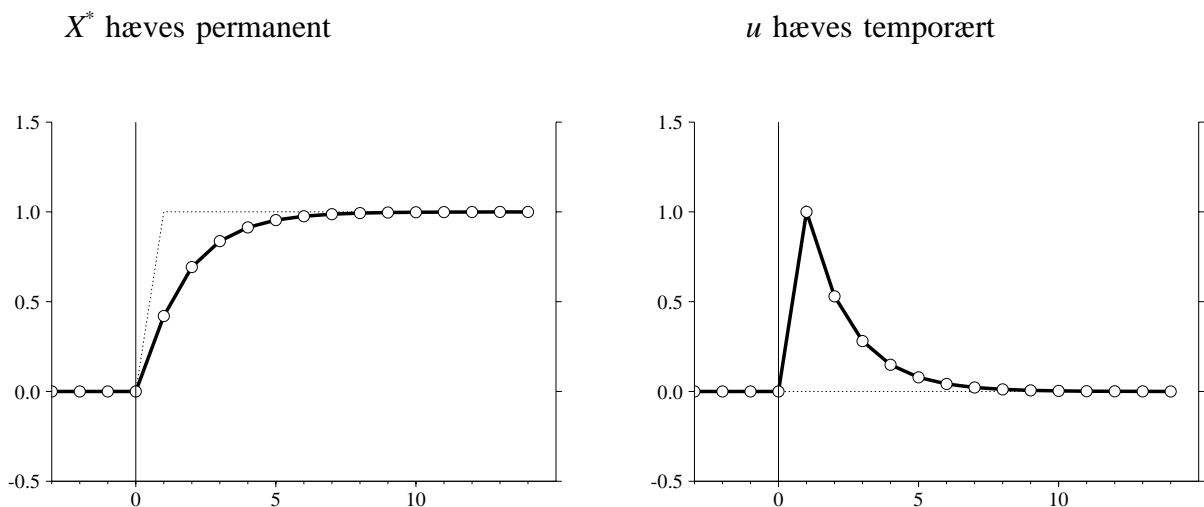
		Pris-elasticiteter		Vækstrater i eff. indeks		1. års effekt	Tilp. hast.	s	DW	
		P_K	P_L	$R(e)_{60}$	$R(e)_{90}$	γ_{1i}	γ_{0i}			
(0)	K	-0.11	0.11	-3.3%	-1.6%	0.42	0.47	1.7%	0.69	$\sigma = 0.14$
	L	0.03	-0.03	6.9%	0.8%	0.64	0.43	1.5%	1.52	LogL = 184.72
(1)	K	-0.13	0.13	-3.8%	-1.9%	0.48	0.14	1.6%	1.33	$\gamma_2 = 0.41$ $\sigma = 0.17$
	L	0.04	-0.04	7.0%	1.0%	0.68	0.40	1.5%	1.66	LogL = 188.87
(2)	K	-0.18	0.18	-3.5%	-1.9%	0.43	0.33	1.2%	1.96	$\gamma_9 = 0.50$ $\sigma = 0.22$
	L	0.04	-0.04	6.9%	0.9%	0.70	0.44	1.5%	1.59	LogL = 197.69
(3)	K	-0.12	0.12	-3.3%	-1.5%	0.39	0.24	1.5%	1.12	$\bar{\gamma}_0 = 0.38$ $\sigma = 0.15$
	L	0.03	-0.03	6.9%	0.8%	0.66	0.50	1.5%	1.56	LogL = 189.18
(4)	K	-0.18	0.18	-3.1%	-2.2%	0.40	0.61	1.3%	1.74	$\rho = 0.74$ $\sigma = 0.23$
	L	0.05	-0.05	6.8%	1.0%	0.66	0.38	1.5%	1.66	LogL = 194.78

I de følgende figurer ses tilpasningen i modellerne; dels effekten på X af en permanent

stigning i X^* på én enhed og dels effekten på X af en temporær ændring i u på én enhed i periode ét. Begge effekter er analyseret ud fra en ligevægtssituation, hvor $X = X^*$ (og hvor $u = 0$).⁴

I bilag A vises yderligere, hvorledes X reagerer på en *temporær* stigning i X^* , og hvorledes X tilpasser sig fra en initial uligevægt. Der vil bl.a. være den sammenhæng, at hvis residualerne er længe om at dø ud (u -eksperimentet – figurerne til højre nedenfor), vil der være langsom tilpasning fra initial uligevægt (figurerne til højre i bilag A).

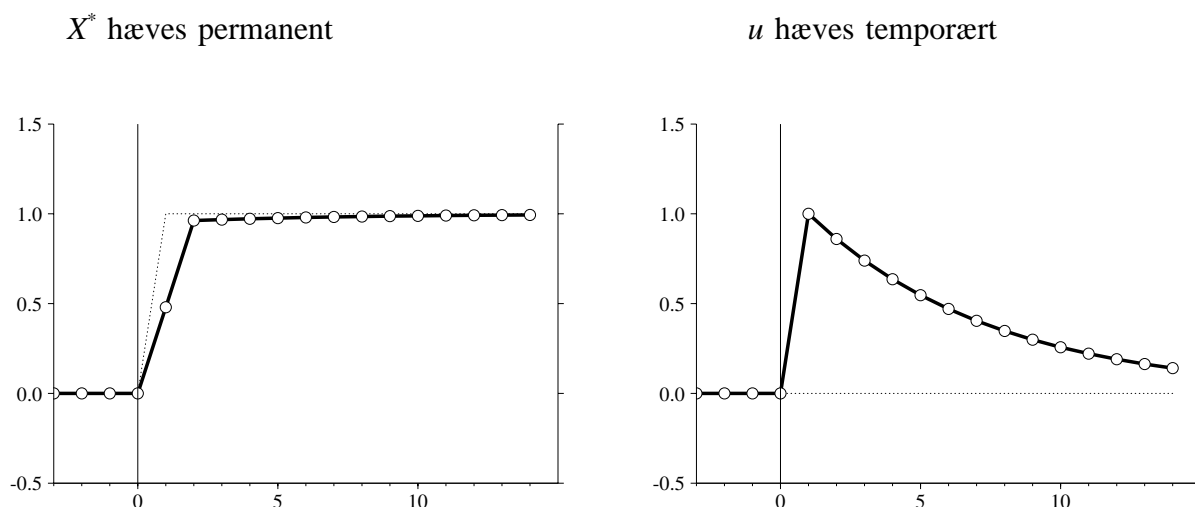
Figur 3.1. (0) Standardmodellen, alm. fejlkorrektion



Da $\gamma_1 (= 0.42)$ ikke er langt fra at være lig $\gamma_0 (= 0.47)$, er tilpasningen tæt på at være rent partiel. Residualerne dør ud forholdsvis hurtigt, idet en residual på én enhed i periode ét kun har ca. 50% effekt i periode to.

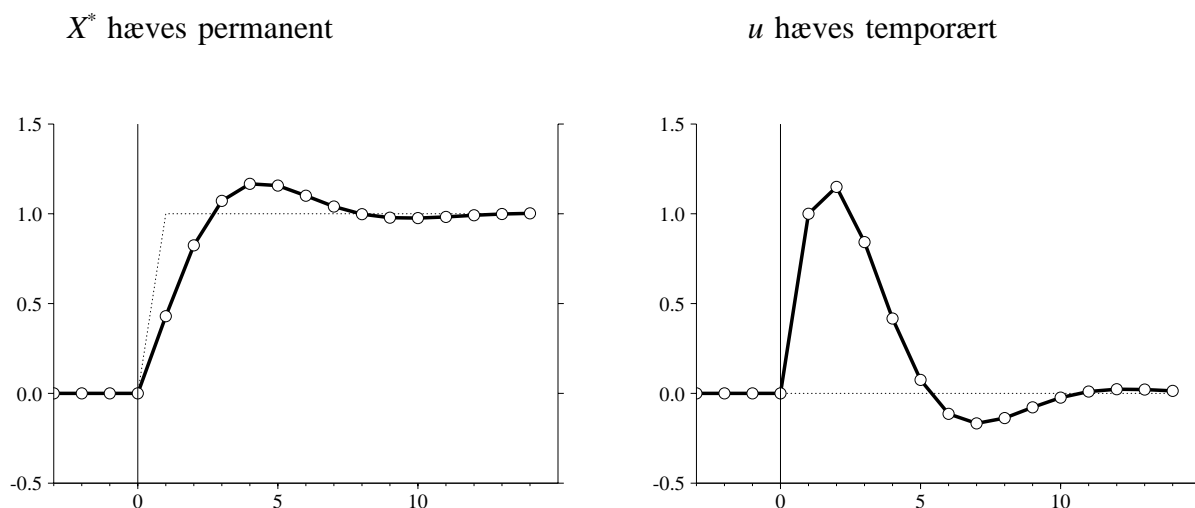
⁴ u -eksperimentet svarer i simulationssammenhæng til at foretage en J -ledskorrektion. Figurerne viser således, hvordan en temporær ændring i et J -led forplanter sig igennem systemet.

Figur 3.2. (1) Ekstra lag i ΔK^*



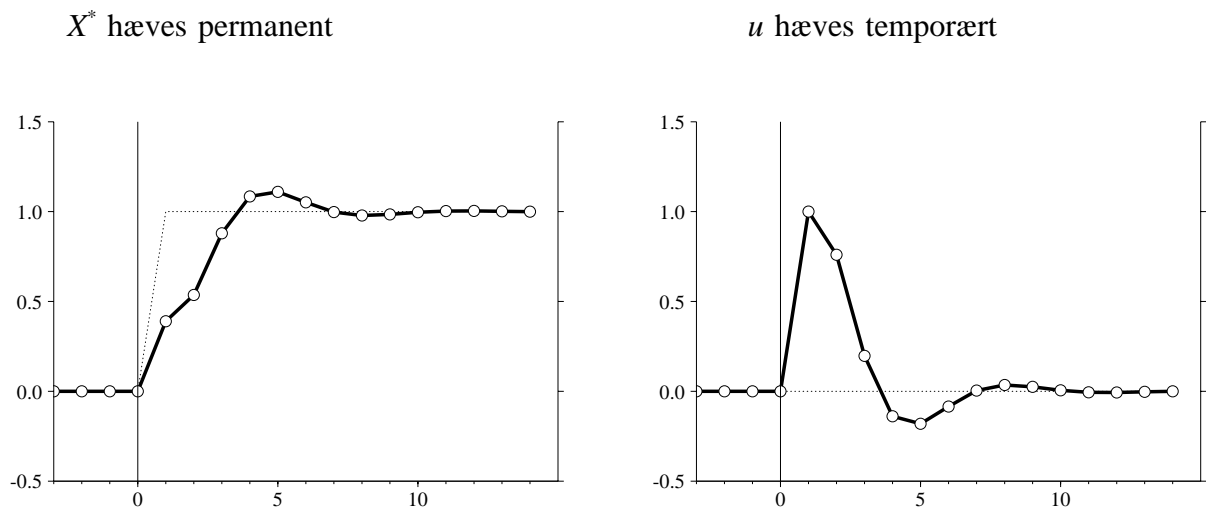
Introduceres et ekstra lag i ΔK^* , fås en hurtig tilpasning til ændringer i K^* (tilpasningen er for praktiske formål tilendebragt efter to perioder), mens residualerne er meget langsomme om at dø ud. En residual på én enhed i periode ét har således 85% effekt i periode to, og effekten er ca. 50% i periode fem. Vi er således ikke langt fra at have en random walk i restleddet, svarende til, at der ikke er nogen langsigtsammenhæng (ko-integration) mellem X og X^* .

Figur 3.3. (2) Lagget endogen [og fri model (5)]

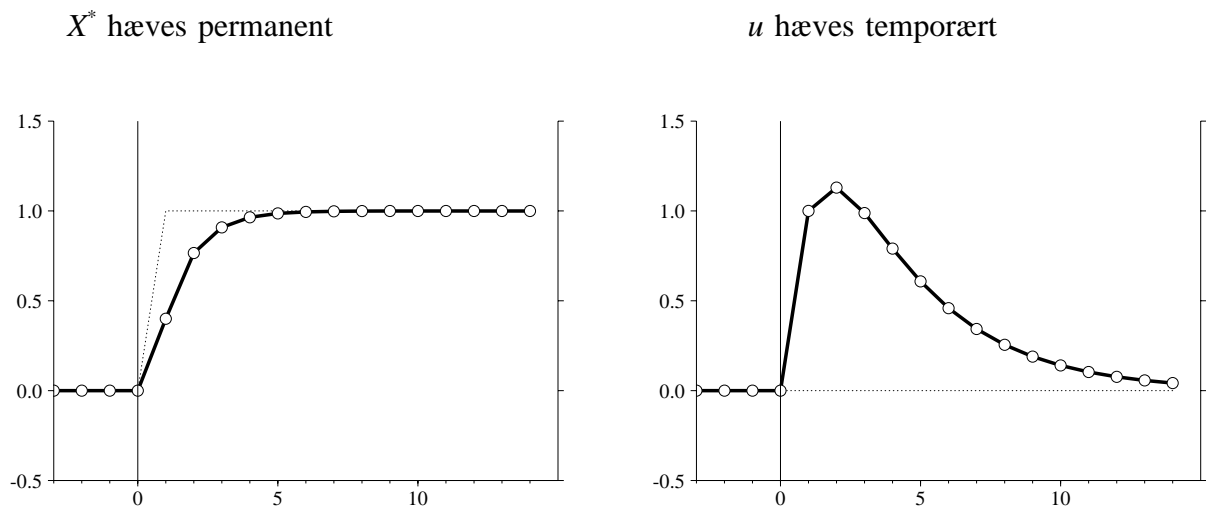


Som det efterhånden er velkendt, har den laggede endogene en tendens til at give overshooting i kapitalapparatet, og selv om den ikke er voldsom her, er den vanskelig at fortolke, hvis kapitaltrægheder skulle være forårsaget af omkostninger ved at *ændre* kapitalapparatet. Til gengæld beskriver den data overmåde godt, idet den næsten er lige så god som en helt fri VAR(2)-model i X og X^* . Det ses, at en residual i periode ét har endnu større effekt i periode to og 80% effekt i periode tre, hvorefter effekten hurtigt er væk.

Da denne estimation for praktiske formål er identisk med den "frie" VAR(2)-model (model (5)), er ovenstående figur altså samtidig dækkende for denne.

Figur 3.4. (3) Ekstra lagget fejlkorrektionsled

Som det ses, kan et ekstra fejlkorrektionsled sagtens give anledning til cyklisk tilpasning i kapitalapparatet, og den her viste tilpasningsproces må siges at være endnu vanskeligere at fortolke end processen med den laggede endogene (figur 3.3 ovenfor). Der er i periode to ca. 75% effekt af en residual i periode ét, hvorefter effekten af residualen for praktiske formål er forsvundet.

Figur 3.5. (4) ρ -konstruktion

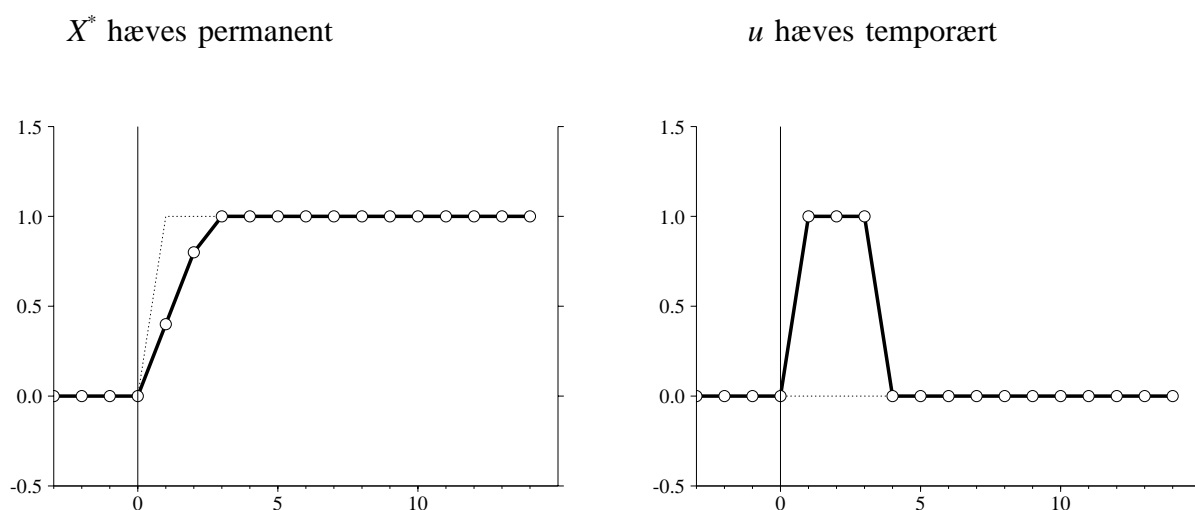
Til sidst bemærkes, at ρ -konstruktionen giver en tilpasning, som minder en del om tilpasningen med flere lags i ΔK^* (model (2), figur 3.2). Dog er der den forskel, at effekten af en residual i periode ét er 110% i periode to, 100% i periode tre, hvorefter effekten dør relativt langsomt ud.

Sammenfattende kan man muligvis – men også kun muligvis – udsondre følgende konklusion af figurerne:

- Effekten på X af en permanent ændring i X^* skal være ca. 40% i det første år og 80% i det andet år. Måske skal effekten være tæt på 100% i tredje år.
- Effekten af en residual i periode ét skal være stor *de næstfølgende to år* (periode to og tre), hvorefter effekten skal dø hurtigt ud.

Et eksempel på en sådan proces kunne være følgende figur, hvor X har tilpasset sig 100% til X^* i år tre, og hvor en residual har 100% effekt i de to næstfølgende år, hvorefter effekten er helt væk.

Figur 3.6. Et bud på den "sande" tilpasningsmodel



Krav (a) kunne forklare, hvorfor model (1) – ekstra lag i ΔX^* – klarer sig væsentligt ringere end model (2) og (4) – lagget endogen hhv. ρ -konstruktion. I model (1) er parameteren til fejlkorrigeringsleddet simpelthen for lille, således at en residual i periode ét har store virkninger også i periode fire og frem. At γ_2 estimeres, så andenårseffekten er meget tæt på 100% kunne skyldes, at effekten på X af en ændring i X^* skal være tæt på 100% i år tre (med lille fejlkorrigeringsparameter og en andenårseffekt på fx 80%, ville tredjeårseffekten også være tæt på 80%).

Forklaringen på, at model (3) klarer sig dårligt må dels være, at andenårseffekten på X af en ændring i X^* kun er på 50% (i modstrid med (a)), kombineret med, at en residual i periode ét kun "virker" i periode to (og ikke i periode tre som krævet i (b)).

Standardmodellen, model (0), karambolere naturligvis med krav (b), idet residualerne dør alt for hurtigt ud.

Disse diagnoser er naturligvis grebet mere eller mindre ud af luften, men de følger altså af en idé om, at den "sande" model har multiplikatoregenskaber, som er noget i retning af figur 3.6 ovenfor. Hvis den "sande" model ser ud som angivet, kan man måske forklare overshootingen i model (2) med den laggede endogene på dén måde, at det egentlig ikke er noget, relationen

"gerne vil have", men at en reaktion på restleddene, som ligner figur 3.6 (højre) så meget som muligt, tvinger relationen til på samme tid at give overshooting i K 's reaktion på K^* . Eller: at relationen vinder så meget på karrusellen (residualtilpasningen), at det berettiger et lille tab på gyngerne (K 's overshooting, når K^* øges).

Hvis der er noget om figur 3.6, har vi det problem, at vores modeller ikke fleksible nok til at kunne fange effekterne. Forfatteren er dog betænkelig ved at introducere endnu flere lags i processen (fx en VAR(3)-model), da der allerede er så mange lags, at man nok skal passe på med at presse estimationsalgoritmen yderligere.⁵

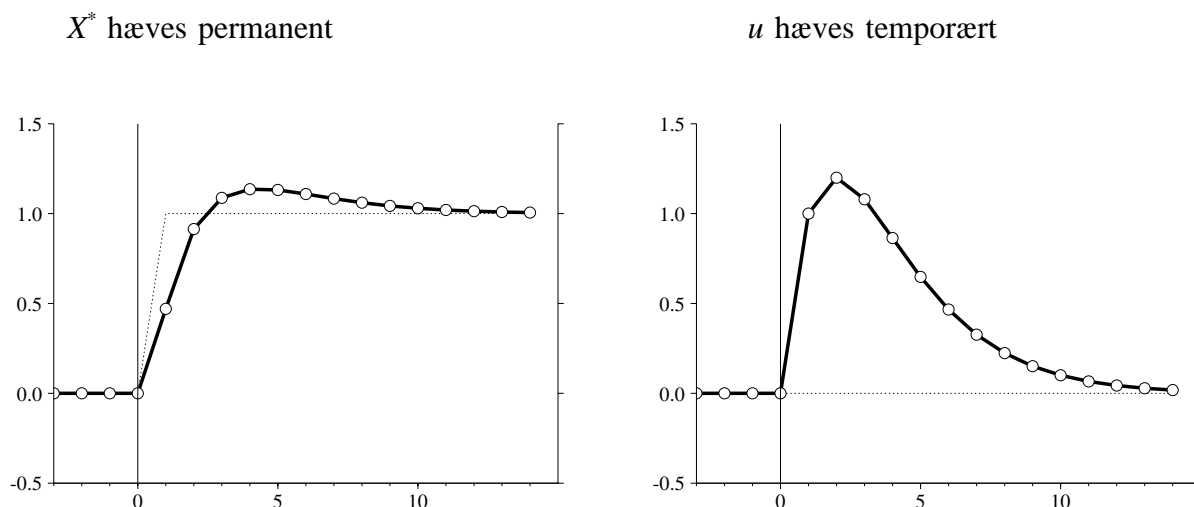
3.1 Hvornår er der cyklisk tilpasning?

Da modellerne (1) og (4) – flere lags i ΔK^* hhv. ρ -konstruktion – gav pæn ikke-cyklisk tilpasning, kunne man spørge sig selv, om det overhovedet ikke er muligt for modellerne at give cyklisk tilpasning, og svaret på det er rent faktisk et nej. Fravær af cyklisk tilpasning kræver nemlig, at $-4\bar{\alpha}_2 < \bar{\alpha}_1^2$, og dette er altid tilfældet i model (1) og (4). I model (1) naturligvis fordi $\gamma_0 = 0$, således at $\bar{\alpha}_2 = 0$, mens det er mindre simpelt, hvad ρ -konstruktionen angår.⁶ Et kig i tabel 3.1 viser, at for at undgå svingninger skal der gælde, at $4\rho(1-\gamma_0) < (1-\gamma_0+\rho)^2$. Dette er en andengradsulighed i ρ , som har dobbeltroden $\rho = 1-\gamma_0$, hvorfor uligheden er opfyldt for alle værdier af ρ og γ_0 . Der kan naturligvis godt forekomme overshooting alligevel, nemlig hvis fx γ_1 eller γ_2 er tilstrækkeligt store, men man vil ikke kunne få svingninger à la figur 3.3.

På den anden side er restriktionen $-4\bar{\alpha}_2 < \bar{\alpha}_1^2$ (fravær af cykliske svingninger) i virkeligheden ikke så forfærdelig interessant. Naturligvis er det ikke rart med svingninger, men det, som er det egentlige problem er *overshooting* og ikke cykliske svingninger. Dette kan man indse på følgende måde: I den frie model (5) er der cyklisk tilpasning (se evt. figur 3.3), svarende til at $-4\bar{\alpha}_2 < \bar{\alpha}_1^2$. Pålægges derfor restriktionen, at $-4\bar{\alpha}_2 = \bar{\alpha}_1^2$ får vi således den friest mulige model uden cyklisk tilpasning. Gøres dette, ender man op med likelihoodværdien 196.63, svarende til at restriktionen sagtens kan pålægges (et fald fra 197.74), men som det ses nedenfor eliminerer det ikke overshootingen:

⁵Det er rent faktisk forsøgt at estimere kapitalligningen som en VAR(3)-proces. Men parametrene til $X^*(-3)$ og $X(-3)$ bliver begge insignifikante, og likelihoodværdien stiger kun fra 192.32 (fri VAR(2)) til 192.97 (fri VAR(3)), svarende til, at man med god samvittighed kan se bort fra $X^*(-3)$ og $X(-3)$. (At likelihoodværdien for den frie VAR(2) hér angives til 192.32 og ikke til 197.74 som i tabel 3.2 skyldes, at der med tre lags må estimeres fra 1958 i stedet for 1957).

⁶Hvad model (1) – og (0) – angår, kan der naturligvis ikke forekomme svingninger, idet $X(-2)$ ikke optræder i ligningen; jf. tabel 3.1. Der skal være to lags i den endogene for at give mulighed for "komplekse rødder" og dermed svingninger.

Figur 3.7. Fri estimation med restriktion om acyklisk tilpasning (jf. fig. 3.3)

Forklaringen på, at modellen trods alt er dårligere end den frie estimation (figur 3.3) skal muligvis søges i, at restriktionen om acyklisk tilpasning gør residualernes "levetid" noget længere, således at en residual i periode ét på én enhed har 75% effekt i periode fire og 50% effekt i periode fem, hvor de tilsvarende tal for den frie model er ca. 40% og 10% (se figur 3.3). Modellen i figur 3.7 efterlever således ikke krav (b) side 11 – jf. også figur 3.6, højre del.

Som et sidste punkt bemærkes det, at ρ -konstruktionen ikke kan give overshooting i kapitalapparatet, *med mindre* $\gamma_1 > 1$ (hvilket den ikke er). Dette følger af, at ρ -korrektionen overhovedet ikke træder i kraft i en multiplikator, hvor X^* hæves, således at denne multiplikator ville være den samme, også hvis ρ blev sat til nul (svarende til standardmodellen (0)).

3.2 De to "sidste" modeller (med lagget fejlkorrektionsled)

Som en sidste ting, er der som nævnt i afsnit 2 to ekstra muligheder for en VAR(2)-dynamik med to af byggestenene (bortset fra (b)) i tabel 1.1 slået ihjel. Det er de to tilfælde, hvor det "almindelige" fejlkorrektionsled er erstattet af det laggede fejlkorrektionsled; dvs. modellerne⁷

$$D(X) = \gamma_1 D(X^*) + \gamma_2 D(X^*(-1)) + \bar{\gamma}_0 [X^*(-2) - X(-2)] + u . \quad (3.3)$$

og

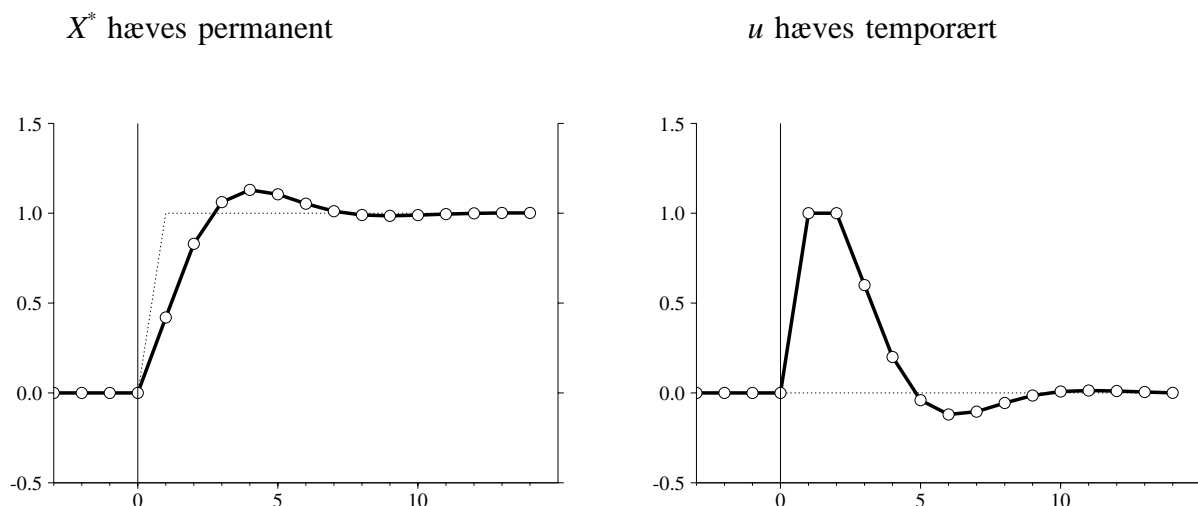
$$D(X) = \gamma_1 D(X^*) + \gamma_9 D(X(-1)) + \bar{\gamma}_0 [X^*(-2) - X(-2)] + u . \quad (3.4)$$

Den anden model ser lidt mystisk ud, mens den første model på ingen måde er umulig at fortolke. Estimeres modellerne, ender man op med likelihoodværdier på hhv. 196.90 og

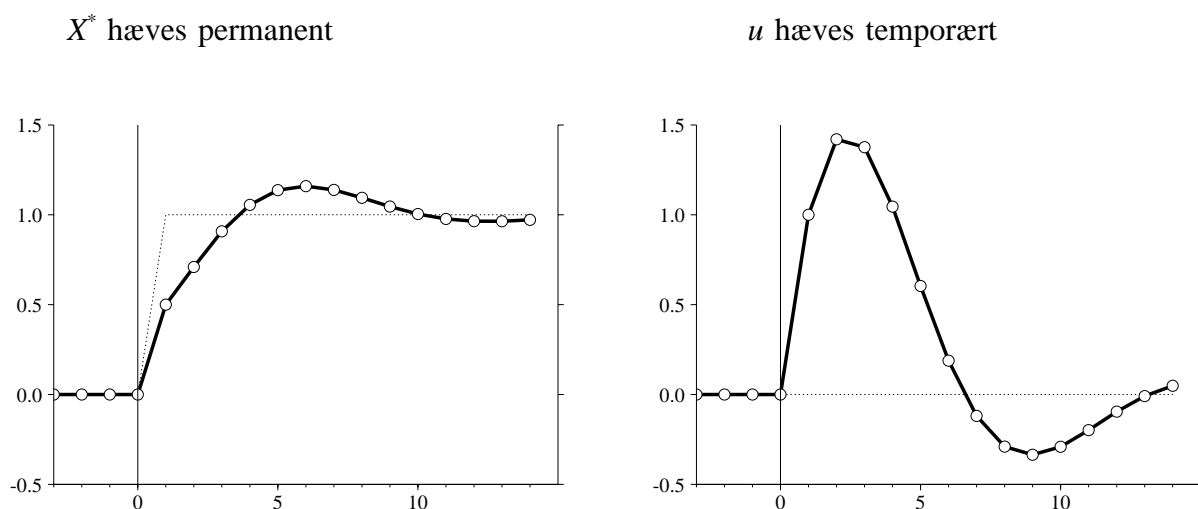
⁷Som nævnt i afsnit 2 er det ikke interessant at se på tilpasningsprocesser uden mindst ét af de to fejlkorrektionsled, idet det svarer til totalt fravær af ko-integration.

192.03, hvilket fortæller os, at den første model næsten ikke er en restriktion på den helt frie model (med likelihoodværdi 197.74), mens den anden model har større problemer. Substitutionselasticiteten σ bliver 0.21 hhv. 0.13, hvilket afspejler, at jo bedre der fittes, jo større bliver σ . Tilpasningen i de to modeller ser ud som følger:⁸

Figur 3.8. Model med lagget fejlkorrektionsled og ekstra lag i ΔK^*



Figur 3.9. Model med lagget fejlkorrektionsled og lagget endogen



Det ses, at den første model ligner model (2) overordentligt meget, mens der i den anden model er slemme svingninger. Til gengæld har den anden model en DW i K -ligningen på hele 2.24. Alt i alt kunne man overveje at arbejde videre med dynamik af den første type, omend man på ingen måde er sikret imod cyklisk tilpasning, som tilfældet er i model (1) med fejlkorrektionsleddet placeret "almindeligt". På den anden side er det med den cykliske

⁸Parametrene er:

Første model:	$\bar{\gamma}_0 = 0.40$	$\gamma_1 = 0.42$	$\gamma_2 = 0.41$
Anden model:	$\bar{\gamma}_0 = 0.22$	$\gamma_1 = 0.50$	$\gamma_9 = 0.42$

tilpasning som nævnt i afsnit 3.1 ikke nødvendigvis afgørende, når cyklerne ikke er for voldsomme.

4. Steady-state eller stationary-state?

I en *stationary state-ligevegt* er X konstant lig X^* , mens X og X^* er lig hinanden og vokser med samme antal enheder pr. periode i en *steady state-ligevegt*.⁹ Eller:

- Stationary state: $X = X^*$ og $D(X) = D(X^*) = 0$
- Steady state: $X = X^*$ og $D(X) = D(X^*) = v$

I en normal fejlkorrektionsmodel (model (0)) vil der normalt ikke være mulighed for steady state-ligevegt, idet X normalt vil "halte bagefter" X^* , hvis vi forestiller os, at der er trend i X^* . I standard-fejlkorrektionsmodellen ville det faktisk være nødvendigt, at γ_1 var lig én, som det ses ved at skrive standardmodellen op igen:

$$\text{Model (0): } D(X) = \gamma_1 D(X^*) + \gamma_0 [X^*(-1) - X(-1)] + u . \quad (4.1)$$

Hvis vi antager, at $X(-1) = X^*(-1)$, vil vi kunne få en steady state-ligevegt, hvis $\gamma_1 = 1$, men hvis γ_1 er mindre end én, vil bidraget fra $D(X^*)$ hele tiden være for lille til at holde X på sporet, og selv om fejlkorrektionsleddet vil begynde at trække i den rigtige retning, vil bidraget ikke blive stort nok til at kunne skabe ligevegt. Rent faktisk må man kunne vise, at hvis X^* stiger med v enheder pr. periode og $0 < \gamma_1 < 1$ og $0 < \gamma_0 < 1$ [nødvendige krav?] så vil der gælde, at¹⁰

$$D(X) \rightarrow v \quad \text{og} \quad (X^* - X) \rightarrow \text{udtryk} > 0 \quad \text{for} \quad t \rightarrow \infty . \quad (4.2)$$

Væksten i X vil således på langt sigt være den samme som væksten i X^* , men X vil hele tiden halte bagefter, så der på langt sigt er et konstant "gab" mellem X^* og X .

Hvis γ_1 i ligning (4.1) er mindre end én (fx lig 0.40-0.50, som den typiske estimeres til), har ligningen det problem, at hvis væksten i X i gennemsnit må formodes at være cirka lig væksten i X^* , så må fejlkorrektionsleddet (i gennemsnit) bidrage med noget positivt for at få kabalen til at gå op. Er der således vækst i X^* , og sættes γ_1 til 0.5, så "tvinges" estimationsalgoritmen til at sørge for, at niveauet for X^* er større end X , for ellers vil $D(X)$ i gennemsnit være mindre end $D(X^*)$.

Dette fænomen er ganske tydeligt i næsten alle vore hidtidige fejlkorrektionsestimater; at det langsigtede/optimale kapitalapparat har en tendens til at ligge over det observerede kapitalapparat i store dele af estimationsperioden. Dette er formentlig ikke urimeligt, men det giver det ganske konkrete problem, at K på den måde kommer nærmere det minimale K (kapacitetsgrænsen, \underline{K}) – og at \underline{K} derfor som udgangspunkt (sidste foreløbige databankår) kan

⁹Oversat til K og K^* kræver en steady state-ligevegt, at K og K^* er ens og vokser med samme vækstrate.

¹⁰Dette udtryk har forfatteren ikke lige haft tid til at regne ud.

være tættere på K , end hvis K og K^* i gennemsnit lå oven i hinanden i estimationsperioden.

Det er helt uacceptabelt at sætte $\gamma = 1$ i standardmodellen, idet det ville give en førstearseffekt af X^* på X på én, hvilket er i modstrid med alle formodninger om træg kapitaltilpasning (jf. krav (a) side 11). Men måske kunne man dressere nogle af de mere generelle modeller til på samme tid at have fornuftige multiplikatorer og K^*/K -forhold, som ikke ligger næsten permanent over én.

Kravet til en model, som er i stand til at have steady state-ligevægt, er følgende (idet vi ser på niveauligningerne, jf. afsnit 3):

$$X = \alpha_1 X^* + \alpha_2 (X^* - v) + \alpha_2 (X^* - 2v) + \bar{\alpha}_1 (X - v) + \bar{\alpha}_2 (X - 2v) . \quad (4.3)$$

Her udnyttes blot, at X og X^* i steady state begge vokser med v enheder pr. periode. Sættes nu $X = X^*$, får vi følgende:

$$(1 - \bar{\alpha}_1 - \bar{\alpha}_2 - \alpha_0 - \alpha_1 - \alpha_2) X^* + (\bar{\alpha}_1 + 2\bar{\alpha}_2 + \alpha_1 + 2\alpha_2) v = 0 . \quad (4.4)$$

Skal dette gælde for alle værdier af X^* og v , giver det de to følgende restriktioner:

$$1 - \bar{\alpha}_1 - \bar{\alpha}_2 = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 \quad \text{og} \quad \bar{\alpha}_1 + 2\bar{\alpha}_2 + \alpha_1 + 2\alpha_2 = 0 . \quad (4.5)$$

Den første af de to restriktioner har vi allerede set tidligere (formel (3.2)), mens den anden restriktion er "ny". Det interessante er nu, hvordan denne anden parameterrestriktion oversættes til de "strukturelle" parametre i de dynamiske modeller (0)-(4), idet det huskes, at den første parameterrestriktion automatisk er overholdt i disse modeller. Det kan relativt nemt regnes ud, at

Tabel 4.1. Parameterkrav, steady state-ligevægt

Model	Parameterkrav	Estimeret værdi	Kritisk værdi	K^*/K -forhold
(0) Alm. fejlkorrektio	$\gamma_1 = 1$	$\gamma_1 = 0.42$	0.58	7.1%
(1) ekstra lag i $D(X^*)$	$\gamma_1 + \gamma_2 = 1$	$\gamma_1 + \gamma_2 = 0.89$	0.11	4.4%
(2) lagget endogen	$\gamma_1 + \gamma_9 = 1$	$\gamma_1 + \gamma_9 = 0.91$	0.09	1.6%
(3) ekstra lag i fejlkorre.leddet	$\bar{\gamma}_1 = 1$	$\bar{\gamma}_1 = 0.39$	0.61	5.5%
(4) ρ -konstruktion	$\gamma_1 = 1$ eller $\rho = 1$	$\gamma_1 = 0.40$ $\rho = 0.74$	0.14	6.2%
(5) Fri model	se formel (4.5)	•	0.06	1.3%
(5a) Fri model med steady-state-restriktion	se formel (4.5)	•	0	0.1%

Anm. "Kritisk værdi" vil sige værdien af venstresiden af den anden ligning i (4.5). K^*/K -forholdet er K^* 's gennemsnitlige afvigelse fra K (over estimationsperioden 1957-90).

Kravet er faktisk ganske tæt på at være opfyldt i model (2) med den laggede endogene, mens også model (1) med ekstra lags i K^* kommer tæt på. Det er da også i disse modeller, at den gennemsnitlige værdi af K^*/K -forholdet er tættest på én, mens vi ligger længere fra i modellerne (0), (3) og (4).

Pålægges steady-state-restriktionen i den frie model (5), fås stort set den samme estimation, idet likelihoodværdien blot falder fra 197.74 til 197.62.

5. Forskellige kortsigtseffekter af produktion og faktorpriser

I dette papir har der hidtil udelukkende været fokuseret på processer, hvor K på en eller anden måde tilpassede sig K^* , men hvor vi ikke bekymrede os om, hvorvidt ændringen i K er forårsaget af ændringer i produktionen, Y , eller ændringer i faktorpriserne, P_K eller P_L . Man kan således godt forestille sig, at produktion og faktorpriser virker forskelligt på kort sigt fx pga. forskellig forventningsdannelse. Dette kunne man indbygge i standard fejlkorrektionsmodellen,

$$D\log(K) = \gamma_1 D\log(K^*) + \gamma_0 [\log(K^*(-1)) - \log(K(-1))] , \quad (5.1)$$

ved at opsplitte kortsigtseffekten, $\gamma_1 D\log(K^*)$, som følger:

$$D\log(K) = \gamma_Y D\log(Y) + \gamma_K D\log(P_K) + \gamma_L D\log(P_L) + \gamma_0 [\log(K^*(-1)) - \log(K(-1))] \quad (5.2)$$

På den måde fås helt frie førsteårseffekter af Y , P_K og P_L på kapitalapparatet, mens resten af tilpasningen foregår med $100\gamma_0\%$ om året. Man kunne håbe, at denne generalisering kunne forbedre Durbin-Watson og i det hele taget give en bedre relation, men resultatet er noget nedslående, idet en helt fri dynamik à la (5.2) giver helt ufortolkelig effekt af ændringer i P_L (timelønnen), mens en restriktion om kortsigtet prishomogenitet resulterer i, at relationen reagerer hurtigere på ændringer i de relative faktorpriser end på ændringer i produktionen.

Tabel 5.1. Estimation med frie kortsigtseffekter af Y , P_K og P_L .

γ_Y	=	0.50
γ_K	=	-0.05
γ_L	=	0.37
γ_0	=	0.43
σ	=	0.09
DW_K	=	0.89
DW_L	=	1.72
LogL	=	187.59

Denne helt frie kortsigtsdynamik reducerer σ betragteligt, og kortsigtseffekten af P_L på kapitalapparatet (0.37) er helt uacceptabel, idet langsigtselasticiteten kun er på $e_{KL} = 0.07$ (således at vi får en overshooting på ca. 400%!). For at få lidt mere styr på kortsigtseffekterne har det derfor hidtil været krævet, at der var såkaldt kortsigtet prishomogenitet. Det betyder, at hvis begge faktorpriser ændres med samme antal procent, så skal det ikke give anledning til bevægelser i K . Dette sikres ved at sætte $\gamma_K = -\gamma_L$, og vi får da:

Tabel 5.2. Estimation med kortsigtseffekter af Y , P_K og P_L ; pålagt kortsigtet prishomogenitet.

γ_Y	=	0.40
γ_K	=	-0.11
γ_L	=	0.11
γ_0	=	0.46
σ	=	0.13
DW_K	=	0.79
DW_L	=	1.71
LogL	=	185.24

Det ubehagelige ved denne estimation er, at K reagerer meget hurtigere på de relative faktorpriser, end på produktionen (med $\sigma = 0.13$ er $e_{KK} = -0.10$ og $e_{KL} = 0.10$ i 1990), idet der rent faktisk er en smule overshooting i det første år ($0.11 > 0.10$). Selv om man kan argumentere for, at lønnen kendes et stykke tid i forvejen som følge af de kollektive overenskomster, så virker det stadig rimeligt at forvente, at virksomhedernes handlingsparameter nummer ét må være afsætningen og at de derfor reagerer hurtigere på dén,

end på ændrede relative priser.¹¹

Umiddelbart ser der altså ikke ud til at være noget at hente ved at "dekomponere" K^* i produktion og faktorpriser. Naturligvis kunne man udbygge modellen med friere dynamik à la afsnit 2 – og dette *kunne* vise sig at være mirakelkuren – men en sådan undersøgelse har der ikke været tid til at foretage.

Til sidst skal det bemærkes, at der er en nemmere måde at estimere modellen med kortsigtet prishomogenitet på, idet K^* udelukkende er en funktion af Y , P_K og P_L (og tiden). Det giver således næsten det samme at estimere ligningen

$$\text{Dlog}(K) = \bar{\gamma}_Y \text{Dlog}(Y) + \gamma_1 \text{Dlog}(K^*) + \gamma_0 [\log(K^*(-1)) - \log(K(-1))] . \quad (5.3)$$

Prishomogeniteten er allerede indbygget i K^* , og parametrene forholder sig derfor cirka som følger til hinanden:

$$\begin{aligned} \gamma_Y &= \bar{\gamma}_Y + \gamma_1 \\ \gamma_L &= \gamma_1 \cdot e_{KL} \\ \gamma_K &= \gamma_1 \cdot e_{KK} \end{aligned} \quad (5.4)$$

Hvad der måtte være af forskelle må tilskrives ikke-lineariteter i funktionsformen for $\text{Dlog}(K^*)$ samt tilstedeværelsen af en trend i K^* – en trend, som ikke optræder i produktionen eller faktorpriserne. Disse forskelle må imidlertid formodes at være beskedne, således at man kan estimere vha. ovennævnte korrektion af Y -multiplikatoren, og hvis Y -multiplikatoren er hurtigere end en faktorpris-multiplikator, svarer det så til $\bar{\gamma}_Y > 0$.

Tabel 5.3. Alternativ estimation med kortsigtseffekter af Y , P_K og P_L ; pålagt kortsigtet prishomogenitet.

$\bar{\gamma}_Y$	=	-0.50
γ_0	=	0.46
γ_1	=	0.90
σ	=	0.13
DW_K	=	0.76
DW_L	=	1.67
LogL	=	185.16

Dette er målt på likelihoodværdien næsten det samme som estimationen med pålagt prishomogenitet, og sammenhængen i (5.4) passer rimeligt, idet $e_{KL} = 0.09$ og $e_{KK} = -0.09$, hvilket giver kortsigtselasticiteter på $0.90 \cdot (-0.09) = -0.08$ hhv. $0.90 \cdot 0.09 = 0.08$. Disse kortsigtselasticiteter tal er dog et stykke fra de -0.11 hhv. 0.11 fra tabel 5.2 ovenfor, og der fås med modellen i tabel 5.3 ikke overshooting i priseksperimenter.

¹¹Desuden må det formodes, at det er nemmere at foretage omlægninger i produktionen, når K/L -forholdet er uændret (produktionsændringer), end når K/L -forholdet ændres (ændringer i de relative priser).

6. Kubistiske trends

Tilstedeværelse af autokorrelation har ofte at gøre med, at modellen er fejlspecificeret, og for at forsøge at fange noget af denne fejlspecification kunne man derfor overveje at introducere tiden i tredje i de to effektivitetsindeks.

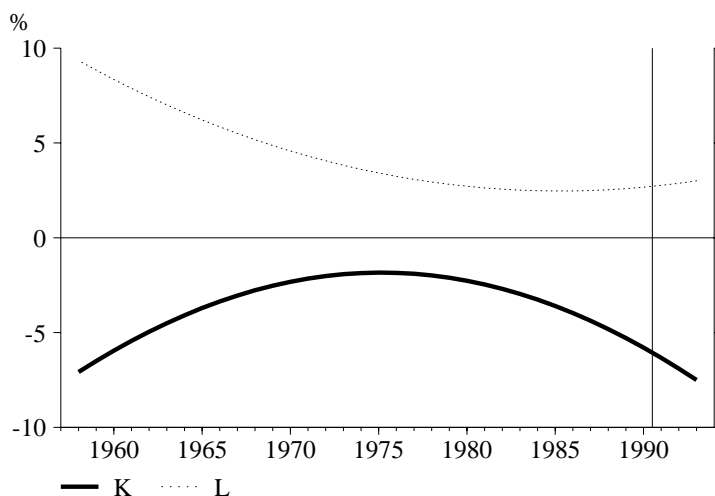
Gøres dette i xx -erhvervet fås følgende resultater (jf. evt. tabel 3.3 side 7):

Tabel 6.1. xx -erhvervet, kubistiske trends

		Pris-elasticiteter		Vækstrater i eff. indeks		1. års effekt	Tilp. hast.	s	DW	
		P_K	P_L	$R(e)_{60}$	$R(e)_{90}$	γ_{1i}	γ_{0i}			
(0)	K	-0.27	0.27	-6.0%	-5.8%	0.40	0.53	1.2%	1.17	$\sigma = 0.35$
	L	0.08	-0.08	8.4%	2.7%	0.67	0.36	1.5%	1.74	LogL = 198.48
(1)	K	-0.26	0.26	-6.0%	-5.6%	0.40	0.46	1.2%	1.25	$\gamma_2 = 0.07$ $\sigma = 0.33$
	L	0.07	-0.07	8.4%	2.6%	0.68	0.36	1.5%	1.74	LogL = 198.69
(2)	K	-0.27	0.27	-5.5%	-4.9%	0.40	0.44	1.0%	1.80	$\gamma_9 = 0.29$ $\sigma = 0.35$
	L	0.07	-0.07	8.2%	2.4%	0.67	0.37	1.5%	1.73	LogL = 203.18
(3)	K	-0.28	0.28	5.6%	-5.5%	0.39	0.45	1.1%	1.34	$\bar{\gamma}_0 = 0.19$ $\sigma = 0.36$
	L	0.08	-0.08	8.2%	2.5%	0.66	0.37	1.5%	1.73	LogL = 200.77
(4)	K	-0.25	0.25	-5.9%	-5.2%	0.42	0.61	1.1%	1.62	$\rho = 0.42$ $\sigma = 0.32$
	L	0.07	-0.07	8.4%	2.5%	0.67	0.34	1.5%	1.77	LogL = 201.64

Trendudviklingen i model (0) ses i den følgende figur, som også er dækkende for modellerne (1)-(4), idet trenderne er ret uafhængige af den dynamiske specification.

Figur 6.1. De kubistiske trends, model (0), xx -erhvervet



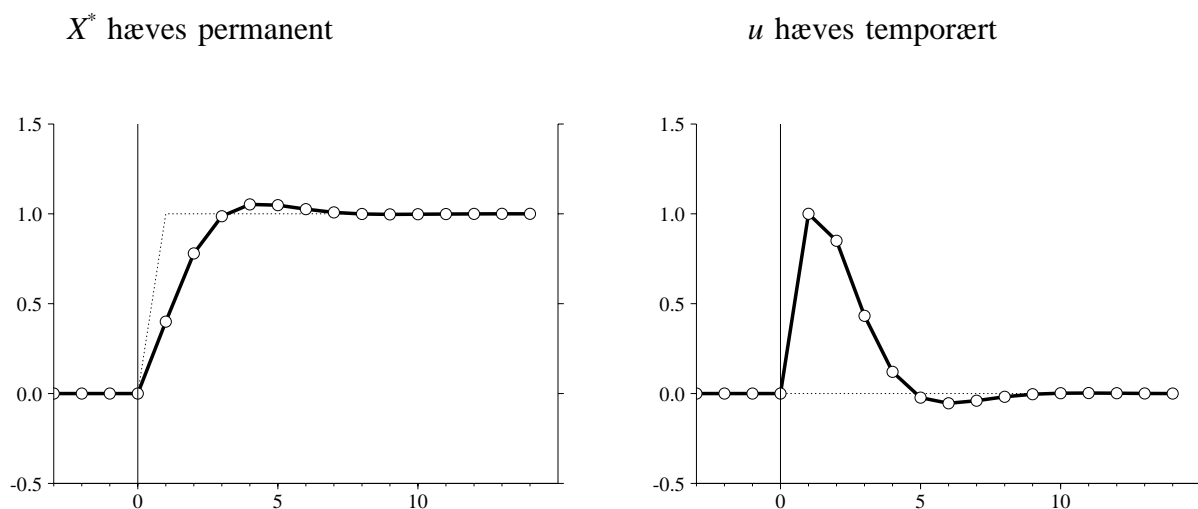
Det ses i model (0), at tiden i tredje uden videre hæver σ fra 0.14 til 0.35, og at flere lags i

ΔK^* (1) nu giver næsten det samme som standardmodellen (0).

Igen klarer modellen med den laggede endogene sig statistisk set bedst, og også hér er den meget tæt på at være identisk med den frie VAR(2)-model, som kan estimeres til at have en likelihoodværdi på 203.32.

Det interessante er – ud over at σ stiger – at koefficienten til den laggede endogene kun er $\gamma_9 = 0.29$ (hvor den før var 0.50), således at problemet med overshooting er meget mindre. Dette ses nedenfor.

Figur 6.2. Model med lagget endogen (model (2)), kubistiske trends



Forskellen i likelihoodværdi mellem modellen med den laggede endogene (2) og ρ -konstruktionen (4) er ikke ret stor, og dynamikken i ρ -konstruktionen er da også næsten identisk med dynamikken i modellen med den laggede endogene.

Figur 6.3. Model med ρ -konstruktion (model (4)), kubistiske trends



Umiddelbart ser tiden i tredje ganske lovende ud, for den forbedrer beskrivelsen betydeligt og

hæver uden videre substitutionselasticiteten σ fra 0.14 til 0.35, uden at spredningen på denne bliver større (i begge tilfælde er den 0.07). Således er der ikke noget, der umiddelbart tyder på multikollinearitetsproblemer ved at introducere tiden i tredje, men det er klart, at der udestår en fortolkning af effektivitetstrenden i K -ligningen (figur 6.1). Desuden – og nok så væsentligt – lader det sig kun gøre at operere med kubistiske trends på det aggregerede erhverv xx . Forsøg med nogle af de "lovede" ADAM-erhverv viser, at man meget let risikerer, at trenderne begynder at fange outliers i starten eller i slutningen af estimationsperioden, og rent faktisk giver introduktionen af kubistiske trends horrible trendudviklinger i erhvervene nf , nm og nq , mens de kubistiske trends målt på likelihoodværdien ikke betyder noget særligt i erhvervene b , nk og qh .¹²

7. Estimationer på de seks "gruppe I-erhverv".

De ovennævnte erhverv, b , nf , nk , nm , nq og qh , blev i papiret KTH 27.09.94: *Estimation af faktorefterspørgslen på sektorniveau* udvalgt som "lovede" – eller måske rettere "ikke helt tossede". For at få lidt føling med, hvordan det ser ud for de forskellige erhverv, er der derfor til sidst foretaget nogle estimationer på disse lovede erhverv, idet trenderne og dynamikken i K -ligningen specificeres som følger:

- Kvadratiske trends
- Dynamisk tilpasning enten
 - Almindelig fejlkorrektion eller (model (0))
 - Fejlkorrektion med ekstra lag i ΔK^* (model (1)) eller
 - Fejlkorrektion med ρ -konstruktion (model (4))

Tabel 7.1. xx -erhvervet

	Pris-elasticiteter		Vækstrater i eff. indeks		1. års effekt	2. års effekt	Tilp. hast.	s	DW	
	P_K	P_L	$R(e)_{60}$	$R(e)_{90}$	γ_{1i}	γ_{2i}	γ_{0i}			
K	-0.11	0.11	-3.3%	-1.6%	0.42	•	0.47	1.7%	0.69	$\sigma = 0.14$
L	0.03	-0.03	6.9%	0.8%	0.64	•	0.43	1.5%	1.52	LogL = 184.72
K	-0.13	0.13	-3.8%	-1.9%	0.48	0.41	0.14	1.6%	1.33	$\sigma = 0.17$
L	0.04	-0.04	7.0%	1.0%	0.68	•	0.40	1.5%	1.66	LogL = 188.87
K	-0.18	0.18	-3.1%	-2.2%	0.40	•	0.61	1.3%	1.74	$\rho = 0.74$ $\sigma = 0.23$
L	0.05	-0.05	6.8%	1.0%	0.66	•	0.38	1.5%	1.66	LogL = 194.78

¹²Det er i xx -erhvervet forsøgt yderligere at introducere tiden i fjerde i standardmodellen (0). Det giver en forbedring af likelihoodværdien fra 198.48 til 204.22, og begge parametre til tiden i fjerde er signifikante. Det sænker imidlertid σ fra 0.35 til 0.25, men spredningen på denne er stadigvæk uforandret 0.07.

Tabel 7.2. *b*-erhvervet

	Pris-elasticiteter		Vækstrater i eff. indeks		1. års effekt	2. års effekt	Tilp. hast.	s	DW	
	P_K	P_L	$R(e)_{60}$	$R(e)_{90}$	γ_{1i}	γ_{2i}	γ_{0i}			
<i>K</i>	-0.26	0.26	-7.0%	-1.8%	0.41	•	0.27	3.0%	1.34	$\sigma = 0.33$
<i>L</i>	0.07	-0.07	5.3%	-0.5%	0.53	•	0.11	3.3%	2.24	LogL = 143.86
<i>K</i>	-0.27	0.27	-7.0%	-1.8%	0.39	0.06	0.24	3.0%	1.30	$\sigma = 0.35$
<i>L</i>	0.07	-0.07	5.3%	-0.5%	0.53	•	0.11	3.3%	2.24	LogL = 144.15
<i>K</i>	-0.37	0.37	-7.0%	-2.9%	0.31	•	0.30	2.7%	1.77	$\rho = 0.47$ $\sigma = 0.47$
<i>L</i>	0.10	-0.10	5.2%	-0.2%	0.55	•	0.10	3.3%	2.27	LogL = 147.68

Tabel 7.3. *nf*-erhvervet

	Pris-elasticiteter		Vækstrater i eff. indeks		1. års effekt	2. års effekt	Tilp. hast.	s	DW	
	P_K	P_L	$R(e)_{60}$	$R(e)_{90}$	γ_{1i}	γ_{2i}	γ_{0i}			
<i>K</i>	-0.31	0.31	-1.5%	4.2%	0.16	•	0.21	2.0%	0.82	$\sigma = 0.41$
<i>L</i>	0.10	-0.10	8.2%	1.9%	0.18	•	0.21	2.4%	1.85	LogL = 162.88
<i>K</i>	-0.31	0.31	-1.5%	4.2%	0.16	0.01	0.21	2.0%	0.82	$\sigma = 0.42$
<i>L</i>	0.10	-0.10	8.2%	1.9%	0.18	•	0.22	2.4%	1.85	LogL = 162.88
<i>K</i>	-0.46	0.46	0.9%	1.5%	0.15	•	0.25	1.7%	2.14	$\rho = 0.70$ $\sigma = 0.61$
<i>L</i>	0.15	-0.15	7.2%	3.0%	0.20	•	0.24	2.4%	1.83	LogL = 172.01

Tabel 7.4. *nk*-erhvervet

	Pris-elasticiteter		Vækstrater i eff. indeks		1. års effekt	2. års effekt	Tilp. hast.	s	DW	
	P_K	P_L	$R(e)_{60}$	$R(e)_{90}$	γ_{1i}	γ_{2i}	γ_{0i}			
<i>K</i>	-0.23	0.23	1.0%	-1.1%	0.23	•	0.27	2.9%	1.17	$\sigma = 0.33$
<i>L</i>	0.10	-0.10	14.1%	-1.4%	0.29	•	0.34	3.0%	1.83	LogL = 150.75
<i>K</i>	-0.50	0.50	-2.3%	-2.9%	0.23	0.24	0.11	2.7%	1.22	$\sigma = 0.77$
<i>L</i>	0.27	-0.27	15.3%	0.1%	0.38	•	0.42	3.2%	1.63	LogL = 153.91
<i>K</i>	-0.65	0.65	-1.8%	-19.2%	0.18	•	0.45	2.3%	2.29	$\rho = 0.73$ $\sigma = 0.92$
<i>L</i>	0.28	-0.28	14.4%	6.5%	0.29	•	0.33	2.8%	1.92	LogL = 157.30

Tabel 7.5. nm-erhvervet

	Pris-elasticiteter		Vækstrater i eff. indeks		1. års effekt	2. års effekt	Tilp. hast.	s	DW	
	P_K	P_L	$R(e)_{60}$	$R(e)_{90}$	γ_{1i}	γ_{2i}	γ_{0i}			
<i>K</i>	-0.31	0.31	2.0%	-4.4%	0.30	•	0.35	2.1%	0.82	$\sigma = 0.38$
<i>L</i>	0.07	-0.07	9.5%	-0.5%	0.61	•	0.36	2.7%	1.70	LogL = 160.94
<i>K</i>	-0.48	0.48	6.0%	-8.2%	0.27	0.22	0.22	1.8%	1.35	$\sigma = 0.59$
<i>L</i>	0.12	-0.12	8.7%	0.3%	0.61	•	0.33	2.7%	1.73	LogL = 165.71
<i>K</i>	-0.38	0.38	3.3%	-6.0%	0.30	•	0.50	1.5%	2.00	$\rho = 0.58$ $\sigma = 0.47$
<i>L</i>	0.09	-0.09	9.4%	-0.3%	0.60	•	0.32	2.6%	1.77	LogL = 172.57

Tabel 7.6. nq-erhvervet

	Pris-elasticiteter		Vækstrater i eff. indeks		1. års effekt	2. års effekt	Tilp. hast.	s	DW	
	P_K	P_L	$R(e)_{60}$	$R(e)_{90}$	γ_{1i}	γ_{2i}	γ_{0i}			
<i>K</i>	-0.34	0.34	8.3%	-7.4%	0.32	•	0.11	3.3%	0.77	$\sigma = 0.43$
<i>L</i>	0.09	-0.09	10.3%	-0.8%	0.54	•	0.15	2.8%	1.31	LogL = 156.50
<i>K</i>	-0.16	0.16	-7.7%	-4.8%	0.23	0.26	-0.00	3.3%	0.65	$\sigma = 0.20$
<i>L</i>	0.01	-0.01	10.7%	-0.0%	0.49	•	0.14	2.5%	1.42	LogL = 155.67
<i>K</i>	-0.28	0.28	7.8%	-7.0%	0.29	•	0.40	1.9%	1.99	$\rho = 0.81$ $\sigma = 0.35$
<i>L</i>	0.07	-0.07	15.3%	-2.8%	0.47	•	0.12	2.4%	1.72	LogL = 170.38

Tabel 7.7. qh-erhvervet

	Pris-elasticiteter		Vækstrater i eff. indeks		1. års effekt	2. års effekt	Tilp. hast.	s	DW	
	P_K	P_L	$R(e)_{60}$	$R(e)_{90}$	γ_{1i}	γ_{2i}	γ_{0i}			
<i>K</i>	-0.08	0.08	-6.6%	0.2%	0.51	•	0.47	2.4%	1.17	$\sigma = 0.10$
<i>L</i>	0.02	-0.02	7.2%	2.4%	0.39	•	0.43	2.6%	1.64	LogL = 155.37
<i>K</i>	-0.07	0.07	-6.9%	0.2%	0.55	0.24	0.31	2.3%	1.39	$\sigma = 0.08$
<i>L</i>	0.01	-0.01	7.3%	2.4%	0.37	•	0.46	2.6%	1.65	LogL = 156.99
<i>K</i>	-0.07	0.07	-6.8%	0.2%	0.54	•	0.69	2.1%	1.79	$\rho = 0.56$ $\sigma = 0.08$
<i>L</i>	0.01	-0.01	7.3%	2.4%	0.37	•	0.45	2.6%	1.66	LogL = 159.24

Umiddelbart ser ρ -konstruktionen ud til at have en dejlig tendens til at hæve σ , men desværre er der store problemer i *nk*-erhvervet, hvor σ bliver stor i ρ -konstruktionen og trenden i *K* går (næsten) amok.

8. Afslutning

Sammenfattende må man sige, at hvis vi betragter kortsigtsdynamikken, så er ρ -konstruktionen (model (4)) på flere måder en tiltalende løsning, idet den

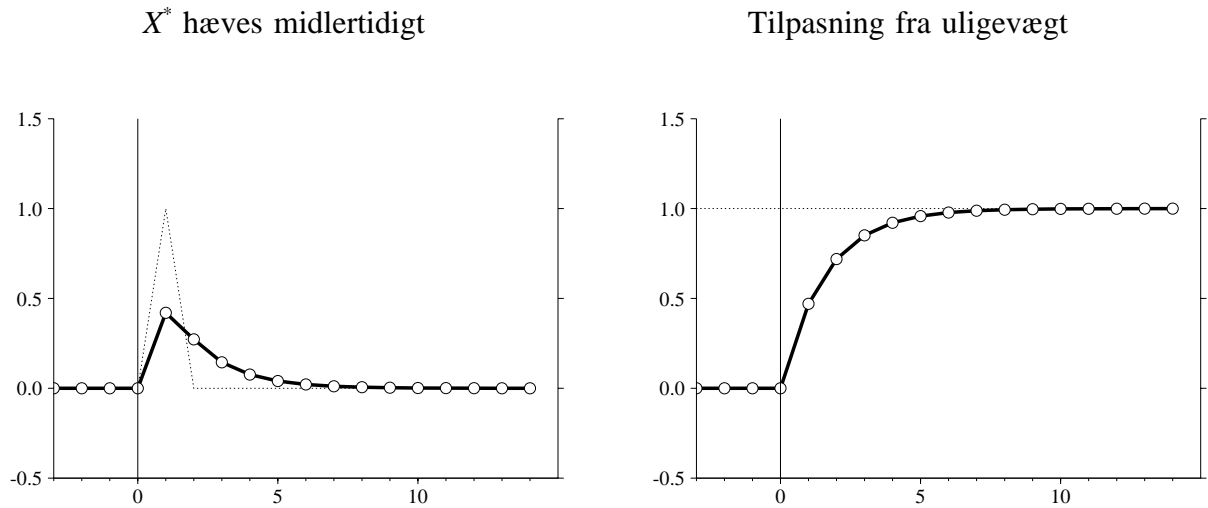
- i praksis ikke vil kunne give overshooting eller svingninger,
- har nemt gennemskuelige multiplikatorer (uafhængigt af værdien af ρ er multiplikatorerne identiske med standard-fejlkorrigeringsmodellens),
- "styrer" hvor hurtigt en residual dør ud med parameteren ρ , som man har en umiddelbar fortolkning af.

Den første pind er det væsentlige, for det er på dette punkt, at modellen med den laggede endogene (model (2)) må give fortabt. Man kunne sagtens bruge mere tid på at analysere kortsigtsdynamikken (fx ved at kigge på MA-processer), men givet at vi ikke vil tillade overshooting i kapitalapparatet, ser det ud til, at ρ -konstruktionen er det fornuftigste og det sikreste valg.

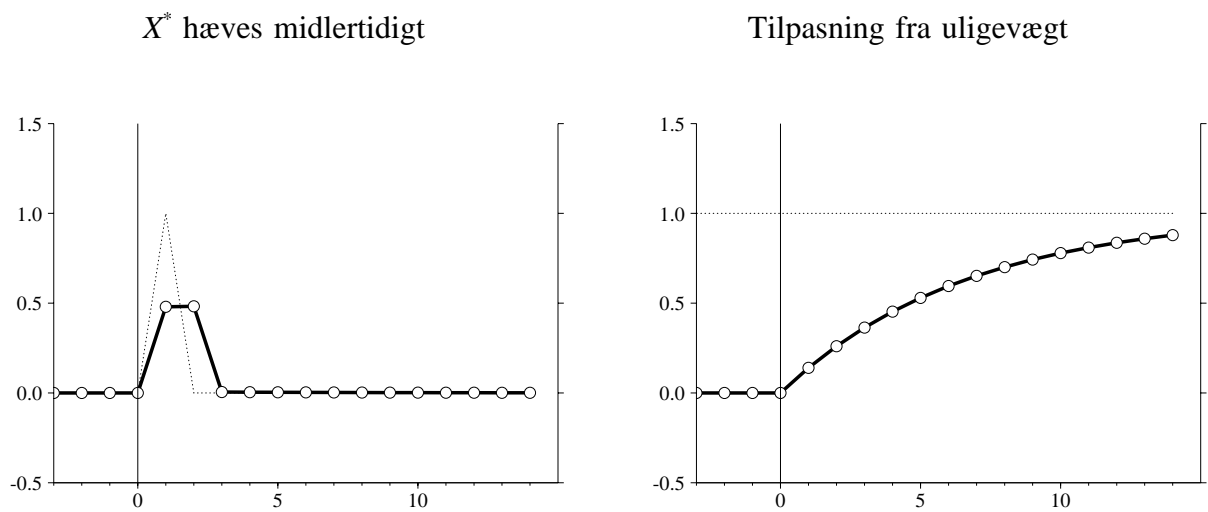
Hvad de kubistiske trends angår, er de statistisk set vanskelige at argumentere imod, men man kan nok godt argumentere for, at vi med de kvadratiske trends allerede er gået ret langt i retning af at give trenderne "fri". Dette parret med kedelige erfaringer med kubistiske estimationer på de enkelte erhverv peger på, at yderligere generalisering af trenderne bør vente til en anden god gang.

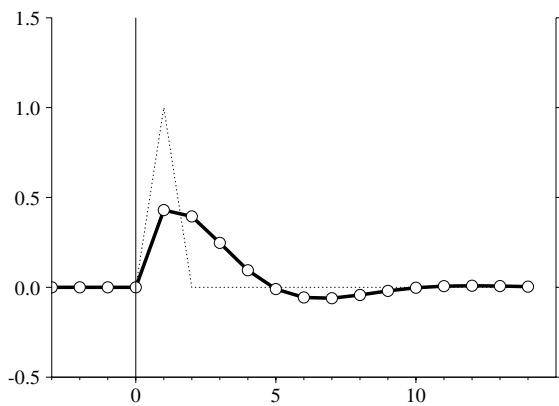
Bilag A. Reaktion på temporær ændring i K^* og tilpasning fra uligevægt; model (0)-(4), xx -erhvervet

Figur A1. (0) Standardmodellen, alm. fejlkorrektion

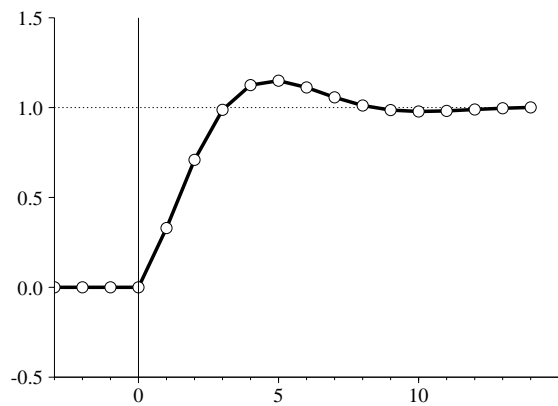
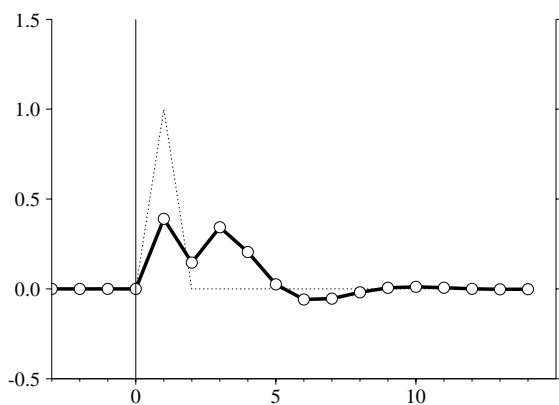


Figur A2. (1) Ekstra lag i ΔK^*

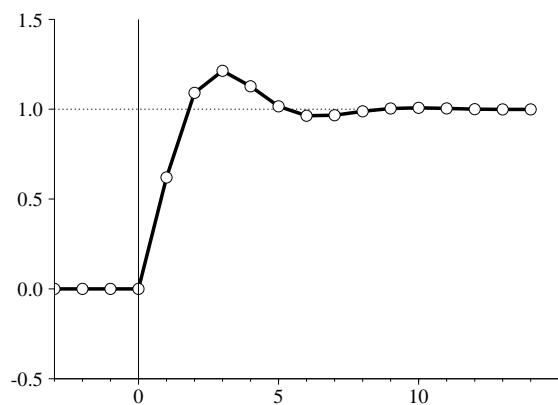


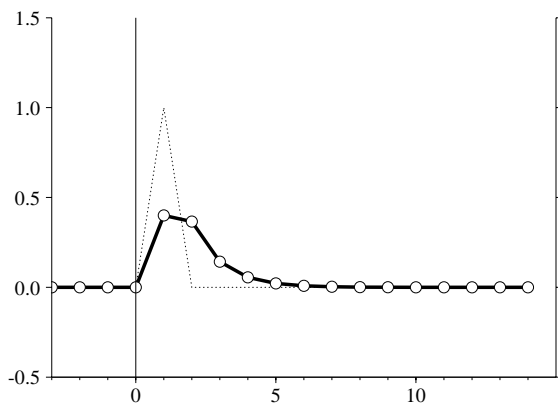
Figur A3. (2) Lagget endogen X^* hæves midlertidigt

Tilpasning fra uligevægt

**Figur A4. (3) Ekstra lagget fejlkorrektionsled** X^* hæves midlertidigt

Tilpasning fra uligevægt



Figur A5. (4) ρ -konstruktion X^* hæves midlertidigt

Tilpasning fra uligevægt

