

John Smidt
Finn Knudsen
Karsten Theil Hansen
Asger Olsen

18. januar 1995

Høstkorrektion af produktionen i landbruget

Resumé:

I papiret skitseres, hvorledes effekten på landbrugets produktion og BFI af høstens afvigelse fra normalen kan fastsættes.

Serien for den relative afvigelse fra normalhøsten forlænges til brug i faktorefterspørgslen tilbage til 1947, og som følge af marginale rettelser i tidsserien reestimeres lagerinvesteringerne fra landbruget.

Det foreslås, at den implicitte effekt i modellen af en høst på 1% over normalen fastsættes til en stigning i såvel produktion som BFI på 100 mio. 1980-kr. (svarende til hhv. ca. 0.25% i produktionsværdien og 0.60% i BFI). Disse effekter kan anvendes på en konsistent måde i faktorefterspørgslen, således at ændringer i høsten udelukkende påvirker BFI-kvoten og ikke inputtet af produktionsfaktorer. Af de 100 mio. 1980 kr. pr. pct "overnormal høst" antages 2/3 at gå til lager, mens det foreslås at lade resten gå direkte til eksport. Det konstateres dog, at der stadig mangler et par brikker før en eksogen ændring af høsten automatisk beregnes korrekt i ADAM.

host.wp

Nøgleord: lager energi faktorefterspørgsel høst BFI produktion

I den nuværende modelversion indgår høstens afvigelse fra normalen i lagerinvesteringerne fra landbruget. I den kommende modelversion vil denne afvigelse endvidere indgå i faktorefterspørgselsligningerne (arbejdskraft og kapital) samt i energiligningerne.¹ Den burde desuden indgå med et fordelt lag i bestemmelsen af eksporten.

Baggrunden for, at høsten inddrages i faktorefterspørgselsligningerne er, at en overnormal høst alt andet lige må antages at give en overnormal BFI i landbruget. Da BFI er den drivende kraft i både kapital-, arbejdskraft- og energiligninger, ville disse produktionsfaktorer uden korrektioner også komme til at blive "overnormale". Udgangspunkt er imidlertid, at det antages, at den overnormale stigning i BFI kommer uden ekstra indsats af produktionsfaktorer, hvorfor der er behov for en høstkorrektion.

Med det, der lægges op til her og i diverse faktorefterspørgselspapirer, sikres, at produktionsfaktorerne, kapital, arbejdskraft, energi samt materialer, ikke påvirkes af en "høst-drevet" stigning i produktionen – dvs. at ændringer i høsten udelukkende slår igennem i en større BFI. Konkret *antages*, at høsten slår igennem på produktionen med et givet gennemslag, og herefter sikrer korrektionen af faktorefterspørgselsligningerne, at faktorinputtet og BFI bliver korrekt. Imidlertid sikrer ADAM ikke automatisk denne sammenhæng mellem høst og landbrugsproduktionen, med mindre der ændres i bestemmelsen af landbrugseksporten.²

Afsnit 1 indeholder en vurdering af effekten på BFI af høstens relative afvigelse fra normalhøsten. Konstruktionen af nye data for normalhøsten er beskrevet i bilag 1. I *afsnit 2* reestimeres relationen for lagerinvesteringer fra landbruget med brug af den reviderede serie for afvigelse fra normalhøsten. Endelig indeholder *afsnit 3* et forslag til ligning for øvrig materialeforbrug i landbruget.

1. Høsteffekten på produktion og BFI i landbruget

Høstkorrektionen af BFI i landbruget sker ved regressionsvarianter over grundformen:

$$fYfa = f(vhstk1, t, t^2, t^3, \dots, t^k)$$

vhstk1 Høstens relative afvigelse fra normalen, jf. bilag 1.

¹Som beskrevet i modelgruppepapirerne *Ligninger for erhvervenes energiforbrug* af John Smidt og Finn Knudsen, d 22. januar 1995 og *Ligninger for beskæftigelse og maskinkapital* af John Smidt og Karsten Theil Hansen, d 23. januar 1995.

²Som det antydes i afsnit 3 kunne en "lukning" fx bestå i, at eksporten af landbrugsvarer blev forøget, når høsten var over normalen. Herved ville landbrugsproduktionen, der jo i modellen er efterspørgseldrevet, automatisk blive større i år med stor høst.

Tidspolynomiet benyttes til at korrigere for den almindelige trendmæssige udvikling i landbrugsproduktionen (som følge af teknologisk udvikling mv.). Polynomiet bruges altså ikke til noget i sig selv – det skal blot gardere mod skævhed i estimatet for koefficienten til *vhstk1*. Denne metode er oprindeligt foreslået af Jorgenson til estimation af sæsonvariationen i økonomiske tidsserier.³ Graden *k* af tidspolynomiet er ikke så vigtig, så længe den ikke er for lav: Overflødige potenser af tiden vil blot blive insignifikante – de vil ikke give bias i estimatet for høsteffekten.

Estimationer af denne type for perioden 1947-93 giver med et ottendegrads-polynomium resultater som vist i tabel 1 (resultaterne er noget følsomme over for valget af periode, idet høsteffekterne er insignifikante i delperioden 1947-65, men stærkt signifikante i delperioden 1966-93).

Tabel 1. Effekt af høsten (målt ved *vhstk1*) på forskellige variabler

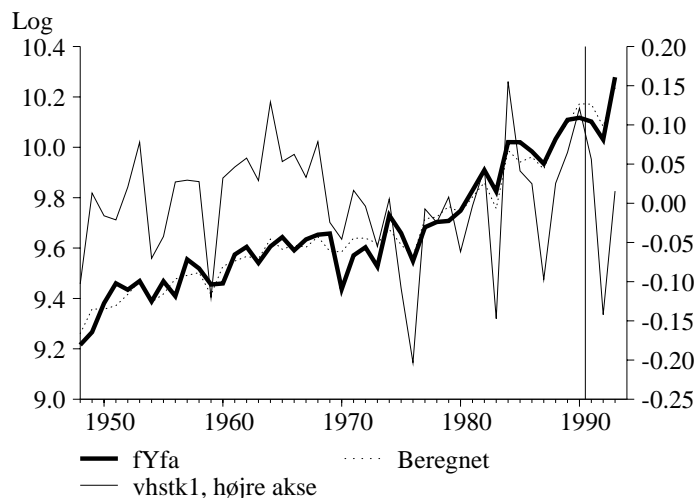
Forklaret variabel	1947-93		1966-93	
	Koefficient	t-værdi	Koefficient	t-værdi
<i>fYfa</i>	10780	(5.78)	13297	(6.10)
<i>log(fYfa)</i>	0.5685	(4.70)	0.6822	(5.27)
<i>fXa</i>	8958	(4.81)	11246	(7.97)
<i>log(fXa)</i>	0.2201	(3.28)	0.2763	(7.09)

Anm. Tilsvarende estimationer på differenser af samme variabler gav lidt mindre koefficienter, men af samme størrelsesorden. Lignende estimationer er forsøgt for forskellige enkeltleverancer til og fra landbruget (nemlig for *fM0a*, *fM0nf*, *faa*, *fanf*, *flla*, *facf* og *fae0*), men kun *fM0a* og *flla* har signifikante forklaringsbidrag fra høstindekset.

Koefficienten til *vhstk1* udtrykker, hvor meget venstresidevariablen er større, når høsten er 1 pct. over normalen (men da 1 pct. over normalen svarer til en værdi af *vhstk1* på 0.01, vil *fYfa* altså ifølge linie 1 stige med godt 100 mio. kr. i 1980-priser, når høsten er 1 pct. over normalen). Effektens størrelse er stort set upåvirket af trendspecificationen (fx benyttelse af flere eller færre potenser af tiden), og størrelsesordenen forekommer umiddelbart plausibel.

Nedenstående figur viser sammenhængen mellem BFI i landbruget og høsten. Det fremgår tydeligt, at der er en klar sammenhæng mellem de kortsigtede udsving i landbrugsproduktionen (BFI) og høstens afvigelse fra normalen:

³D. W. Jorgenson: Minimum Variance, Linear, Unbiased Seasonal Adjustment of Economic Time Series, *J. of the American Statistical Association*, 59, 1964 (s. 681-724). Det bemærkes, at de to tidspolynomier i hhv. dannelsen af normalhøsten, jf. bilag 1, og i ovenstående regression på BFI ikke har (ret meget) med hinanden at gøre.

Figur 1. BFI og høsten

Det skal – bl. a. på baggrund af tabel 1 – anbefales, at vi lægger os fast på, at en afvigelse fra normalhøsten på 1% alt andet lige giver anledning til en stigning i såvel produktion som BFI i landbruget på 100 mio. kr. i 1980-priser. Denne effekt vil herefter blive anvendt i ligningerne for faktorefterspørgslen, jf. også nedenfor i afsnittet om materialeforbruget i landbruget.

2. Estimation af lagerinvesteringer fra landbruget, fIa

I den nuværende lagerinvesteringsrelation indgår afvigelsen fra normalhøsten målt ved variabelen $vhstk$. Den kan passende reestimeres med benyttelse af det nye udtryk $vhstk1$ i stedet, jf. bilag 1. Den nuværende relation ser ud som følger;

Tabel 2. Den nuværende lagerinvesteringsrelation for landbruget

Variabel	ADAM-navn	Koefficient Spredning	
Lagerinvesteringer fra landbrug	fIa		
Afsætning	$D(fXa_{.1}-fIa_{.1})$	0.1402	0.1360
Relativ afvigelse fra normalhøst	$vhstk-0.5\cdot vhstk_{.1}-0.5\cdot vhstk_{.2}$	5787	1402

Anm. n = 1968-87

s = 594.1

DW = 2.17

Udvides estimationsperioden til 1990 og anvendes $vhstk1$ fås:

Tabel 3. Reestimation af lagerinvesteringsrelation for landbruget

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Lagerinvesteringer fra landbrug	<i>flla</i>		
Afsætning	$D(fXa_{-1}-flla_{-1})$	0.1758	0.1182
Relativ afvigelse fra normalhøst	$vhstk1-0.5\cdot vhstk1_{-1}-0.5\cdot vhstk1_{-2}$	6105	1280

Anm. n = 1968-90 s = 567.1 DW = 2.232

Det fremgår, at koefficienterne er næsten uændrede, og at spredningen falder. Dette sidste skyldes først og fremmest udvidelsen af estimationsperioden og kun i begrænset omfang anvendelsen af *vhstk1* i stedet for *vhstk*.

I afsnit 1 blev høstens effekt på landbrugsproduktionen ansat til 100 mill 1980-kr. pr. pct. afvigelse fra normalen. Spørgsmålet er nu, hvor denne produktionsforøgelse leveres hen. Det er derfor forsøgt at estimere høsteffekten på de fem hovedleverancer fra landbruget (*faa*, *fanf*, *facf*, *flla* og *fae0*) i et samlet system under den restriktion, at summen af effekterne skal være de vedtagne 100 mio. kr. pr. pct. overnormal høst. Resultatet bliver en lille forøgelse af koefficienten i relationen for *flla* til godt 7000, mens eksportleverancen *fae0* bærer resten. Det foreslås derfor, at vi vedtager, at 2/3 af produktionsforøgelsen på 100 mio. kr. går til lager, mens den sidste trediedel går til eksport. Den efterfølgende lagernedbygning i de to følgende år, jf. tabel 3, burde også gå til eksport, men der er intet i modellen, der p.t. sikrer dette.

3. Materialeforbrug i landbruget og lidt om den samlede effekt af høsten

De generelle ligninger for materialeforbruget i erhvervene, $fVma$, kunne konkret for landbruget give:

$$fVma = fVma_{-1} \cdot \left(\frac{fXa}{fXa_{-1}} \right) \quad (1)$$

Da udgangspunktet for hele tankegangen omkring høstkorrektionen imidlertid er, at produktionen (BFI/produktionen) stiger ved overnormal høst *uden* større indsats af produktionsfaktorer, må fXa i (1) korrigeres for ikke at få høsteffekter på materialeforbruget.

Det skal derfor foreslås, at der foretages følgende korrektion af produktionsværdien i ligningen for materialeforbruget:

$$fVma = fVma_{-1} \cdot \left(\frac{fXa - 10000 \cdot vhstk1}{fXa_{-1} - 10000 \cdot vhstk1_{-1}} \right) \quad (2)$$

Med denne korrektion vil en eksogen stigning i høsten på 1%, der sker parallelt med en stigning i produktionsværdien, fXa , på 100 mio. kr., efterlade materiale-

forbruget, $fVma$, uforandret, hvilket netop er tanken med høstkorrektionen. Tilsvarende korrektioner indføres i de øvrige faktorefterspørgselsligninger.

Netto-resultatet bliver således det ønskede, nemlig at en overnormal høst medfører en stigning i BFI (og BFI-kvoten), men ingen ændring i faktorinputtet. Om dette lille modeleksperiment er blot at tilføje, at der, som nævnt, ikke er noget i modellen, der sikrer, at produktionsværdien rent faktisk stiger med 100 mio. 1980-kr., når $vhstk1$ eksogent øges med 0.01. Konkret vil produktionen kun stige med de $2/3$, dvs. 66 mio. kr., der kommer fra forøgelsen af lagerinvesteringerne, og disse vil endda give anledning til et tilsvarende *fald* i landbrugsproduktionen over de følgende år, efterhånden som den overnormale lagerbeholdning bygges ned igen, jf. konstruktionen af høstbidraget i tabel 3.

For at det hele skal hænge sammen kræves med andre ord, at eksporten af landbrugsprodukter øges med 33 mio. 1980-kr umiddelbart (nemlig det der *ikke* går på lager) såvel som i hvert af de følgende to år (effekten fra nedbygningen af de overnormale lagre). Det foreslås, at disse effekter på eksporten indbygges i modellen – også selv om det må gøres i noget, der egentlig skulle være en efterspørgselsrelation for eksporten af landbrugsvarer, og hvor en sådan udbudseffekt egentlig ikke hører hjemme.

Bilag 1. Normalhøsten

Første skridt i dannelsen af en høstkorrektur af BFI er at finde afvigelsen fra "normal-høsten", hvilket selvsagt kræver en stillingtagen til, hvad "normal-høsten" er. Den mest benyttede metode til beregning af normalhøsten er at definere denne som et glidende gennemsnit af høsten i et antal omliggende år. I ADAM har vi valgt en formelt anderledes, men grundlæggende ækvivalent metode, som er beskrevet i modelgruppepapiret *Nogle tilføjelser til lagerinvesteringerne til ADAM, oktober 1991*, Thomas C. Jensen, d. 27. november 1991. Her beregnes normalhøsten ved at regressere et høstindeks (målt i antal foderenheder) ned på et passende tidspolynomium. Ideen er, at tidspolynomiet skal opfange alle "træge" ændringer i landbrugsproduktionen i estimationsperioden, mens det hverken skal eller kan opfange de kortsigtede, vejrligsbetingede ændringer i høsten. Residualen fra denne dummy-regression kan derfor opfattes som afvigelsen fra normalhøsten.⁴

Det er imidlertid ikke på forhånd indlysende, hvilken grad af tidspolynomium, der skal anvendes (lige som det heller ikke ville være indlysende, hvor mange år, der skulle inddrages i et glidende gennemsnit). Da vi generelt ønsker at rense så få bevægelser ud af landbrugsproduktionen som muligt ved høstkorrektur, må grundreglen være: Hellere tre grader for meget i tidspolynomiet end en enkelt grad for lidt. På denne måde vil residualen fra regressionen kun kunne omfatte de helt kortsigtede svingninger i høstudbyttet, mens trægere svingninger vil blive betragtet som bevægelser i normalhøsten (disse kunne fx skyldes ændringer i størrelsen og anvendelsessammensætningen af det dyrkede areal). De kortsigtede, vejrligsbetingede svingninger i høstudbyttet er så kraftige og erratiske, at der ikke er nogen aktuel risiko for, at polynomiet vil begynde at opfange dem.

Der kan dog være problemer i de første og sidste 2-3 år af estimationsperioden, hvor polynomiets værdi relativt let påvirkes af ekstreme dataværdier (et helt tilsvarende problem optræder ved beregning af glidende gennemsnit i periodens yderkanter). For at være sikker på at undgå disse "endepunktsproblemer" er polynomiet bundet til at have hældning 0 i både første og sidste år af estimationsperioden⁵.

En passende grad af polynomiet synes at være omkring 7. Der er dog alligevel tendens til "endepunktsproblemer", bl. a. i forbindelse med den ekstremt dårlige høst i 1947. For at undgå dette er høstindekset indsamlet helt tilbage til 1943,

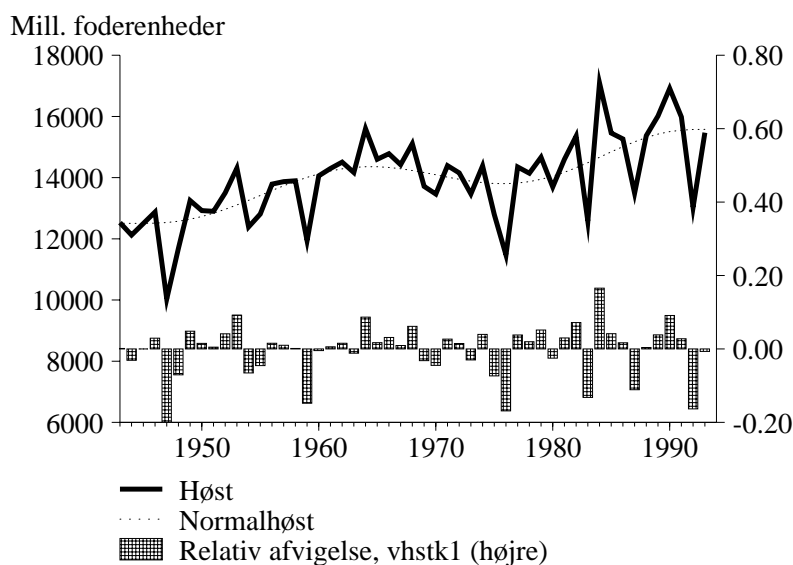
⁴Den grundlæggende ækvivalens af de to metoder er vist i Jorgenson, op. cit.

⁵En anden mulighed er at undlade at benytte polynomiets værdier i de første tre år og de sidste tre år af estimationsperioden. En kringlet, men i praksis velfungerende metode er at forlænge estimationsperioden et antal år i begge retninger, idet de manglende observationer (dvs før 1946 og efter 1993) fyldes ud med gennemsnittet af høstindekset for hhv. de første og de sidste 10 år af den datadækkede periode. Dette er en anden metode til "blødt" at tvinge polynomiets hældning mod 0 i estimationsperiodens yderpunkter, og den gør polynomiet næsten ufølsomt over for ekstremværdier i disse yderpunkter.

og året 1947 er elimineret fra regressionen med en dummy. I 1993, hvor det ikke er muligt at klare problemet ved indsamling af yderligere data er tillige polynomiets 2. afledede bundet til 0. På grund af denne ekstra restriktion er graden af polynomiet øget til 8.

Ved eventuelle fremskrivninger bør normalhøsten antages konstant, og polynomiet bør re-estimeres med passende mellemrum, fx ved skift af modelversion.

Figur 2. Normalhøsten og *vhstk1*



Selv om afvigelsen fra normalhøsten med denne definition for alle praktiske formål er den samme som den nuværende serie i perioden 1965-93, bør serien for god ordens skyld indgå i modellen som *vhstk1*. Såvel den nye som den gamle serie fremgår af bilag 2.

Bilag 2. Modelligninger samt data.

```

FRML _SJ_D  FILA = 0.15120*DIF(FXA(-1)-FILA(-1))
                +6071.44*(VHSTK1-0.5*VHSTK1(-1)-0.5*VHSTK1(-2))$
FRML _SJR   FVMA = FVMA(-1)*((FXA*(1+0.3*VHSTK1(-1)))
                /(FXA(-1)*(1+0.3*VHSTK1)))$

```

Data:

	vhst	vhstk1	vhstk
1943	12526	0.0013	
1944	12120	-0.0308	
1945	12502	-0.0002	
1946	12876	0.0292	
1947	10033	-0.1995	
1948	11690	-0.0704	
1949	13250	0.0482	
1950	12920	0.0151	
1951	12900	0.0049	
1952	13500	0.0414	
1953	14310	0.0919	
1954	12390	-0.0655	
1955	12808	-0.0454	
1956	13788	0.0155	
1957	13870	0.0101	
1958	13895	0.0013	
1959	11939	-0.1477	
1960	14057	-0.0046	
1961	14299	0.0058	
1962	14508	0.0155	
1963	14165	-0.0117	
1964	15600	0.0867	
1965	14601	0.0172	-0.0054
1966	14779	0.0312	0.0236
1967	14423	0.0093	0.0131
1968	15111	0.0616	0.0737
1969	13716	-0.0318	-0.0165
1970	13461	-0.0448	-0.0283
1971	14390	0.0266	0.0435
1972	14153	0.0149	0.0289
1973	13468	-0.0299	-0.0204
1974	14383	0.0395	0.0450
1975	12796	-0.0733	-0.0728
1976	11473	-0.1688	-0.1721
1977	14347	0.0380	0.0299
1978	14144	0.0198	0.0090
1979	14664	0.0516	0.0388
1980	13696	-0.0250	-0.0372
1981	14598	0.0298	0.0180
1982	15355	0.0720	0.0618
1983	12575	-0.1321	-0.1377
1984	17090	0.1655	0.1621
1985	15456	0.0414	0.0425
1986	15263	0.0166	0.0216
1987	13489	-0.1110	-0.1036
1988	15372	0.0040	0.0149
1989	16014	0.0383	0.0513
1990	16916	0.0911	0.1053
1991	15984	0.0278	0.0444
1992	13028	-0.1634	-0.1487
1993	15470	-0.0068	0.0128