

## Hgn-relasjonen

### Resumé:

*I dette papir forsøger vi at estimere Hgn-relasjonen på en anden og mere simpel facon. Det viser sig, at resultatet er tilsvarende godt (faktisk tilsvarende skidt), som når den nuværende relation estimeres. I papiret foreslås et check af datamaterialet, samt et kig på begreber som deltidsfrekvens og strejkevariabel.*

---

AAN08502.WPD

Nøgleord: Arbejdstid, strejker

*Modelgruppepapirer er interne arbejdsrapporter. De konklusioner, der drages i papirerne, er ikke endelige og kan være ændret inden opstillingen af nye modelversioner. Det henstilles derfor, at der kun citeres fra modelgruppepapirerne efter aftale med Danmarks Statistik.*

## 1. Indledning

Baggrunden for dette papir er, at Hgn-relasjonen er løbet af sporet, som det bl.a ses af AAN17701.<sup>1</sup> Dette kan bl.a. skyldes, at der efter 1989 har været databrud. I LAE30595 nævnes det, at kilden til Hgn var industristatistikken (årspublikationen) til og med 1989.<sup>2</sup> Herefter anvendte man den foreløbige industristatistik, som ikke blev videreført efter 1993. Det er derfor muligt, at en gennemgang af data-materialet kan få Hgn-relasjonen på rette kurs. Dette papir vil ikke komme nærmere ind på denne problemstilling. Vi vil i stedet se nærmere på, hvordan Hgn-relasjonen er estimeret, og argumentere for, at der er visse problemer med at estimere relationen, som det gøres på nuværende tidspunkt. Vi foreslår derfor en alternativ metode til at estimere Hgn-relasjonen, hvilket fører til, at de "kunstige" variabler *hnn* og *hhnn* kan afskaffes.

Resten af papiret forløber som følger. I afsnit 2 forklares og diskuteres den nuværende *Hgn*-relasjonen. I afsnit 3 ses der på alternative formuleringer af *Hgn*-relasjonen, og afsnit 4 konkluderer papiret.

## 2. Nuværende konstruktion til estimation af Hgn-relasjonen

I den nuværende konstruktion indgår følgende variable.

<i>Hgn</i>	Gennemsnitlig arbejdstid i industrien
<i>Hnn</i>	Normalarbejdstid i industrien
<i>Hhnn</i>	Normalarbejdstid for heltidsansatte i industrien
<i>Ha</i>	Aftalt arbejdstid
<i>bqn</i>	Deltidsfrekvensen
<i>Hdag</i>	Afvielser fra normalåret
<i>ovkum</i>	Ændringer i aftalt arbejdstid
<i>fXn</i>	Produktionsværdi i fremstillingsserhvervene i alt

For at konstruere *Hnn* og *Hhnn* danner vi en hjælpevariabel:

$$Hgnkor = Hgn / (1 - bqn / 2) - Hdag - ovkum \quad (1)$$

Formålet med *Hgnkor* er at beskrive den uofficielle arbejdstidsændring, idet vi korrigerer *Hgn* for deltidsarbejde, og derefter renser serien for kendte svingninger, altså for afvielser fra normalåret og ændringer i den aftalte arbejdstid. Herefter beskriver vi den uofficielle arbejdstidsændring ved den estimerede trend i ændringen i *Hgnkor*. Nu modellerer vi ændringen i normalarbejdstiden, for heltidsansatte i industrien, ved ændringen i den aftalte arbejdstid, den uofficielle arbejdstidsændring, repræsenteret ved den estimerede trend, og afvielser fra normalåret.

---

<sup>1</sup>Andreas Andersen: "Reestimation af Ua- og Hgn-relasjonen".

<sup>2</sup>Lasse Elvang: "ADAM's arbejdstid II".

Det antages, at

$$Hhnn = Hgn / (1 - bqn/2) \quad (2)$$

i 1948. Serien er derefter konstrueret som

$$D(Hhnn) = D(Ha) + trend + D(Hdag) \quad (3)$$

Vi har nu en relation for normalarbejdstiden for heltidsansatte i industrien, hvorefter vi finder normalarbejdstiden i industrien ved at korrigere for deltidsbeskæftigelsen, altså

$$Hnn = Hhnn \cdot (1 - bqn / 2) \quad (4)$$

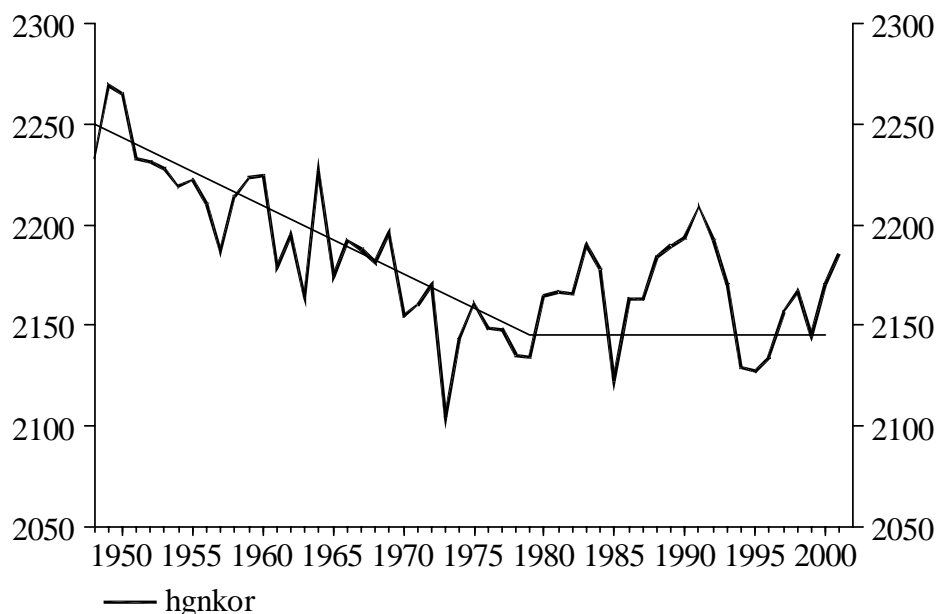
Det teoretiske oplæg er nu, at der bør være sammenfald mellem den gns. arbejdstid og normalarbejdstiden på lang sigt, samt at fluktuationer i produktionen vil påvirke den gennemsnitlige arbejdstid på kort sigt. Med indførelse af strejkedummyer i 73 og 85 estimerer vi hermed følgende relation

$$\begin{aligned} \log(Hgn) = & \alpha_1 \cdot D\log(fXn) + \alpha_2 \cdot \log(Hnn) \\ & + \alpha_3 \cdot d73 + \alpha_4 \cdot d85 \end{aligned} \quad (5)$$

Problemet med denne konstruktion er, at det ikke længere er muligt at estimere den uofficielle arbejdstidsændring ved en knækket trend, som det er gjort tidligere.

Problemet er illustreret i figur 1 nedenfor.

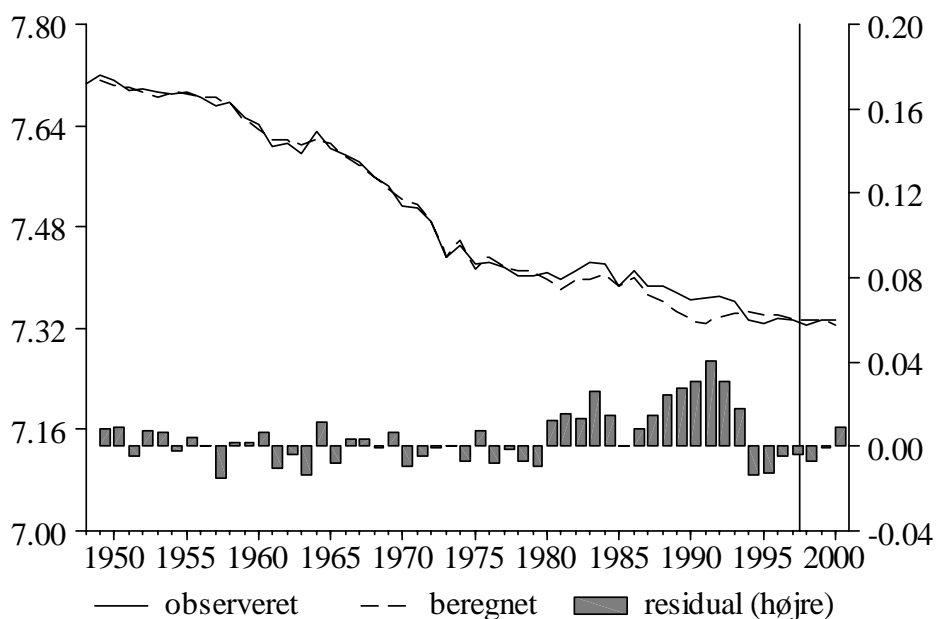
**Figur 1. Trend estimation**



Det skal først nævnes, at den, i figur 1, indtegnede linje ikke viser den faktisk estimerede trend. Den er tegnet ind, alene for at illustrere ideen med at beskrive den uofficielle arbejdstidsændring ved en knækket trend. Bemærk herudover, at strejkeårene 1973 og 1985 træder tydeligt frem. Som det ses af figur 1, vil den knækkede trend have svært ved at fange arbejdstidsændringerne efter 1980. I dette tilfælde siger den, at der ikke har været nogen uofficiel arbejdstidsændring, hvorimod *Hgnkor* viser, at der har været en uofficiel arbejdstidsstigning fra 1980 og frem til 1992, når man ser bort fra strejkeåret 1985. Fra 1992 indikerer *Hgnkor*, at der igen har været et fald i den uofficielle arbejdstid. Netop det, at trenden ikke fanger arbejdstidsstigningen fra 1980 til 1992, kan muligvis forklare *Hgn*-relationens positive residualer i perioden. Disse residualer ses i figur 2, som viser estimationen af *Hgn*-relationen til ADAM, september 2001. Reestimationen er beskrevet i modelgruppepapiret AAN17701. Tabel 1 viser estimationsresultaterne fra denne estimation.

**Tabel 1. Estimation af *Hgn*-relationen september 2001**

Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
Gns. arbtid i industri	log(hgn)		
Produktionsværdi i fremstillingserhvervene i alt	D(log(fxn))	0.08091	0.0402
Normalarbejdstid i industri	log(hmna)	1	-
Dummy	d73	-0.03464	0.0140
Dummy	d85	-0.01626	0.0141
Anm. n = 1949-97    s = 0.0132    R <sup>2</sup> = 0.9893    DW = 0.6849			

**Figur 2. Hgn-relasjonen september 2001**

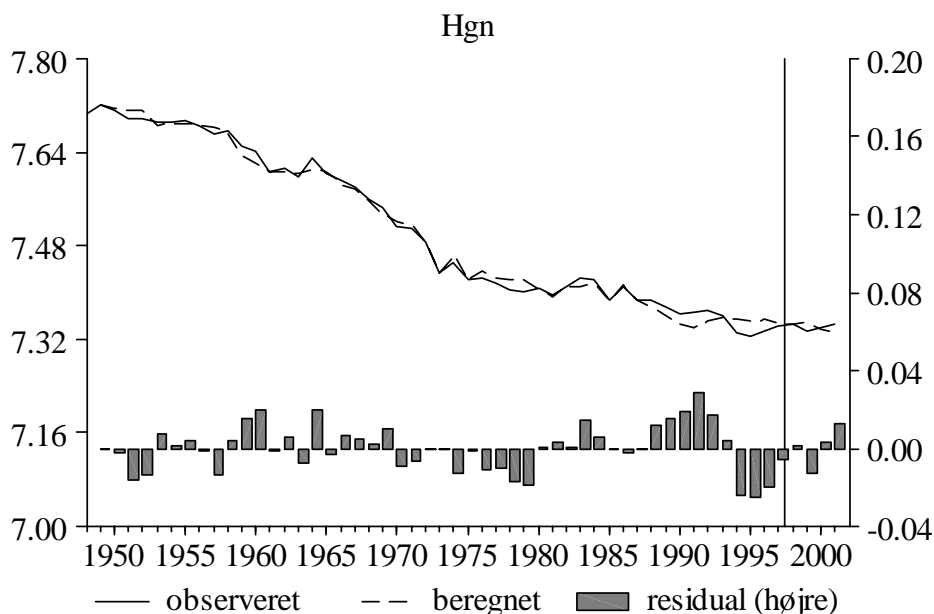
### 3. Ny konstruktion til estimation af Hgn-relasjonen

Grundet problemerne nævnt i foregående afsnit, forsøger vi i dette afsnit at forsimple måden, *Hgn*-relasjonen estimeres på. Vi prøver at angribe problemet mere direkte, ved grundlæggende at modellere *Hgn* som værende afhængig af aftalt arbejdstid og ændringer i produktionen. I stil med tidligere korrigerer vi den aftalte arbejdstid for heltidsansatte for kendte afvigelser fra normalåret, og vi tager højde for deltidsarbejdere, hvorved vi får et udtryk for den reelle aftalte arbejdstid for ansatte i industrien. Det skal bemærkes, at vi har forsøgt os med en strejke-dummy i 1998, uden at denne påvirkede estimationen. Vi har derfor udeladt den og estimerer altså følgende relation.

$$\begin{aligned} \log(Hgn) = & \alpha_1 \cdot D\log(fXn) \\ & + \alpha_2 \cdot \log((ha + hdag) \cdot (1 - bq_n / 2)) \\ & + c_0 + \alpha_3 \cdot d73 + \alpha_4 \cdot d85 \end{aligned} \quad (6)$$

Forklaringsevnen for denne relation ses i figur 3 nedenfor, mens estimationsresultaterne ses i tabel 2.

**Figur 3. Forklaringsevne for relation (5)**



**Tabel 2. Estimationsresultater for relation (5)**

Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
Gns. arbtid i industri	$\log(\text{hgn})$		
Produktionsværdi i fremstillingserhvervene i alt	$D(\log(\text{fxn}))$	0.02219	0.0505
Korrigeret aftalt arbejdstid for arbejdere i industrien	$\log((\text{ha}+\text{hdag})^* (1-\text{bqn}/2))$	1.0851	0.0166
Dummy	d73	-0.03583	0.0127
Dummy	d85	-0.02636	0.0128
Konstant	$c_0$	-0.68830	0.1245
Anm. n = 1949-98 s = 0.0125		$R^2 = 0.9917$	DW = 0.9609

Her indskydes det, at det er forsøgt at medtage en knækket trend (konstant fra 1980) i estimationen. Dette har næsten ingen effekt, hvorfor den er udeladt. Forsøget er inspireret af den nuværende estimationsmetode.

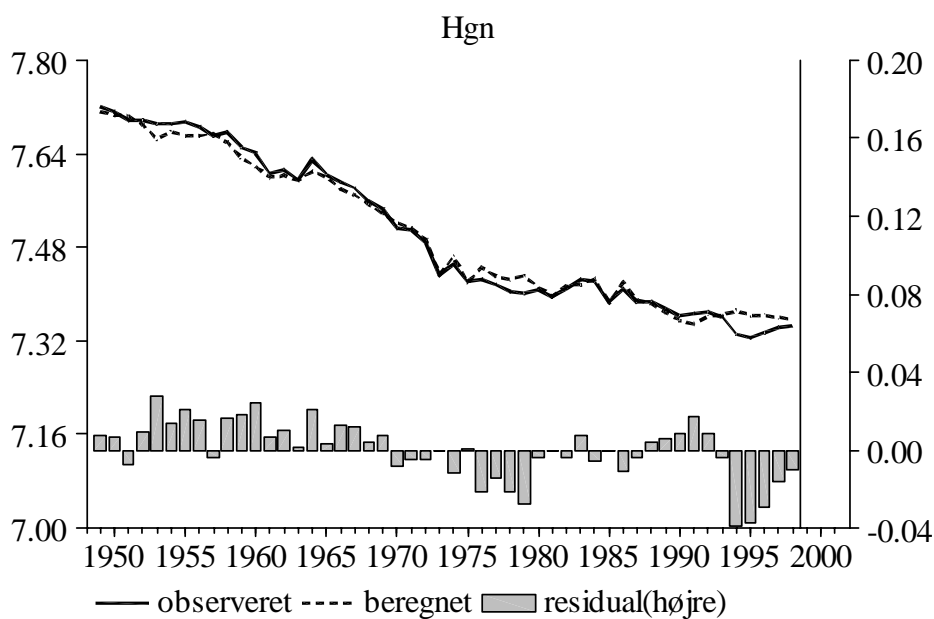
For at kunne sammenligne med den nuværende estimation, forsøger vi at binde parameteren til den aftalte arbejdstid. Det viser sig, at en knækket trend får betydning for estimationen. Derfor ses resultater både med og uden trend

nedenfor. Tabel 3 og figur 4 viser estimationen uden trend, tabel 4 og figur 5 viser estimationen med trend.

**Tabel 3. Estimationsresultater for relation (5) uden trend og parameteren til den aftalte arbejdstid bundet.**

Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
Gns. arbtid i industri	log(hgn)		
Produktionsværdi i fremstillingserhvervene i alt	D(log(fxn))	0.1262	0.0576
Korrigeret aftalt arbejdstid for arbejdere i industrien	log((ha+hdag)* (1-bqn/2))	1	
Dummy	d73	-0.0403	0.0157
Dummy	d85	-0.0361	0.0158
Konstant	c <sub>0</sub>	-0.0488	0.0029
Anm. n = 1949-98 s = 0.0156		R <sup>2</sup> = 0.9909	DW = 0.6642

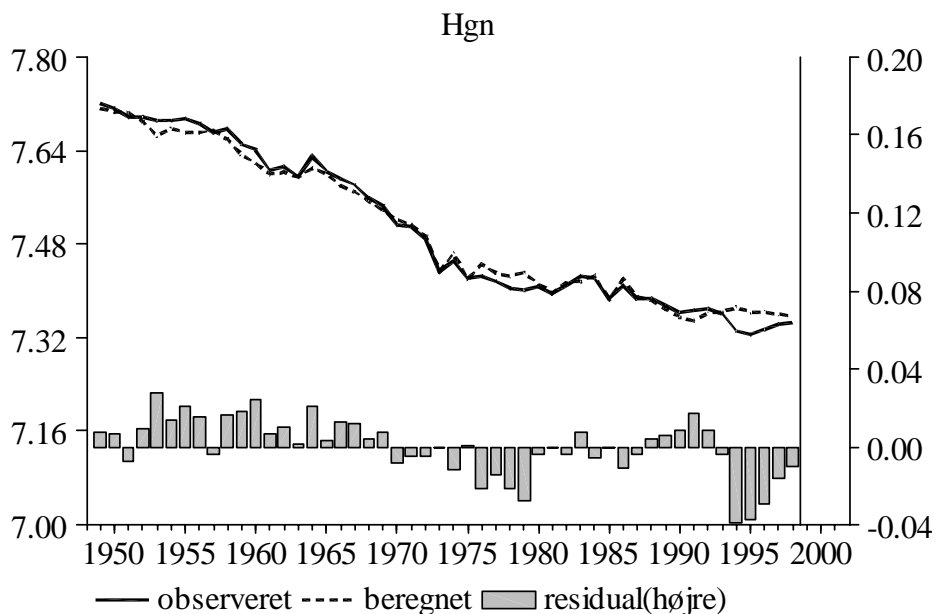
**Figur 4. Forklaringsevne for relation (5) uden trend og parameteren til den aftalte arbejdstid bundet.**



**Tabel 4. Estimationsresultater for relation (5) med trend og parameteren til den aftalte arbejdstid bundet.**

Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
Gns. arbtid i industri	$\log(\text{hgn})$		
Produktionsværdi i fremstillingserhvervene i alt	$D(\log(\text{fxn}))$	0.0245	0.0502
Korrigeret aftalt arbejdstid for arbejdere i industrien	$\log((\text{ha}+\text{hdag})^*(1-\text{bqn}/2))$	1	
Trend		-0.0010	0.0002
Dummy	d73	-0.0359	0.0127
Dummy	d85	-0.0242	0.0129
Konstant	$c_0$	-0.0249	0.0052
Anm. n = 1949-98 s = 0.0125		$R^2 = 0.9918$	DW = 0.9053

**Figur 5. Forklaringsevne for relation (5) med trend og parameteren til den aftalte arbejdstid bundet.**



Sammenlignes den nuværende estimation og estimationen af (5) med fri parameter og uden trend, ses det, at de fitter stort set lige godt, og at koefficienterne til den nye relation har de rigtige fortegn. Et interessant aspekt er, at koefficienten til produktionen er faldet, så den er ca. 4 gange mindre end før. Om dette kan accepteres, forbliver her ubesvaret.

I forbindelse med forsøget på at binde parameteren til den aftalte arbejdstid ses det, at fittet bliver noget dårligere, da residualerne udviser autocorrelation. Dette



er uanset, om estimationen er med eller uden trend. Det eneste argument for at se på estimationen med bunden parameter er, at koefficienten til produktionen bliver ca. 0.12, når trenden ikke er med. Dette kan eventuelt være en ønsket egenskab.

Vi har i forbindelse med ovennævnt residualer fra 1980-93 forsøgt at lægge et 2. grads tidspolynomium ind i estimationen. Koefficienterne til disse viser sig at være insignifikante, hvorfor dette næsten ikke påvirker estimationen.

Endelig har det været forsøgt at erstatte dummy'erne, der fanger storkonflikter, med en variabel, der fanger variationer i den gennemsnitlige arbejdstid som følge af tabte arbejdsdage i forbindelse med strejker. Variablen defineres som:

$$strejke = \frac{dage \cdot Haa}{Q \cdot Ha} \quad (7)$$

hvor *dage* er det samlede antal tabte arbejdsdage som følge af strejker i et givet år, *Haa* er den aftalte daglige arbejdstid for en heltidsansat, *Ha* er den aftalte årlige arbejdstid for en heltidsansat, og *Q* er den totale beskæftigelse. Dette medfører, at *strejke* er det gennemsnitlige antal strejketimer for en beskæftiget.

Det bemærkes, at *dage* vedrører den samlede strejkeaktivitet, således at der normeres med den samlede beskæftigelse *Q* i stedet for *Qn*. Endvidere bemærkes, at der jf. HV26479 definitionsmæssigt skiftes fra en seksdages til en femdages arbejdsuge i 1969. I forsøgene anvendes den gennemsnitlige daglige arbejdstid i perioden før 1970 i forventningen om at tabte arbejdsdage er inklusive lørdag.

Modellen for strejkevariablen følger i øvrigt beskrivelsen i MAR19n99, således at ideen er, at der forventes en gennemsnitlig arbejdstid,  $h^*$ , der i de ovenstående modeller repræsenteres af *Ha* leddet. Imidlertid reduceres  $h^*$  af strejker. Når der ses bort fra konjunkturvariablen,  $fXn$ , fås

$$h = h^* \cdot (1 - \alpha \cdot strejke) \quad (8)$$

hvilket medfører at

$$\begin{aligned} \ln(h) &= \ln(h^*) + \ln(1 - \alpha \cdot strejke) \\ &\approx \ln(h^*) + \alpha \cdot strejke \end{aligned} \quad (9)$$

for  $\alpha \cdot strejke$  tæt på nul.

Resultatet af estimationen med strejkevariablen er vist nedenfor i tabel 5:

**Tabel 5. Estimationsresultater for relation (5) inkl. strejkevariabel**

Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
Gns. arbtid i industri	$\log(hgn)$		
Produktionsværdi i fremstillingserhvervene i alt	$D(\log(fxn))$	0.1066	0.0588
Korrigeret aftalt arbejdstid for arbejdere i industrien	$\log((ha+hdag) * (1-bqn/2))$	1	-
Strejke	-	-4,6731	1,703
Konstant	-	-0.0471	0.0031
Anm. n = 1949-98 s = 0.0119		$R^2 = 0.9860$	DW = 0.6644

Fra tabel 5 bemærkes det, at parameteren til strejkevariablen estimeres til -4,7 og signifikant. Umiddelbart synes parameteren at være numerisk stor, idet en 1 procents stigning i antallet af tabte arbejdstimer sænker den gennemsnitlige arbejdstid med 4,7 procent. Den numerisk store parameterværdi skyldes formentlig, at strejkeadfærden i fremstillingserhvervene er forskellig fra strejkeadfærden i almindelighed. Således vedrører ca. 2/3 af de samlede tabte arbejdstimer i 2001 industrien. Normeres strejkevariablen i (7) alternativt med  $Qn$ , fås en parameter i nærheden af -1.

Man kunne vælge at anvende en strejkevariabel som (7) normeret med  $Qn$  i  $Hgn$ -relationen. Dette byder dog på et problem, når der ses på modellens transmission af strejkeeffekter. Et stød til strejkevariablen mindsker  $Hgn$ , hvilket fører til et positivt stød til erhvervenes beskæftigelse,  $Q < i >$ 'erne. Dermed mindskes ledigheden, og lønnen øges, hvilket fører til lavere efterspørgsel og tabt produktion. Det ville være mere naturligt, at strejker medførte et negativt udbudsstød. Dette kunne måske opnås ved at lade strejker medføre nedskrivning af lagrene. Foreløbig ses der bort fra strejkevariablen.

### Konklusion

Det foreslås at estimationen præsenteret i tabel 3 anvendes til den endelige version af februar 2002. Dermed opnås, at de konstruerede variable  $Hhnn$  og  $Hnn$  udgår som eksogene. Det bemærkes dog, at der fortsat er problemer med relationen i form af store korrelerede residualer i 1990'erne.

Der bør der arbejdes videre med at få strejkevariablen ind i relationen på længere sigt, men dette kræver overvejelser om, hvordan effekten af strejker skal transmitteres gennem modellen.