

Afprøvning af uddannelseskorrigeret arbejdskraftsbegreb i faktorblokken - Juni 2019

Resumé:

Der opstilles et arbejdskraftsbegreb, som svarer til inputtet af arbejdstimer korrigeret for de beskæftigedes uddannelsesniveau. Det korrigerede begreb afprøves i faktorblokken, og det vises, hvordan overgangen til ADAMs timetal kan laves.

jnr

Nøgleord: Faktorblok, estimation, modelegenskaber

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. Introduktion¹

Der har gennem længere tid været interesse for at inkludere et uddannelseskorrigeret arbejdskraftsbegreb i ADAMs faktorefterspørgselsligninger.

I dette papir opstilles et uddannelseskorrigeret arbejdskraftindeks, og det indsættes i estimationen af faktorefterspørgselsligningerne som erstatning for timetallet. Det vises, hvordan estimationen ændrer sig, og hvordan modellen både kan bestemme et uddannelseskorrigeret forbrug af arbejdstimer og det sædvanlige timetal.

Afsnit 2 beskriver opstillingen af det uddannelseskorrigerede arbejdskraftindeks og viser korrektionens betydning. Afsnit 3 viser estimationsresultaterne for hhv. timetal, og uddannelseskorrigeret timetal. Sidstnævnte er proportional med det uddannelseskorrigerede arbejdskraftindeks. Afsnit 4 skitserer de nødvendige overgangsligninger fra det uddannelseskorrigerede til det rå timetal og tester modelligningerne. Afsnit 5 konkluderer.

2. Uddannelseskorrigeret arbejdskraft

Hidtil har arbejdskraftsbegrebet i ADAMs faktorblokligninger taget udgangspunkt i antal erlagte timer i produktionen. Problemet med dette begreb er, at en times arbejde udført af en mindre erfaren og dermed mindre produktiv medarbejder vejer lige så meget som en times arbejde udført af en mere erfaren medarbejder. Arbejdsstyrken er ikke homogen, og det er naturligt at korrigere arbejdskraftsinput for denne heterogenitet, så man nærmer sig et kvalitetskorrigeret arbejdskraftinput.

Det er svært at sætte produktivitetniveau på hver enkelt medarbejder, men uddannelsesstatistikken opdeler arbejdsstyrken i forhold til uddannelsesniveau. Med udgangspunkt i disse tal for arbejdsstyrkens uddannelse opstilles i det følgende – ikke et fuldt kvalitetskorrigeret arbejdskraftindeks – men et uddannelseskorrigeret arbejdskraftindeks.

Om datakilder

Kilden til data fra 2008 og frem er et ATR datasæt, som pt. sendes til modelgruppen 2 gange årligt: En gang i september/oktober, hvor der ligger foreløbige AMR tal for det foregående år (t-1), og en gang i februar/marts, hvor der ligger endelige tal for året t-2.

Tilbageførslen af tal til 1966 bygger på tal fra nationalregnskabets produktivetsberegninger, hvor der benyttes et uddannelseskorrigeret arbejdskraftsbegreb. Kilderne til NRs tal for uddannelsesfordelingen er mange,

¹ Estimationer og modeller kan findes under p:\jnr\uddannelse\faktor\okt18\stokrel

men omfatter især forskellige registerdata. I de første år af samplet – fra 1966 og frem til 1981 – bygger tallene dog på folketællinger.

Nedenfor angives de forskellige tidsperioders kilder til beskæftigelsesuddannelsesfordeling:

2008-2018: Registerbaseret arbejdstidsregnskab (ATR)

1994-2007: Registerbaseret arbejdsstyrkestatistik (RAS)- kompileret ved udgangen af november hvert år.

1981-1993: Integreret database for arbejdsmarkedsforskning (IDA). Database med tidsrækker for beskæftigelsen, der også er fordelt efter uddannelsesniveau. Baseret på ultimo november tal for hvert år på individ og virksomhedsniveau..

1966-1981: Før 1981 baseres tallene for beskæftigelsesuddannelsesniveau på folketællinger. Det er uklart, hvordan opdelingen på uddannelseskategorier er dannet ud fra folketællingerne, som snarere vedrørte jobfunktion end uddannelsesniveau.

På trods af uklarheden om uddannelsesfordelingen i årene 1966-1981 fortsættes i det følgende med hele perioden 1966-2017.

Om opstilling af uddannelseskorrigeret beskæftigelse

Arbejdskraftsinput i produktionen bliver ofte målt som antal ansatte eller, som i ADAM, antal erlagte arbejdstimer. Set fra producentsiden kan arbejdskraftens indsats opfattes som et serviceinput, der er genereret af human kapital. Så når man estimerer producenternes efterspørgsel efter arbejdskraft, kan det være nyttigt at tage hensyn til de beskæftigedes humane kapital, og det kan man bl.a. gøre ved at opdele de beskæftigede efter uddannelse.

I det følgende benyttes den samme uddannelseskorrektion, som i nationalregnskabets produktivitetsberegninger. Uddannelseskorrektionen danner et mængdeindeks for arbejdskraften, hvor udviklingen i timerne for hver uddannelsesgruppe vægtes med uddannelsesgruppens andel af branchens samlede lønomkostninger, jf. formlen

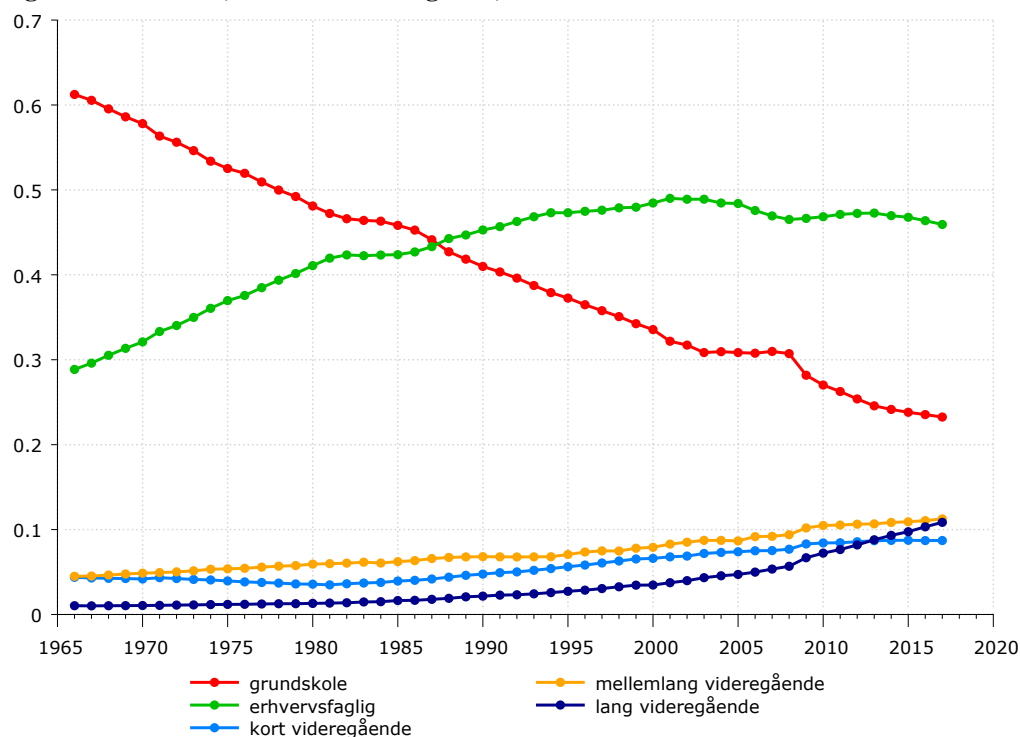
$$\frac{L}{L_{-1}} = \sum_i v_i \cdot H_i/H_{i,-1}$$

Hvor L er det uddannelseskorrigerede arbejdskraftsindeks, v_i er omkostningsandelen for uddannelsesgruppe i , H_i er antal arbejdstimer udført af personer i uddannelsesgruppe i .

Denne formulering gør, at uddannelsesgrupper med højere gennemsnitlig timeløn vejer tungere i indekset. Et antal arbejdstimer udført af personer med lang videregående uddannelse og relativt høj timeløn vejer tungere end samme antal arbejdstimer udført af personer med grundskole som højest fuldførte uddannelse. Et skift i arbejdskraften mod et højere gennemsnitligt uddannelsesniveau vil dermed få det uddannelseskorrigerede arbejdskraftindeks til at vokse i forhold til antal arbejdstimer.

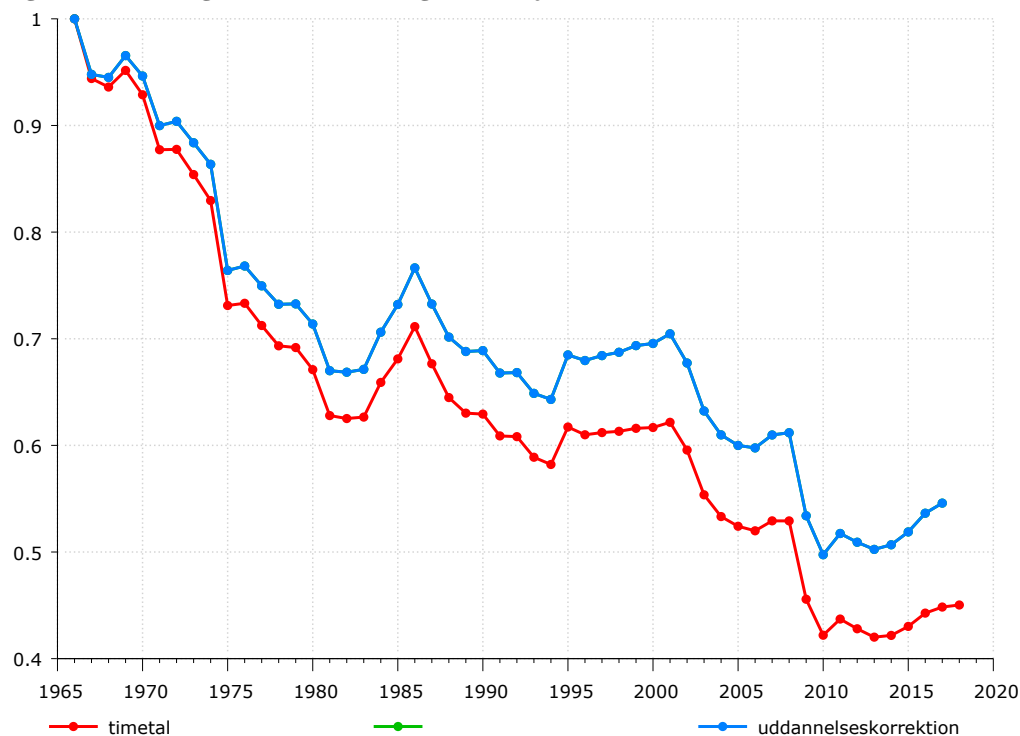
Et kig på data viser, at arbejdstyrkens uddannelsesniveau har været jævnt stigende i hele perioden fra 1966. Se figur 1 som viser uddannelsesgruppernes andel af det samlede timetal i fremstillingsbranchen, nz.

Figur 1 Timeandele, uddannelseskategorier, nz-branchen



Personer med grundskoleuddannelse stod i 1966 for godt 60 pct. af det samlede timetal. I 2017 er denne andel faldet til 23 pct. Modsat har personer med lang videregående uddannelse øget deres andel i timetallet fra 1 pct. i 1966 til 11 pct. i 2017.

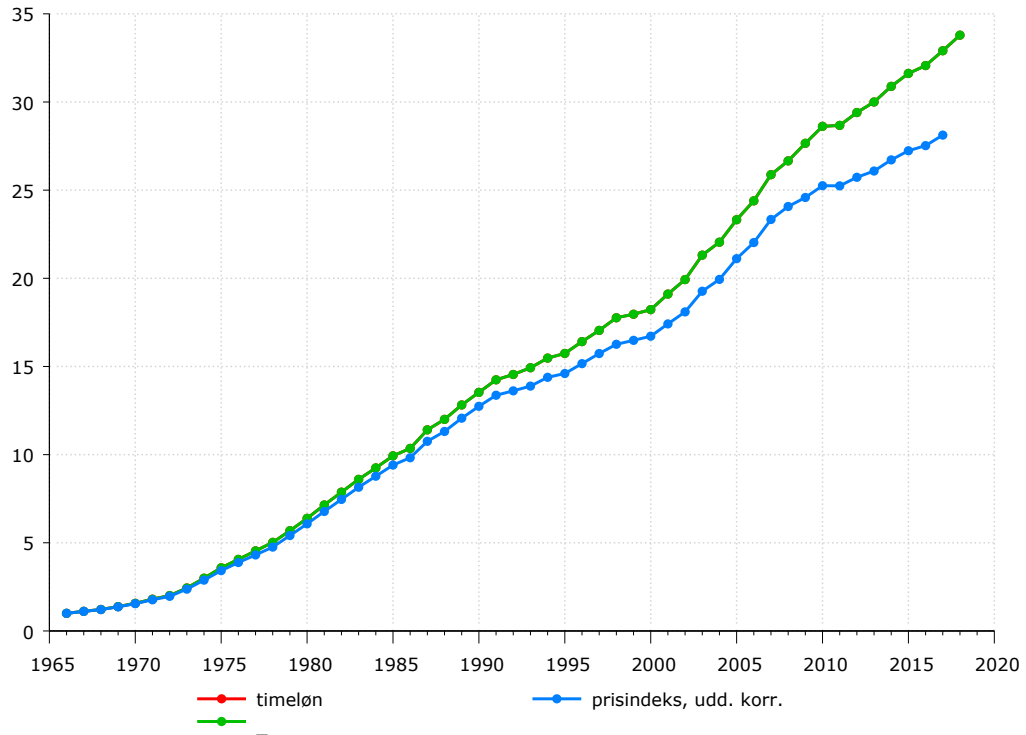
Det uddannelseskorrigerede arbejdskraftsindeks er da også vokset mere end timetallet. Se figur 2 som sammenholder timetallet i fremstillingsbranchen (nz) med branchens uddannelseskorrigerede arbejdskraftinput.

Figur 2 Timetal og uddannelseskorrigeret arbejdskraft (1966=1), nz-branchen

Begge serier angiver et betydeligt fald i mængden af arbejdskraft, men faldet er mindst med det uddannelseskorrigerede arbejdskraftindeks, som ender på 0,55 med 1966=1, mens antallet af arbejdstimer er mere end halveret siden 1966. Forskellen afspejler, at arbejdskraftens uddannelsesniveau er steget.

Forløbet i de to mængdebegreber er dog ret parallelt, og det betyder ikke så meget for de estimerede parametre, om man bruger det ene eller det andet begreb. Den estimerede trend får dog et anderledes forløb.

Når mængdebegrebet ændres, ændres også det tilhørende prisbegreb, for produktet af arbejdskraftens mængde og pris skal svare til nationalregnskabs samlede lønomkostning. Med nationalregnskabs timetal som arbejdskraftinput er det tilhørende prisbegreb nationalregnskabs gennemsnitlige timeløn. Med det uddannelseskorrigerede arbejdskraftindeks som mængde, kan det tilhørende prisindeks tolkes som et indeks for uddannelseskorrigeret timeløn. Modstykket til, at det uddannelseskorrigerede arbejdskraftindeks falder mindre end timetallet, er, at det tilhørende prisindeks stiger mindre end timelønnen. Se figur 3. Man kan sige, at produktet af timetal og timeløn bevares, men både timetal og timeløn skal uddannelseskorrigeres.

Figur 3 Timeløn versus uddannelseskorrigeret prisindeks (1966=1), nz-branchen

3. Estimation med uddannelseskorrigeret arbejdskraft

I det følgende vises estimationsresultaterne, når indekset for uddannelseskorrigeret beskæftigelse indføres i ADAMs faktorblokligninger.

Efterspørgslen efter arbejdskraft estimeres med følgende fejlkorrigeringsligning

$$\Delta L = \mu \cdot \Delta fX + \phi \cdot \Delta(p_L + dtL) - \gamma \cdot (L_{-1} - Lw_{-1}) + rgL \quad (1)$$

Hvor L er arbejdskraften målt som timetal eller som uddannelseskorrigeret arbejdskraftindeks?, fX er produktionen, p_L er prisen på L , Lw er L 's estimerede ligevægtsniveau, dtL er trenden, rgL er trendkorrektionen, der svarer til $(1 - \phi) \cdot rL - (\mu - \phi) \cdot rfX$, hvor rL og rfX er hhv. arbejdskraften og produktionens gennemsnitlige vækstrate i estimationsperioden. Trendkorrektionen er den del af konstantleddet, som hører til kortsigtsrelationen. Med trendkorrektionen som konstant i kortsigtsrelationen vil ikke bare hele den samlede OLS-estimerede relation men både dens kortsigts- og langsigtsrelation passe, hvis alle variable antager deres gennemsnitsværdi.

Ligevægtsniveauet er defineret som

$$Lw = \alpha + \log(fX) - \sigma \cdot \log\left(\frac{p_L}{p_{KL}}\right) + dtL,$$

hvor p_L er prisindekset på arbejdskraften, dvs. den gennemsnitlige timeløn, når arbejdskraften måles i arbejdstimer, og et uddannelseskorrigeret prisindeks, når man bruger det uddannelseskorrigerede arbejdskraftindeks (se figur 3). p_{KL} er paascheprisindekset for KL (kapital-arbejdskraft) aggregatet.

Tabel 1 angiver for alle brancher estimationsresultatet for nestet med arbejdskraft og maskinkapital (inkl. transportmidler), og arbejdskraften er både opgjort som det uddannelseskorrigerede indeks og som timetallet. For at holde antallet af viste parametre på et overskueligt niveau, angives kun estimat og standardfejl for substitutionselasticitet og tilpasningsparameter.

Tabel 1 Estimation af ligning 1 for L, standardfejl i parentes, (-) ved bundet parameter

branche	Uddannelseskorrigeret indeks		Timetal	
	s.elasticitet, σ	fejlkor., γ	s.elasticitet, σ	fejlkor., γ
a, landbrug	0,10 (-)	0,41 (0,08)	0,10 (-)	0,39 (0,08)
b, byg./anlæg	0,43 (0,17)	0,22 (0,08)	0,42 (0,18)	0,25 (0,09)
ne, forsyning	0,37 (0,42)	0,39 (0,09)	0,41 (0,43)	0,40 (0,09)
nf, fødevarer	1,00 (0,45)	0,10 (0,06)	0,83 (0,46)	0,11 (0,07)
ng, olieraff.	0,00 (-)	0,10 (-)	0,00 (-)	0,10 (-)
nz, fremst.	0,57 (0,14)	0,74 (0,11)	0,62 (0,15)	0,77 (0,11)
qf, finans	0,00 (-)	0,16 (0,05)	0,00 (-)	0,16 (0,05)
qs, søfart	0,00 (-)	0,20 (-)	0,00 (-)	0,20 (-)
qz, service	0,44 (0,10)	0,33 (0,09)	0,43 (0,11)	0,33 (0,09)

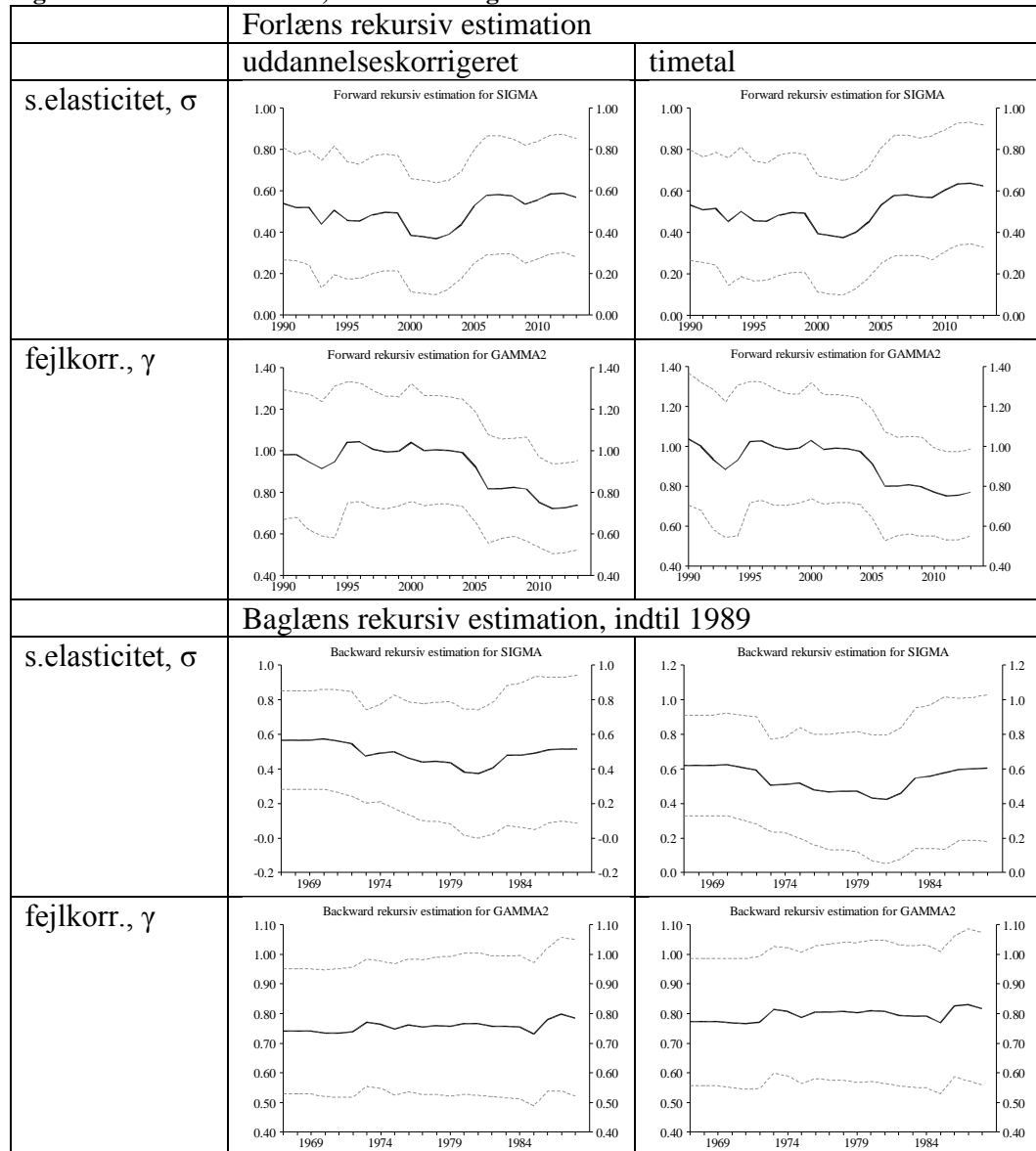
Tabel 2 Teststatistik, estimation af ligning 1 for L

	Uddannelseskorrigeret indeks			Timetal		
	Logl.	R ² /SE reg.	B/G	Logl.	R ² /SE reg.	B/G
a, landbrug	226,7	0,31/0,02	13,41	225,3	0,30/0,02	14,83
b, byg./anlæg	216,6	0,77/0,02	20,7	217,2	0,78/0,02	20,5
ne, forsyning	135,9	0,29/0,04	0,66	136,3	0,33/0,05	0,64
nf, fødevarer	237,0	0,37/0,02	18,98	236,7	0,38/0,02	20,74
ng, olieraff.	70,4	0,17/0,10	2,08	70,1	0,17/0,10	2,41
nz, fremst.	285,3	0,89/0,01	2,62	285,9	0,90/0,01	2,39
qf, finans	200,3	0,26/0,02	17,67	201,3	0,28/0,02	20,32
qs, søfart	172,7	0,38/0,04	27,57	172,2	0,36/0,04	24,54
qz, service	276,2	0,70/0,01	25,34	274,7	0,71/0,01	28,99

Det har ikke stor betydning for størrelsen på parametrene, om man benytter det uddannelseskorrigerede arbejdskraftindeks eller det rå timetal. Hverken faktorblokkens tilpasningstid eller øvrige egenskaber påvirkes særligt meget af det nye arbejdskraftbegreb.

Heller ikke test-statistikkerne ændrer sig meget. Forklaringsgraden er kun ændret marginalt, både målt på R² og standardafvigelse (SE). Der ændres heller ikke ved residualernes grad af autokorrelation, her vist ved et Breusch-Godfrey test (B/G) for ingen 1. ordens autokorrelation. Den kritiske χ^2 (1) værdi er 3,84, så der er fortsat problemer med autokorrelation i mange af ligningerne.

I det følgende fokuseres af overskuelighedshensyn på nz-branchen. Der er antydning af strukturelle brud i parameterestimaterne, og det gælder for begge arbejdskraftsbegreber, jf. figur 4.

Figur 4 Rekursiv estimation, nz-fremstillingsbranchen

Fejlkorrigeringsparameteren ser ud til at få et lavere niveau, og substitutionselasticiteten får et højere niveau omkring år 2005-2006, men skiftene virker ikke signifikante pga. de relativt store standardafvigelser. Konfidensbåndene indsnævres ikke meget, når der tilføjes flere år. Det indikerer, at der ikke tilføjes megen information, når estimationsperioden forlænges. Så de nye perioder passer ikke godt med relationen, men peger ikke parametrene i en bestemt retning. Det kan tolkes som en manglende variabel, der gør residuallet positivt autokorreleret uden at påvirke parametrene til de anvendte variable.

Estimerede trender og trendkalibrering

Den estimerede trend i ligning (1) er udformet som et 6. grads tidspolynomium, hvor år-variablen går fra 1966 til 2014:

$$dtL = e_0 + e_1 \cdot \text{år} + e_2 \cdot \text{år}^2 + e_3 \cdot \text{år}^3 + e_4 \cdot \text{år}^4 + e_5 \cdot \text{år}^5 + e_6 \cdot \text{år}^6$$

Hvor e_i er parametre som estimeres.

For de seneste foreløbige år fremskrives trenderne ud fra en afvejning af tre betingelser – den såkaldte trendkalibrering. Den første betingelse er, at trendudviklingen ikke må være større, end den kan tolkes. Trenderne kan i foreløbige år fremskrives med 1 af 3 værdier: Enten fremskrives trenden med 1,5 pct. i forhold til foregående år², eller den fremskrives med foregående periodes vækstrate, eller den fremskrives med et gennemsnit af 1,5 pct. og foregående års vækstrate. Den valgte trendfremskrivning skal både minimere ligningsresidualerne i foreløbige år og minimere forskellen mellem observeret og ønsket størrelse på inputfaktoren. I forhold til arbejdskraften og ligning 1 svarer det til at minimere forskellen $L-L_w$.³

For at sikre jævne vækstrater i endepunkterne af estimationsperioden – for det gør den efterfølgende trendkalibrering enklere – indføres restriktioner på tidspolynomiets parametre.⁴ Således gælder, at

$$e_0 = -(e_1 \cdot 2010 + e_2 \cdot 2010^2 + e_3 \cdot 2010^3 + e_4 \cdot 2010^4 + e_5 \cdot 2010^5 + e_6 \cdot 2010^6)$$

$$e_4 = -(2 \cdot e_2 - 6 \cdot e_3 - 20 \cdot e_5 + 30 \cdot e_6)/12$$

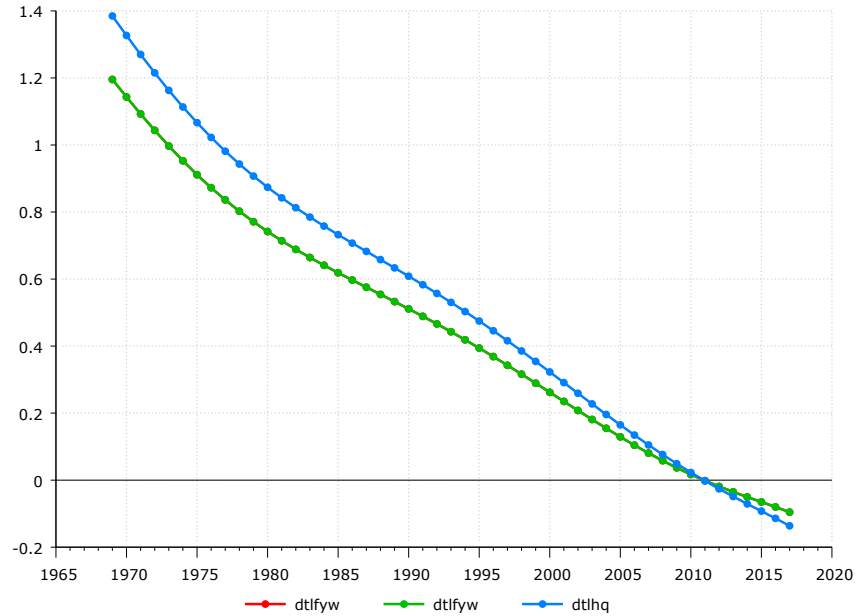
$$e_2 = 0$$

De estimerede trender for hhv. uddannelseskorrigeret arbejdskraft og timetal er vist i figur 5, som illustrerer, at brugen af det uddannelseskorrigerede arbejdskraftindeks reducerer hældningen på trenden. De viste trender indgår i relationen for arbejdskraftefterspørgsel. Så den faldende trend afspejler, at når arbejdsproduktiviteten stiger, kan færre lave det samme.

² 1,5 pct. for arbejdskraft, uændret for de andre inputfaktorer – det svarer til værdierne i et jævnt vækstforløb med Harrod-neutrale tekniske fremskridt.

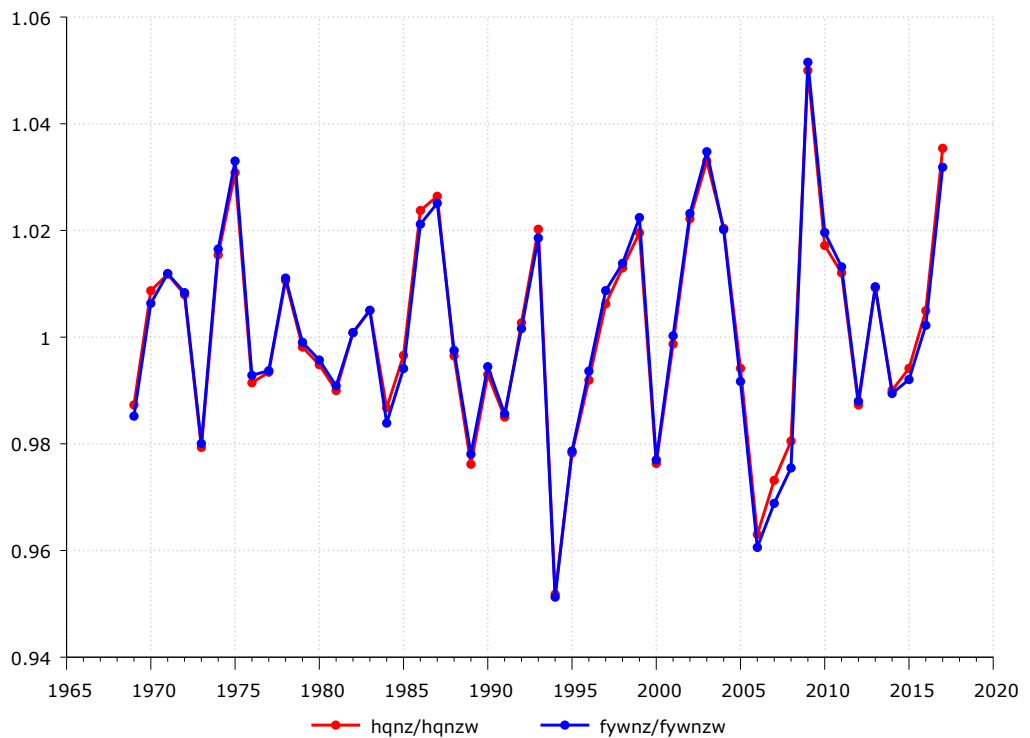
³ De seneste år har især kapitalapparatet i visse brancher været kendetegnet ved et stort gab mellem observeret og ønsket størrelse (KKØ). Givet restriktionen på trendernes årlige vækst, kan man ikke altid få KKØ forholdet på plads, så kapitalen er fuldt tilpasset i det første fremskrivningsår.

⁴ Jf. grh09710

Figur 5 Trend i arbejdskraftefterspørgslen, timetal (hq) og udd.kor. indeks (fyw), nz

Det ændrer ikke meget på i forholdet mellem observeret og ønsket arbejdskraft at bruge det uddannelseskorrigerede arbejdskraftindeks.

Fremstillingsbranchens uddannelseskorrigerede arbejdskraftindeks kaldes $fywnz$, og det er skaleret, så det i 2010 svarer til timetallet. Det ønskede arbejdskraftinput kaldes $fywnzw$. Så man kan sammenligne forholdet $fywnz/fywnx$ med forholdet mellem faktisk og ønsket timetal $hqnz/hqonz$. Det er svært at skelne de to forholdt fra hinanden i figur 6.

Figur 6 Faktisk over ønsket arbejdskraft, timetal (hq) og udd.kor. indeks (fyw), nz

4. Modelligninger og aftestning i delmodel

I det følgende bygges modelligninger, så man kan bestemme det rå timetal, når man i faktorligningen har bestemt det uddannelseskorrigerede arbejdskraftsindeks. Dermed kan man sammenligne med den nuværende model, hvor faktorligningen bestemmer det rå timetal.

Et oplagt forslag er, at timetallet følger udviklingen i det uddannelseskorrigerede arbejdskraftsinput. Fx:

$$HQ_i = HQ_{i,-1} \cdot \frac{fYw_i}{fYw_{i,-1}}$$

Hvor HQ_i er timetallet og fYw_i er det uddannelseskorrigerede arbejdskraftsbegreb for branche i .

Der er også brug for at formulere udviklingen i prisindekset for den uddannelseskorrigerede arbejdskraft, for modellen bestemmer kun timelønnen. Nærmere bestemt bestemmer modellen timelønnen i industrien, og ADAM-branchernes timeløn er proportionale med industrilønnen. Faktorblokkens timeløn er for branche i formuleret som

$$l_i = (Yw_i + spzl_i)/(Qw_i \cdot Hgw_i)$$

Hvor l er timeløn, Yw er lønsum, $spzl$ er lønsumsafgift, Qw er antal beskæftigede lønmodtagere, Hgw er gennemsnitlig årlig antal timer per beskæftiget. En branches lønsum Yw_i er proportional med industriens timelønombestand.

Prisindekset for det uddannelseskorrigerede arbejdskraftindeks findes ved at udnytte, at lønsummen svarer til produktet af pris og mængde $Yw = pyw \cdot fYw$. For hver branche i fås en definitions-mæssig ligning:

$$pyw_i = Yw_i/fYw_i$$

Dermed er de nye modelligninger formuleret. Indsættelse af de estimerede ligninger i faktorblokken suppleret af de ikke-estimerede modelligninger viser forskellen på faktorefterspørgslen i hhv. en rent reestimeret faktorblok med timetal for arbejdskraft og en ny faktorblok med den uddannelseskorrigerede arbejdskraft. Begge faktorblokke er estimeret på samme datagrundlag, så produktet af den uddannelseskorrigerede arbejdskraft og dens prisindeks svarer i alle år til timeløn gange timetal.

Tabel 1 viser 1. års effekten af stød til faktorpriser og produktion i de to faktorblokke, tabel 2 viser faktorefterspørgslen langsigtede priselasticitet. Begge tabeller viser gennemsnittet for ADAMs aggregerede 9-brancher (alle 12

brancher ex offentlig, boligbenyttelse og råstofudvinding). Det fremgår at de to faktorblokkes egenskaber er meget ens.

Tabel 3 1. års effekt, + 1 pct. til løn, usercost og produktion (fX)

Timetal			
	lna	uim	fX
hq9	-0,05	0,05	0,61
fim9	0,43	-0,43	1,25
fib9	0,00	0,00	2,83

Uddannelseskorrigeret arbejdskraft			
	lna	uim	fX
hq9	-0,06	0,06	0,61
fim9	0,42	-0,42	1,24
fib9	0,00	0,00	2,82

**Tabel 4 Langsigtet priselasticitet for kapital, arbejdskraft, energiforbrug, bygninger og materialeforbrug (30 år efter stød)
+ 1 pct. til usercost/løn/priser**

Timetal					
	uim	lna	pve	uib	pvm
fKnm9	-0,30	0,30	0,00	0,00	0,00
HQ9	0,08	-0,08	0,00	0,00	0,00
fVe9	0,00	0,00	-0,02	0,01	0,01
fKnb9	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00
fVm9	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Uddannelseskorrigeret arbejdskraft*					
	uim	lna	pve	uib	pvm
fKnm9	-0,28	0,28	0,00	0,00	0,00
fYw9	0,09	-0,09	0,00	0,00	0,00
fVe9	0,00	0,00	-0,02	0,01	0,01
fKnb9	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00
fVm9	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

*Faktorblokken med korrigeret arbejdskraft + supplerende modelligninger bestemmer både HQ9 og Fyw9. I beregningen er der ikke forskel på deres relative reaktion.

5. Konklusion

Der er afprøvet et uddannelseskorrigeret arbejdskraftsbegreb. Dels er faktorblokken estimeret med det nye begreb indsat, og dels er den nye faktorbloks egenskaber sammenlignet med den nuværende blok. Til brug for sammenligningen er den nye blok udbygget med modelligninger. Så man også får bestemt branchernes timetal, selvom de normale beskæftigelsesligninger bestemmer en uddannelseskorrigeret arbejdskraft.

Der er ikke stor forskel på estimationen, og dermed heller ikke på de to faktorblokkes egenskaber. De bestemmer to forskellige arbejdskraftvariable, men de to variable er proportionale, så længe man ikke eksogent ændrer forholdet mellem dem. Hvis man bruger fremgangsmåden, der er valgt i dette

papir, vil det næsten ikke ændre modellens sædvanlige egenskaber at introducere det uddannelseskorrigerede arbejdskraftsbegreb.

Så med den enkle fremgangsmåde er det overskueligt at indbygge et uddannelseskorrigeret arbejdskraftsbegreb i den nuværende faktorblok. Næste trin vil være at bygge videre på modellen, hvor faktorblokkens nastede struktur udvides til at inkludere et nest med to uddannelsesgrupper. Dermed modelleres substitutionen mellem uddannelsesgrupper. Det vil kræve flere lønrelationer at beskrive ledighed og løn for forskellige uddannelseskategorier/flere typer arbejdskraft.