

Danmarks Statistik, 6. kontor.

Arbejdsrapport

31. juli 1973

Per Kongshøj Madsen

Arbejdsmarkedet i makro-modellen.

1. Nærværende rapport indeholder først et forsøg på at illustrere opbygningen af makro-modellens arbejdsmarked, således som det i øjeblikket findes i appendix III-versionen af modellen. Dernæst gives en kort diskussion af, hvorledes arbejdsmarkedet kan tænkes udvidet med funktionærerne i industrien, med arbejdsmarkedet for bygge- og anlægssektoren og med et endogeniseret arbejdskraftsudbud.

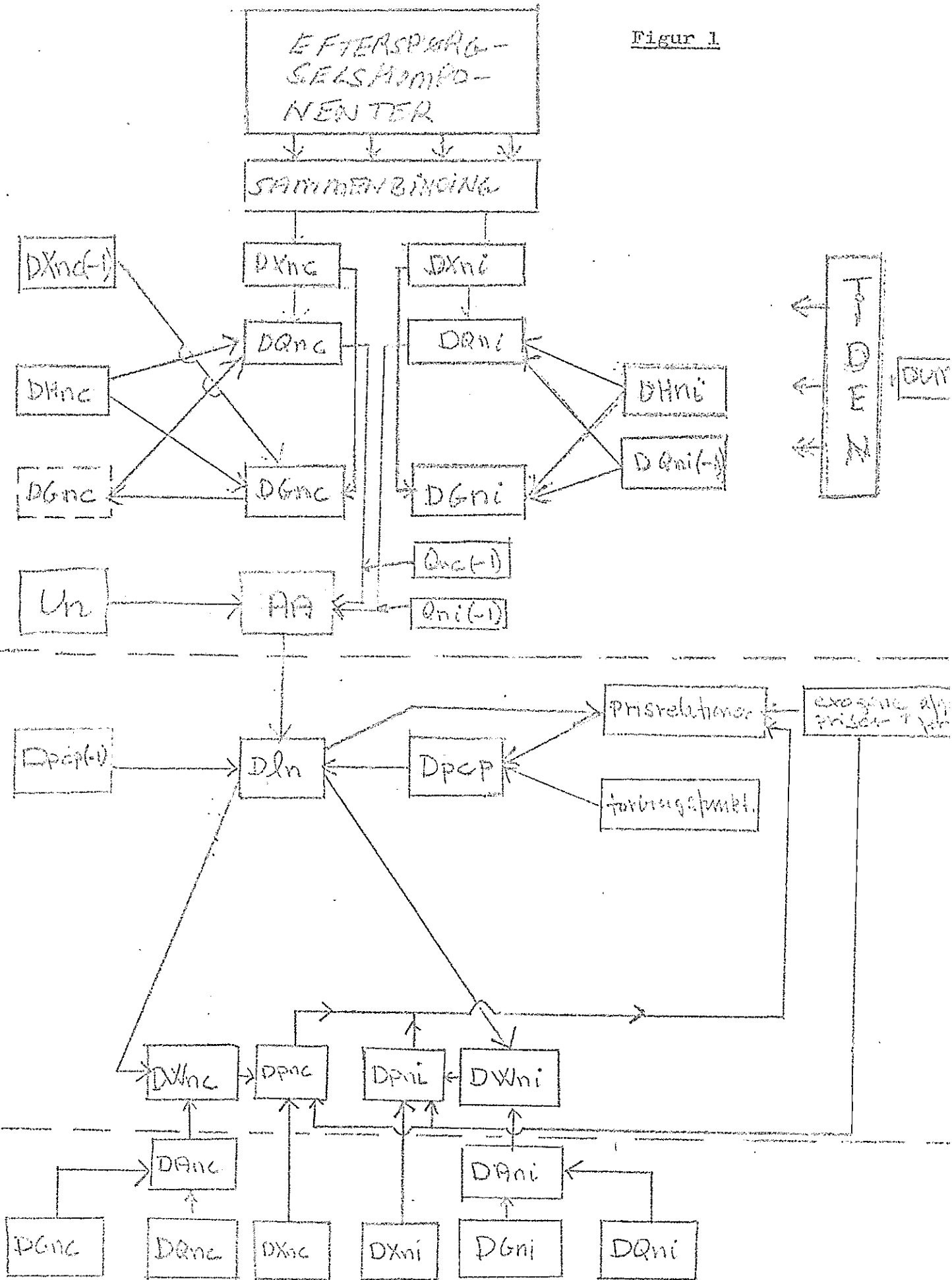
2. I Figur 1 på næste side er appendix III-versionen af arbejdsmarkedet illustreret. Figuren er kort kommenteret nedenfor.

Efterspørgselskomponenterne og sammenbindingsrelationerne bestemmer produktionsændringerne i de to industrisektorer. Sammen med normalarbejdstiderne bestemmer disse dernæst simultant ændringen i antallet af beskæftigede arbejdere og den faktiske gennemsnitlige arbejdstid. På grundlag af det eksogene arbejdskraftsudbud og det efterspurgte antal arbejdere bestemmes endeligt arbejdsløshedsprocenten, hvis reciprokke værdi (AA) indgår i bestemmelsen af timelønsændringen i industrien (Dln). Det må endelig tilføjes, at der i relationerne i denne del af arbejdsmarkedet indgår tiden, en række dummies og laggede værdier for produktion og beskæftigelse. Denne øverste del af figuren kan betegnes som den reale del af arbejdsmarkedet.

I relationerne mellem de to stiplede linier i figuren bestemmes priser, lønninger og lønsummer. Sidstnævnte fastlægges som vist nederst i figuren på grundlag af timelønningen og oplysninger om antal arbejdere og gennemsnitlig arbejdstid hentet fra den reale del af arbejdsmarkedet (alt regnet i ændringer).

Det må tilføjes, at enkelte variable og sammenhænge ikke er vist på figuren. Således er der for eksempel en sammenhæng mellem prisrelationerne i den midterste del af figuren og udviklingen i efterspørgselskomponenterne. Endvidere er bestemmelsen af produktionen i bygge- og anlægssektoren og af prisen i bygge- og anlægssektoren ikke vist

Figur 1



i figuren, da disse variable i den hidtil anvendte version af modellen er af mindre betydning for arbejdsmarkedets funktion.

3. I forbindelse med udvidelsen af modellen arbejdsmarked har tre aspekter været diskuteret.

For det første er det ønskelige i en endogenisering af arbejdsudbuddet blevet fremhævet. Der kan ikke være tvivl om det urealistiske i at betragte denne størrelse som exogen. I de indledende estimationer af relationer for arbejdskraftudbuddet er der da også påvist sammenhænge mellem dette og variable som realløn og arbejdsløshedsprocent. Derudover giver endogeniseringen af arbejdskraftudbuddet mulighed for at undgå de negative arbejdsløshedsprocenter, som har givet vanskeligheder i forbindelse med det hidtidige arbejde med løsningen af den samlede makro-model.

For det andet har integrationen af funktionærerne i arbejdsmarkedet været diskuteret. Allerede i forbindelse med de første estimationer af beskæftigelsesfunktioner for industriens arbejdere opstilledes en tidsserie for industriens funktionærer, som - uden større held - blev søgt anvendt som forklarende variabel i disse beskæftigelsesrelationer. Siden da har spørgsmålet om funktionærerne især været berørt i forbindelse med modellens løndannelse, hvor det har vist sig, at den anvendte definition af timelønnen i industrien ( $\ln$ ) som inkluderende funktionærlønningerne havde uheldige egenskaber. Således kunne der observeres stigende timeløn, samtidig med at beskæftigelsen faldt, fordi arbejderne, som har de laveste lønninger, afskediges først, hvilket fører til stigende gennemsnitlig timeløn. Løsningen på dette problem er naturligt en udskillelse af funktionærlønningerne fra definitionen af den gennemsnitlige timeløn i industrien og en selvstændig bestemmelse af funktionærlønnen (fx defineret som den gennemsnitlige årløn for en funktionær).

Denne løsning kan også begrundes mere teoretisk. Det er for det første muligt - endog sandsynligt - at funktionærlønninger og timelønninger for arbejdere bestemmes af forskellige variable. Og det kan ud fra sædvanlig prisdannelses-

teori begrundes, at stigninger i arbejderlønninger og stigninger i funktionærlønninger har forskellig virkning på priserne, fordi funktionærlønninger i højere grad har karakter af faste omkostninger.

Endelig har inddragelsen af bygge- og anlægssektoren i modellens arbejdsmarked været følt som en nærliggende opgave. Denne sektor indgår delvist specificeret i de foreliggende udgaver af makro-modellen, idet der bestemmes en produktion og en pris i byggesektoren. Til bestemmelsen af sidstnævnte anvendes blandt andet lønnen i industrien, der tages som indikator for lønudviklingen også i denne sektor.

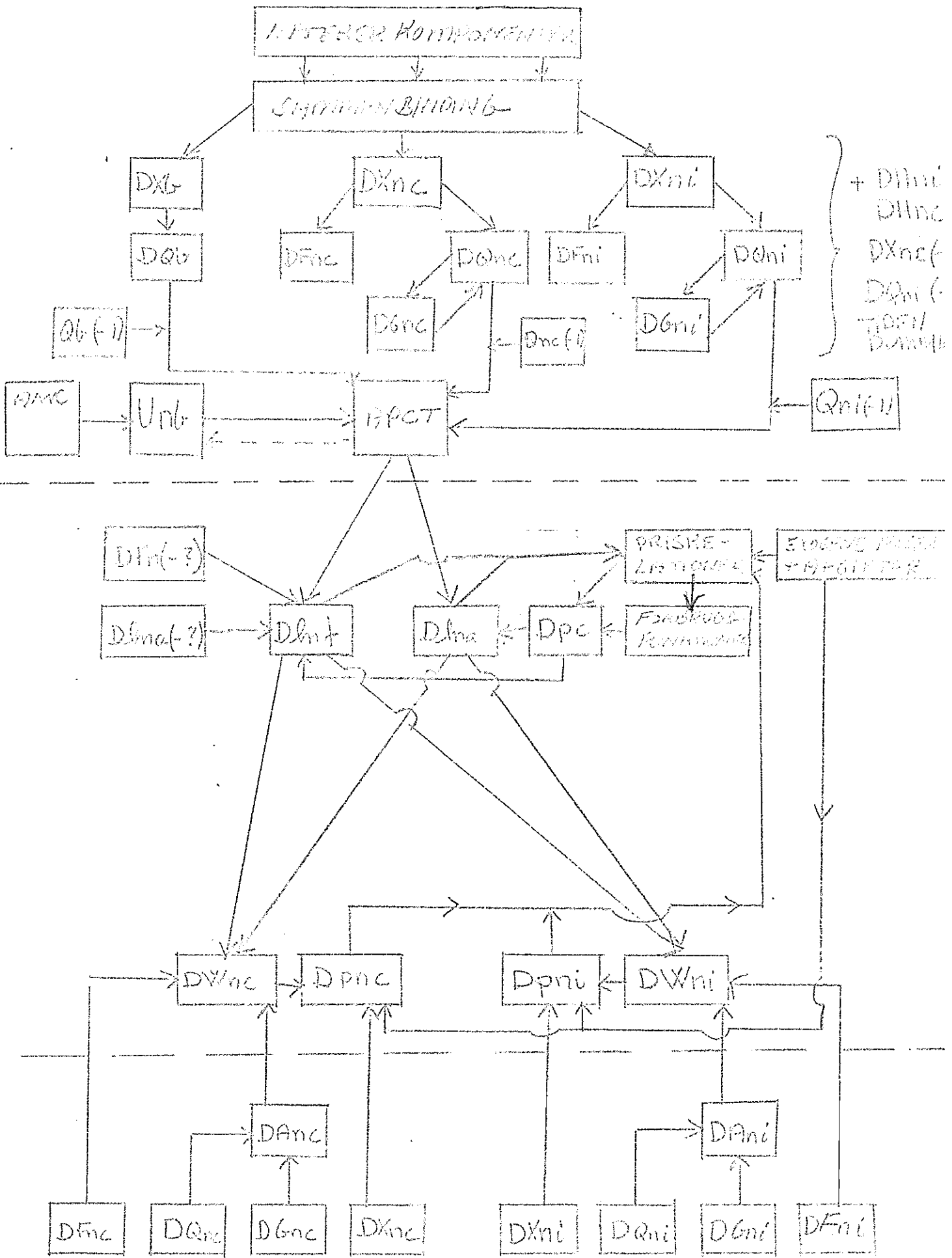
Den naturlige fortsættelse af dette arbejde vil være at udvide specifikationen af bygge- og anlægssektoren med en bestemmelse af sektorens beskæftigelse og arbejds løn. I den nedenfor beskrevne struktur for modellens arbejdsmarked er det dog kun beskæftigelsen, som søges bestemt. Dette er en særlig påtrængende opgave på grund af den nære substitutionsmulighed der især for de ufaglærte arbejdere er mellem arbejdsmarkedet i bygge- og anlægssektoren og i industrien. I skitsen nedenfor er dette problem søgt løst ved at definere et samlet udbud og en samlet arbejdsløshedsprocent for industrien og for bygge- og anlægssektoren.

Det må dog fremhæves, at bestemmelsen af en selvstændig arbejds løn i bygge- og anlægssektoren også kan være af interesse. Dels ville man derved kunne forbedre specifikationen af sektorprisrelationen for denne sektor, og dels ville man få mulighed for at undersøge hypoteser om sammenhængen mellem lønudviklingen i denne sektor og i industrien.

4. I Figur 2 på næste side er skitseret strukturen for et arbejdsmarked, som er udvidet med funktionærerne i industrien, arbejderne i bygge- og anlægssektoren og et endogent arbejdsudbud for industrien og bygge- og anlægssektoren under eet. Figuren er kommenteret nedenfor.

Øverst i figuren bestemmes produktionen i de to industri-sektorer og i bygge- og anlægssektoren ud fra efterspørgsels-

*Jf. dellegene  
i del 2  
1. udgave - 24-7-72*



komponenterne og sammenbindingsrelationerne. I beskæftigelsesrelationerne bestemmes dernæst antallet af beskæftigede i bygge- og anlægssektoren samt antal beskæftigede arbejdere og funktionærer i de to industrisektorer, hvor der samtidig sker en bestemmelse af den faktiske gennemsnitlige arbejdstid. Som antydnet yderst til højre i figuren indgår der i disse relationer en række variable ud over de i selve strukturen viste. Disse, som alle er exogene eller laggede endogene, er af overskuelighedshensyn ikke indarbejdet i figuren.

I en relation, hvis nærmere udseende fastlægges af Anders, bestemmes det samlede arbejdsudbud i bygge- og anlægssektoren og i industrien ( $Unb$ ), hvorefter arbejdsløshedsprocenten ( $APCT$ ) kan bestemmes. De ovenfor beskrevne relationer udgør nu arbejdsmarkedets reale del.

I den midterste del af figuren bestemmes priser, gennemsnitslønningerne til funktionærer og arbejdere og lønsummerne i de to industrisektorer, idet sidstnævnte, som vist nederst i figuren, beregnes på grundlag af gennemsnitslønningerne og information om antal beskæftigede arbejdere og funktionærer og faktisk gennemsnitlig arbejdstid fra den reale del af arbejdsmarkedet. De viste sammenhænge i skitsen må blot betragtes som forslag til relationer, og en nærmere begrundelse for deres forløb er derfor nødvendig.

Ændringen i den gennemsnitlige timeløn for arbejdere ( $DLna$ ) fastlægges af arbejdsløshedsprocenten og ændringen i forbrugerpriserne ( $Dpcp$ ). Dette svarer til den hidtidige formulering. I forbindelse med revisionen af løndannelsen kunne der tænkes andre variable inddraget, fx produktivitetsudvikling, virksomhedernes profit og lønnen i bygge- og anlægssektoren. Endvidere bør den måde på hvilken arbejdsløsheden indgår i relationen formentlig revideres.

Ændringen i den gennemsnitlige timeløn for arbejdere indgår i bestemmelsen af lønsummerne, som igen fastlægger sektorpriserne i industrisektorerne, og i prisrelationerne. Også dette svarer til den hidtidige formulering.

(Skriv)  
A- B- C  
I Qmb

Ændringen i funktionærlønnen (Dlnf) kan tænkes bestemt af ændringen i arbejderløningerne (evt med lag), hvis arbejderne antages at være lønførere, og af ændringen i antallet af beskæftigede funktionærer, som kan tages som udtryk for presset på funktionærmarkedet. Endvidere kan fx arbejdsløsheden, ændringen i forbrugerpriserne og virksomhedsprofitterne indgå. En nærmere specifikation må afvente mere omhyggelige tidsseriestudier og/eller teoretiske overvejelser.

Ændringen i funktionærlønnen indgår på sin side i bestemmelsen af priserne i prisrelationerne, hvor den i lighed med arbejderlønnen kan indgå som proxy-variabel for omkostningerne i distributionserhvervene. Det kan dog diskuteres om begge lønudtrykkene bør indgå samtidig i disse relationer. I figuren er det endvidere vist, hvorledes funktionærløningerne kan indgå i bestemmelsen af lønsummerne i industrisektorerne, som igen indgår i fastlæggelsen af sektorpriserne. Som nævnt øverst side 3 kan det diskuteres, hvorvidt funktionærlønninger og arbejderløninger påvirker sektorpriserne på samme måde. Er dette ikke tilfældet, må sektorprisrelationerne omestimeres i overensstemmelse hermed.

5. Det må sluttelig fremhæves, at den ovenfor beskrevne udformning af modellens arbejdsmarked med omliggende relationer ikke betyder, at industrisektorerne og bygge- og anlægssektoren kan betragtes som fuldt specificerede. For bygge- og anlægssektoren mangler der således en arbejdsløn, jf s. 3 n., medens der for funktionærerne i industrien mangler et udtryk for udbuddet og for beskæftigelsesgraden. Relationer for disse variable kan dog i princippet hæftes på den skitserede struktur, som i den nuværende udformning overvejende er bestemt af de foreliggende tidsserier og estimationsforsøg.

erd.  
 overvejelser  
 }  
 begrebsmæss.  
 problem,  
 hvis Phillips-kurve

da:  $f^2$

11. juli 1973  
Per Kongshøj Madsen

*Per Kongshøj Madsen*  
1. 30/7-73

Beskæftigelsen i bygge- og anlægssektoren.

*gældt!*  
1. I juli 1971 estimerede Jørgen Røsted to relationer for beskæftigelsen i bygge- og anlægssektoren på basis af perioden 1950-65. I et arbejdspapir af 25. april 1973 (PKM) er refereret resultaterne af tilsvarende beregninger baseret på perioderne 1950-68 og 1953-68. Disse beregninger var baseret på den af Jørgen Røsted opstillede serie for beskæftigelsen i bygge- og anlægssektoren. Denne serie er nu blevet revideret, jf. arbejdspapir af 6. juni 1972 (PKM), *(seu!)*

2. Nedenfor er refereret resultater af estimationer af beskæftigelsesfunktioner i bygge- og anlægssektoren baseret på denne reviderede tidsserie. De anvendte specifikationer af relationerne svarer stort set til de af Jørgen Røsted anvendte to specifikationer.

3. I den ene udgave af relationerne forklares beskæftigelsesændringerne ved ændringerne i produktion, normalbejlstiden i investeringsindustrien og tiden. Denne specifikation afviger fra den i investeringsindustrien anvendte ved at den laggede ændring i beskæftigelsen ikke anvendes som forklarende variabel. Heri ligger en antagelse om at tilpasningstiden i bygge- og anlægssektoren er mindre end 1 år. I forbindelse med de nu foretagne beregninger er  $DQb(-1)$  forsøgt inddraget som forklarende variabel, således at relationen er vist i to udgaver i hver estimationsperiode. I tabellen nedenfor er vist de simple korrelationskoefficienter for perioden 1950-68.

Simple korrelationskoefficienter - 1950/68.

	t	DXb	DIhi	DQb(-1)
DQb	0,072	0,841	-0,080	-0,226
t		0,227	-0,480	0,154
DXb			-0,098	-0,167
DIhi				-0,049



For perioden 1950-65 fås nedenstående korrelationsmatrice.

Simple korrelationskoefficienter - 1950/65

	t	DXb	DHni	DQb(-1)
DQb	0,287	0,864	-0,442	-0,002
t		0,451	-0,182	0,225
DXb			-0,346	0,152
DHni				0,020

Ved en sammenligning af de to korrelationsmatricer bemærkes først og fremmest den manglende korrelation for DHni, når perioden udvides med 1966-68. Dette skyldes, at der i denne periode er meget kraftige fald i Hni, samtidig med at Qb falder, således at den negative korrelation mellem de to variable ødelægges. For variabelen DQb(-1) fås en forholdsvis ringe korrelation, som dog bedres (men med forkert fortegn!), når 1966/68 inddrages. Denne variabel er ~~ikke~~ udeladt af estimationsligningerne nedenfor.

Anvender man DXb, tiden og DHni som forklarende variable fås nedenstående estimationsligninger for de tre perioder.

1950-68

$$(3.1) \quad DQb = 25,46 + 0,164DXb - 0,235DHni - 1,566t$$

$$n = 19 \quad s = 31,6 \quad R^2 = 0,73 \quad F = 13,2$$

(0,026)      (0,505)      (1,543)

1950-65

$$(3.2) \quad DQb = 19,93 + 0,159DXb - 0,569DHni - 1,398t$$

$$n = 16 \quad s = 25,9 \quad R^2 = 0,78 \quad F = 14,5$$

(0,029)      (0,490)      (1,573)

1953-68

$$(3.3) \quad DQb = 40,39 + 0,165DXb - 0,299DHni - 2,219t$$

$$n = 16 \quad s = 33,6 \quad R^2 = 0,74 \quad F = 11,2$$

(0,028)      (0,558)      (2,017)

Både tiden og normalarbejdstiden får insignifikante koefficienter i disse relationer, medens koefficienten til produktionen er signifikant og rimeligt stabil.

4. I den alternative specificifikation af beskæftigelsesrelationen forklares ændringerne i beskæftigelsen ved ændringen i produktionen: ændringen i produktionen multipliceret med tiden og den laggede produktion. Denne specificifikation er afledt af den nedenfor beskrevne model for beskæftigelsen, jf. bilag 1.

Det antages, at den ønskede beskæftigelse bestemmes af produktionsfunktionen

$$Q^g(t) = A(t) \cdot X(t)$$

hvor  $A(t)$  er fremskridtsfaktoren, der specificeres som

$$A(t) = a + bt$$

Såfremt tilpasningstiden i byggesektoren er mindre end året, hvad estimationerne i foregående afsnit tyder på, fås

$$Q(t) = Q^g(t)$$

Heraf følger at

$$Q(t) = (A(t-1) + DA(t)) (X(t-1) + DX(t)).$$

Bortkaster man leddet  $DA(t) \cdot DX(t)$ , og fratrækker man  $Q(t-1)$  i udtrykket for  $Q(t)$  ovenfor fås

$$DQ(t) = DA(t) \cdot X(t-1) + DX(t) \cdot A(t-1)$$

Indsættes endelig den ovenfor givne specificifikation af  $A(t)$  i udtrykket for  $DQ(t)$ , fås

$$DQ(t) = b \cdot X(t-1) + (a-b)DX(t) + b \cdot tDX(t)$$

Dette udtryk anvendes som estimationsligning.

I tabellerne på næste side er vist de simple korrelationskoefficienter mellem de i ligningen indgående variable.

$$\begin{aligned} \checkmark DQ_t \cdot A_{t+1} &= (a + b \cdot t - b) DX_t \\ &= [(a-b) + b \cdot t] DX_t \\ &= a DX_t + \end{aligned}$$

Simple korrelationskoefficienter1950-68

	DXb	t·DXb	Xb(-1)
DQb	0,841	0,780	-0,043
DXb		0,979	0,103
t·DXb			0,202

1950-65

	DXb	t·DXb	Xb(-1)
DQb	0,843	0,788	-0,086
DXb		0,985	0,058
t·DXb			0,134

Der er en meget ringe simpel korrelation mellem DQb og Xb(-1), og - naturligvis - en høj korrelation mellem DXb og t·DXb. For de tre perioder estimeredes nedenstående relationer.

1950-68

$$(4.1) \quad DQb = -2,65 + 0,340DXb - 0,0068t \cdot DXb - 0,0012Xb(-1)$$

(0,135)
(0,0051)
(0,0060)

n = 19      s = 30,0      R<sup>2</sup> = 0,75      F = 15,3

1950-65

$$(4.2) \quad DQb = -18,79 + 0,389DXb - 0,0093t \cdot DXb + 0,0033Xb(-1)$$

(0,139)
(0,0088)
(0,0101)

n = 19      s = 24,4      R<sup>2</sup> = 0,81      F = 16,7

1953-68

$$(4.3) \quad DQb = -1,40 + 0,404DXb - 0,0092t \cdot DXb - 0,0015Xb(-1)$$

(0,168)
(0,0063)
(0,0068)

n = 19      s = 31,4      R<sup>2</sup> = 0,77      F = 13,4

5. I figurerne på de følgende sider er observerede og estimerede værdier for beskæftigelsesændringerne vist. I figur 1 er anvendt relation (3.1), og i figur 2 er anvendt relation (4.1). I begge tilfælde er relationerne anvendt til at estimere beskæftigelsesændringerne for perioden 1969-72.

I perioden 1950-68 giver begge typer relationer en god beskrivelse af beskæftigelsesudviklingen, når der bortses fra 1966, hvor ingen af relationerne kan fange det store fald i beskæftigelse dette år. Relation (4.1) er dog i de fleste år en anelse bedre end relation (3.1).

I 1969 og 1970 rammer relation (4.1) meget præcist den faktiske udvikling, medens der i 1971 og 1972 fås en kraftig overvurdering af beskæftigelsesudviklingen. I begge disse år observeres fald i beskæftigelsen. Da der begge disse år observeres produktionsstigninger på 3-6 % overvurderes beskæftigelsesudviklingen. Det må dog fremhæves, at produktionstallene for 1971-72 er foreløbige, og der bør derfor ikke lægges for stor vægt på disse sidste år.

6. Det må således konkluderes, at en beskæftigelsesrelation som den i (4.1) angivne giver en rimelig god beskrivelse af den faktiske udvikling i beskæftigelsen i bygge- og anlægssektoren.

og at de i figuren give anledning til  
 eftertanke (j. l. d. om week-end byggeri etc.)

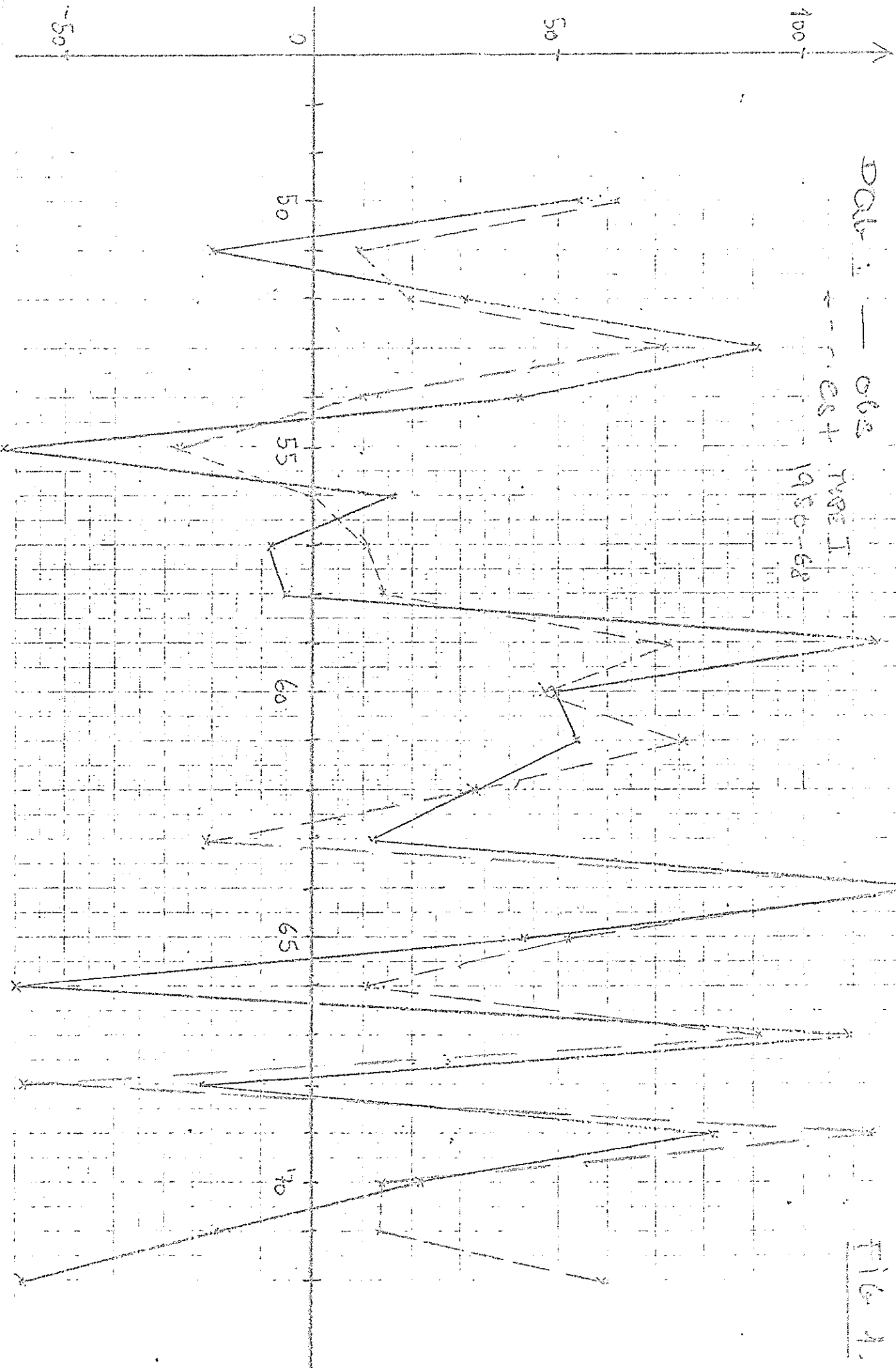


FIG. 1.

D.O. 10-06-88  
Obs. East (TRP 100-1450/88)

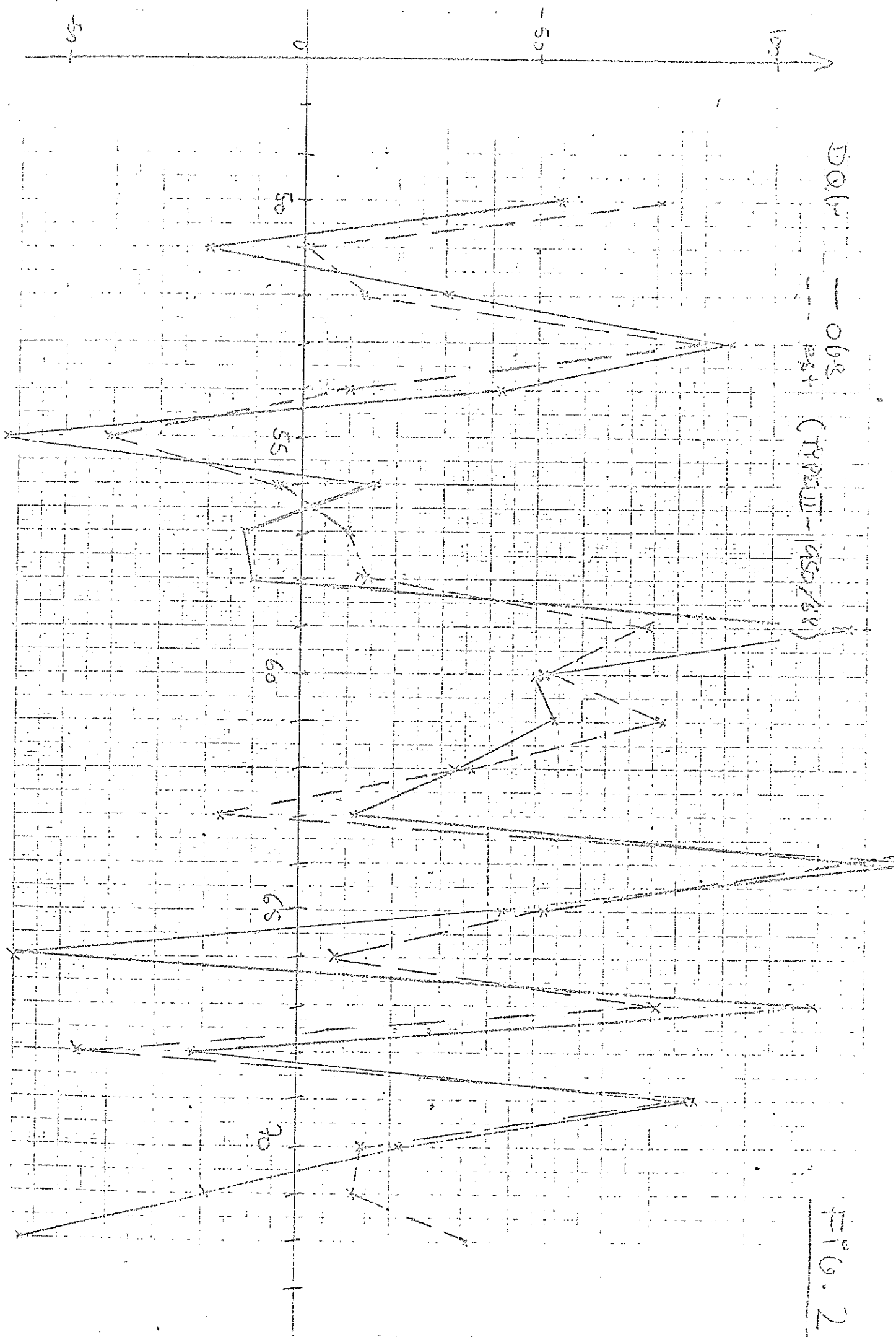


FIG. 2

BILAG 1

Kære Fer,

Tak for det tilsendte - nu skal du høre hvad meningen er:

- 1) Lad os gå ud fra proportionalitet mellem antal beskæftigede  $Q(t)$  og arbejdsydelse (d.v.s vi gemmer H)
- 2) Lad os antage en simpel produktionsfunktion, som bestemmer den ønskede beskæftigelse:

$$Q^0(t) = A(t)X(t)$$

hvor  $A(t)$  er fremskridtsfaktoren, her for nærheds skyld specificeret som:

$$A(t) = a + bt$$

- 3) Vi kan nu overveje om der på årsbasis kan konstateres afvigelser mellem faktisk og ønsket beskæftigelse. I investeringsindustrien tyder meget på at  $Q(t)$  kan afvige fra  $Q^0(t)$ : dette giver tilpasningsmodellen:

$$Q(t) = k( Q^0(t) - Q(t-1) )$$

indsættes relationen for  $Q^0(t)$  og omskrives til ændringer fås samme estimationsligning som i investeringsindustrien ( bortset fra ændret specifikation af A)

- 4) Da jeg i 1971 skrev de første forslag til estimationsligninger for byggesektorens beskæftigelse, regnede jeg imidlertid med, at tilpasningen i byggesektoren var kortere end året d.v.s jeg satte

$$Q^0(t) = Q(t)$$

d.v.s

$$Q(t) = (a + bt)X(t)$$

som omskrevet ( og lineariseret i ændringer ) svarer til: *forholdet*

$$DQ(t) = DA(t)X(t-1) + DX(t)A(t-1) \quad (\text{Zell. 10.10})$$

derfor skal  $DQ(t-1)$  ikke indgå ( altså hvis tilpasningen er hurtigt) og derfor skal  $Dx$  og  $tDx$  indgå samtidig.

Hvis vi eksplicit indfører h i produktionsfunktionen:

$$Q(t) = A(t)X(t)H(t)^a$$

er det ikke så pønt at omskrive til ændringer og linearisere, men i princippet kommer både  $H(t-1)$  og  $DH(t)$  til at indgå ( multiplikativt).

Du ser jeg har forudsat konstant skalaafkast; man kunne sætte en a priori koefficient på X f. eks.

$$Q(t) = A(t)X(t)^b$$

*F. M.*

17. maj 1973

18. maj  
1973  
\*

Per Kongshøj Madsen

Beskæftigelse og arbejdstid i industrien.

Reestimation af relationerne i kapitel VI s. 36-52  
på grundlag af forlængede tidsserier. (16 sider + bilag)

1. Opdateringen af tidsserierne for industrisektorerne har muliggjort en reestimation af relationerne for industriens beskæftigelse og gennemsnitlige arbejdstid. Disse var hidtil estimeret på grundlag af perioden 1950-65. Estimationsperioden kan nu udvides med årene 1966-68, idet der både er foretaget reestimationer baseret på hele perioden 1950-68 og på perioden 1953-68.<sup>1)</sup>

Rækkefølgen i gennemgangen af reestimationerne svarer til den i kapitel VI anvendte. Først vises resultaterne fra reestimationen af den logaritmisk lineære model. Dernæst vises resultaterne fra den lineære modelspecifikation og endelig resultaterne fra den alternative specifikation for forbrugsindustrien.

For alle modellerne er de i kapitel VI bragte relationer vist for alle tre perioder. I nogle tilfælde er endvidere vist en eller to alternative specifikationer af de enkelte relationer, såfremt disse skønnedes at kunne bringe supplerende information, fx i form af et bedre "fit" med de nye observationer end specifikationerne i kapitel VI.

I alle relationerne er parametrene "scalet" således, at enhederne svarer til de i rapportens kapitel VI anvendte.

Efter gennemgangen er reestimationerne følger en nærmere analyse af beskæftigelsesudviklingen i forbrugsindustrien og papiret slutter med at vise resultaterne af en række eksperimenter med beskæftigelsesrelationen i denne sektor.

1) de estimerede relationer er vist i bilag 1.

\* Sammenstilling af oplagene af: 5/4, 18/4, 3/5



## 2. Den logaritmisk liniære model.

Når årene 1966-68 inddrages i estimationsperioden fås for begge industrisektorer insignifikante koefficienter til normalarbejdstiden i beskæftigelsesrelationerne.

Derudover betyder periodeudvidelsen, at relationen for beskæftigelsen i forbrugsindustrien får en væsentlig mindre forklaringsgrad. Dette fænomen, som er fælles for alle de estimerede modelspecifikationer, er nærmere behandlet i afsnit 5 nedenfor.

Relationerne for den gennemsnitlige arbejdstid er vist i to udgaver svarende til relationerne (6.7.9) og (6.7.10) side 6.34 i model-rapporten. Når 1966-68 inddrages i estimationsperioden er der ikke længere nogen klar begrundelse for at foretrække specifikationen i (6.7.10) frem for den alternative specifikation, da begge giver nogenlunde det samme signifikansniveau for koefficienten til beskæftigelsen.

Med hensyn til de anvendte dummy-variable giver reestimationerne ikke anledning til ændring af konklusionerne nederst side 6.37 i model-rapporten.

## 3. Den liniære model.

### 3.1. Beskæftigelsen - specifikation (E.A.6.7.22) (2m)

For de beskæftigelsesrelationer, der er estimeret efter denne specifikation, betyder udvidelsen af estimationsperioden, at det kvadratiske trendled i nogle tilfælde bliver inddraget i relationerne, og at den anvendte dummy-variable <sup>da</sup> bliver insignifikant. I de tilfælde, hvor det er muligt, er derfor vist tre alternative formuleringer af de enkelte relationer efter specifikation (6.7.22) i model-rapporten.

Udvidelsen af estimationsperioden betyder for forbrugsindustrien en klar forringelse af den i model-rapporten viste relation, jf. (E.A.6.7.27). For forbrugsindustrien observeres yderligere, at tilpasningsparameteren  $k$ , som estimeredes til ca. 1 for perioden 1950-65, får værdier, som ligger væsentligt under 1, når estimationsperioden udvides. Dette antyder en mindsket tilpasningshastighed i forbrugsindustrien i de senere år.

### 3.2 Beskæftigelsen - specifikation (E.A.6.7.23)

Også for disse relationer gælder det, at udvidelsen af estimationsperioden betyder en stærk forringelsen af relationen for forbrugsindustriens beskæftigelse, medens den tilsvarende relation for investeringsindustrien er særdeles stabil. I forbrugsindustrien bemærkes endvidere - ligesom ovenfor - at tilpasningsparameteren  $k$  formindskes, når estimationsperioden udvides. Da der som beskrevet under pkt. 5 nedenfor er tegn på, at der i den sidste del af estimationsperioden er en ændret adfærd i efterspørgslen efter arbejdskraft i forbrugsindustrien, kan faldet i tilpasningsparameteren  $k$  tages som udtryk for, at tilpasningsmodellens reaktion herpå.

### 3.3 Gennemsnitlig arbejdstid.

Relationerne for den gennemsnitlige arbejdstid er gennemgående stabile, når estimationsperioden udvides, således at der ikke her er grund til at ændre konklusionerne i model-rapporten. For forbrugsindustrien må det dog bemærkes, at specifikation (E.A.6.7.25) ikke længere er den alternative specifikation <sup>(E.A.6.7.24)</sup> overlegen for så vidt angår signifikansen for beskæftigelsen, når estimationsperioden ændres til 1953-68.

Derudover må det nævnes, at konstantleddet i nogle af relationerne for perioden 1950-65 afviger fra de i model-rapporten viste. Årsagen hertil er endnu ikke fundet, men der er formentlig tale om et scaling-problem.

### 4. En alternativ model for forbrugsindustrien.

Også i dette tilfælde får man et kraftigt fald i forklaringsgraden for beskæftigelsesfunktionen, når estimationsperioden udvides, selv om relationen dog stadig generelt er bedre end specifikation (E.A.6.7.23). Med hensyn til de enkelte koefficienter bemærkes det, at koefficienten til normalarbejdstiden,  $e$ , får det forventede fortegn, når relationen estimeres for perioden 1953-68. Dette var ikke tilfældet for perioden 1950-65, jf modelrapporten s. 6.50.

Derimod er der ingen væsentlige ændringer i relationen for den gennemsnitlige arbejdstid, når estimationsperioden udvides.

5. En nærmere analyse af beskæftigelsesudviklingen i forbrugsindustrien. (Amc)

Som nævnt førte inddragelsen af årene 1966-68 generelt til betydelige fald i forklaringsgraden for de relationer, som skulle beskrive udviklingen i forbrugsindustriens beskæftigelse, medens relationerne for investeringsindustrien ikke påvirkedes væsentligt af periodeudvidelsen.

Dette afsnit indeholder en nærmere beskrivelse af udviklingen i beskæftigelse og produktion samt et forsøg på at belyse spørgsmålet om, hvorvidt den manglende stabilitet i beskæftigelsesfunktionen for forbrugsindustrien kan skyldes bevægelser i den høardede mængde arbejdskraft. Endvidere undersøges en hypotese om at den manglende stabilitet i beskæftigelsesfunktionen kan forklares som et aggregeringsfænomen, og endelig refereres resultaterne af nogle eksperimenter med beskæftigelsesrelationer af typen (E.A.6.7.23).

5.1. Udviklingen i produktion og beskæftigelse.

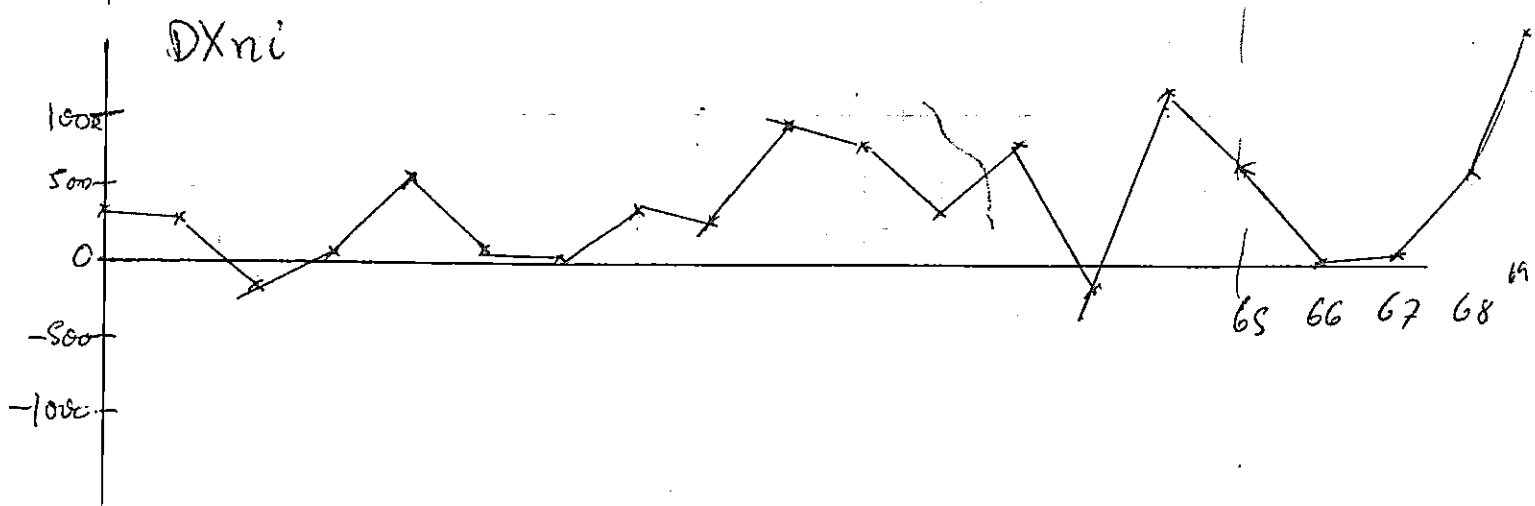
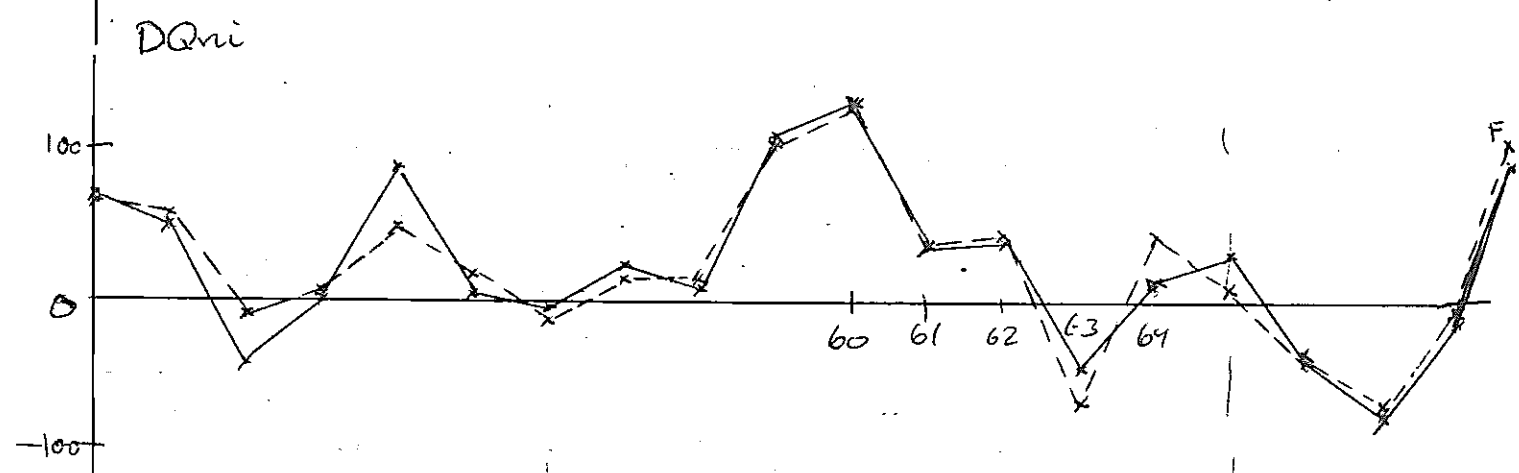
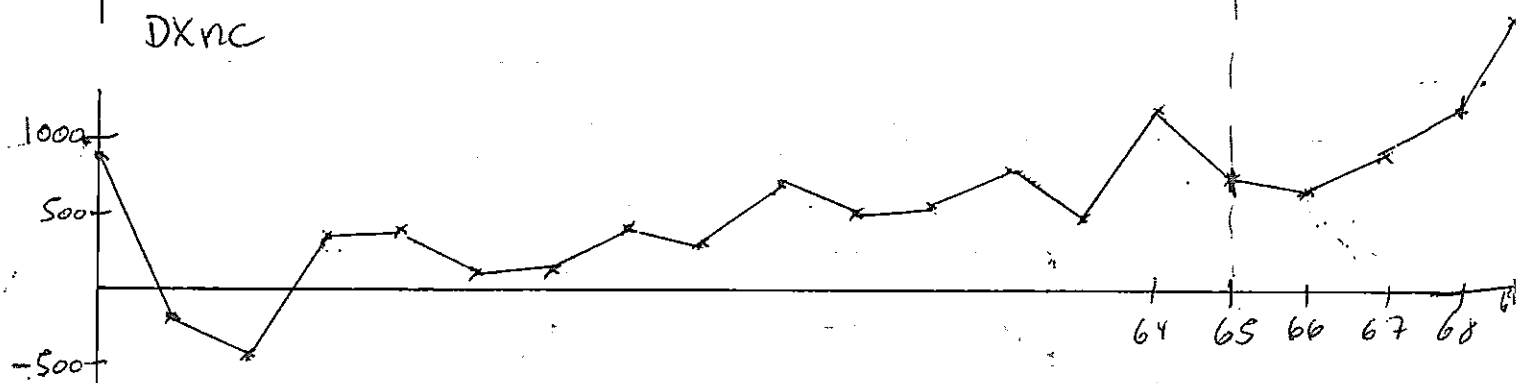
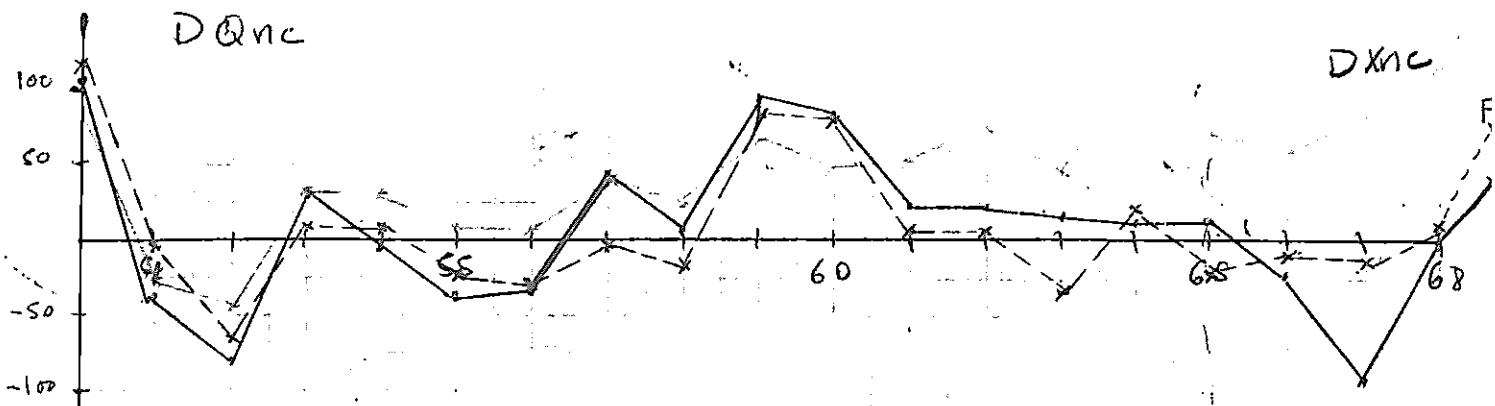
Den vedlagte figur viser udviklingen i produktionsændringer og beskæftigelsesændringer i henholdsvis forbrugsindustri og investeringsindustri. I figurerne med beskæftigelsesændringer er endvidere som stiplede grafer vist de estimerede værdier for ændringerne i beskæftigelsen, når disse beregnes på grundlag af de estimerede relationer for perioden 1950-68.

I investeringsindustrien er der i hele perioden god overensstemmelse mellem observerede og estimerede værdier for beskæftigelsesændringerne. Dette gælder også for 1969, som i denne forbindelse må betegnes som en forecast-situation.

I forbrugsindustrien er der derimod store residualer i den sidste del af perioden. Især bemærkes de store afvigelser i 1963<sup>1)</sup> og 1967. Udviklingen er derudover karakteriseret ved små og konstante beskæftigelses<sup>stigninger</sup> i perioden 1961-65. I 1966 og især i 1967 er der store fald i beskæftigelsen, hvorefter denne er konstant i 1968 og voksende i 1969. Imidlertid er der ~~en væsentlig~~ store stigninger i produktionen også i årene 1966-68 hvor beskæftigelsen falder. Denne modsatte udvikling i produktion

1) jf. modelrapporten s. 6,46

PRODUKTION OG BESKÆFT. I FORBRUGSINDUSTR. 5.



tion og beskæftigelsen er formentlig hovedårsagen til, at relationen for beskæftigelsen bryder sammen, når årene 1966-6 inddrages i estimationsperioden, idet det dog må påpeges, at der allerede i 1964 er tegn på uregelmæssigheder i sammenhængen mellem produktion og beskæftigelse.

### 5.2. Hoarding-hypotesen

Manglende stabilitet i sammenhængen mellem produktion og observeret beskæftigelse og de deraf afledte korttidsudsving i arbejdskraftens produktivitet forklares traditionelt ved at virksomhederne hoarder arbejdskraft og altså ikke tilpasser antallet af beskæftigede arbejde fuldt ud til ændringer i produktionen - idet mindste ikke før sådanne ændringer har vist sig at være af mere permanent karakter. Et udsagn om at residualerne i den sidste del af estimationsperioden hovedsagelig skyldes, at virksomhederne i større grad end tidligere hoardedede arbejdskraft fører imidlertid ikke til væsentlige førøgelser i erkendelsen af de faktiske forhold, selv om der a priori kunne fremføres en række argumenter for, at virksomhederne i den sidste halvdel af estimationsperioden skulle være mindre tilbøjelige til at tilpasse arbejdskraften på kort sigt. Det høje beskæftigelsesniveau i 60'erne, store omkostninger ved opløring af nyansatte og frygten for arbejdspladsuro kunne nævnes blandt sådanne argumenter.

Som en alternativ fremgangsmåde til at belyse problemerne omkring industriens hoarding af arbejdskraft er nedenfor vist skøn over den hoardedede mængde arbejdskraft i industrien opdelt på forbrugsindustri og investeringsindustri. Disse resultater er dernæst sammenlignet med residualerne fra regressionsligningerne.

Fremgangsmåden er simpel og bygger på tilsvarende enkle forudsætninger om produktionssammenhængen. I forbindelse med PP-II arbejdet blev den gennemsnitlige årlige produktionsstigning pr. arbejder beregnet til 6,9% i forbrugsgodeindustrien og 6,0% i investeringsgodeindustrien for perioden 1960-69. I beregningerne nedenfor er denne produktivitetstigning tolket som den "sande" langsigtede produktivitetstigning, hvilket implicerer en forudsætning om, at den hoardedede mængde arbejdskraft var den samme i 1960 og 1969. I det omfang produktivitet

stigningerne i de mellemliggende år afveg fra den langsigtede produktivitetsstigning, er dette taget som udtryk for hoarding eller dishoarding i forhold til 1960/69-niveauet. På grundlag af disse forudsætninger kan den hoardede mængde arbejdskraft i de enkelte år beregnes, idet den hoardede mængde altså beregnes "netto" som den samlede mængde hoardet arbejdskraft minus hoardet arbejdskraft i 1960/69.

Tablel 1.

Ønsket og faktisk arbejdskraft i forbrugsindustrien, 1960-69.

(under forudsætning af en langsigtet årlig produktivitetsstigning på 6,9 %)

	Xnc	%- ændring	Ønsket Qnc	Faktisk Qnc	Hoar- ding	ændring i hoard.	Resi- dual
1960	10249		1604	1604	0	-	2
1961	10816	5,5	1582	1627	45	45	16
1962	11613	7,4	1590	1651	61	16	18
1963	12098	4,2	1547	1666	119	58	46
1964	13298	9,9	1593	1674	81	-38	-13
1965	14046	5,6	1572	1682	110	29	32
1966	14712	4,7	1537	1659	122	12	-10
1967	15538	5,6	1517	1566	49	-73	-78
1968	16813	8,2	1537	1563	26	-23	-14
1969	18610	10,7	1595	1602	7	-19	(-39) <sup>2)</sup>

1) fra relation E.A.6.7.23, 1950-68 2) "forecast"

Den konkrete fremgangsmåde ved beregningerne er følgende. Først beregnes den relative ændring i produktionen i faste priser. Ud fra forskellen mellem den produktionsændring og den langsigtede produktivitetsstigning beregnes det ønskede antal beskæftigede arbejdere. Forskellen mellem det ønskede og det faktiske antal arbejdere fortolkes da som den hoardede mængde arbejdskraft. Det følger af metodens forudsætninger, at den hoardede mængde arbejdskraft er 0 eller næsten 0 i 1960 og 1969.

Som det fremgår af den næstsidste søjle i tabellen var der i perioden 1960 til 1963 hoarding af arbejdskraft i forbrugsindustrien. I 1964 forekom en mindre dishoarding, hvorefter der i mindre omfang hoardedes arbejdskraft de to følgende år. Derefter foretoges i 1967 en meget kraftig dishoarding af arbejdskraft, medens der i 1968-69 var dishoarding af mindre omfang. Residualerne fra regressionsligningen er vist i tabellen.

En sammenligning af tabellens to sidste søjler viser, at regressionsligningens residualer i væsentlig grad kan identificeres som ændringer i den hoardede mængde arbejdskraft således som den her er blevet kvantificeret. Hypotesen om, at de store residualer i regressionsligningen for forbrugsindustrien skyldes hoarding af arbejdskraft, kan således ikke afvises.

Specielt for den store residual i 1967 kan hypotesen beskrives på følgende måde. I 1965 og 1966 var konjunkturerne forholdsvis matte med små produktionsstigninger. Selv om man derfor skulle have ventet reduktioner i arbejdskraft (under hensyntagen til stigningen i produktivitet) foretages sådanne reduktioner ikke i 1965 og kun i mindre omfang i 1966. Da ~~1967~~ det i løbet af 1967 viser sig, at dette år ikke bringer et kraftigt konjunkturopsving, hvad virksomhederne ellers kunne have forventet på grundlag af erfaringerne fra 1963-64, fører de deraf afledte ændringer i forventningerne til at beskæftigelsen tilpasses produktionsstørrelsen, hvilket fører til et kraftigt fald i beskæftigelsen på trods af at produktionsstigningen i 1967 er af nogenlunde samme størrelsesorden som i 1965 og 1966.

I tabellen nedenfor er vist resultaterne for de tilsvarende beregninger for investeringsgodeindustrien.

Tabel 2.

Ønsket og faktisk arbejdskraft i investeringsgodeindustrien.

(langsigtet produktivitetsstigning 6,0 % p.a.)

	Xni	%- ændring	Ønsket Qni	Faktisk Qni	Hoar- ding	Ændring i hoard.	Resi- dual <sup>1)</sup>
1960	7320	-	1347	1347	0	-	0
1961	7672	4,8	1331	1383	52	52	0
1962	8458	10,2	1387	1421	86	34	-5
1963	8289	-2,0	1276	1377	101	15	26
1964	9446	14,0	1378	1391	13	-88	-29
1965	10160	7,6	1400	1422	22	9	20
1966	10224	0,6	1324	1381	57	35	-5
1967	10375	1,5	1264	1310	46	-11	-5
1968	11067	6,7	1273	1290	17	-29	-10
1969	12660	14,4	1380	1383	3	-14	(-9) <sup>2)</sup>

*Indbygget*

Som det fremgår af tabellens to sidste søjler er der i denne sektor i mindre grad sammenhæng mellem ændringer i den hoardede mængde arbejdskraft og de observerede residualer i regressionsligningen. En mulig forklaring herpå kan være, at der selve regressionsligningen er indbygget et hoarding-fænomen i den forstand, at den indeholder en tilpasningsvariabel, som er udtryk for, at tilpasningen til ændringer i produktionen kan tage mere end en periode. Dette implicerer, at der i relationen er taget højde for en del af hoarding-effekten.

En alternativ forklaring på afvigelsen mellem søjlerne kan naturligvis være, at forudsætningerne for beregningen af den hoardede mængde arbejdskraft ikke er opfyldt; dette vil være tilfældet hvis den sande langsigtede produktivitetstilvækst ikke er konstant i perioden.

### 5.3 Aggregeringseffekt i efterspørgslen efter arbejdskraft.

Som et supplement til hypotesen om, at udsving i korttidsproduktiviteten skyldes hoarding af arbejdskraft, kan opstilles en hypotese om, at udsving i korttidsproduktivitetsudviklingen er forårsaget af forskydninger i produktionsudviklingen mellem industrier med høj og med lav gennemsnitlig arbejdskraftproduktivitet. Dette papir er et forsøg på at undersøge den sidstnævnte hypoteses gyldighed for forbrugsgodeindustrien i perioden 1965-67.

2. For hver af undergrupperne i forbrugsgodeindustrien beregnedes værditilvæksten pr. arbejder i året 1966. Endvidere beregnedes den procentvise stigning i produktionsindekset for hver undergruppe fra 1965 til 1966 og fra 1966 til 1967. På grundlag heraf tegnedes de to vedlagte figurer. De omcirklede punkter svarer til de industriundergrupper, som i 1966 havde en andel på 8% eller derover af den samlede værditilvækst.

*på de 2 første søjler*

Som det fremgår af figurerne var der i 1965/66 en tendens til at produktionsstigningen var størst i de erhverv, som havde en høj arbejdsproduktivitet. Man får således en mindre stigning i beskæftigelsen end man ville have haft, hvis produktionsstigningen var jævnt fordelt på erhvervsgrupperne. Rent faktisk overvurderer den estimerede beskæftigelsesrelation da også beskæftigelsesændringen i 1966 i forbrugsgodeindustrien; residualen er dog forholdvis lille (1000 mand).



10

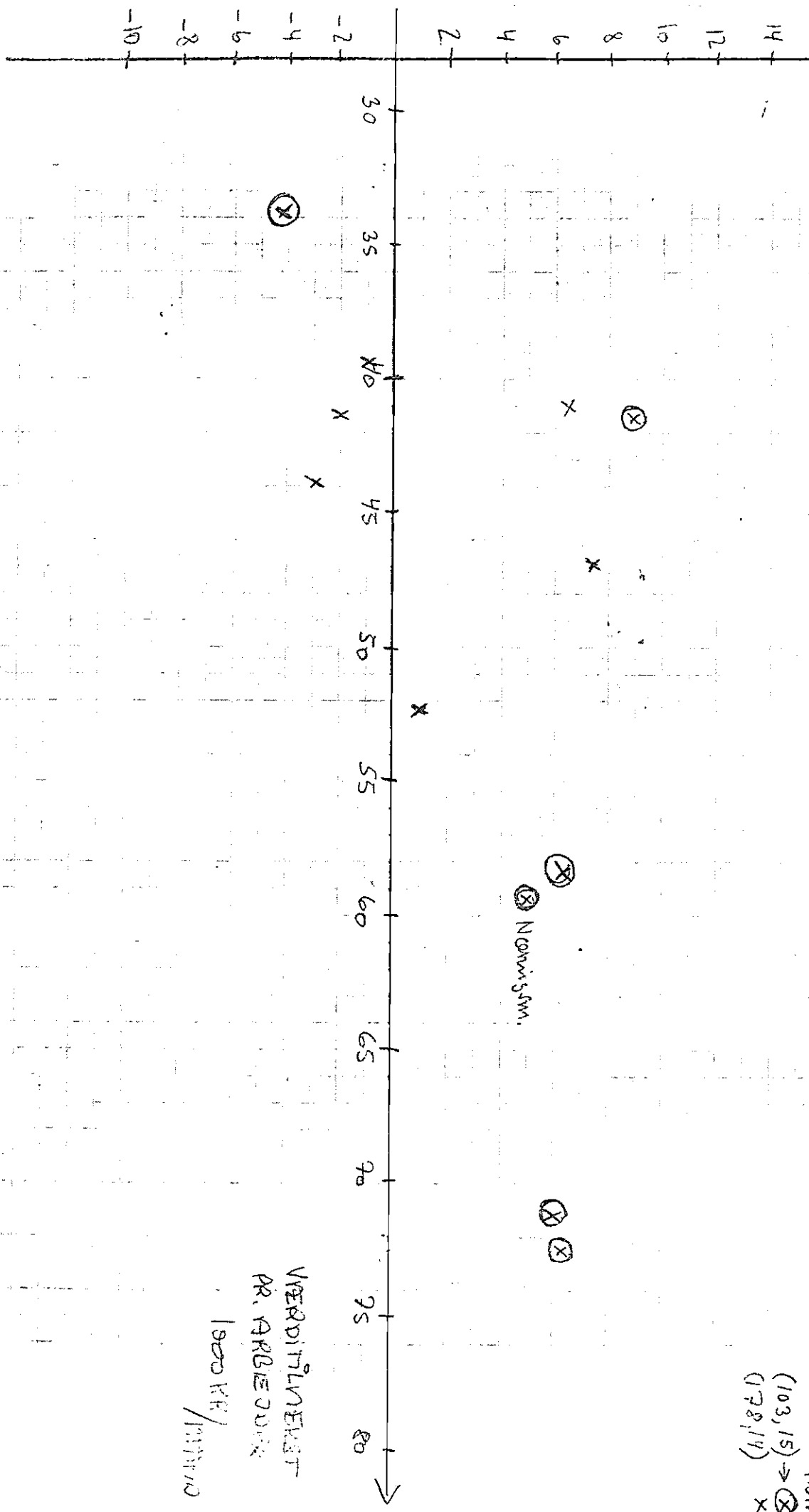
PROD. TENDENCIES

1966/69

FOR BRUSH GOOD PRODUCTION?

VEEDILINERST PR. ARBEIDDER OG

STØJNINGE I PRODUKTIONSINDEKS 1966/67

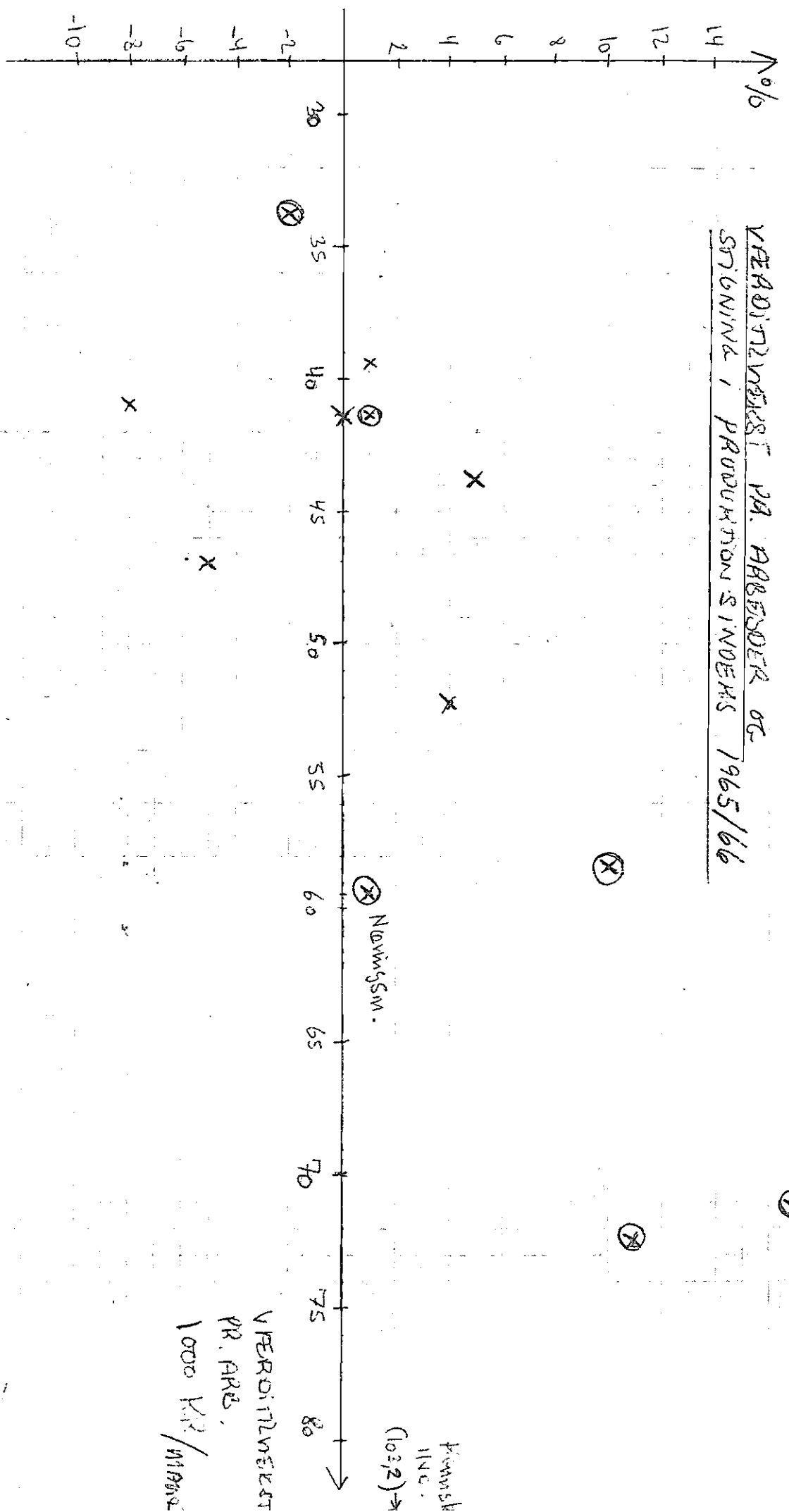


VEEDILINERST  
PR. ARBEIDDER  
1000 KR / MÅNED

Hemmet 1  
(103, 15) → ⊗  
(78, 14)  
x

PROD. FINDINGS 1965-66 EXHIBIT SCOOLE INDUSTRIES

VEROJILVEST PR. ARB. ORIGIN. PRODUCTION SINDERS 1965/66



VEROJILVEST  
PR. ARB.  
1000 KR / MINNE

KEMSK  
INC.  
(1032) ->

I 1966/67 er der ikke nogen særlig tydelig sammenhæng mellem arbejdsproduktiviteten og produktionsændring. Det synes således ikke rimeligt at forklare den store residual i 1967 på 7800 mand med dette fænomen.

#### 5.4 Reestimation af beskæftigelsesfunktion for forbrugsindustrien med 1967-dummy og 1969-observation inddraget.

Med udgangspunkt i en beskæftigelsesfunktion specificeret efter modellen (E.A.6.7.23) er foretaget en række estimationer af beskæftigelsesfunktionen i forbrugsindustrien. Ændringerne i forhold til den oprindelige specifikation, jvf. fx. (E.A.6.7.30), består først og fremmest i tilføjelse af en 0-1-0 dummy i 1967. Endvidere er relationen estimeret med ændring af 1969-observationen.

Tabellen på næste side viser resultaterne af disse estimationer, idet der ~~ikke~~ er angivet koefficientestimererne og spredningen på disse og ~~ikke~~ de øvrige data for de enkelte relationer.

Betragtes først relationerne uden 1967-dummy, ses at koefficienterne til  $DX_{nc}$ ,  $DI_{nc}$  og  $Dd_{nc}$  er nogenlunde konstante ved de successive forskydningerne af estimationsperioden, medens der er tendens til numerisk større koefficienter til  $DQ_{nc}(-1)$  og  $t$ , når nyere observationer inddrages. Endvidere bemærkes den tidligere nævnte fald i  $R^2$  og  $F$ -værdi, når observationerne efter 1965 indgår i estimationsperioden. Specielt med hensyn til 1969 gælder, at ~~ikke~~ relationen i dette år forklarer ændringen i beskæftigelsen relativt godt med en residual på ca. 1200 mand.

Anvendes den omtalte 1967-dummy som forklarende variabel fås en betydelig forøgelse i forklaringsgraden, selv om denne dog ikke kommer op på niveauet fra 1950-65. Derudover fører inddragelsen af 1967-dummen til at koefficienten til  $t$  stabiliseres og at der fremkommer en faldende trend i koefficienten til  $DX_{nc}$ , selv om denne stadig er signifikant forskellig fra 0.

DQMC (SUB. V)	CONSTANT	DXinc	DHinc	DQinc(-1)	DQinc	t	D67	n	S	R <sup>2</sup>	F
1950-68 (E.A. 6.7.30)	41.4	0.094 (0.017)	-1.213 (0.311)	0.046 (0.119)	2.59 (0.92)	-4.18 (1.46)	•	16	21.3	0.88	15.0
1950-68	97.2	0.097 (0.027)	-0.956 (0.484)	0.197 (0.163)	2.67 (1.99)	-7.27 (2.06)	•	19	34.8	0.69	5.8
1953-68	139.3	0.090 (0.049)	-1.017 (0.489)	0.318 (0.201)	2.10 (1.55)	-8.76 (3.33)	•	16	34.9	0.61	3.2
1953-69	138.0	0.080 (0.034)	-0.995 (0.458)	0.318 (0.187)	2.10 (1.44)	-8.46 (2.88)	•	17	37.7	0.64	3.8
1950-68	72.9	0.092 (0.021)	-0.952 (0.374)	0.178 (0.127)	2.53 (1.15)	-5.83 (1.66)	-0.88 (0.30)	19	26.9	0.83	9.7
1950-69	76.6	0.079 (0.020)	-0.941 (0.395)	0.175 (0.133)	2.61 (1.21)	-5.78 (1.75)	-0.82 (0.31)	20	28.3	0.80	8.6
1953-69	88.1	0.055 (0.028)	-0.993 (0.361)	0.231 (0.151)	2.20 (1.14)	-5.49 (2.51)	-0.82 (0.30)	17	25.8	0.77	6.4
1953-68	93.7	0.072 (0.037)	-0.997 (0.369)	0.248 (0.156)	2.15 (1.17)	-6.11 (2.70)	-0.83 (0.30)	16	26.4	0.80	6.0

Med hensyn til koefficienten til  $DQ_{nc}(-1)$  ændres ~~de~~ mønstret ikke i nævneværdig grad; der er stadig en tendens til at denne parameter vokser i størrelse ~~og~~ og får øget signifikans. Som tidligere nævnt indikerer dette en øget tilpasningstid i forbrugsindustrien. Da begrundelsen for den "alternative model" for forbrugsindustrien netop var den manglende signifikans for denne koefficient i perioden 1950-65, må det således overvejes om man for forbrugsindustrien skulle vende tilbage til en formulering af relationen som svarer til den i investeringsindustrien anvendte., jvf. modelrapporten s. 6.43.

Med hensyn til den anvendte 1967-dummy må det påpeges, at denne ikke fuldstændigt løser problemet med modellens dårlige "fit" i 1967. Som fremhævet i modelrapporten s. 6.23 fører den dynamiske udformning af beskæftigelsesrelationen til, at 1967-fejlen via den laggede beskæftigelsesændring overføres til de følgende år. En mere omhyggelig specifikation af dummy - eller en korrektion af serien for  $DQ_{nc}(-1)$  - er således nødvendig, hvis der skal arbejdes videre med disse problemer.

#### 5.5 Estimerede beskæftigelsesændringer for perioden 1969-72 på grundlag af relationerne fra 1953-68.

Tabellerne på de to følgende sider viser koefficienter, observationer, estimater og residualer for perioden 1965-72 for beskæftigelsesrelationerne for forbrugsgodeindustri og investeringsgodeindustri. De anvendte variable fremgår af tabellernes "hoved" .

I perioden 1969-72 har begge relationer et pænt "fit" når der bortses fra året 1970, hvor der er store positive residualer. I 1970 er der meget små stigninger i produktionen hvilket fører til at relationerne forudsiger faldende beskæftigelse, medens der observeres mindre beskæftigelsesstigninger. Dette viser atter, at relationerne ikke i tilstrækkelig grad kan tage hensyn til "hoarding"-effekten.

DQni	Amount	DXni	DHni	DAni(1)	Z	Delni	DAni (Bumped)	DQni (obs.)	Residual
(6.7.23) 1953-68	107.2	0.106	-0.594	0.012	-655	1.45			
1965	1	714	-9	14	28	0	9.9	31.0	21.1
1966	1	64	-46	31	29	0	-38.3	-41.0	-2.7
1967	1	151	-29	-41	30	0	-68.2	-71.0	-2.8
1968	1	692	-44	-71	31	0	-17.8	-20.0	-2.2
1969	1	1292	-45	-20	32	0	87.5	93	5.5
1970	1	188	-10	93	33	0	-52.4	29	84.4
1971	1	495	-14	29	34	0	45.1	-39	-13.9
1972	1	1200	-32	-59	35	0	18.3	9	-3.3

DAnc (6.7.23) 1953-62	Konstant	EXnc	DHnc	DAnc(F)	t	Dohc	DWb2	DAnc (Beign)	Danc (Abnu)	Residual
KOEFFIZIENT	93.7	0.072	-0.997	0.248	-6.11	2.15	-0.83	-	-	-
1965	1	748.0	-9.0	8.0	28.0	0.0	0.0	-12.7	8.0	20.7
1966	1	666.0	-37.0	8.0	29.0	0.0	0.0	3.2	-23.0	-26.2
1967	1	826.0	-26.0	-23.0	30.0	0.0	100.0	-93.0	-93.0	0.0
1968	1	1278.0	-41.0	-93.0	31.0	0.0	0.0	13.9	-2.0	-16.9
1969	1	1794.0	-42.0	-3.0	32.0	0.0	0.0	68.5	39.0	-29.5
1970	1	508.0	-10.0	37.0	32.0	0.0	0.0	51.7	13.0	64.7
1971	1	127.0	-11.0	13.0	31.0	0.0	0.0	-87.1	-71.0	16.1
1972	1	1158.0	-39.0	-71.0	35.0	0.0	0.0	-15.5	-4.0	11.5

*(Signature)*  
 (25/4-73)

Beskæftigelsen i bygge- og anlægsvirksomheden.

1. I juli 1971 estimerede Jørgen Borstad to relationer for beskæftigelsen i bygge- og anlægsvirksomheden på basis af perioden 1950-65. Dette papir refererer resultaterne af tilsvarende beregninger baseret på perioderne 1950-68 og 1953-68, jf. vedlagte relationer.

2. I den ene udgave af relationerne forklares beskæftigelsen ved produktionen, normalarbejdstiden i investeringsindustrien, tiden og en kvadratisk trend. Udtrykket disse variable i ændringer kan nedenstående korrelationsmatrix opstilles.

1950-68

	DQb	DXb	DHns	t
DQb		0,73	-0,21	0,10
DXb			-0,09	0,22
DHns				-0,43

Det er kun produktionændringerne, som har en rimelig simpel korrelation med ændringerne i beskæftigelsen. Koefficienterne til den kvadratiske trend og til normalarbejdstiden er da også insignifikante i alle tre estimationsperioder.

Det bemærkes desuden, at den anvendte specifikation af relationen afviger fra den i investeringsindustrien anvendte ved at den laggede ændring i beskæftigelsen ikke anvendes som forklarende variabel, jf. (E.A.6.7.23). Årsagen til at  $DQb(-1)$  ikke er inddraget kendes ikke.

Endvidere afviger den anvendte specifikation fra den i forbrugsindustrien anvendte ved at variabelen  $D(Cnb-Nnb)$  er udeladt. Dette skyldes formentlig datamangel.



3. I den anden type relation forklares ændringer i beskæftigelsen ved ændringer i produktionen, den laggede produktion og produktet af tiden og ændringer i produktionen. Nedenstående korrelationsmatrice fås

1950-68

	DQb	DXb	t·DXb	Xb(-1)
DQb		0,73	0,63	-0,01
DXb			<u>0,98</u>	0,09
t·DXb				0,19

Som det fremgår af de vedlagte relationer, er koefficienten til den laggede produktion insignifikant i alle estimationsperioder.

Derimod er der en høj korrelation mellem ændringerne i beskæftigelsen og de øvrige to forklarende variable, som til gengæld er kraftigt multikorrelerede. Det fremgår ikke klart af "opskriften" til relationerne om begge disse variable er tænkt inddraget samtidig i relationen. Inddrages de begge svarer det til en forudsætning om en lineær sammenhæng mellem koefficienten til ændringer i produktionen og tiden, idet relationen kan omskrives til

$$DQb = a + (b_1 + b_2 t)DXb + b_3 Xb(-1) .$$

Såfremt man kun medtager DXb som forklarende variabel, implicerer det en a priori antagelse, om at  $b_2$  er 0, medens det omvendt antages, at der er en proportional sammenhæng mellem koefficienten til ændringer i produktionen og tiden, hvis  $t \cdot DXb$  inddrages som den <sup>eneste</sup> forklarende variabel, idet  $b_1$  da forudsættes at være lig 0.

Som det fremgår af relationerne, fås signifikante koefficienter til begge variable, når de inddrages samtidig, men den høje multikollinearitet gør vel ikke en selvstændig fortolkning af disse koefficienter særlig meningsfuld.

4. Som det fremgår af de vedlagte estimationsresultater giver den under pkt. 3 ovenfor beskrevne specificitation af beskæftigelsesrelationen den højeste forklaringsgrad i alle tre estimationsperioder. Der er endog tegn på, at relationens forklaringsgrad forbedres i den sidste del af den betragtede periode, samtidig med at signifikansen for alle koefficienter øges.

I vedlagte figur er indtegnet de observerede værdier for  $DQ_b$  og  $DK_b$  og - med stiplede graf - de estimerede værdier for  $DQ_b$ . Når der ses bort fra året 1967, hvor relationen overvurderer ændringen i beskæftigelsen, er der i den sidste del af estimationsperioden meget god overensstemmelse mellem observerede og estimerede værdier for ændringerne i beskæftigelsen.

Den for perioden 1950-68 estimerede relation er benyttet til at beregne en estimeret værdi for 1969. I dette år overvurderer relationen beskæftigelsesændringen - formentlig som følge af den store ændring i produktionen.

5. Sluttelig må det bemærkes, at den analyserede serie for  $Q_b$  er den af Jørgen Rosted opstillede serie. Da denne jo senere er blevet revideret under hensyntagen til beligministeriets tidsserie, kunne der vel være grund til også at foretage regressionser på grundlag af den reviderede serie. Samtidig hermed kunne nye specificationer forsøges. Man kan fx søge at inddrage en tilpasningsvariabel i modellen.

6. For at danne et skøn over i hvor høj grad den reviderede tidsserie for beskæftigelsen afviger fra Jørgen Rosteds oprindelige serie, er de begge omregnet til ændringer og indtegnet nederst i vedlagte figur.

Konklusionen bliver vel nærmest, at den reviderede serie i de år, hvor den afviger fra Jørgen Rosteds oprindelige serie, følger produktionsændringerne nøjere end den oprindelige serie. Dette indicerer, at man vil få en højere forklaringsgrad, såfremt den reviderede serie anvendes som forklaret variabel, selv om der ellers øvrigt ikke ændres i modelspecificationen.

Beskrivelsen i byerne og omlys.

1960-63

(4)  $DQb = 22,5 + 0,142DXb - 0,760DHn + 1,74t$   
(0,033) (0,641) (1,93)

$n = 19$   $s = 40,1$   $R^2 = 0,57$   $F = 6,7$

(11)  $DQb = -42,6 + 0,584DXb + 0,0066Xb(-1) - 0,0159t(DXb)$   
(0,148) (0,0055) (0,0055)

$n = 19$   $s = 32,8$   $R^2 = 0,71$   $F = 12,4$

1960-63

(2)  $DQb = 17,1 + 0,181DXb - 0,593DHn - 1,64t$   
(0,043) (0,725) (2,33)

$n = 16$   $s = 33,3$   $R^2 = 0,68$   $F = 8,4$

(11)  $DQb = -47,4 + 0,528DXb + 0,0079Xb(-1) - 0,0143t(DXb)$   
(0,198) (0,0144) (0,0083)

$n = 16$   $s = 35,0$   $R^2 = 0,73$   $F = 10,8$

(fortsættes)

(fortsett)

Dejningsrelasjon i bygger og anlegg.

1953-68

$$DQB = 26,4 + 0,143DXB - 0,855DHAI - 1,97t$$

$$(0,056) \quad (0,718) \quad (2,59)$$

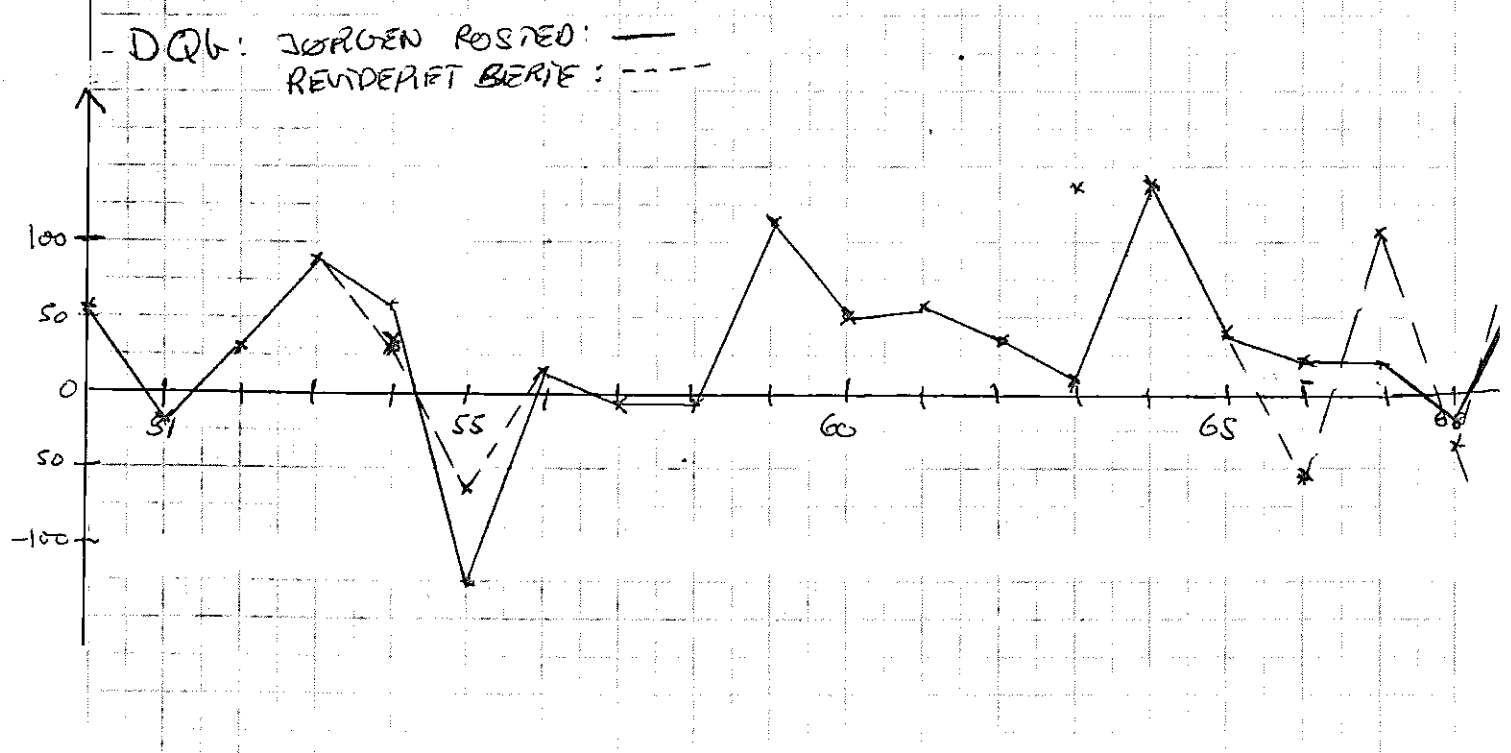
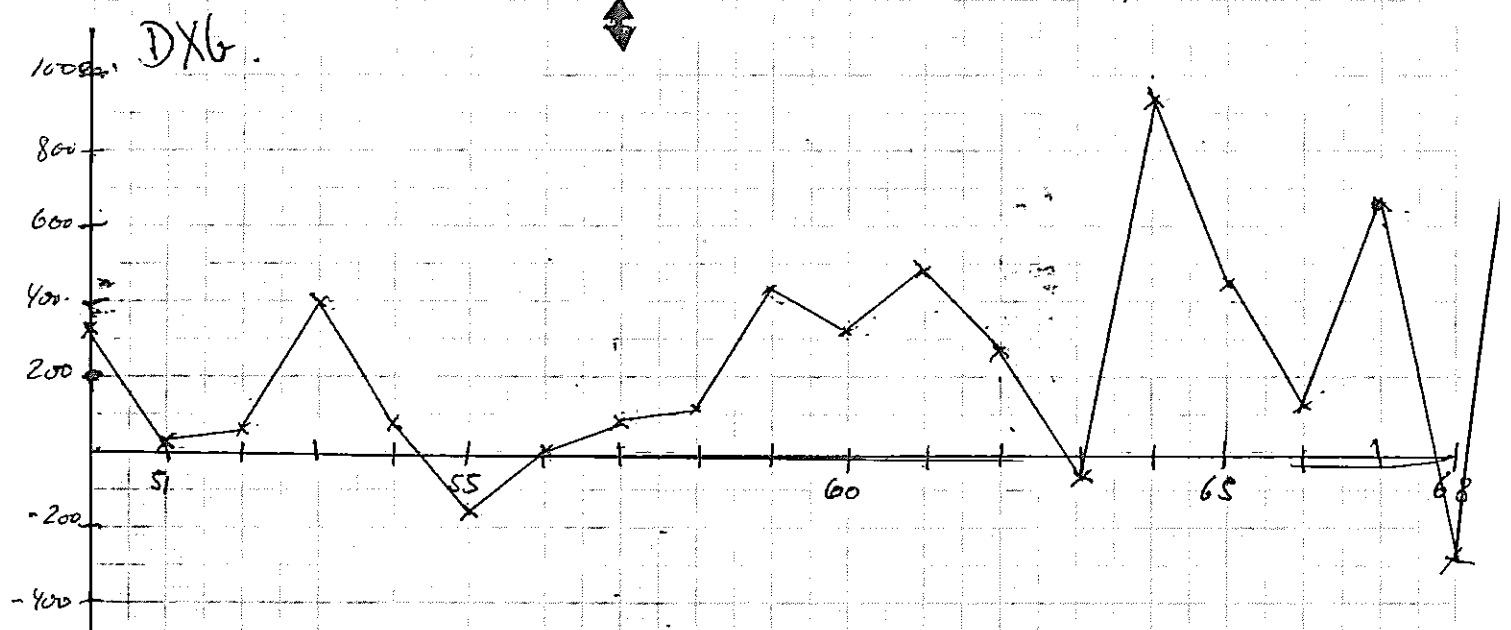
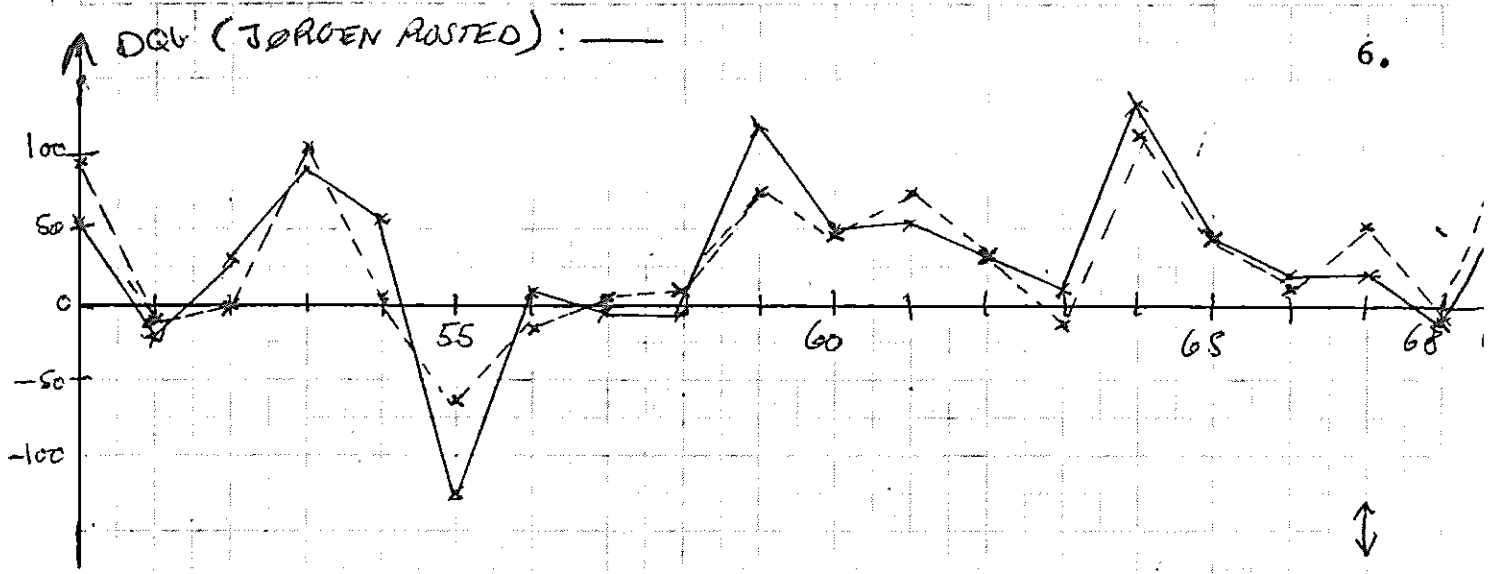
n = 16      s = 43,2      R<sup>2</sup> = 0,58      F = 5,5

$$(41) \quad DQB = -48,6 + 0,730DXB - 0,0073XB(-1) - 0,0222t(DXB)$$

$$(0,171) \quad (0,0069) \quad (0,0064)$$

n = 16      s = 32,1      R<sup>2</sup> = 0,77      F = 13,2

*Noter de frie le koeffisienter for anlegg  
 koeffisienter for anlegg  
 koeffisienter for anlegg*



Per Kongsboj Madsen

18. april 1973

*M. E. Olsen*  
(19/4-73)

Industriens bearbejdning af arbejdskraft 1960-69

1. Inddragelsen af årene 1966-68 i estimationsperioden førte til et betydeligt fald i forklaringsgraden for den relation, som bestemmer ændringerne i forbrugsindustriens beskæftigelse, medens relationen for investeringsindustrien ikke påvirkedes væsentligt af periodenudvidelsen.

2. Dette papir indeholder en nærmere beskrivelse af udviklingen i beskæftigelsen og et forsøg på at belyse spørgsmålet om, hvorvidt den manglende stabilitet i beskæftigelsesfunktionen for forbrugsindustrien/<sup>kan</sup> skyldes bevægelser i den "hearde" mængde arbejdskraft.

3. Den vedlagte figur viser udviklingen i produktionsændringer og beskæftigelsesændringer i henholdsvis forbrugsindustri og investeringsindustri. I figurene med beskæftigelsesændringer er endvidere som stiplede grafer vist de estimerede værdier for ændringerne i beskæftigelse, når disse beregnes på grundlag af de estimerede relationer for perioden 1950-68.

I investeringsindustrien er der i hele perioden god overensstemmelse mellem observerede og estimerede værdier for beskæftigelsesændringerne. Dette gælder også for 1969, som i denne forbindelse må betegnes som en forecast-situation.

13 I forbrugsindustrien er der derimod store residualer i den sidste del af perioden. Især bemærkes de store afvigelser i 1964 og 1967. Udviklingen er derudover karakteriseret ved små og konstante beskæftigelsesændringer<sup>stigninger</sup> i perioden 1961-65. I 1966 og især i 1967 er der store fald i beskæftigelsen, hvorefter denne er konstant i <sup>(76=0)</sup> 1968 og voksende i 1969. Imidlertid er der ~~en~~ ~~større~~ ~~stigning~~ i perioden 1961 til 1969 ret store stigninger i produktionen og så i årene 1966-67 hvor beskæftigelsen falder. Denne modsatte udvikling i produktion og beskæftigelsen er formentlig hovedårsagen til, at relationen for beskæftigelsen bryder sammen, når årene 1966-68 inddrages i estimationsperioden, idet det dog må påpeges, at der allerede i 1964 er tegn på uregelmæssigheder i sammenhængen mellem produktion og beskæftigelse.

4. Manglende stabilitet i sammenhængen mellem produktion og observeret beskæftigelse og de deraf afledte korttidsudsving i arbejdskraftens produktivitet forklares traditionelt ved at virksomhederne hoarder arbejdskraft og altså ikke tilpasser antallet af beskæftigede arbejdspladser fuldt ud til ændringer i produktionen - idet mindst ikke for sådanne ændringer har vist sig at være af mere permanent karakter. Et udsagn om at residualerne i den sidste del af estimationsperioden hovedsagelig skyldes, at virksomhederne i større grad end tidligere hoardedede arbejdskraft fører imidlertid ikke til væsentlige føregelser i erkendelsen af de faktiske forhold, selv om der a priori kunne fremføres en række argumenter for, at virksomhederne i den sidste halvdel af estimationsperioden skulle være mindre tilbøjelige til at tilpasse arbejdskraften på kort sigt. Det høje beskæftigelsesniveau i 60'erne, større omkostninger ved oplæring af nyansatte og frygten for arbejdspladsure kunne nævnes blandt sådanne argumenter.

5. Som en alternativ fremgangsmåde til at belyse problemerne omkring industriens hoarding af arbejdskraft er nedenfor vist skøn over den hoardedede mængde arbejdskraft i industrien opdelt på forbrugsindustri og investeringsindustri. Disse resultater er dernæst sammenlignet med residualerne fra regressionsligningerne.

Fremgangsmåden er simpel og bygger på tilsvarende enkle forudsætninger om produktionssammenhængen. I forbindelse med PP-II arbejdet blev den gennemsnitlige årlige produktionsstigning pr. arbejder beregnet til 6,9% i forbrugsgodeindustrien og 6,0% i investeringsgodeindustrien for perioden 1960-69. I beregningerne nedenfor er denne produktivitetstigning tolket som den "sande" langsigtede produktivitetstigning, hvilket implicerer en forudsætning om, at den hoardedede mængde arbejdskraft var den samme i 1960 og 1969. I det omfang produktivitetstigningerne i de mellemliggende år afveg fra den langsigtede produktivitetstigning, er dette taget som udtryk for hoarding eller dishoarding i forhold til 1960/69-niveauet. På grundlag af disse forudsætninger kan den hoardedede mængde arbejdskraft i de enkelte år beregnes, idet den hoardedede mængde altså beregnes "netto" som den samlede mængde hoardet arbejdskraft minus hoardet arbejdskraft i 1960/69.

Tabel 1.

Ønsket og faktisk arbejdskraft i Forbrugsindustrien, 1960-69.

	Xno	%- ændring	Ønsket Qno	Faktisk Qno	Hoar- ding	ændring i hoard.	Resi- dual
1960	10249		1604 ±	1604	0	-	2
1961	10816	5,5	1582	1627	45	45	16
1962	11613	7,4	1590	1651	61	16	18
1963	12098	4,2	1547	1666	119	58	46
1964	13298	9,9	1593	1674	81	-38	-13
1965	14046	5,6	1572	1682	110	29	32
1966	14712	4,7	1537	1659	122	12	-10
1967	15538	5,6	1517	1566	49	-73	-78
1968	16813	8,2	1537	1563	26	-23	-14
1969	18610	10,7	1595	1602	7	-19	(-39)

Den konkrete fremgangsmåde ved beregningerne er følgende. Først beregnes den relative ændring i produktionen i faste priser. Ud fra forskellen mellem den produktionsændring og den langsigtede produktivitetsstigning beregnes det ønskede antal beskæftigede arbejdere. Forskellen mellem det ønskede og det faktiske antal arbejdere fortolkes da som den hoardede mængde arbejdskraft. Det følger af metodens forudsætninger, at den hoardede mængde arbejdskraft er 0 eller næsten 0 i 1960 og 1969

Som det fremgår af den næstsidste søjle i tabellen var der i perioden 1960 til 1963 hoarding af arbejdskraft i forbrugsindustrien. I 1964 forekom en mindre dishoarding, <sup>hvoraf</sup> ~~hvoraf~~ der i mindre omfang hoardedes arbejdskraft de to følgende år. Derefter foretoges i 1967 en meget kraftig dishoarding af arbejdskraft, medens der i 1968-69 var dishoarding af mindre omfang. Residualerne fra regressionsligningen er vist i tabellens sidste søjle. Heraf fremgår det, at hoarding-fænomenet, således som det her er blevet kvantificeret, i et ret stort omfang

= kan "forklare" de observerede residualer. — *Disse 13*  
*anden sin, kan residualerne i væsentlig grad*  
*identificeres som hoardings-ændringer. Dv. l. at*  
*titel efter 1967, formentlig, og, at netop disse høv-*



I tabellen nedenfor er vist resultaterne for de tilsvarende beregninger for investeringsgodeindustrien.

Tabell 2.

Ønsket og faktisk arbejdskraft i investeringsgodeindustrien.

	Xni	%- ændring	Ønsket Qni	Faktisk Qni	hoar- ding	Ændring i hoard.	Resi- dual
1960	7320	-	1347	1347	0	-	0
1961	7672	4,8	1331	1383	52	52	0
1962	8458	10,2	1387	1421	86	34	-5
1963	8289	-2,0	1276	1377	101	15	26
1964	9446	14,0	1378	1391	13	-88	-29
1965	10160	7,6	1400	1422	22	9	20
1966	10224	0,6	1324	1381	57	35	-5
1967	10375	1,5	1264	1310	46	-11	-5
1968	11067	6,7	1273	1290	17	-29	-10
1969	12660	14,4	1380	1383	3	-14	

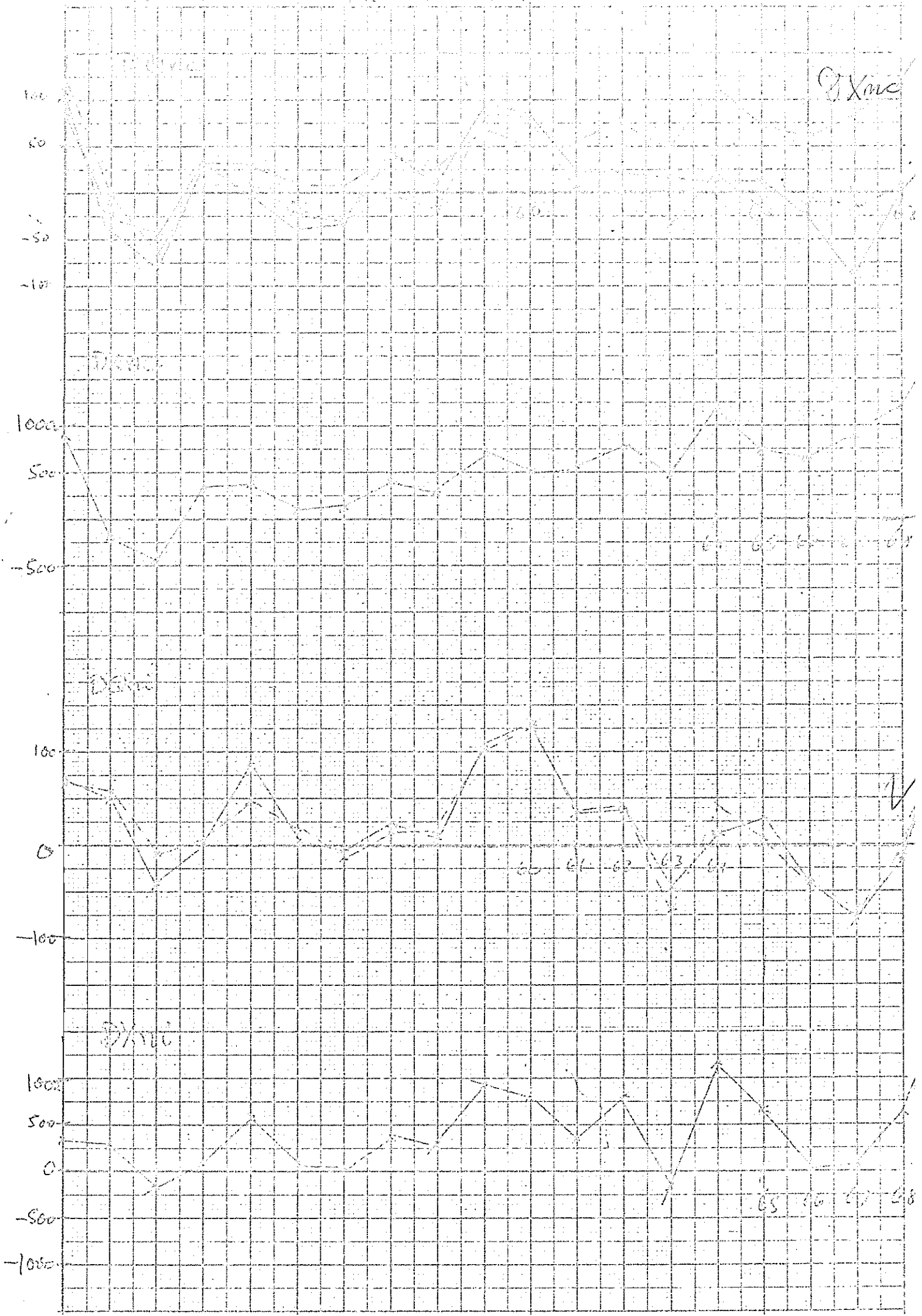
*Handwritten notes:*  
 Hvis ændringen  
 om vil i  
 "knappe" dele  
 ved de tilvoks  
 omgivelser som  
 industrien i  
 perioden ikke  
 kaldes, men  
 det - at man  
 bliver overvåget  
 mellem  
 2 fjender (!)

Som det fremgår af tabellens to sidste søjler er der i denne sektor i mindre grad sammenhæng mellem ændringer i den hoardede mængde arbejdskraft og de observerede residualer i regressionsligningen. En mulig forklaring herpå kan være, at der selve regressionsligningen er indbygget et hoarding-fænomen i den forstand, at den indeholder en tilpasningsvariabel, som er udtryk for, at tilpasningen til ændringer i produktionen kan tage mere end een perioden. Dette implicerer, at der i relationen er taget højde for en del af hoarding-effekten.

I relationen for forbrugsindustrien er indeholdt en tilsvarende tilpasningsvariabel. Når man der observerer sammenhæng mellem de beregnede hoarding-ændringer og residualerne må det således skyldes, at den anvendte tilpasningsmodel ikke passer på forbrugsgodeindustrien, hvad der også støttes af de foretagne regressionsberegninger.

*Handwritten note:*  
 Forskellen for alle hoardede og ændringerne med  
 beregning af investeringsgodeindustrien, hvilket er...

Handwritten title at the top of the page, possibly describing the data series.



Per Kongshøj Madsen.

3. maj 1973

P.V.D.  
7/5-73

Aggregeringseffekt i efterspørgslen efter arbejdskraft.

1. Som et supplement til hypotesen om, at udsving i korttidsproduktiviteten skyldes hoarding af arbejdskraft, kan opstilles en hypotese om, at udsving i korttidsproduktivitetsudviklingen er forårsaget af forskydninger i produktionsudviklingen mellem industrier med høj og med lav gennemsnitlig arbejdskraftproduktivitet. Dette papir er et forsøg på at undersøge den sidstnævnte hypoteses gyldighed for forbrugsgodeindustrien i perioden 1965-67.
2. For hver af undergrupperne i forbrugsgodeindustrien beregnedes værditilvæksten pr. arbejder i året 1966. Endvidere beregnedes den procentvise stigning i produktionsindekset for hver undergruppe fra 1965 til 1966 og fra 1966 til 1967. På grundlag heraf tegnedes de to vedlagte figurer. De omcirklede punkter svarer til de industriundergrupper, som i 1966 havde en andel på 8% eller derover af den samlede værditilvækst.

Som det fremgår af figurerne var der i 1965/66 en tendens til at produktionsstigningen var størst i de erhverv, som havde en høj arbejdsproduktivitet. Man får således en mindre stigning i beskæftigelsen end man ville have haft, hvis produktionsstigningen var jævnt fordelt på erhvervsgrupperne. Rent faktisk overvurderer den estimerede beskæftigelsesrelation da også beskæftigelsesændringen i 1966 i forbrugsgodeindustrien; residualen er dog forholdvis lille (1000 mand).

I 1966/67 er der ikke nogen særlig tydelig sammenhæng mellem arbejdsproduktivitet og produktionsændring. Det synes således ikke rimeligt at forklare den store residual i 1967 på 7800 mand med dette fænomen.

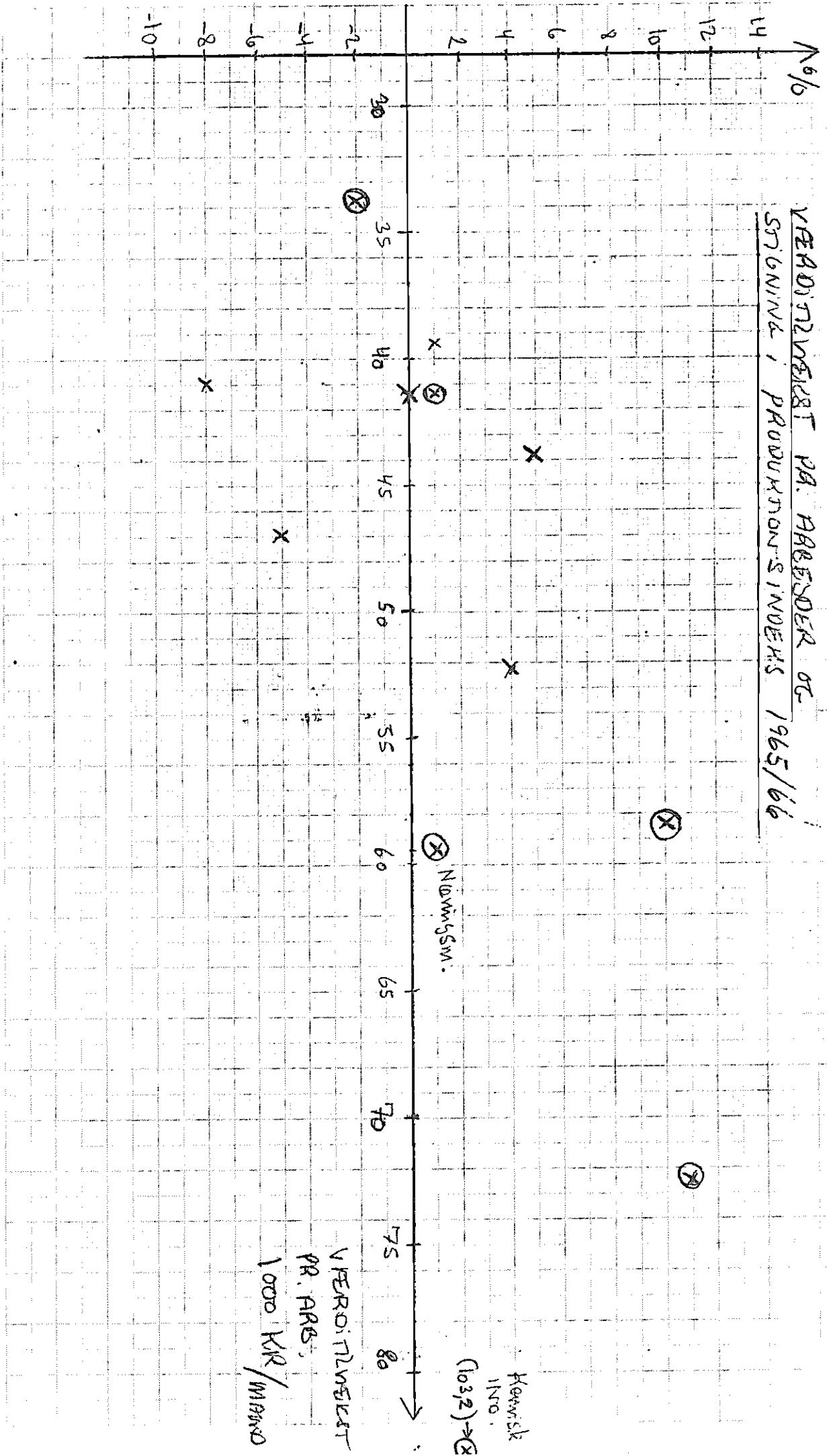
3. For at forklare den store residual i 1967 må man således vende tilbage til hoarding-hypotesen. 1965 og 1966 var relativt matte år med små produktionsstigninger. Selv om man derfor skulle have ventet reduktion i arbejdsstyrken (under hensyntagen til stigninger i produktiviteten) sker dette ikke i 1965 og kun i mindre omfang i 1966. Da 1967 så ikke ser ud til at blive meget bedre end de to foregående år foretages tilpasningen endelig, således at der dette år observeres et meget kraftigt fald i beskæftigelsen på trods af en nogenlunde "normal" produktionsstigning.

i 1967  
skulle  
værelse for  
blivning  
me blise  
endst i  
afspinde grad

PROD. ENDINGS 1965-66

EXPERIENCES GOOD IN INDUSTRY

VERDI 72 MELLET PR. ARBEJDER OG  
SIGNINDE / PRODUKTIONS INDEKS 1965/66



VERDI 72 MELLET  
PR. ARB.  
1000 KR / MAND

Kontak  
INO.  
(1032) -> X

(177,24) -> X

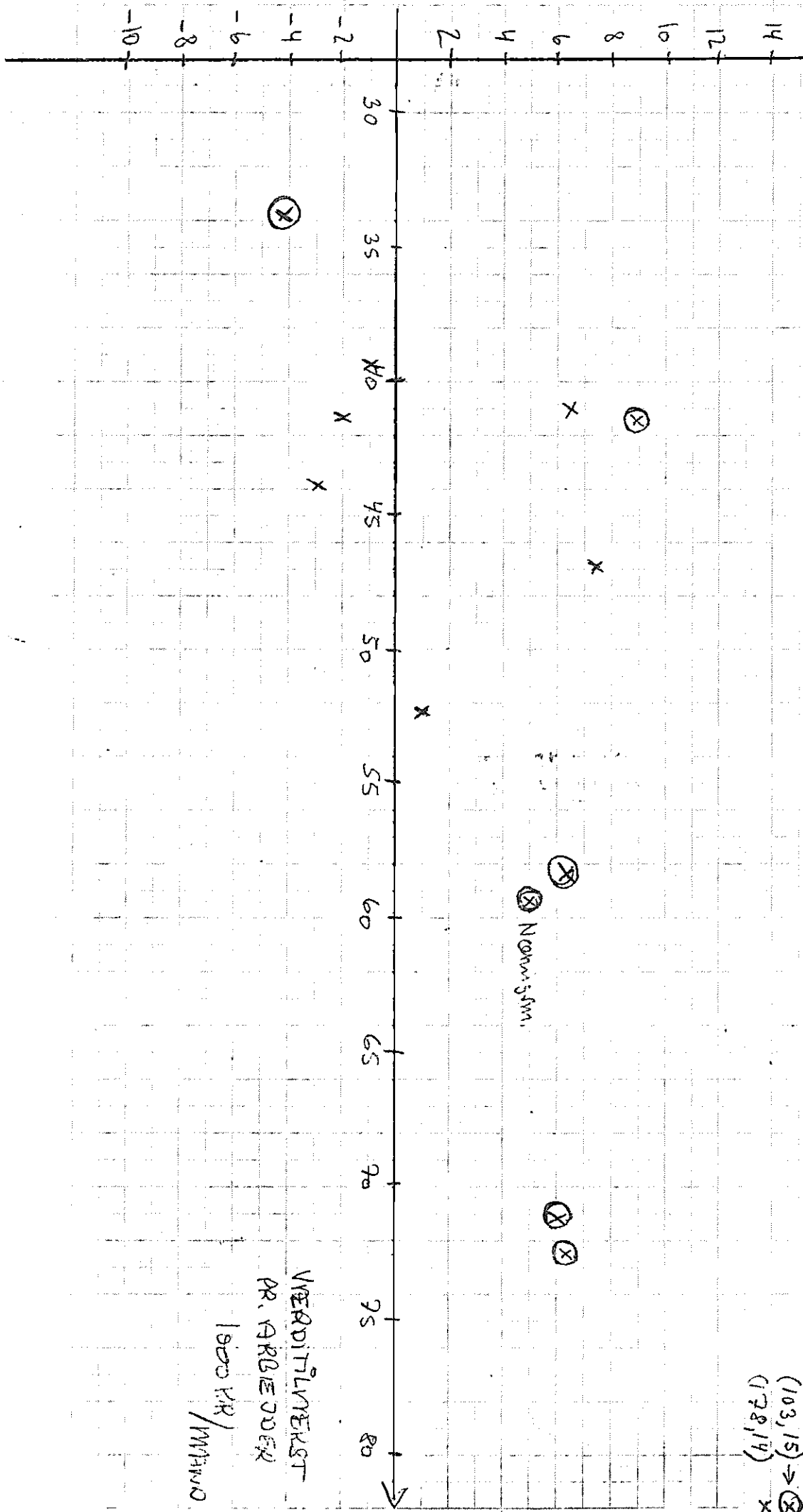
FOR BRUITS GOOD PRACTICES

PROD. TENDENCIES

1966/67

WEADITLMEKST PR. ARLEDOER OG

STIGNINTE I PRODUKTIONSINDEXEN 1966/67



Norm  
(103, 15) → ⊗  
(78, 14) x

WEADITLMEKST  
PR. ARLEDOER

1000 KR / MÅNAD

3. maj 1971

1.

revideret 3. august 1972

## Beregning af normalarbejdstid

### A. Beregningsgang

Den faktiske gennemsnitlige arbejdstid pr. år korrigeres for årets forskellige længde (i forhold til normalår på 285,5 arbejdsdage) og for nedsættelse i overenskomstmæssig arbejdstid.

Derfeter findes trenden i den korrigerede faktiske arbejdstid. Denne trend tages som udtryk for bevægelsen i normalarbejdstiden. Med startpunkt i den faktiske korrigerede arbejdstid i 1948 beregnes derefter normalarbejdstiden hvert år, idet bevægelsen langs trenden korrigeres for årets forskellige længde, <sup>OG FOR OVERENSKOMSTMÆSSIGE NEDSÆTTELSE</sup>.

Følgende input er derfor nødvendigt til beregningerne

- 1) tal for faktisk arbejdstid 1966-68. Disse tal findes i Ti-årsoversigten, men må korrigeres for overgang til nyt grundlag for industristatistikken. Denne korrektion er foretaget på sædvanlig ved subtrahere differensen mellem "nyt" og "gammelt" 1965-tal i tallene for 1966-68, (tabel 1 og 2).
- 2) nøjagtige datoer for arbejdstidsnedsættelser som følge af nye overenskomster mellem arbejdsmarkedets parter, (tabel 3).
- 3) information om størrelsen af de under pkt. 2 nævnte arbejdstidsnedsættelser.
- 4) tal for variation i antal arbejdsdage sammenlignet med normalåret for årene 1966-68, (tabel 4).

### B. Input-tabeller.

Tabel 1: Faktisk arbejdstid (ukorrigeret)

timer/år	1965 <sub>I</sub>	1965 <sub>II</sub>	1966	1967	1968	1969
Gnc	1989	1990	1959	1936	1897	1873
Gni	2036	2035	1993	1969	1919	1892
Gn	2011	2010	1974	1951	1907	1882

Tabel 2: Faktisk arbejdstid (korrigeret for nyt statistisk grundlag)

timer/år	1965	1966	1967	1968	1969
Gnc	1989	1958	1935	1894	1870
Gni	2036	1994	1972	1923	1897
Gn	2011	1974	1952	1907	1882

Tabel 3: Arbejdstidsnedsættelser ved overenskomst 1965-68

<u>Tidspunkt</u>	<u>Nedsættelse</u>	<u>Ugentlig arb.tid</u>	<u>Daglig arb.tid.</u>
Ult.1965	-	45 timer	7.5 timer
marts 1966	-1 time	44 timer	7.33 timer
juni 1968	-1.5 timer	42.5 timer	7.08 timer
sept.1970	-0.75 timer	41.75 timer	6.96 timer

Tabel 4: Længde af året i forhold til normalår (285.5 arb.dage)

	1965	1966	1967	1968	1969
Antal dage	+1	+1.5	0	+1	0

Anm. Lørdag er regnet som arbejdsdag.

### C. Beregninger.

På grundlag af oplysningerne i tabel 3 beregnedes den gennemsnitlige daglige overenskomstmæssige arbejdstid ved sammenvejning af de daglige arbejdstider i tabellen med antallet af arbejdsdage, hvor de respektive arbejdstider var gældende.

	1965	1966	1967	1968	1969
Gennemsnitlig daglig arbejdstid (timer)	7.5	7.36	7.33	7.18	7.08
Korrektion for varierende længde af året(timer)	-7.5	-11.0	0	-7.2	0

Den gennemsnitlige daglige arbejdstid benyttes dels ved korrektion for varierende længde af året i forhold til normalåret (jvf. ovenfor), og dels til at korrigere de faktiske antal udførte arbejdstimer i et år for virkningen af nedsættelser i den overenskomstmæssige arbejdstid.

Korrektionsfaktoren beregnes som forskellen mellem det antal overenskomstmæssige arbejdstimer, som ville være blive udført, hvis arbejdstiden ikke var blevet nedsat, og det antal overenskomstmæssige arbejdstimer, som bliver udført efter at arbejdstiden er blevet nedsat. Korrektionsstørrelsen er for de enkelte år vist i nedenstående tabel. Endvidere er den kumulerede korrektionsfaktor angivet.

timer	1965	1966	1967	1968	1969
Korrektionsfaktor	0	40	9	42	29
Kommuleret korrektionsfaktor	118	158	167	209	238

Endelig beregnes den korrigerede faktiske arbejdstid ved at korrigere materialet i tabel 2 forv varierende længde af året og for nedsættelser af overenskomstmæssig arbejdstid.

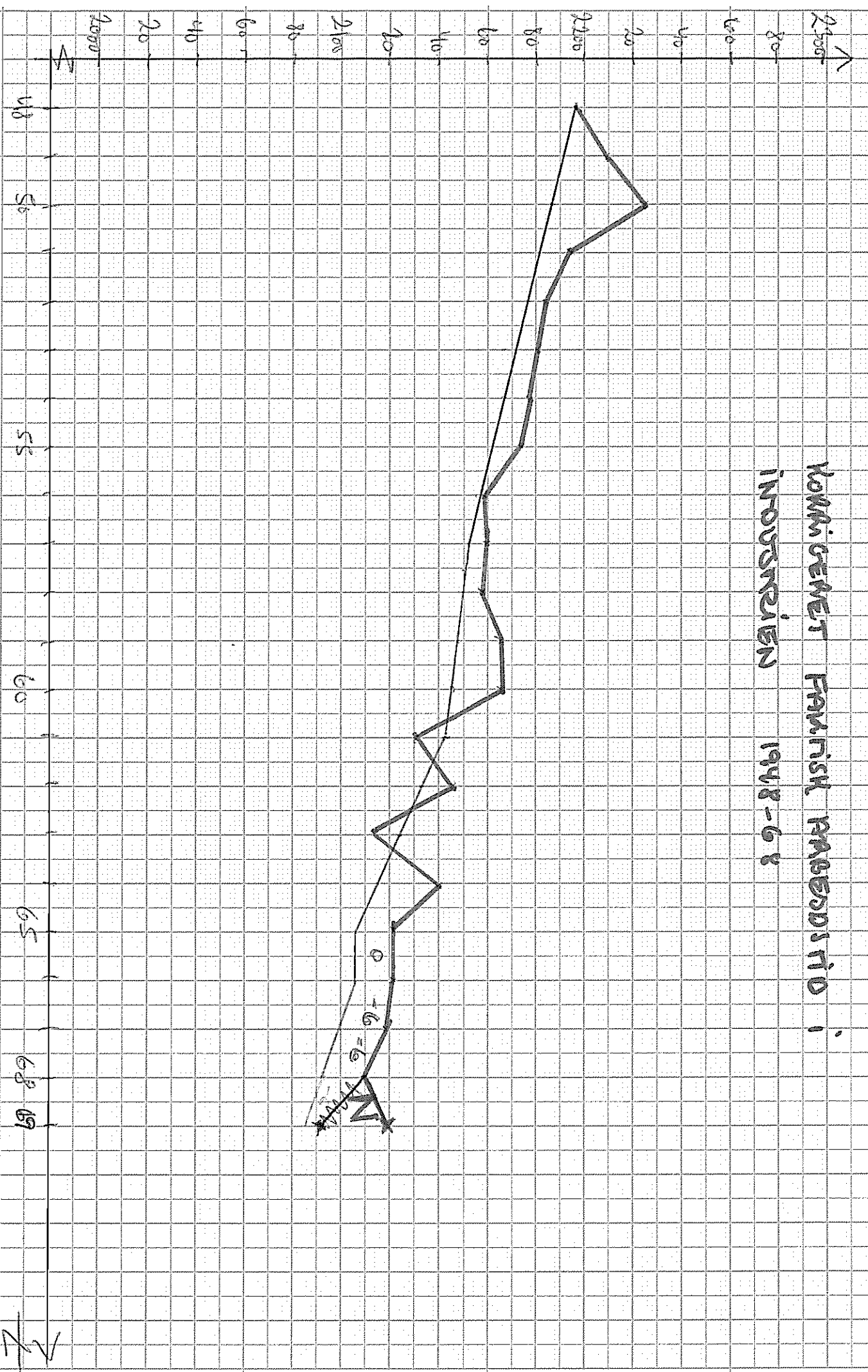
Tabel 5: Korrigeret faktisk arbejdstid 1965-68 .

timer/år	1965	1966	1967	1968	1969
Gnc	2099	2105	2102	2096	2108
Gni	2146	2141	2139	2125	2135
Gn	2121	2121	2119	2109	2120

Som det fremgår af beregningerne er der ikke ved korrektionerne taget hensyn til en eventuel overgang til 5-dages arbejdsuge i industrisektoren. Denne manglende korrektion er imidlertid af mindre betydning, da ingen af de "kritiske" helligdage falder på lørdage i perioden 1966-68.



# KOMISIJENET FARMISK RAESDITIO I INDOISRAJEN 1948-68

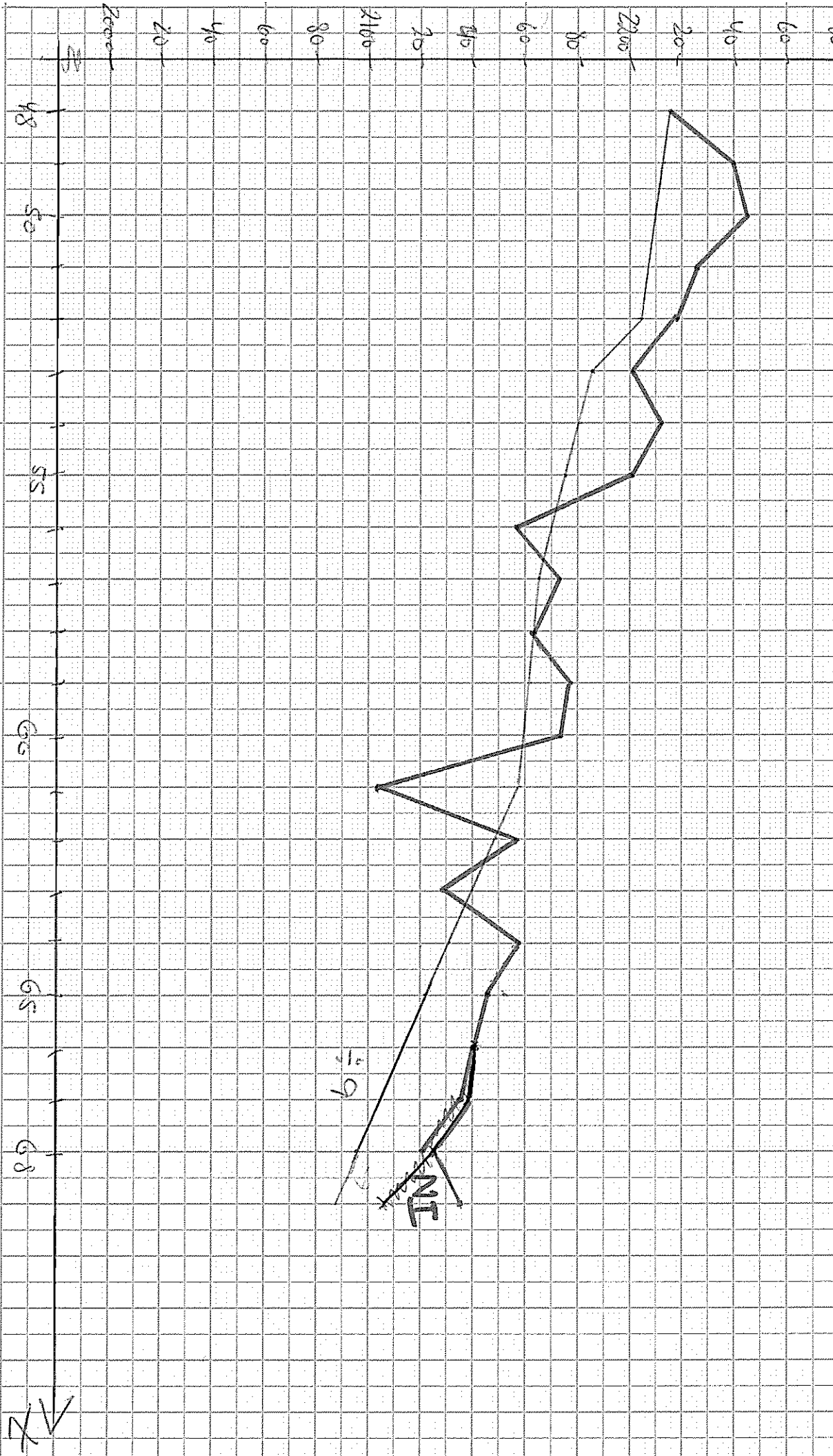


turner/air

KORLAZOST FARKISK APRAMOSTHO  
INVESTIRINGSBODIE INDUSTRII.

1948-68

19



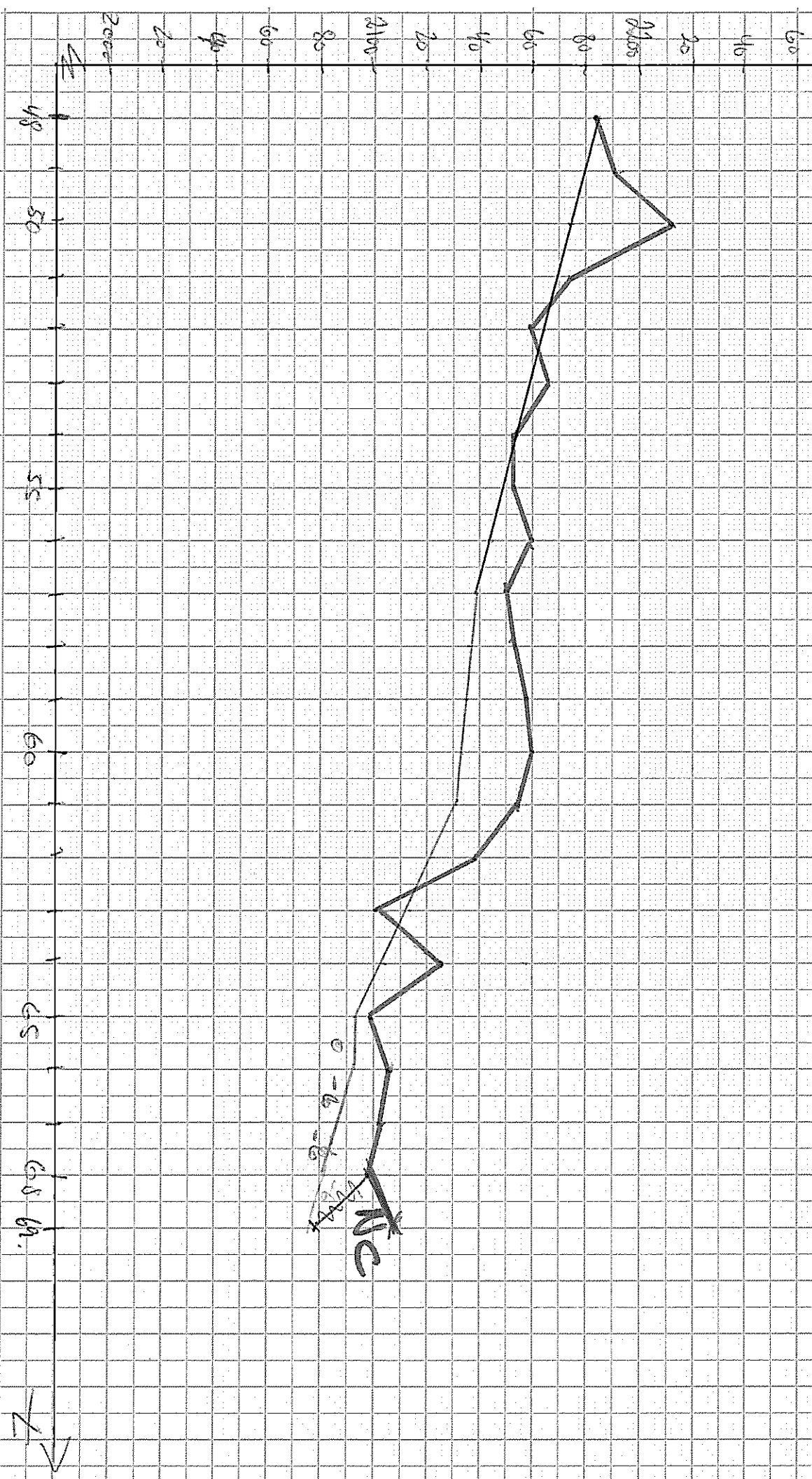
~~INT~~

19

19

A-Esimu | en

# KOMMUNEN FRANSK ARBEJDSNØD I FRANSKE GULDEINDUSTRI 1948-68



0 - 4 - 6  
 1948  
 1968  
 1968

→

Beregning af normalarbejdstid II.

1. I et arbejdspapir af 3. maj 1971 (revideret 3. august 1972) er søgt redegjort for, hvorledes man med udgangspunkt i den observerede gennemsnitlige arbejdstid i industrien (Gn, Gnc og Gni) beregner en korrigeret faktisk arbejdstid, idet der korrigeres for varierende antal arbejdsdage i året og for overenskomstmæssige nedsettelse i arbejdstiden.

I vedlagte figurer er den korrigerede faktiske arbejdstid indtegnet for perioden 1948-69.

2. Næste trin i beregningen af normalarbejdstiden (Hn, Hnc og Hni) består af fastlæggelsen af trenden i den korrigerede faktiske arbejdstid. Trenden er på figurerne indtegnet med sort.

3. Normalarbejdstiden beregnes dernæst som denne trendmæssige udvikling justeret ved hjælp af de overenskomstmæssige arbejdstidsnedsættelser og korrigeret for varierende antal arbejdsdage i året.

Disse beregninger er vist i vedlagte tabeller.

4. Vedrørende trenden i normalarbejdstiden for årene 1966-69 må det bemærkes, at den bør betragtes som foreløbig og formentlig skal justeres, når den korrigerede faktiske arbejdstid for de følgende år kan beregnes.

Beregning af normalarbejdstiden i 1970 og 1971.1. Nedsættelser i overenskomstmæssig arbejdstid.

Pr. 1. lønningsuge i september nedsattes arbejdstiden med 0.75 timer pr. uge, således at den gennemsnitlige daglige arbejdstid faldt fra 7.08 timer til 6,96 timer. Pr. år giver dette en nedsættelse i arbejdstiden på 34,26 timer. Heraf faldt de 12,12 timer i 1970 og de 22,14 timer i 1971.

2. Variation af år i forhold til normalår.

I 1970 faldt ingen af de kritiske helligdage på søndage, men den 26. december faldt på en lørdag. Såfremt lørdag regnes som normal fredag var 1970 således 1 arbejdsdag længere svarende til ca. 8 timer.

I 1971 faldt grundlovsdag på en lørdag, 1. juledag på en lørdag og 2. juledag på en søndag. Regnes lørdag som fredag var året 1971 således 2,5 dage længere end normalt svarende til ca. 25 timer (daglig arbejdstid nu 8,3 timer på grund af lørdagsfri).

I 1972 faldt nytårsdag på en lørdag,<sup>\*)</sup> og derudover var der 29 dage i februar (skudår<sup>\*\*)</sup> således at 1972 var ~~4 1/2~~<sup>5</sup> dage længere end normalåret svarende til ca. 43 timer.

\*) gav ikke noget  
\*\*) 2 januar søndag.

ad 4: I 1972 var endvidere 1. halvdel af afgang til 4 ugers ferie. Arbejdstid faldt med 1/2 uge svarende til ca. 21 timer.

Forslag til beregning af industridata for 1970-72

A. Industriens produktion i faste priser.

Mængdeindeks for industriens omsætning i konjunkturoversigtens tabel 4 sammenvejes med værditilvæksterne i 1968, hvorefter disse indeks bruges til at føre den foreliggende tidsserie frem på grundlag af 1969-tal.

Som indeks for året anvendes gennemsnit af foreliggende sæson-korrigerede kvartalstal, såfremt indeks for året ikke er opgivet (hvilket er tilfældet i 1972).

B. Priserne i industrien.

Disse beregnes som industriens omsætning af egne varer og tjenester (jf tabel 3 i konj.overs.) divideret med produktionen i faste priser fra pkt. A, idet der foretages additiv sammenkædning af prisindeksene, såfremt de således beregnede indeks afviger fra de allerede beregnede 1969-tal.

C. Lønsummen i industrien.

Fra og med januar 1971 beregnes månedlige lønsumsindex for industriens arbejdere, jf SE nr. 51, 1971. For 1970 findes ingen oplysninger - men de må vel være færdigberegnet. Tal for 1970 findes i tiårs-oversigten for 1972.

D. Antal arbejdstimer i industrien.

Kan beregnes på grundlag af beskæftigelsesindekset for industriens arbejdere, idet sammenvejning sker ved hjælp af antal arbejdstimer i basisåret.

E. Gennemsnitlig arbejdstid i industrien.

Antal arbejdstimer/antal arbejdere, jf. D og F

F. Antal arbejdere i industrien.

Offentliggøres i konjunkturoversigten, og findes for 1970-71 i ti-årsoversigten for 1972.

G. Beskæftigelsesgraden i industrien.

Beregnes på grundlag af ledigheden inden for "fremstillingsvirksomhed". 1970-71 findes i Ti-årsoversigten.

Normalarbejdstiden i industrien.

1. Beregningen af de foreliggende serier for normalarbejdstiden er beskrevet i en række papirer fra maj 1971 og august 1972. Dette papir giver en/<sup>samlet</sup>beskrivelse af beregningsmetoden og søger samtidig at korrigere denne for overgangen til 5-dages ugen.

2. Udgangspunkt for beregningerne er de i tabellen på næste side viste serier for den faktiske gennemsnitlige arbejdstid i industrien.

Derudover anvendes de nedenfor viste oplysninger om overenskomst-mæssige nedsættelser af arbejdstiden.

Tabel 1: Arbejdstidsnedsættelser ved overenskomst 1965-73.

Tidspunkt.	Nedsættelse pr. uge	Ugentlig arbejdstid	Daglig arbejdstid	
			6-dages uge	5-dages uge
ult. 1965	-	45 timer	7,50 timer	
marts 1966	1 time	44 "	7,33 "	8,80
juni 1968	1½ "	42½ "	7,08 "	8,50 time
sept. 1970	¾ "	41¾ "	6,96 "	8,35 "
1972	½ uge pr. år <sup>1)</sup>	-	-	-
1973	½ uge pr. år <sup>1)</sup>	-	-	-
KE. 1974		fra 7. dec. 40 timer		8

1) overgang til 4 ugers ferie

3. Overgangen til lørdagsfri og forøgelsen af ferien får betydning for længden af "normalåret". For perioden 1953-65 er dette hos Ellen Andersen defineret som bestående af 285,5 arbejdsdage, der fremkommer på følgende måde:

Tabel 2: Gennemsnitlig arbejdstid i industrien 1965-73, korrigeret for databrud i 1965 og 1970.

	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
Gnc	1989	1958	1935	1894	1870	1812	1801	1772		
Gni	2036	1994	1972	1923	1897	1836	1834	1794		
Gn	2011	1974	1952	1907	1882	1823	1816	1778		

Kilde: "Industridata 1970-72" (1. dec. 1972 og 7. maj 1973, PKM)

	1971	1972	1973	1974
Gn	1816	1775	1673	1706
Gnc	1801	1761	1702	1711
Gni	1833	1792	1642	1702



årets længde            365 dage  
 ÷ 52 søndage  
 ÷ 9,5 helligdage  
 ÷ 18 feriedage

---

normalår = 285,5 arbejdsdage i 1953-65

hvor de 9,5 helligdage, som ikke er søndage, er

1. nytårsdag :	1
Påske :	3
Bededag :	1
Kr.Himmelf. :	1
Pinse :	1
Grundlovsdag :	0,5
1.og 2. juled:	2

---

I alt                    :            9,5

Indførelsen af 5-dages arbejdsuge betyder at normalåret ændres til

årets længde            365 dage  
 ÷ 52 søndage  
 ÷ 52 lørdage  
 ÷ 9,5 helligdage  
 ÷ 15 feriedage

---

normalår = 236,5 arbejdsdage

Indførelse af 4-ugers ferie vil yderligere reducere normalåret med 5 dage til 231,5 arbejdsdage, under forudsætning af lørdagsfri.

4. Definitionen af normalåret har naturligvis betydning for diskussionen af, hvorledes det faktiske antal arbejdsdage i et år kan afvige fra antallet af arbejdsdage i normalåret. I Ellen Andersens beregninger kan længden af året svinge af følgende årsager:

Skudår (når 2. januar ikke er sønd.)	+ 1 dag
5 juni (grundlovsdag) søndag <sup>1br.</sup>	+ $\frac{1}{2}$ dag <sup>ell 2 pinsedag</sup>
25. december søndag <sup>1br.</sup>	+ 1 dag
26. december søndag <sup>1br.</sup>	+ 1 dag

Hvis nytårsdag er en søndag er der samtidig 53 søndage i året, således at nettoresultatet er nul.

Regner man også lørdag som fast fridag, medfører det, at "søndag" i oversigten nederst forrige side må erstattes med "lørdag eller søndag". I tabellen nedenfor er vist længden af året i forhold til normalåret.

Tablet 3: Længden af året i forhold til normalåret.

	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973
6-dages uge	+1	+1,5	0	+1	0	0	+1	0	0
5-dages uge	+1	+1,5	0	+1	0	+1	+2,5	0	0

5. Ved korrektionen for varierende længde af året bliver valget mellem en forudsætning om 5-dages uge eller 6-dages uge således først kritisk fra 1970. I beregningerne nedenfor er det forudsat at der fra 1970 og frem er 5-dages uge i hele industrien.

Spørgsmålet om 5-dages uge har dog også betydning for størrelsen af den anvendte korrektionsfaktor ved afvigelse fra normalåret, idet denne faktor er bestemt af den daglige arbejdstid. Specielt kunne det for 1968 diskuteres om det årlige antal arbejdstimer skulle korrigeres med 7,2 timer (6-dages uge) eller med 8,6 timer (5-dages uge), hvor de viste daglige arbejdstider er de gennemsnitlige daglige arbejdstider for året som helhed, idet der er taget hensyn til nedsættelsen af arbejdstiden i juni 1968. Som det ses, er forudsætningen om 5- eller 6-dages uge her mindre betydningsfuld.

6. I tabel 4 nedenfor er vist de gennemsnitlige daglige overenskomstmæssige arbejdstider, således som disse beregnes på grundlag af tabel 1 ved sammenvejning af de daglige arbejdstider i tabellen med antallet af arbejdsdage, hvor de respektive arbejdstider var gældende. I tabellen er endvidere vist korrektionsfaktoren for varierende længde af året. Denne er beregnet som årets afvigelse fra normalåret (i antal dage) multipliceret med den gennemsnitlige daglige overenskomstmæssige arbejdstid for året.

R.F.

Tabel 3 fortset

1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982
0	0	3½	1½	0	0	7	1	2½

Tabel 4: Gennemsnitlig/daglig/overenskomstmæssig arbejdstid og korrektionsfaktor for varierende længde af året.

	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
Gns. arb. tid										
6-dages u.	7,50	7,36	7,33	7,18	7,08					
5-dages u.					8,50	8,45	8,35	8,35	8,35	8,35
Korr. for var. længde af året (timer)	÷7,5	÷11,0	0	÷7,2	0	÷8,5	÷20,9	0	0	

7. Ved beregningen af den korrigerede faktiske arbejdstid korrigeres de observerede arbejdstider i tabel 2 for varierende længde af året og for virkningen af nedsættelser i den overenskomstmæssige arbejdstid.

Korrektionsfaktoren til den sidstnævnte korrektion er beregnet som forskellen mellem det antal overenskomstmæssige arbejdstimer, som ville være blevet udført, hvis arbejdstiden ikke var blevet nedsat, og det antal overenskomstmæssige arbejdstimer, som bliver udført efter at arbejdstiden er blevet nedsat. Grundlaget for beregningen af korrektionsfaktoren er således de af tabel 4 afledte ændringer i den gennemsnitlige daglige overenskomstmæssige arbejdstid og de s. 3 viste størrelser for længden af normalåret. I korrektionsfaktoren er endvidere indeholdt virkningen af ændringen i antallet af feriedage. Det er forudsat at overgangen til 4 uger ferie virkede med 21 timer i 1972 og 21 timer i 1973. I tabellen nedenfor er vist korrektionsfaktoren for de enkelte år og den kumulerede korrektionsfaktor.

Tabel 5: Korrektionsfaktoren for nedsættelser i den overenskomst-  
mæssige arbejdstid, (timer/år).

	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
Korr. fakt.										
Dagl. arb. tid	0	40	9	43	29	12	24	0	0	5
Ferie								21	21	
Komm. korr. faktor	118	158	167	210	239	251	275	296	317	322

8. Endelig beregnes den korrigerede faktiske arbejdstid ved ud fra tabel 4 og 5 at korrigere tidsserierne i tabel 2 for varierende længde af året og for nedsættelser i den overenskomstmæssige arbejdstid. Resultatet af disse beregninger er vist i Tabel 6 på næste side.

I figurerne på de følgende sider er indtegnet serierne for den korrigerede faktiske arbejdstid i tabel 6, idet oplysningerne for perioden 1948-65 er hentet fra modelrapportens kapitel 6.

9. Det næste problem er at indlægge trenden i den korrigerede faktiske arbejdstid.

For perioden frem til og med 1965 er trenden fastlagt i modelrapporten kapitel VI, s. 6.32. Der er ikke fundet grund til at ændre denne trend, som i perioden 1961-65 indebar et fald i normalarbejdstiden på 9 timer årligt; denne trend anvendtes både i forbrugsgodeindustri og investeringsgodeindustri.

For perioden efter 1965 er den trendmæssige udvikling i normalarbejdstiden ( $H_n$ ,  $H_{n1}$  og  $H_{n2}$ ) sat til (-6) timer årligt, idet der dog er undtaget herfra i 1966 og i 1969-70.

I 1966 er den trendmæssige ændring fastsat til 0. Dette er begrundet med at der i dette år observeredes små stigninger i den korrigerede faktiske arbejdstid. Årsagen hertil er formentlig den store nedsættelse i den overenskomstmæssige arbejdstid, som fandt sted dette år, og som var den første i 5 år. Når trenden i normalarbejdstiden sættes til 0 i dette år, implicerer dette således en formodning om en substitution mellem <sup>den trendmæssige</sup> udvikling i normalarbejdstiden og overenskomstmæssige arbejdstidsnedsættelser netop i dette år.

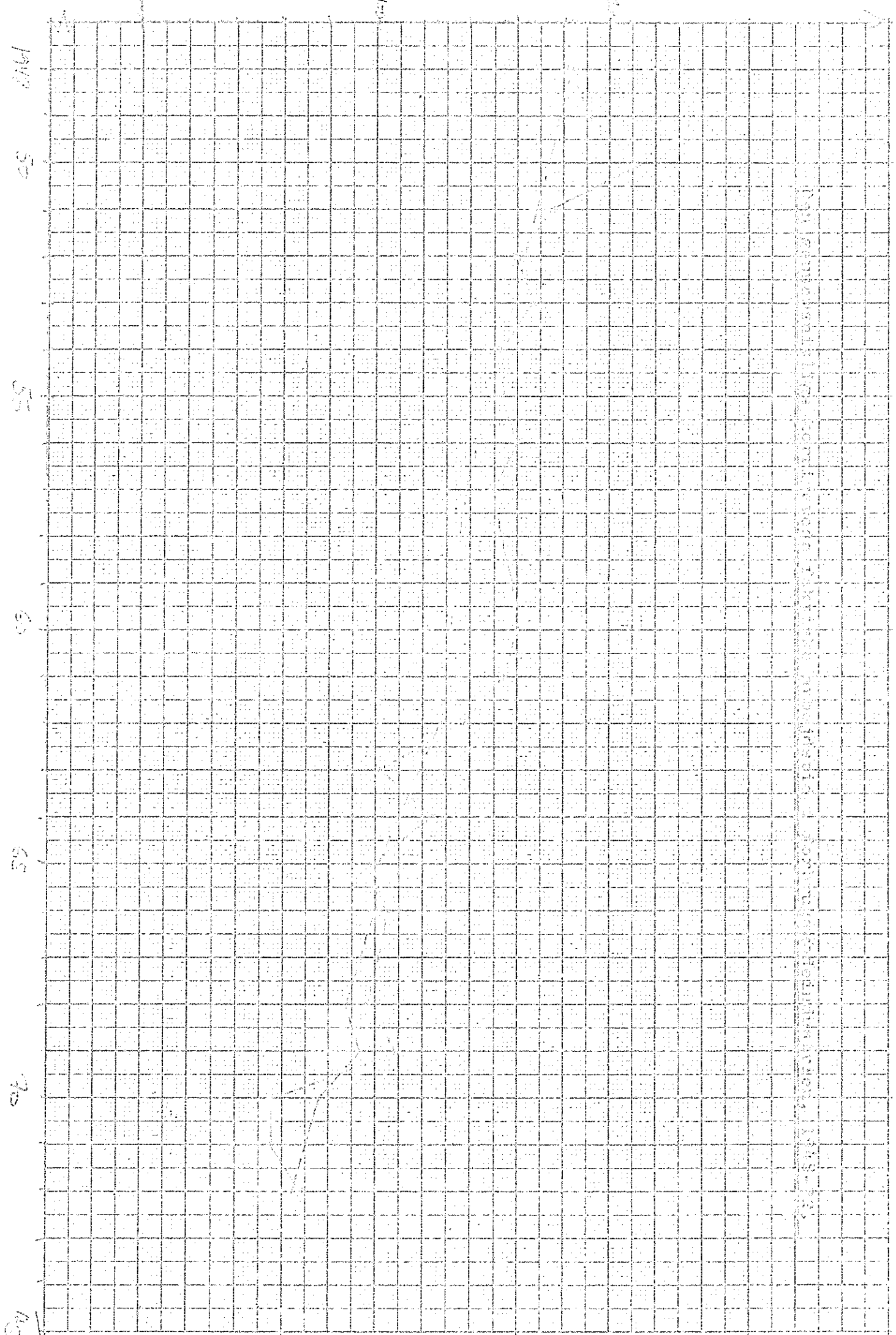
I 1969 er der forudsat en trendmæssig stigning i den normale arbejdstid på 6 timer årligt. Begründelsen er her adfærdsændringer hos arbejdskraften som følge af det "skattefrie" år i forbindelse med overgang til kildeskat.

Omvendt er der i 1970 forudsat en ekstraordinært stort fald i normalarbejdstiden på 18 timer årligt. Dette er igen begrundet i den observerede udvikling i den korrigerede faktiske arbejdstid, som kan forklares ved at 1970 var det første år, hvor kildeskatten var i funktion.

Størrelsen af korræktionerne i 1969-70 er naturligvis behæftet med stor usikkerhed.

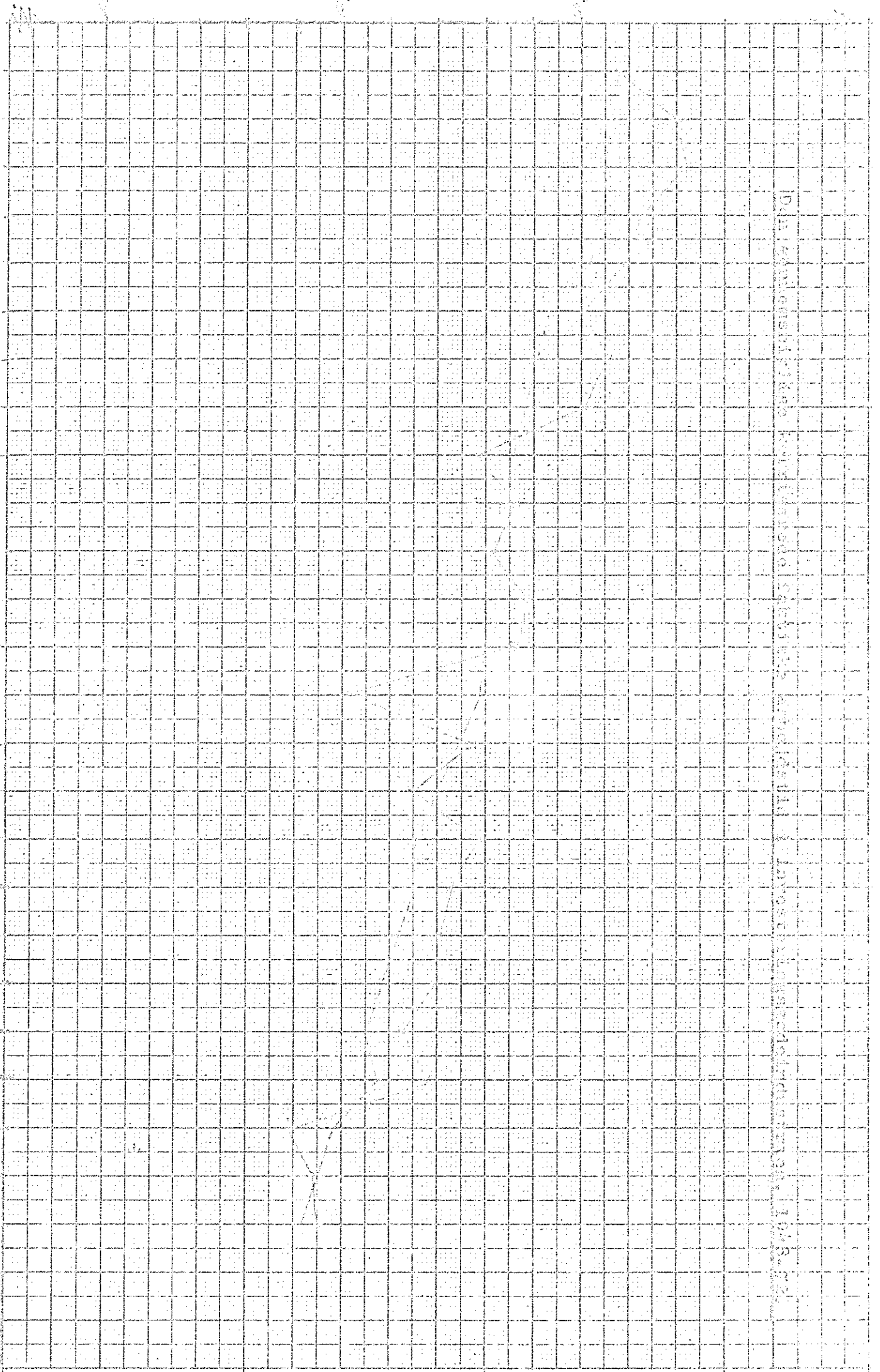
Tabel 6: Den korrigerede faktiske arbejdstid i industrien, 1965-73.

	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
"Gnc"	2099	2105	2102	2097	2109	2055	2055	2068			
"Gni"	2146	2141	2139	2126	2136	2079	2089	2090			
"Gn"	2121	2121	2119	2110	2121	2066	2070	2074			

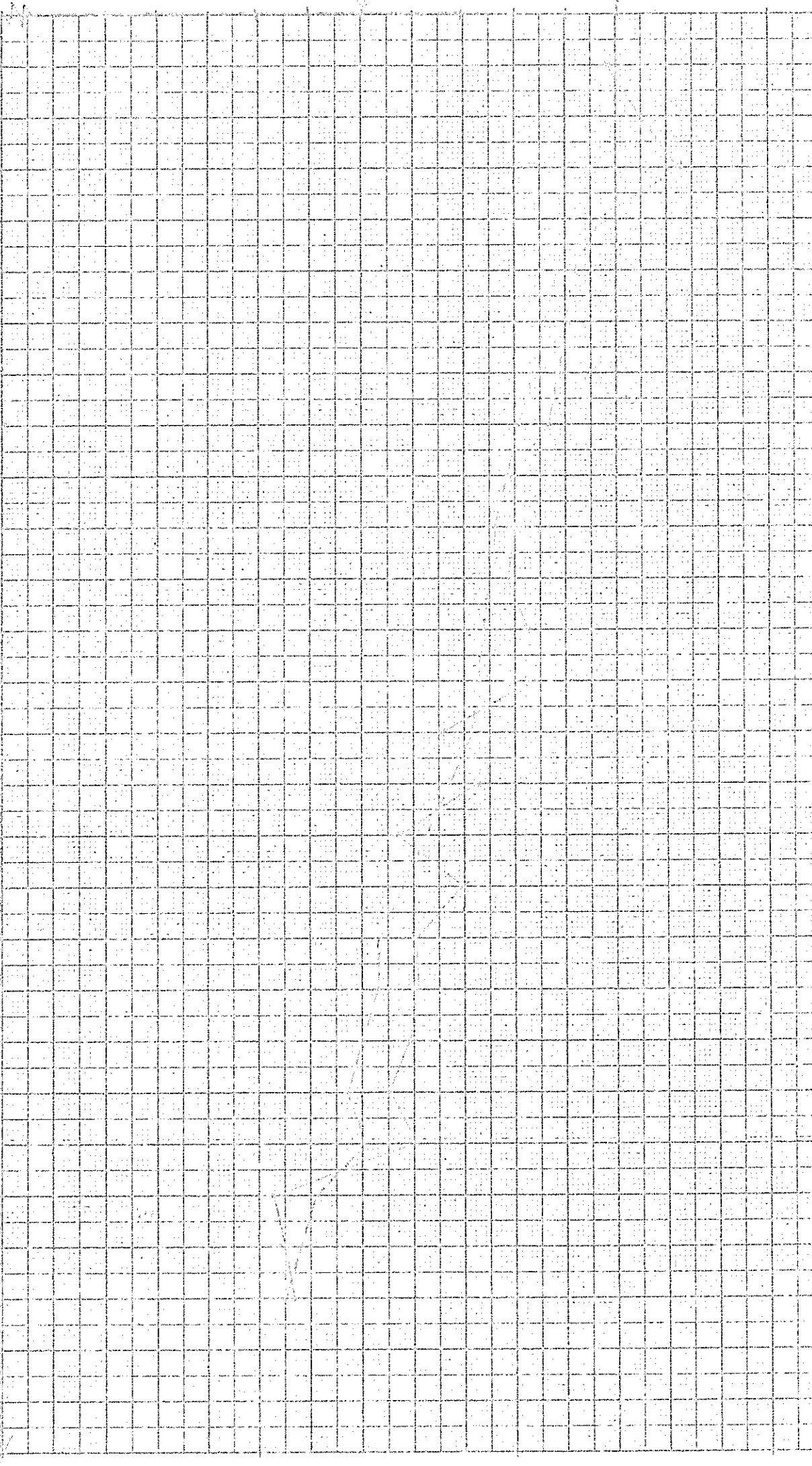


1970-1975

1948 1950 1955 1960 1965 1970 1975



1348  
135  
1357  
136  
1365  
1375  
1385



UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE  
BUREAU OF PLANT INDUSTRY  
WASHINGTON, D. C.



I figurene ovenfor er den trendmæssige udvikling i normal-  
arbejdstiden indtegnet med stiplede linie.

10. Efter at trenden i normalarbejdstiden er fastlagt, kan den ende-  
lige beregning af normalarbejdstidene i de to industrisektorer og  
i industrien under eet finde sted. Disse beregninger er vist i ta-  
bellerne på de følgende sider.

Udgangspunktet for beregningerne er den korrigerede faktiske  
arbejdstid i 1948. I de følgende år beregnes normalarbejdstiden  
ved at korrigerer den med den kumulerede virkning af den trendmæssige  
udvikling i normalarbejdstiden og virkningen af overenskomstmæssige  
nedsættelser, jf. tabel 5 ovenfor. Endelig korrigeres der i de en-  
kelte år for varierende længde af året, hvorefter serien for Hh (1, c)  
fremkommer.

Tabel: Beregning af normalarbejdstiden i forbrugsgodeindustrien (Hnc).

timer/år	Trend (1)	Overens- komstmæss. nedsætt. (2)	(1)+(2) kommuleret <sup>1)</sup>	Længde af år i for- hold til normalt (dage)	Normal- arbejds- tid (Hnc)
1948	- 5		2184	+2	2200
1949	- 5		2179	+1,5	2191
1950	- 5		2174	0	2174
1951	- 5		2169	0	2169
1952	- 5		2164	+1	2172
1953	- 5		2159	0	2159
1954	- 5		2154	+1	2162
1955	- 5		2149	+1,5	2160
1956	- 5		2144	+1	2152
1957	- 5		2139	0	2139
1958	- 2	- 5	2132	0	2132
1959	- 2	- 75	2055	0	2055
1960	- 2	- 35	2018	2,5	2037
1961	- 2	- 3	2013	0	2013
1962	- 9		2004	0	2004
1963	- 9		1995	0	1995
1964	- 9		1986	+1	1994
1965	- 9		1977	+1	1985
1966	0	- 40	1937	+1,5	1948
1967	- 6	- 9	1922	0	1922
1968	- 6	- 42	1874	+1	1881
1969	- 6	- 29	1851	0	1851
1970	-18	- 12	1821	+1	1829
1971	- 6	- 24	1791	+2,5	1812
1972	- 6	- 21	1764	0	1764
1973	- 6	- 21	1737	0	1737
1974	- 6	- 5	1726	0	1716
1975	- 6	- 76	1644	0	1644
1976	- 6	0	1638	3½	1666

RE

1) udgangspunktet er den korrigerede faktiske arbejdstid i forbrugsgodeindustrien i 1948 (= 2184 timer/år)

1977	- 6	0	1632	1½	1644
1978	- 6	5	1627	2	1626

17. september 1973  
PKMTabel: Beregning af normalarbejdstiden i investeringsgodeindustrien.

timer/år	Trend (1)	Overens- komstmæss. nedsætt. (2)	(1)+(2) kommuleret <sup>1)</sup>	Længde af år i for- hold til normalt (dage)	Normal- arbejds- tid (Hni)
1948	- 3		2216	+2	2232
1949	- 3		2213	+1,5	2225
1950	- 3		2210	0	2210
1951	- 3		2207	0	2207
1952	- 3		2204	+1	2212
1953	- 18		2185	0	2185
1954	- 5		2180	+1	2188
1955	- 5		2175	+1,5	2186
1956	- 5		2170	+1	2178
1957	- 5		2165	0	2165
1958	- 2	- 15	2148	0	2148
1959	- 2	- 48	2098	0	2098
1960	- 2	- 45	2051	2,5	2072
1961	- 2	- 10	2039	0	2039
1962	- 9		2030	0	2030
1963	- 9		2021	0	2021
1964	- 9		2012	+1	2020
1965	- 9		2003	+1	2011
1966	0	- 40	1963	+1,5	1974
1967	-6	- 9	1948	0	1948
1968	-6	- 42	1900	+ 1	1907
1969	- 6	- 29	1877	0	1877
1970	-18	-12	1847	+1	1855
1971	-6	-24	1817	+2,5	1838
1972	-6	-21	1790	0	1790
1973	-6	-21	1763	0	1763
1974	-6	- 5	1752	0	1752
1975	-6	-76	1670	0	1670

RE

1) udgangspunktet er den korrigerede faktiske arbejdstid i investeringsgodeindustrien i 1948 (= 2216 timer/år).

1976	-6	0	1664	3½	1692
1977	-6	0	1658	1½	1670
1978	-6	0	1652	0	1652

17. september 1973  
PKM

Tabel: Beregning af normalarbejdstiden i industrien (Hn).

timer/år	Trend	Overens- komstmæss. nedsætt.	(1)+(2) kumuleret <sup>1)</sup>	Længsde af år i for- hold til normalt (dage)	Normal- arbejds- tid (Hn)
	(1)	(2)			
1948	- 5		2197	+2	2213
1949	- 5		2192	+1,5	2204
1950	- 5		2187	0	2187
1951	- 5		2182	0	2182
1952	- 5		2177	+1	2185
1953	- 5		2172	0	2172
1954	- 5		2167	+1	2175
1955	- 5		2162	+1,5	2174
1956	- 5		2157	+1	2165
1957	- 5		2152	0	2152
1958	- 2	- 10	2140	0	2140
1959	- 2	- 61	2077	0	2077
1960	- 2	- 40	2035	+2,5	2054
1961	- 2	- 7	2026	0	2026
1962	- 9		2017	0	2017
1963	- 9		2008	0	2008
1964	- 9		1999	+1	2007
1965	- 9		1990	+1	1998
1966	0	- 40	1950	+1,5	1961
1967	- 6	- 9	1935	0	1935
1968	- 6	- 42	1887	+1	1894
1969	- 6	- 29	1864	0	1864
1970	-18	- 12	1834	+1	1842
1971	- 6	- 24	1804	+2,5	1825
1972	- 6	- 21	1777	0	1777
1973	- 6	- 21	1750	0	1750
1974	- 6	- 5	1739	0	1739

KE

1) udgangspunktet er den korrigerede faktiske arbejdstid i industrien i 1948 (= 2197 timer/år)