

Arvid Møller Christensen

Juli 1974

ARBEJDSMARKEDET I ADAM

Danmarks Statistiks økonomiske model

Redigeret af

Per Kongshøj Madsen

DANMARKS STATISTIK • 6. kontor

RAPPORT FRA MODELGRUPPEN • NR. 1

Forord

Da Danmarks Statistik i 1969 gik ind i et samarbejde med Københavns Universitets Økonomiske Institut omkring opstillingen af en konjunkturmodel for Danmark, havde man som udgangspunkt dels en skitse til modellens samlede struktur og dels en række af strukturligningerne på estimeret form.

I de følgende år har arbejdet i Danmarks Statistiks modelgruppe i store træk været koncentreret om tre problemstillinger.¹⁾ For det første blev de foreliggende relationer reestimeret på grundlag af forlængede tidsserier. For det andet er der foretaget en række eksperimenter med ændringer i modellens struktur og med estimation af ikke tidligere estimerede relationer. Endelig skønnedes estimationsarbejdet i efteråret 1971 så langt fremskredent, at der kunne opstilles en første samlet version af modellen (Appendix-III-versionen). I det efterfølgende arbejde med løsningen af modellen og dens anvendelse til simulation og forudsigelse kunne Danmarks Statistiks modelgruppe drage fordel af et samarbejde med Det økonomiske Råds sekretariat, som i forbindelse med dets eget modelprojekt havde tilpasset et amerikansk løsningsprogram (SIMULATE) til anvendelse på regnecentret NEUCC.

Som led i modelgruppens aktiviteter er løbende udarbejdet arbejdsnotater, som er blevet diskuteret på møder i gruppen eller i arbejdsudvalg ofte med deltagelse af udefra kommende sagkyndige på de forskellige områder. Formålet med udsendelsen af denne serie af rapporter fra modelgruppen i Danmarks Statistik er at gøre disse arbejdsnotater alment tilgængelige og således imødekomme den interesse, der fra en større kreds har været vist modelprojektet.

1) Den nuværende modelgruppe i Danmarks Statistiks 6. kontor består af cand. polit. Poul Uffe Dam, cand. polit. Torben Gjede, cand. polit. Anders Møller Christensen, stud. polit. Jesper Jespersen, stud. polit. John Nørregård og stud. polit. Kurt Engelhardt. I den forløbne periode har de daværende stud. politiker Jørgen Rosted, Michael Fiorini, Peter Erling Nielsen, Lise Bartholdy og Per Kongshøj Madsen været medlemmer af gruppen. Professor Ellen Andersen, Økonomisk Institut, har været konsulent for modelgruppen. Arbejdet i forbindelse med udsendelsen af rapporterne fra modelgruppen forestås af Margit Bagger i samarbejde med redaktøren for den enkelte rapport.

Det må fremhæves, at notaterne videregives i en forholdsvis "rå" form. Det er ikke fundet rimeligt at anvende større ressourcer på omformuleringer af sprog og disposition eller på afpudsning af tabeller, figurer o.l. Der er dog foretaget mere eller mindre redaktionelle rettelser i flere af notaterne.

Dette kan betyde, at det visse steder kan være vanskeligt at sætte det enkelte arbejdsnotat ind i den større sammenhæng, i hvilken det oprindeligt blev skrevet. Dette vil især være tilfældet, hvis læseren ikke på forhånd er fortrolig med den modelrapport, som danner grundlaget for en stor del af disse arbejdsnotater.¹⁾ For at mindske dette problem er det tanken at forsyne hvert bind af arbejdsnotater med en fyldig introduktion, som sammenknytter de enkelte notater i den pågældende rapport. De læsere, som ønsker en mere generel introduktion til modelprojektet, kan endvidere henvises til de to artikler om projektet, der har været offentliggjort i de sidste par år.²⁾

Endelig må det nævnes, at udsendelsen af denne serie af rapporter om forskellige dele af modelprojektet ikke betyder, at arbejdet med den pågældende del af modellen er afsluttet. Modelgruppen er således interesseret i eventuelle kommentarer og kritik fra læsere af rapporterne. På den anden side betyder den interne karakter af disse rapporter, at de ikke bør citeres uden efter aftale med Danmarks Statistiks modelgruppe.

København, juli 1974

Ellen Andersen

1) Ellen Andersen: "En makroøkonomisk model for Danmark", Københavns Universitets Økonomiske Institut, 1970-71, stencileret.

2) Ellen Andersen: "Forudsigelser af den økonomiske udvikling", Nationaløkonomisk Tidsskrift, 1972
og
Poul Uffe Dam og Torben Gjede: "Modelorienteret økonomisk prognosevirksomhed i Danmarks Statistik", Økonomen, 1972, 3.

INDHOLDSFORTEGNELSE

<u>Kapitel 1</u>	
Per Kongshøj Madsen:	
Introduktion	1.1 - 1.9
<u>Kapitel 2</u>	
Per Kongshøj Madsen:	
Normalarbejdstiden i industrien	2.1 - 2.12
<u>Kapitel 3</u>	
Jørgen Rosted:	
Efterspørgsel efter arbejdskraft	3.1 - 3.13
<u>Kapitel 4</u>	
Per Kongshøj Madsen:	
Beskæftigelse og arbejdstid i industrien ...	4.1 - 4.40
<u>Kapitel 5</u>	
Per Kongshøj Madsen:	
Industriens beskæftigelse af funktionærer ..	5.1 - 5.12
<u>Kapitel 6</u>	
Per Kongshøj Madsen:	
Beskæftigelsen i bygge- og anlægssektoren ..	6.1 - 6.9
<u>Kapitel 7</u>	
Anders Møller Christensen:	
Arbejdsudbudet i industrien og bygge og anlægssektoren	7.1 - 7.34
<u>Kapitel 8</u>	
Poul Uffe Dam:	
Relationerne for sektorpriser og løn	8.1 - 8.10
<u>Kapitel 9</u>	
Per Kongshøj Madsen:	
Lønrelationer for industriens arbejdere og funktionærer	9.1 - 9.30
<u>Appendix</u>	
Variabelbetegnelser	1 - 4

KAPITEL 1

Introduktion¹⁾1. Oversigt

Dette bind i serien af rapporter fra modelgruppen i Danmarks Statistik indeholder en række notater vedrørende problemer i forbindelse med modellens arbejdsmarked. Notaterne har således tilknytning til kapitel VI i modelrapporten²⁾, hvor specifikationen af de indenlandske produktionssektorer er beskrevet.

Notaterne er udarbejdet som led i det løbende arbejde i Danmarks Statistiks modelgruppe og er kun i begrænset omfang omredigeret. Dette indledningsafsnit tjener derfor til at give den fornødne baggrund, således at notaterne kan ses i den større sammenhæng i hvilken de oprindeligt er blevet skrevet.

Notaterne kan stort set opdeles i to grupper, hvoraf den ene udgøres af notater om reestimationen af de i modelrapporten beskrevne relationer på grundlag af forlængede tidsserier, mens den anden gruppe notater omhandler det igangværende arbejde med at udvide modellens arbejdsmarked.

I denne introduktion gives først en oversigt over modellens arbejdsmarked, således som det er udformet i modelrapporten og indgår i den i øjeblikket anvendte version af modellen (appendix III-versionen).

Dernæst beskrives en række af de udvidelser af arbejdsmarkedet, som er under udarbejdelse. I forbindelse hermed skitseres en samlet udvidet struktur for modellens arbejdsmarked.

Endelig gives en oversigt over de følgende notater, hvori deres sammenhæng med den generelle struktur for arbejdsmarkedet og med modelrapporten nærmere omtales.

1) Udarbejdet oktober 1973 af Per Kongshøj Madsen.

2) Ellen Andersen: "En makroøkonomisk model for Danmark", Københavns Universitets økonomiske Institut, 1970-71. Stencileret.

2. Arbejdsmarkedet i modellens appendix III-version

Som beskrevet i modelrapportens kapitel VI er der indtil nu kun foretaget en nærmere specifikation af to af modellens produktionssektorer, nemlig sektorerne 'forbrugsgodeindustri' og 'investeringsgodeindustri'. Industrisektorerne repræsenterer således i henseende til arbejdsmarkedsforhold hele økonomien, jf. kap. VI, s. 1-10. En række af de udvidelser af modellens arbejdsmarked, som er nærmere beskrevet nedenfor, tager sigte på at forbedre modellen på dette punkt ved blandt andet at inddrage elementer af arbejdsmarkedet for bygge- og anlægssektoren i modellen.

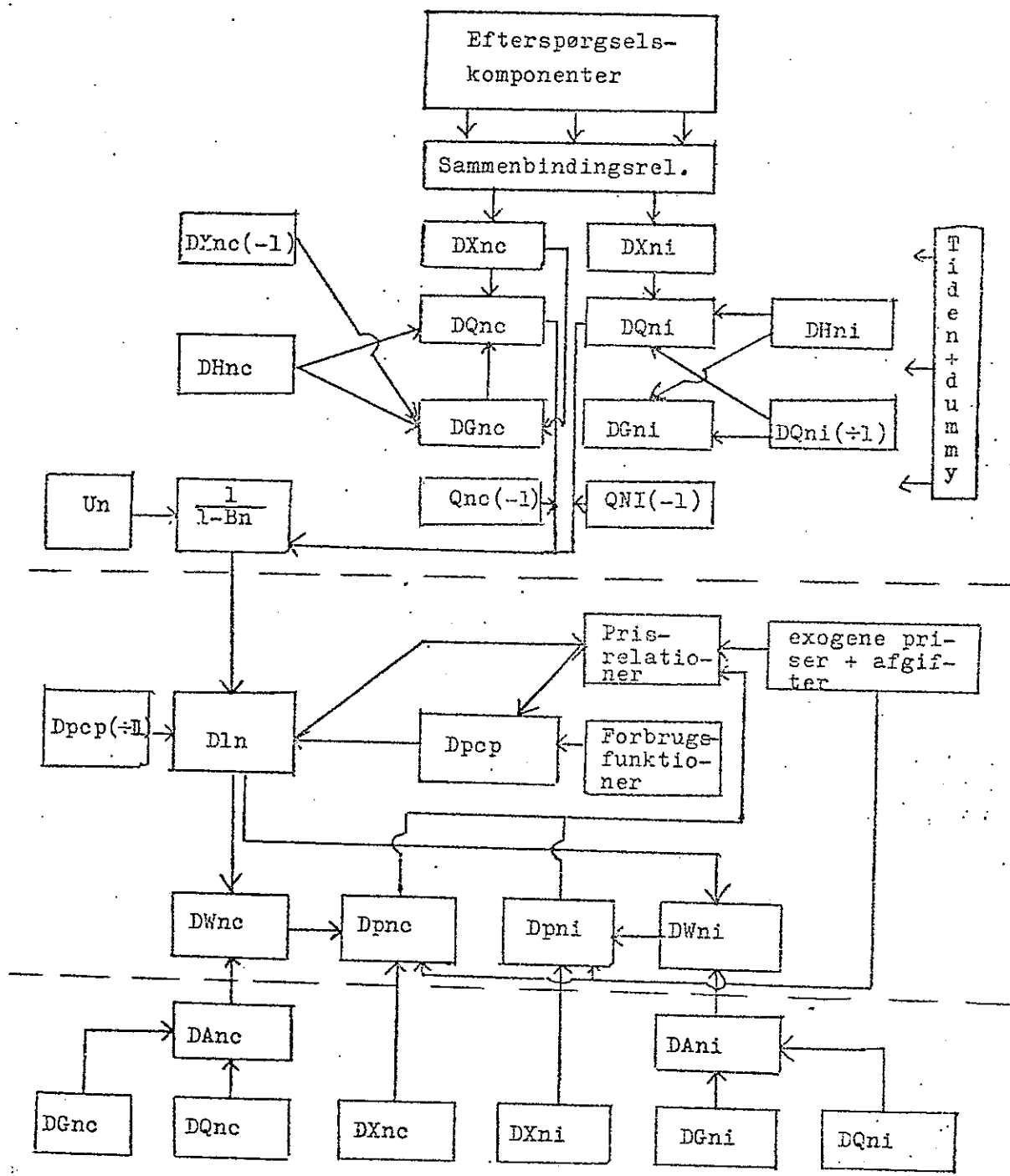
I figur 1 på næste side er appendix III-versionen af industriens arbejdsmarked illustreret. Figuren er kort kommenteret nedenfor. En forklaring på de anvendte symboler findes i symbollisten i Appendix. Beskrivelsen tager sit udgangspunkt i den øverste del af figuren.

Efterspørgselskomponenterne og sammenbindingsrelationerne bestemmer produktionsændringerne (DX_{nc} og DX_{ni}) i de to industrisektorer. Sammen med normalarbejdstiderne (DH_{nc} og DH_{ni}) bestemmer disse dernæst simultant ændringen i antallet af beskæftigede arbejdere (DQ_{nc} og DQ_{ni}) og i den faktiske gennemsnitlige arbejdstid (DG_{nc} og DG_{ni}). På grundlag af det eksogene arbejdskraftsudbud (U_n) og det efterspurgte antal arbejdere (Q_{nc} og Q_{ni}) bestemmes endelig arbejdsløshedsprocenten, hvis reciprokke værdi ($\frac{1}{1-B_n}$) 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 (DQ_{nc} og DQ_{ni}) og gennemsnitlige arbejdstid (DG_{nc} og DG_{ni}) 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 ud-

Figur 1: Modellens arbejdsmarked
Appendix III- versionen.



viklingen i efterspørgselskomponenterne. Endvidere er bestemmelsen af produktionen i bygge- og anlægssektoren og af prisen i bygge- og anlægssektoren ikke vist i figuren, da disse variable i den hidtil anvendte version af modellen er af mindre betydning for arbejdsmarkedets funktion.

3. Udvidelser af modellens arbejdsmarked

I forbindelse med ønsket om at udvide modellens beskrivelse af arbejdsmarkedsforholdene har man især beskæftiget sig med tre mulige udvidelser.

a. For det første er behovet for en endogenisering af arbejdsmarkedsudbuddet blevet fremhævet. Ønsket herom er især begrundet i to forhold. Dels er det af teoretiske grunde utilfredsstillende at behandle udbuddet af arbejdskraft som en exogen størrelse, når man ud fra a priori overvejelser kan nævne en række væsentlige indenlandske økonomiske variable, som kan påvirke arbejdskraftudbuddet, jf. modelrapporten s. 6.5-10.

Dels har det i forbindelse med arbejdet med løsningen af den samlede model vist sig, at exogeniteten af arbejdsmarkedsudbuddet kan føre til, at modellen beregner negative arbejdsløshedsprocenter, hvilket igen vanskeliggør løsningen af den samlede model.

b. For det andet har man beskæftiget sig med mulighederne for at inddrage industrifunktionærerne i modellens arbejdsmarked.

Spørgsmålet om funktionærerne har især været aktuelt i forbindelse med modellens løndannelse, hvor det har vist sig, at den anvendte definition af timelønnen i industrien (l_n) som inkluderede funktionærlønningerne havde uheldige egenskaber, jf. modelrapporten s. 6.62-65. Således kunne der observeres stigende timeløn, somtidig med at beskæftigelsen faldt, fordi arbejderne, som har de laveste gennemsnitslønninger, afskediges først. Løsningen på dette problem er naturligt en udskillelse af funktionærlønningerne fra definitionen af den gennemsnitlige timeløn i industrien og en selvstændig bestemmelse af funktionærlønningerne.

Denne løsning kan også begrundes mere teoretisk. Det er for det første muligt, at funktionærlønninger og timelønninger for arbejdere bestemmes på forskellig måde. Og det kan ud fra

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

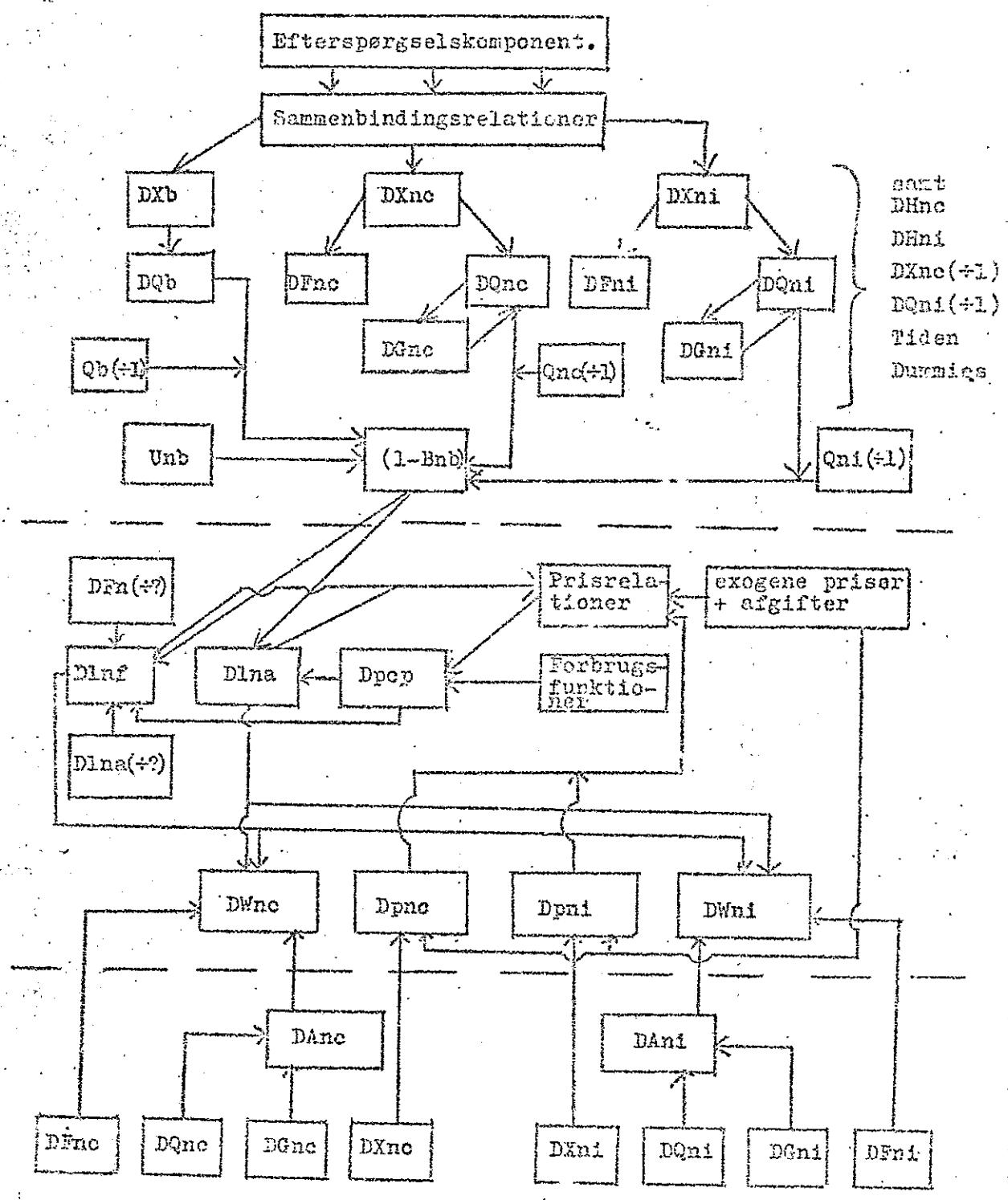
c. Endelig har inddragelsen af bygge- og anlægssektoren i modellens arbejdsmarked været følt som en nærliggende opgave. Denne sektor indgår delvist specificeret i appendix III-versionen af makro-modellen, idet der bestemmes en produktion og en pris i byggesektoren. Til bestemmelsen af sidstnævnte anvendes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

Den naturlige fortsættelse af dette arbejde er 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 substitutionsproblem søgt løst ved at definere et samlet udbud og dermed en samlet arbejds løshedsprocent for industrien og bygge- og anlægssektoren.

I figur 2 på næste side er skitseret strukturen for et arbejdsmarked, som er udvidet med funktionærerne i industrien (DF_{nc} og F_{ni}), arbejderne i bygge- og anlægssektoren (Q_b) og et endogent arbejdsudbud for industrien og bygge- og anlægssektoren under eet (Un_b). Figuren er kommenteret nedenfor.

Øverst i figuren bestemmes produktionsændringen i de to industrisektorer (DX_{nc} og DX_{ni}) og i bygge- og anlægssektoren (DX_b) ud fra efterspørgselskomponenterne og sammenbindingsrelationerne. I beskæftigelsesrelationerne bestemmes dernæst ændringen i antallet af beskæftigede i bygge- og anlægssektoren (DQ_b) samt ændringen i antal beskæftigede arbejdere (DQ_{nc} og DQ_{ni}) og funktionærer (DF_{nc} og DF_{ni}) i de to industrisektorer, hvor der samtidig sker en bestemmelse af ændringen i den faktiske gennemsnitlige arbejdstid (DG_{nc} og DG_{ni}). 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.

Figur 2: Modellens arbejdsmarked udvidet med funktionærer og bygge- og anlægssektoren.



I den relation, hvis nærmere udseende er beskrevet i kap. 7 nedenfor, bestemmes det samlede arbejdsudbud i bygge- og anlægssektoren og i industrien (Unb), hvorefter arbejdsleds-hedsprocenten (1-Bnb) kan bestemmes. De ovenfor beskrevne relationer udgør nu arbejdsmarkedets reale del.

I den midterste del af figuren bestemmes priser, gennemsnitslønninger 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. Det må i denne forbindelse understreges, at de pile, som forbinder de enkelte variable i figuren, blot skal betragtes som eksempler på mulige kausale relationer mellem de viste variable. En nærmere beskrivelse af disse og den empiriske undersøgelse af deres relevans findes i de følgende kapitler.

Det må sluttelig fremhæves, at den ovenfor beskrevne udformning af modellens arbejdsmarked ikke betyder, at industrisektorerne og bygge- og anlægssektoren kan betragtes som fuldt specificerede. For bygge- og anlægssektoren mangler der således en arbejds løn, mens 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.

4. Oversigt over notaterne

I dette afsnit gives en oversigt over de følgende notater, hvis sammenhæng med den generelle struktur for arbejdsmarkedet og med modelrapporten beskrives nærmere. Rækkefølgen af notaterne er fastlagt på følgende måde. Først bringes de notater, som beskriver arbejdsmarkedets efterspørgselsside. Dernæst følger et notat om udbuddet af arbejdskraft og endelig de notater, som beskæftiger sig med løndannelsen på arbejdsmarkedet.

Det må i denne forbindelse nævnes, at der, med en enkelt undtagelse, ikke er medtaget notater, som beskriver konstruktionen af de anvendte tidsserier, idet det er tanken at samle disse i en særlig rapport. Den nævnte undtagelse, "Normalarbejdstiden i industrien", er medtaget som det første notat

nedenfor. Dette notat viderefører de beregninger, som er beskrevet i modelrapportens kapitel VI, s. 6.24-33. Formålet med notatet er herudover at korrigere serien for overgang til 5-dages uge i industrien.

Det følgende notat ("Efterspørgsel efter arbejdskraft") indeholder dels nogle teoretiske overvejelser omkring formuleringen af efterspørgselsfunktioner efter arbejdskraft og dels et forsøg på at opstille en kapacitetsvariabel for investeringsindustrien samt estimationsresultaterne for en arbejdskraftsefterspørgselsfunktion med denne kapacitetsvariabel som forklarende faktor. Notatet må således ses i sammenhæng med modelrapportens kapitel 6.19-24, hvor den i makromodellen anvendte model for beskæftigelse og arbejdstid i industrien er beskrevet.

De følgende tre notater er alle af mere empirisk karakter. Det første af disse ("Beskæftigelse og arbejdstid i industrien") beskriver resultaterne af reestimationen af relationerne for beskæftigelse og gennemsnitlig arbejdstid i industrien, jf. kapitel VI s. 6.36-52. Funktionerne reestimeredes på grundlag af tidsserier for perioden 1950-68. Disse beregninger viste, at inddragelsen af årene 1966-68 i estimationsperioden førte til vanskeligheder med modellen for beskæftigelsen i forbrugsindustrien. Notatet indeholder en nærmere analyse af dette fænomen og et forsøg på at afhjælpe problemerne ved hjælp af en dummy-variabel i 1967.

Det andet notat ("Industriens beskæftigelse af funktionærer") beskriver estimationen af beskæftigelsesrelationer for funktionærerne i industrien. Den anvendte model svarer til den for industriens arbejdere anvendte, jf. modelrapporten s. 6.19-24.

Endelig beskriver det tredje notat ("Beskæftigelsen i bygge- og anlægssektoren") estimationen af en beskæftigelsesrelation for bygge- og anlægssektoren. Som grundlag for estimationsarbejdet anvendes to modeller, hvoraf den ene nærmest svarer til den i kapitel VI opstillede, mens den anden udledes i notatet.

Efter disse notater, som alle beskriver arbejdsmarkedets efterspørgselsside, følger et notat ("Arbejdsudbudet i industrien og bygge- og anlægssektoren"), som beskæftiger sig med

estimationen af en udbudsfunktion for industrien og bygge- og anlægssektoren under eet. Notatet indeholder først nogle generelle overvejelser omkring udbuddet af arbejdskraft, herunder spørgsmålet om begrebets afgrænsning og anvendelse i andre makromodeller. Derefter følger beskrivelsen af en række estimationsforsøg med forskellige forklarende variable, og notatet slutter med at fremlægge et forslag til specifikationen af en arbejdsudbudsfunktion, som kan indgå i den på side 6 viste version af makromodellens arbejdsmarked.

De sidste to notater i samlingen beskriver estimationen af modellens løndannelsesfunktioner. Det første af disse ("Relationer for sektorpriser og løn") er nært knyttet til de i modelrapportens kapitel VI, s. 6.52-78 fremlagte relationer, idet notatet indeholder resultaterne af reestimationen af disse relationer efter at årene 1966-68 er inddraget i estimationsperioden. Udover lønrelationen beskriver notatet resultaterne fra reestimationen af prisrelationerne for de to industrisektorer, og prisrelationen for bygge- og anlægssektoren.

Det sidste notat ("Lønrelationer for industriens arbejdere og funktionærer") i denne samling omhandler estimationen af separate løndannelsesfunktioner for industriens arbejdere og funktionærer. Notatet må således ses i sammenhæng med den i afsnit 3 ovenfor beskrevne udvidede struktur for modellens arbejdsmarked, hvor en af grundtankerne netop er en disaggregering af industriens lønbegreb i forhold til modelrapporten, jf. denne s. 6.62-66. I notatet beskrives en række eksperimenter med alternative udformninger af løndannelsesmodellerne for både funktionærløn og arbejdertimeløn.

KAPITEL 2

Normalarbejdstiden i industrien¹⁾

1. Dette kapitel indeholder en videreførelse af de i modelrapportens kapitel VI opstillede tidsserier for normalarbejdstiden i forbrugsgodeindustri og investeringsgodeindustri. Herunder søges serierne korrigeret for overgangen til 5-dages uge.

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 overenskomstmæssige 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 timer	7,33 "	8,80
juni 1968	1½ time	42½ "	7,08 "	8,50
sept. 1970	$\frac{3}{4}$ "	41 $\frac{3}{4}$ "	6,96 "	8,35
1972	$\frac{1}{2}$ uge pr. år ¹⁾	-	-	-
1973	$\frac{1}{2}$ uge pr. år ¹⁾	-	-	-

¹⁾ Overgang til 4 ugers ferie

1975

40,00

3. Overgangen til lørdagsfri og forøgelsen af ferien får betydning for længden af "normalåret". For perioden 1953-65 er dette i modelrapportens kapitel VI defineret som bestående af

¹⁾ Udarbejdet i september 1973 af Per Kongshøj Madsen (med udgangspunkt i tilsvarende papirer fra maj 1971 og august 1972).

Tabel 2. Gennemsnitlig arbejdstid i industrien 1965-72, korrigeret for databrud i 1965 og 1970

	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972
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: Statistisk tiårs-oversigt, 1973, s. 27

285,5 arbejdsdage, der fremkommer på følgende måde:

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.Himmelfart : 1
 Pinse : 1
 Grundlovsdag : 0,5
 1. og 2. juledag : 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 beregningerne i kapitel VI kan længden af året svinge af følgende årsager:

Skudår (når 2. januar ikke er søndag) +	1 dag
5. juni (grundlovsdag) søndag +	½ dag
25. december søndag +	1 dag
26. december søndag +	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 ovenfor må erstattes med "lørdag eller søndag". I tabellen nedenfor er vist længden af året i forhold til normalåret.

Tabel 3. Længden af året i forhold til normalåret, antal dage

	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 korrektion 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.

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

Timer	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973
Gns.arb.tid									
6-dages uge	7,50	7,36	7,33	7,18	7,08				
5-dages uge					8,50	8,45	8,35	8,35	8,35
Korrektion for varierende 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. 2.2 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 ugers 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 overenskomstmæssige arbejdstid, (timer/år)

	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973
Korrektionsfaktor									
Daglig arb.tid	0	40	9	43	29	12	24	0	0
Ferie								21	21
Kumuleret korrektionsfaktor	118	158	167	210	239	251	275	296	317

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 VI.

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 (Hn, Hni og Hnc) 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 i 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 den trendmæssige udvikling i normalarbejdstiden og overenskomst-

mæssige arbejdstidsnedsættelser netop i dette år.

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

Omvendt er der i 1970 forudsat et 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 korrektionerne i 1969-70 er naturligvis behæftet med stor usikkerhed.

Tabel 6. Den korrigerede faktiske arbejdstid i industrien, 1965-72

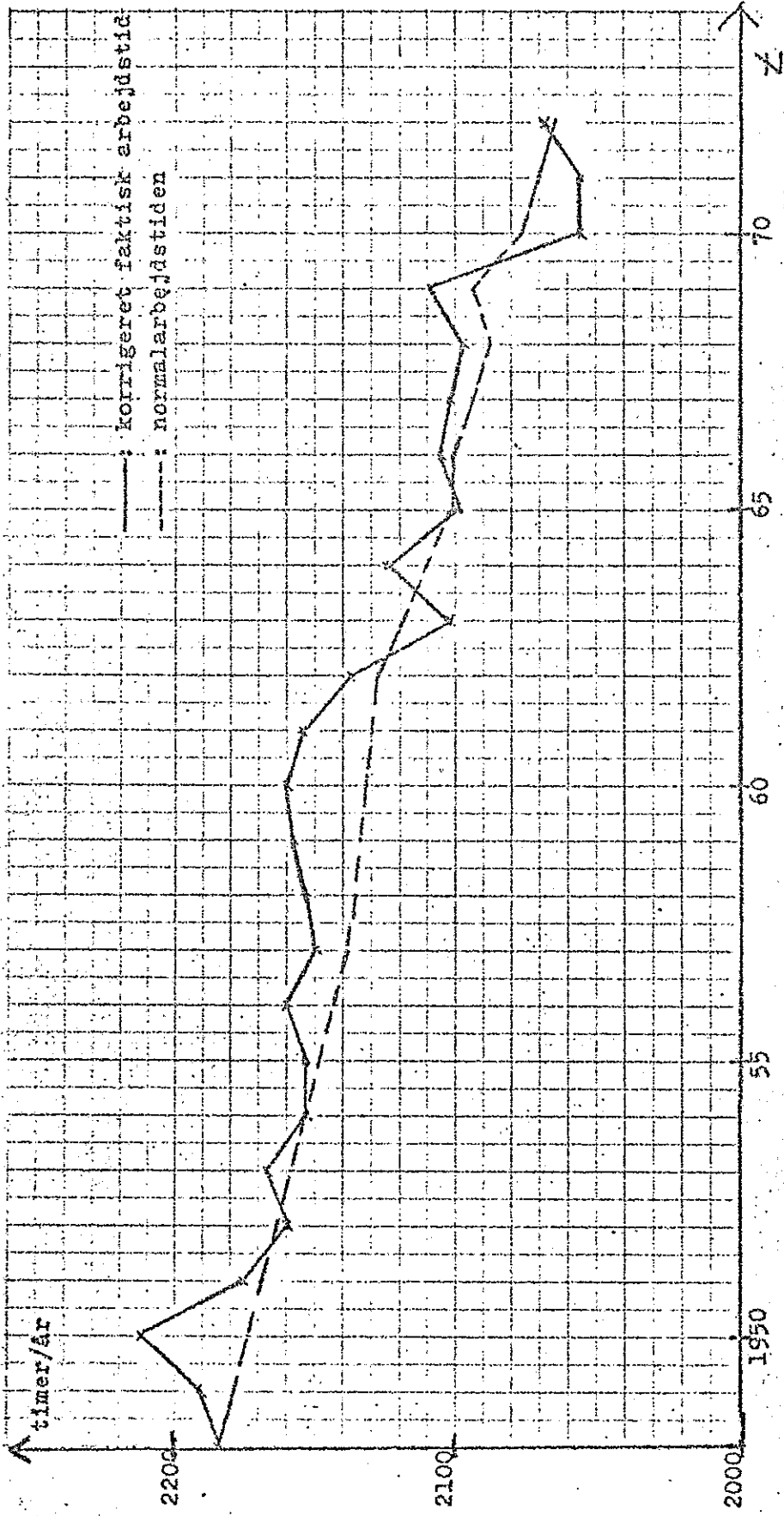
	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972
Gnc	2099	2105	2102	2097	2109	2055	2055	2068
Gni	2146	2141	2139	2126	2136	2079	2089	2090
Gn	2121	2121	2119	2110	2121	2066	2070	2074

I figurerne nedenfor er den trendmæssige udvikling i normalarbejdstiden indtegnet med stiplet linie.

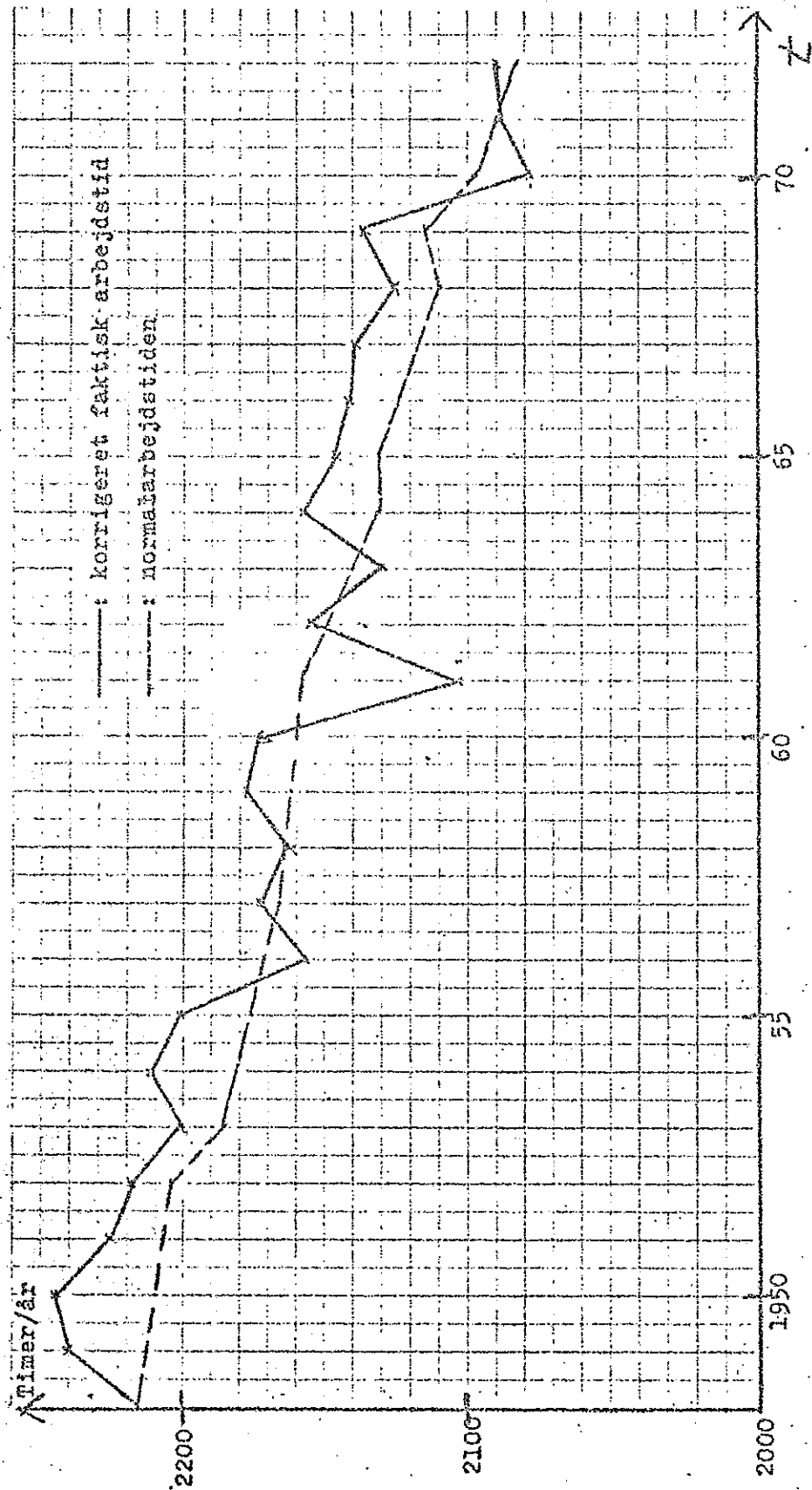
10. Efter at trenden i normalarbejdstiden er fastlagt, kan den endelige beregning af normalarbejdstiderne i de to industrisektorer og i industrien under eet finde sted. Disse beregninger er vist i tabellerne på de følgende sider.

Udgangspunktet for beregningerne er den korrigerede faktiske arbejdstid i 1948. I de følgende år beregnes normalarbejdstiden ved at korrigere 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 enkelte år for varierende længde af året, hvorefter serien for $H_n(i,c)$ fremkommer.

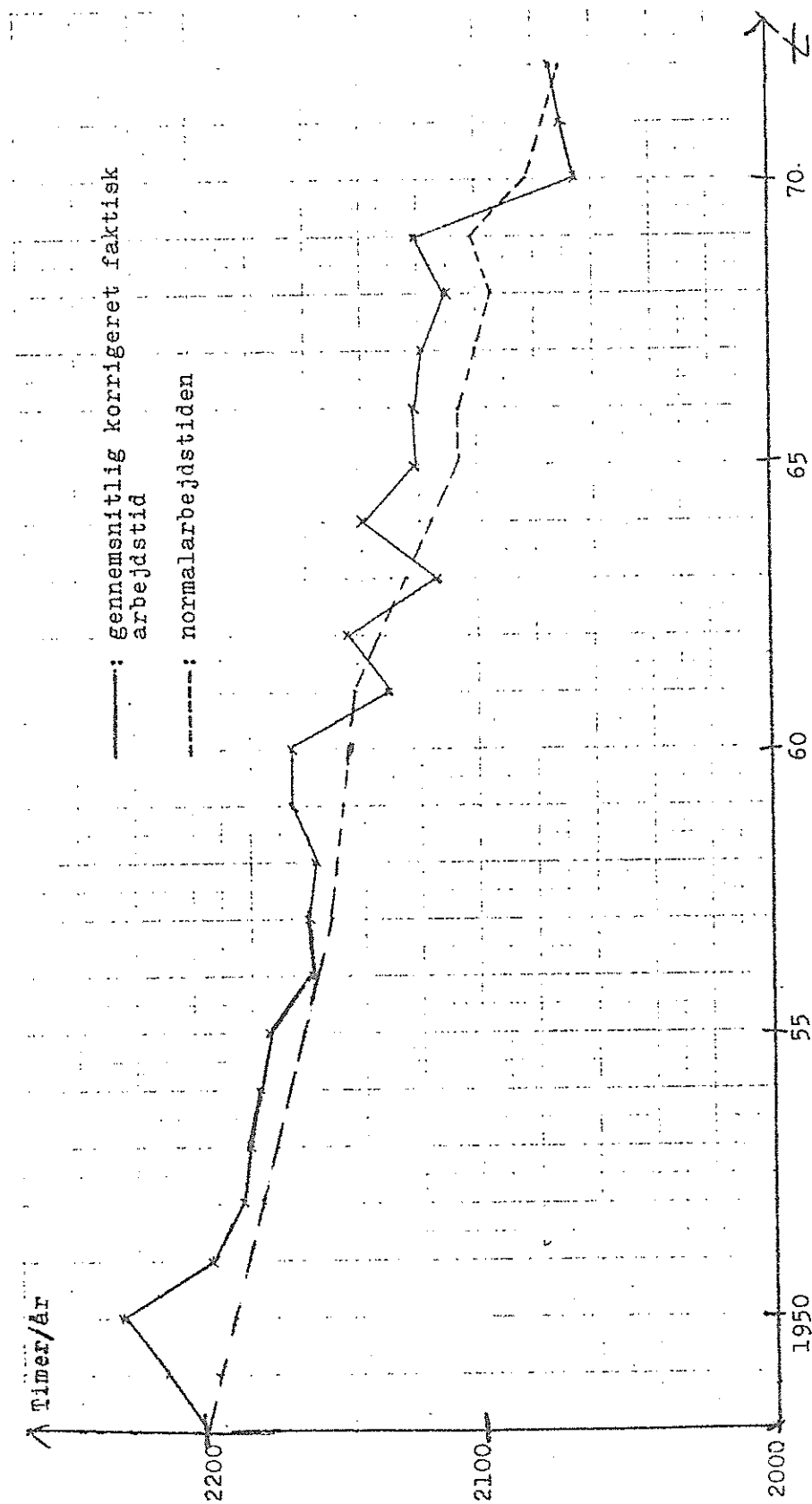
Figur 1: Den gennemsnitlige korrigerede faktiske arbejdstid og normalarbejdstiden i forbrugsgodeindustrien, 1948-72. Timer/år.



Figur 2: Den gennemsnitlige korrigerede faktiske arbejdstid og normalarbejdstiden i investeringskodeindustrien, 1948-72. Timer/år.



Figur 3: Den gennemsnitlige korrigerede faktiske arbejdstid og normalarbejdstiden i industrien, 1948-72, Timer/år.



Tabel 7. Beregning af normalarbejdstiden i forbrugsgodeindustrien (Hnc)

Timer/År	Trend (1)	Overens- komstmæss. nedsætt. (2)	(1)+(2) kumuleret ¹⁾	Længde af år i forhold t. 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

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

Tabel 8. Beregning af normalarbejdstiden i investeringsgodeindustrien (Hni)

Timer/År	Trend (1)	Overens- komstmæss. nedsætt. (2)	(1)+(2) kumuleret ¹⁾	Længde af år i forhold t. 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

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

Tabel 9. Beregning af normalarbejdstid i industrien (Hn)

Timer/År	Trend (1)	Overens- komstmæss. nedsatt. (2)	(1)+(2) kumuleret ¹⁾	Længde af år i forhold t. normalt (dage)	Normal arbejds- tid (Hn)
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

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

KAPITEL 3

Efterspørgsel efter arbejdskraft¹⁾1. Traditionel arbejdskraftmodel

1.1 Ved bestemmelsen af efterspørgslen efter arbejdskraft tages der normalt udgangspunkt i en produktionsfunktion

$$X = F_1(Q, K) \quad (1)$$

hvor (X) er produktionen, (Q) er arbejdskraften og (K) er kapitalen. En ofte anvendt fremgangsmåde til bestemmelse af korttidsefterspørgslen efter arbejdskraft har været en antagelse om omkostningsminimering. Idet der ses bort fra substitutionsmuligheder på kort sigt mellem arbejdskraft og kapital, betragtes omkostningerne bortset fra lønomkostningerne som faste. Det kan vises, at lønomkostningerne minimeres, når arbejdstiden er lig med normalarbejdstiden. Den ønskede arbejdskraft (Q^X) bliver derfor en funktion af produktionen, kapitalen og normalarbejdstiden (H).

$$Q^X = F_2(X, K, H) \quad (2)$$

Antages det, at der indenfor den betragtede periode ikke sker en fuldstændig tilpasning af arbejdskraften, må udtrykket for den ønskede beskæftigelse kombineres med en tilpasningsrelation. En sådan kombination giver følgende udtryk til bestemmelse af korttidsefterspørgslen efter arbejdskraft:

$$Q = F_3(X, K, H, Q(\div 1)) \quad (3)$$

På grund af manglende data for indsatsen af kapital må man som oftest lade tiden indgå som forklarende variabel i stedet for K.

$$Q = F_4(X, T, H, Q(\div 1)) \quad (4)$$

Tiden kan opfattes som forklarende variabel for såvel tekniske fremskridt som langtidstendensen til substitution mellem arbejdskraft og kapital.

Fastlægges funktionssammenhængen i produktionsfunktionen (1), omdannes (4) til et estimerbart udtryk for korttidsefterspørgslen efter arbejdskraft.

1) Udarbejdet i juli 1971 af Jørgen Rosted.

1.2 I hovedparten af de empiriske undersøgelser, der bygger på ovenstående model, har man opnået en pæn forklaringsgrad, udtrykt ved R^2 . De estimerede koefficienter har fået det forventede fortegn, og er som hovedregel pænt signifikante. Der er imidlertid to uheldige egenskaber ved de opnåede resultater. De estimerede produktionsfunktionsparametre er urealistiske, idet de viser betydeligt stigende skalaafkast. Endvidere er der tydelige tegn på konjunkturudsving i residualerne.

Der kan være flere forklaringer på, at den opstillede model ikke giver en mere tilfredsstillende beskrivelse af udviklingen i beskæftigelse. Her skal peges på fem mulige fejlkilder:

- (a) målefejl
- (b) asymetri i tilpasningen af arbejdskraften
- (c) udeladte variable
- (d) ukorrekt specifikation af funktionssammenhængene
- (e) ikke-konstante parametre

Ovenstående punkter udelukker ikke hinanden, men må nærmest siges at overlape hinanden. I det følgende skal interessen i første omgang koncentreres om den første af forklaringerne - målefejl.

2. Produktionsfaktorernes ydelser¹⁾

2.1 I den hidtidige omtale af produktionsfunktionen er der ikke taget stilling til, hvordan de enkelte størrelser bør måles. I hovedparten af de empiriske undersøgelser opfattes produktionsfunktionen som ensammenhæng mellem beholdningsstørrelser. Dvs. arbejdskraften måles som periodens beholdning af arbejdere, og kapitalen måles som periodens beholdning af kapitalapparat. Relation (1) bliver derfor et udtryk for, hvad der kan produceres i den givne periode, men er ikke et udtryk for, hvad der vil blive produceret. Hvis produktionsfunktionen skal fortælle os, hvor meget der vil blive produceret i en given periode, må produktionsfaktorerne måles ved deres ydelser og ikke ved beholdningerne alene.

¹⁾ Som kilder til dette afsnit kan anføres:
 Nicholas Georgescu-Roegen, "The Economics of Production",
The American Economic Review, May 1970.

Sven Danø, "Industrial Production Models", New York 1966, s. 109-122.

En produktionsfaktors ydelser i en given periode kan opfattes som sammensat af tre faktorer:

Periodens beholdning x rumfaktor x tidsfaktor,
 hvor rumfaktoren angiver, hvor stor en del af beholdningen der anvendes i den givne periode, og tidsfaktoren angiver, hvor lang tid den pågældende faktor er i anvendelse.

Hvis de to faktorer eller blot en af dem svinger uafhængigt af ændringer i beholdningsstørrelsen, vil vi få målefejl, hvis faktorindsatsen blot måles ved beholdningsstørrelsen.

2.2 Måles faktorindsatsen ved de enkelte produktionsfaktorerers ydelser, omformes produktionsfunktionen til

$$X_t = F_5(Q_t \cdot R_{Qt} \cdot T_{Qt}, K_t \cdot R_{Kt} \cdot T_{kt}) \quad (5)$$

hvor

X_t = produktionen i periode t

Q_t = beholdningen af beskæftigede i periode t

R_{Qt} = den del af de beskæftigede der faktisk anvendes i periode t

T_{Qt} = antal timer pr. beskæftiget arbejder i periode t

K_t = beholdningen af kapital i periode t

R_{Kt} = den del af kapitalapparatet der anvendes i periode t

T_{Kt} = antal timer pr. anvendt kapitalenhed i periode t

Strømstørrelsen (X_t) er den faktisk producerede mængde i periode t, hvorimod de øvrige størrelser må opfattes som gennemsnitstal for den pågældende periode.

På nuværende tidspunkt er det danske datagrundlag langt fra tilstrækkeligt til at muliggøre estimation af en produktionsfunktion, hvor faktorindsatsen måles ved produktionsfaktorernes ydelser.

Data for beholdningen af beskæftigede er umiddelbart tilgængelige, hvorimod det ikke uden videre er muligt at opgøre, hvor stor en del af de beskæftigede der faktisk anvendes i den enkelte periode. For den tredje dimension af arbejdskraften, antal timer pr. beskæftiget, foreligger data.

For kapitalapparatets vedkommende er der ikke noget umiddelbart tilgængeligt datagrundlag.

Inden der tages fat på en diskussion af forskellige fremgangsmåder, der kan anvendes for at udvide datagrundlaget, skal vi kort omtale, hvordan den grundlæggende arbejdskraftmodel kan revideres, hvis den alternative specifikation af produktionsfunktionen skal anvendes.

3. Alternativ arbejdskraftmodel¹⁾

3.1 Produktionsfunktionen specificeres som Cobb-Douglas, og det antages for nemheds skyld, at de benyttede beholdningsstørrelser kun omfatter den del af beholdningerne, der faktisk anvendes i den pågældende periode, dvs. der ses i første omgang bort fra rumfaktoren.

$$X_t = A \cdot Q_t^{\alpha_1} \cdot T_{Qt}^{\alpha_2} \cdot K_t^{\alpha_3} \cdot T_{Kt}^{\alpha_4} \quad (6)$$

De samlede omkostninger tænkes udtrykt ved

$$c = Q_t T_{Qt} w_t + Q_t s_t + c_t K_t \quad (7)$$

hvor

w_t = den gennemsnitlige timeløn, som er afhængig af T_{Qt} gennem overtidsbetaling, idet det forudsættes at

s_t = de tilbagediskonterede tilpasningsomkostninger, der er forbundet med at ændre og vedligeholde beholdningen af arbejdskraft.

c_t = "user cost" der er defineret som

$P_k(r_t + d_t)$, hvor P_k er prisen på investeringsgoder,

r_t er prisen på kapital og d_t er afskrivningsraten.

Antal timer pr. anvendt kapitalenhed TK_t optræder ikke direkte i omkostningsudtrykket, men indgår indirekte gennem afskrivningsraten, idet det forudsættes, at

$$d_t = d_t(TK_t, t)$$

Det antages, at virksomhederne på langt sigt søger at minimere de samlede omkostninger, samt at der er tale om statiske prisforventninger.

¹⁾ Den opstillede model bygger i alt væsentligt på Nadiri og Rosens arbejdskraftmodel, se M.I. Nadiri og S. Rosen, "Interrelated Factor Demand Functions", The American Economic Review, September 1969, s. 457-471.

Minimering af (7) med produktionsfunktionen (6) som bibe-
tingelse kan med anvendelse af Lagrange multiplikator teknik
skrives

$$V = QT_Q w + Qs + cK + \lambda (X^* - A Q^{\alpha_1} T_Q^{\alpha_2} K^{\alpha_3} T_K^{\alpha_4}) \quad (8)$$

hvor λ er den ubestemte Lagrange multiplikator. V er en funk-
tion af A , T_a , K , T_k og λ . Det antages, at produktionen ikke
er kendt, hvorfor X^X betegner den forventede produktion. De
øvrige størrelser er enten eksogene eller som A og α 'erne para-
metre. Betegner d' differentialkoefficienten af d med hensyn
til T_K , og negligeres konstanterne, kan løsningerne til (8)
skrives

$$Q^* = X^* \frac{1}{(\alpha_1 + \alpha_2)} \cdot \left(\frac{w}{c}\right)^{\frac{\alpha_3}{\alpha_1 + \alpha_3}} \cdot \left(\frac{c}{s}\right)^{\frac{\alpha_3 + \alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_3}} \cdot \left[\frac{r+d}{d'}\right]^{\frac{-\alpha_4}{\alpha_1 + \alpha_3}} \quad (9)$$

$$T_Q^* = \left(\frac{s}{w}\right) \cdot \left[(1+e) \cdot \frac{\alpha_1}{\alpha_2} - 1 \right] \quad (10)$$

$$K^* = X^* \frac{1}{(\alpha_1 + \alpha_3)} \cdot \left(\frac{w}{c}\right)^{\frac{\alpha_1}{\alpha_1 + \alpha_3}} \cdot \left(\frac{s}{w}\right)^{\frac{\alpha_1 - \alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_3}} \cdot \left[\frac{r+d}{d'}\right]^{\frac{-\alpha_4}{\alpha_1 + \alpha_3}} \quad (11)$$

$$T_K^* = \left[\frac{r+d}{d'}\right] \cdot \left[\frac{\alpha_4}{\alpha_3}\right] \quad (12)$$

Der er to interessante egenskaber ved det fundne langtids-
ligevægtspunkt

- (a) Produktionen påvirker på langt sigt kun beholdningsstør-
relserne Q og K , men ikke tidsfaktorerne T_Q og T_K
- (b) Ændringer i faktorprisen påvirker både beholdningsstørrel-
serne og tidsfaktorerne. Men tidsfaktorerne er ikke udsat
for priskrydspåvirkninger.

3.2. Det antages som hidtil, at arbejdskraft- og kapitalbehold-
ningen ikke kan tilpasses fuldt ud indenfor den betragtede pe-
riode. Langtidsefterspørgselsfunktionerne efter arbejdskraft
(9) og kapitalapparat (11) må derfor kombineres med en tilpas-
ningsrelation. Betragtes tilpasningen af arbejds- og kapitalbe-
holdningen som indbyrdes afhængige, og antages det endvidere,
at tilpasningen er afhængig af, i hvilken udstrækning behold-
ningsstørrelserne er udnyttet, kan tilpasningsrelationen skrives

$$\begin{bmatrix} \ln Q - \ln Q(\div 1) \\ \ln T_Q - \ln T_Q(\div 1) \\ \ln K - \ln K(\div 1) \\ \ln T_K - \ln T_K(\div 1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{11} & h_{12} & h_{13} & h_{14} \\ h_{21} & h_{22} & h_{23} & h_{24} \\ h_{31} & h_{32} & h_{33} & h_{34} \\ h_{41} & h_{42} & h_{43} & h_{44} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \ln Q^* - \ln Q(\div 1) \\ \ln T_Q^* - \ln T_Q(\div 1) \\ \ln K^* - \ln K(\div 1) \\ \ln T_K^* - \ln T_K(\div 1) \end{bmatrix} \quad (13)$$

Korttidsefterspørgslen efter arbejdskraft kan skrives

$$\begin{aligned} \ln Q = & h_{11} \ln Q^* + h_{12} \ln T_Q^* + h_{13} \ln K^* + h_{14} \ln T_K^* \\ & + (1-h_{11}) \ln Q(\div 1) - h_{12} \ln T_Q(\div 1) - h_{13} \ln K(\div 1) - h_{14} \ln T_K(\div 1) \end{aligned} \quad (14)$$

Ved indsættelse af (9)-(12) i (14) fås

$$\begin{aligned} \ln Q = & a_1 \ln X^* + a_2 \ln s/w + a_3 \ln c/s + a_4 \ln[(r+d)/d^1] \\ & + a_5 \ln w/c + (1-h_{11}) \ln Q(-1) - h_{12} \ln T_Q(-1) \\ & - h_{13} \ln K(-1) - h_{14} \ln T_K(-1) \end{aligned} \quad (15)$$

3.3 Det nuværende datagrundlag er langt fra tilstrækkeligt til at muliggøre estimation af korttidsefterspørgselsfunktionen (15).

I første række er det oplysninger om kapitalapparatet der mangler. Lader vi tiden indgå som forklarende variabel i stedet for (K), og i overensstemmelse hermed fjerner de prisvariable, hvor prisen på kapitallydelser indgår, forenkles (15) til

$$\begin{aligned} \ln Q = & a_1 \ln X^* + a_2 \ln s/w + f_1 t + (1-h_{11}) \ln Q(-1) \\ & - h_{12} \ln T_Q(-1) - h_{14} \ln T_K(-1) \end{aligned} \quad (16)$$

Den eneste relative prisvariabel der indgår i (16) er (s/w), dvs. forholdet mellem de omkostninger, der er forbundet med at ændre beholdningen af arbejdskraft, og den gennemsnitlige time-løn. (s/w) beskriver den optimale arbejdskraft/arbejdstid kombination. Det er ikke umiddelbart muligt at få data for tilpasningsomkostningerne (s), men som det er omtalt tidligere, er normalarbejdstiden (H) netop den arbejdstid, der giver den optimale arbejdskraft/arbejdstid kombination, hvorfor vi kan lade (H) erstatte den relative faktorprisvariabel (s/w).

Forudsættes fuldkommen forudseenhed m.h.t. forventet produktion kan korttidsefterspørgslen efter arbejdskraft skrives

$$\ln Q = a_1 \ln X + a_2 \ln H + f_1 t + (1 - h_{11}) \ln Q(-1) - h_{12} \ln T_Q(-1) - h_{14} \ln T_K(-1) \quad (17)$$

Kan vi bestemme (T_K), den tid kapitalapparatet udnyttes, har vi tilstrækkeligt datagrundlag til at estimere (17).

4. Beregning af udnyttelsesgraden af kapitalapparatet

4.1 L.R.Klein og R.Summers¹⁾ har anvendt den såkaldte "trend-through-peaks" metode, ved hvilken en industrisektors potentielle produktion fastlægges ved en trend gennem udvalgte produktionstoppunkter. Industrisektorens udnyttelsesgrad er herefter defineret som forholdet mellem den faktiske produktion og den potentielle produktion. Skal den således beregnede udnyttelsesgrad beskrive, i hvilken udstrækning den pågældende sektors kapitalapparat er udnyttet, må der gøres tre restriktive forudsætninger:

(a) De udvalgte toppunkter må være karakteriseret ved fuld udnyttelse af kapitalapparatet og ikke ved mangel på arbejdskraft.

(b) Ved fuld udnyttelse af kapitalapparatet skal den marginale kapitalkoefficient være konstant, og ydermere skal nettoinvesteringerne målt i absolut størrelse være konstante mellem de enkelte toppunkter.

(c) Forholdet mellem kapitallydelser og arbejdskraftydelser skal være konstant, hvorimod forholdet mellem kapitalbeholdningen og arbejdskraftbeholdningen ikke nødvendigvis skal være konstant.

Som omtalt af Klein og Summers (se opr. citat) fås et bedre udtryk for kapacitetsudnyttelsen ved at bestemme den potentielle produktion og udnyttelsesgraden for de enkelte industrigrene og derefter sammenveje de enkelte industrigrenes kapacitetsudtryk. Men selv om denne fremgangsmåde anven-

¹⁾ Lawrence R. Klein og Robert Summers, "The Wharton Index of Capacity Utilization", Studies in Quantitative Economics No 1., University of Pennsylvania, Philadelphia 1966.

des, må det erkendes, at de forudsætninger, beregningerne hviler på, er i grel modsætning til den opstillede model.

4.2 J.P.Burman¹⁾ har anvendt en alternativ fremgangsmåde til beregning af kapacitetsudnyttelsen, der bygger på data for kapitalbeholdningen. Det antages, som i Kleins og Summers beregninger, at der ved fuld udnyttelse af kapitalapparatet er konstant kapitalkoefficient.

I nedenstående figur er engelske data for produktion og kapitalbeholdning indtegnet og en lineær sammenhæng - den fuldt optrukne linie - er estimeret.

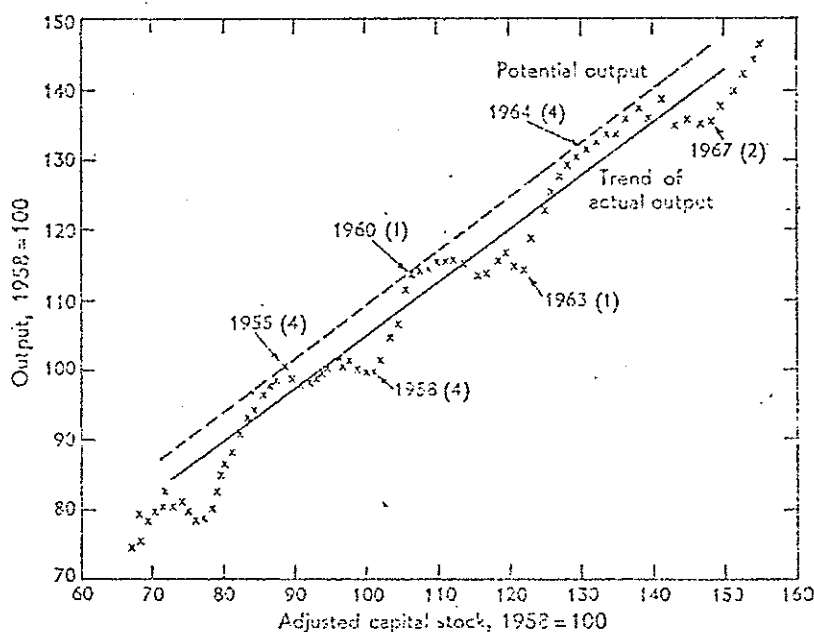


FIG. 1 — Manufacturing, excluding textiles

Den største positive afvigelse mellem faktisk produktion og den beregnede linie forekommer i 1955 (4), hvilket indicerer fuld kapacitetsudnyttelse, hvorfor den estimerede linie parallelforskydes til dette punkt. Den forskudte linie opfattes som udtryk for potentiel produktion, og kapacitetsudnyttelsen defineres igen som forholdet mellem faktisk og potentiel produktion.

¹⁾ J.P.Burman, "Capacity utilisation and the Determination of Fixed Investment", i K.Hilton og D.F.Heathfield (eds.) The Econometric Study of the United Kingdom, Edinburgh 1970, s. 185-202.

Ved denne beregningsmåde forudsættes ikke konstante nettoinvesteringer, ligesom det formentlig ikke er nødvendigt at forudsætte konstant forhold mellem kapital- og arbejdsydelse.

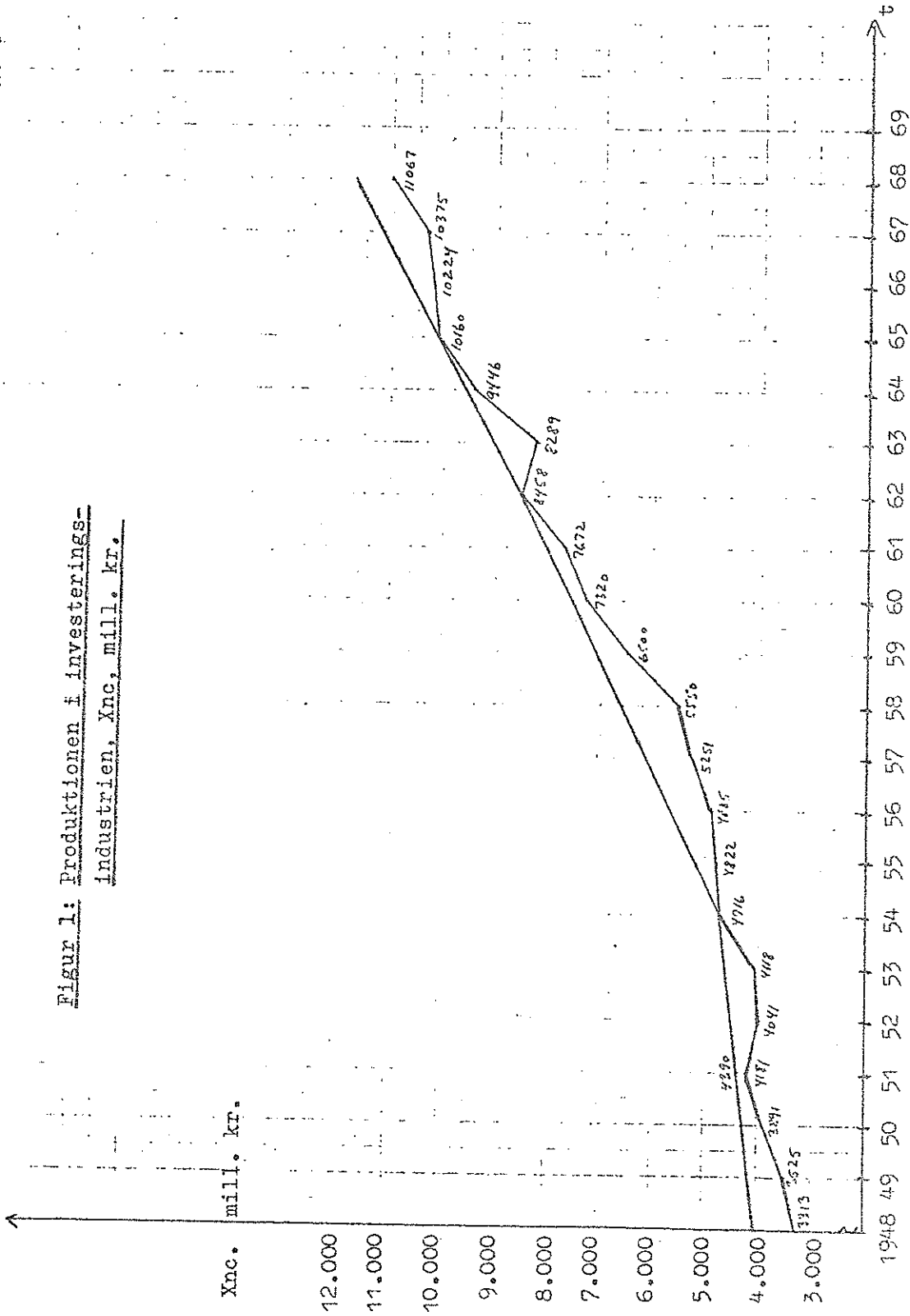
4.3 På grund af manglende kapitaltal er Burmans fremgangsmåde ikke forsøgt på et dansk datagrundlag, derimod er det forsøgt at beregne kapitalapparatets udnyttelsesgrad ved "trend-through-peaks"metoden.

I omstående figur er produktionen i investeringsindustrien indtegnet, og den potentielle produktion er skønsmæssigt fastlagt. Ved valget af produktionstoppunkter har man skelet til udviklingen i den gennemsnitlige arbejdstid. På grundlag af de valgte toppunkter er der beregnet et kapacitetsudtryk for investeringsindustrien.

Tabel 1. Kapacitetsudnyttelsen i investeringsindustrien, Kni

	Produktion i investe- ringsindu- strien	Forskel ml. potentiell og faktisk prod.	Kapacitets- udnyttelse
1948	3313	751,00	81,52
1949	3525	647,67	84,48
1950	3891	390,33	90,88
1951	4181	209,00	95,24
1952	4041	457,67	89,83
1953	4118	489,33	89,38
1954	4716	0	100,00
1955	4822	361,75	93,02
1956	4885	766,50	86,44
1957	5251	868,25	85,81
1958	5550	1037,00	84,26
1959	6500	554,75	92,14
1960	7320	202,50	97,31
1961	7672	318,25	96,02
1962	8458	0	100,00
1963	8289	736,33	91,84
1964	9446	146,67	98,47
1965	10160	0	100,00
1966	10224	503,33	95,31
1967	10375	919,67	91,86
1968	11067	795,00	93,30

Figur 1: Produktionen i investerings-
industrien, Xnc, mill. kr.



5. Estimationsresultater for investeringsindustrien

5.1 Med beregningen af kapitalapparatets udnyttelsesgrad har man tilstrækkeligt datagrundlag til at estimere den i afsnit 3 opstillede beskæftigelsesrelation, ligning (17).

Som udtryk for den tid arbejdskraften er anvendt, benyttes den gennemsnitlige arbejdstid (G_{ni}), og som udtryk for udnyttelsen af kapitalapparatet anvendes det ovenfor beregnede kapacitetsudtryk (K_{ni}).

Specifikationen i absolutte størrelser giver nødvendigvis store multikollinearitetsproblemer, hvilket fremgår af følgende uddrag af korrelationsmatricen:

	$\ln X_{ni}$	$\ln Q_{ni}(-1)$	$\ln H_{ni}$	$\ln G_{ni}(-1)$	$\ln K_{ni}(-1)$	t
$\ln Q_{ni}$	0,983	0,960	-0,982	-0,949	0,416	0,956
$\ln X_{ni}$		0,961	-0,985	0,954	0,362	0,983
$\ln Q_{ni}(-1)$			0,964	0,954	0,555	0,960
$\ln H_{ni}$				0,961	-0,388	-0,960
$\ln G_{ni}(-1)$					-0,398	-0,932
$\ln K_{ni}(-1)$						0,357

Multikollineariteten er så stor, at det ikke har været muligt at estimere signifikante parametre, når samtlige forklarende variable indgår.

Specificeres relationen i absolutte ændringer, bliver multikollinearitetsproblemet formindsket, men som uddraget af korrelationsmatricen viser, kan beskæftigelsesrelationen stadig ikke fastlægges ret præcist:

	$D \ln X_{ni}$	$D \ln Q_{ni}(-1)$	$D \ln H_{ni}$	$D \ln G_{ni}(-1)$	$D \ln K_{ni}(-1)$
$D \ln Q_{ni}$	0,849	0,153	-0,424	-0,268	0,148
$D \ln X_{ni}$		-0,155	-0,317	-0,419	-0,182
$D \ln Q_{ni}(-1)$			-0,053	-0,013	0,876
$D \ln H_{ni}$				0,102	0,052
$D \ln G_{ni}(-1)$					0,292

Korrelationen mellem den laggede beskæftigelse og det laggede kapacitetsudtryk udelukker en fastlæggelse af selvstændige

koefficienter til de to variable. Lader man kapacitetsudtrykket indgå sammen med produktionen og normalarbejdstiden, fås følgende regressionsligning:

$$\begin{aligned} \text{DlnQni} = & -0,023 + 0,659\text{DlnXni} - 1,066\text{DlnHni} \\ & \quad (0,095) \quad (0,759) \\ & + 0,223\text{DlnKni}(-1) \\ & \quad (0,084) \end{aligned} \quad (18)$$

n=16 s=19,3 R²=0,84

Lader man herudover den laggede beskæftigelse og den laggede gennemsnitlige arbejdstid indgå, bliver kun koefficienten til produktionen signifikant.

$$\begin{aligned} \text{DlnQni} = & -0,023 + 0,646\text{DlnXni} - 0,968\text{DlnHni} + 0,079\text{DlnQni}(-1) \\ & \quad (0,125) \quad (0,875) \quad (0,354) \\ & + 0,132\text{DlnKni}(-1) + 0,151\text{DlnGni}(-1) + 0,008\text{Ddni} \\ & \quad (0,264) \quad (0,475) \quad (0,008) \end{aligned} \quad (19)$$

n=16 s=21,2 R²=0,86 DW=1,24

Koefficienten til den laggede beskæftigelse er overraskende lille og tyder nærmest på, at tilpasningshastigheden er mindre end et år.

Det er en nærliggende tanke, at hovedårsagen til de ringe estimationsresultater skal findes i den valgte periodeenhed. Således er den simple korrelation mellem ændringer i beskæftigelsen og ændringer i kapacitetsudnyttelsen uden lag 0,85. Men en estimation på kvartalstal er uden umiddelbar interesse i relation til konjunkturmodellen.

5.2 Det blev anført i afsnit 1, at det er en uheldig egenskab ved de traditionelle arbejdskraftmodeller, at der forudsættes konstant tilpasningshastighed for hele den undersøgte periode. Antages det, at tilpasningshastigheden afhænger af, i hvilken udstrækning produktionskapaciteten er udnyttet, kan den traditionelle tilpasningsrelation ændres til

$$Q - Q(-1) = K \cdot k(Q^{\phi} - Q(-1)) \quad (20)$$

hvor K er udtryk for udnyttelsen af produktionsapparatet.

Indsættes Ellen Andersens udtryk for den ønskede beskæftigelse (ligning 6.7.19 s. 6.39 i modelrapporten), fås følgende estimationsligning:

$$DQ = (1-k)DKQ(-1) - ka + ka^2 - 2ka^2t + k \cdot bDKX - kcDH \quad (21)$$

Anvendes det tidligere beregnede kapacitetsudtryk, men her som et blandet udtryk for udnyttelsen af både arbejdskraften og kapitalapparatet, kan (21) estimeres for investeringsindustrien:

$$DQ_{ni} = 49,2 + 0,032D(X_{ni}K_{ni}) - 0,929DH_{ni} + 0,256D(Q_{ni}(-1)K_{ni}) \\ (0,011) \quad (0,346) \quad (0,103) \\ -2,69t + 1,16Dd_{ni} \quad (22) \\ n=16 \quad s=18,7 \quad R^2=0,90 \quad DW=1,76$$

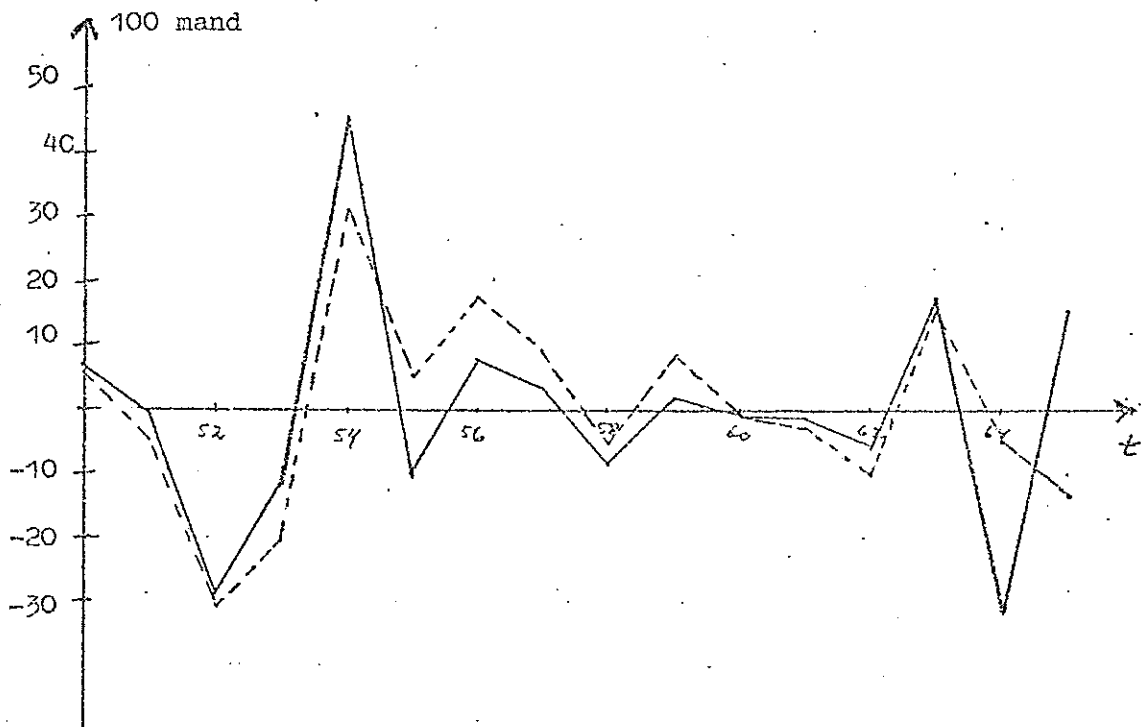
Ovenstående regressionsligning kan sammenlignes med Ellen Andersens ligning 6.7.31 (side 6.42) i modelrapporten)

$$DQ_{ni} = 73,9 + 0,105DX_{ni} - 0,948DH_{ni} + 0,241DQ_{ni}(-1) \\ (0,019) \quad (0,416) \quad (0,127) \quad (6.7.31) \\ -5,20t + 1,54 Dd_{ni} \\ (1,39) \quad (0,88) \\ n=16 \quad s=22,2 \quad R^2=0,87 \quad DW=2,71$$

På omstående figur er residualerne fra de to regressio-
ner indtegnet. Inddragelsen af kapacitetsudtrykket har mind-
sket residualerne i årene 1954 og 1964, hvor der efter den
gamle specifikation var meget store residualer.

Figur 2: Residualer fra ligning (6.7.31)
og ligning (2.2)

—: ligning (6.7.31)
- - -: ligning (2.2)



KAPITEL 4

Beskæftigelse og arbejdstid i industrien¹⁾

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 1953-68²⁾.

Rækkefølgen i gennemgangen af reestimationerne svarer til den i modelrapportens kapitel VI, s. 6.33-6.52, 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 af reestimationerne følger en nærmere analyse af beskæftigelsesudviklingen i forbrugsindustrien, og kapitlet slutter med at vise resultaterne af en række eksperimenter med beskæftigelsesrelationen i denne sektor.

2. Den logaritmisk lineære model

Når årene 1966-68 inddrages i estimationsperioden, fås for begge industrisektorer insignifikante koefficienter til normal-

¹⁾ Udarbejdet i maj 1973 af Per Kongshøj Madsen

²⁾ En række af de estimerede relationer er vist i bilag 1 i dette kapitel.

arbejdstiden 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 lineære model

3.1 Beskæftigelsen (Q_n) - specifikation (E.A. 6.7.22)

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-variabel da 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 (Q_n) - specifikation (E.A.6.7.23)

Også for disse relationer gælder det, at udvidelsen af estimationsperioden betyder en stærk forringelse af relationen

for forbrugsindustriens beskæftigelse, mens 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 tilpasningsmodellens reaktion herpå.

3.3 Gennemsnitlig arbejdstid (G_n)

Relationerne for den gennemsnitlige arbejdstid er gennemgående stabile, når estimationsperioden udvides, således at der ikke her er grund til at ændre konklusionerne i modelrapporten. For forbrugsindustrien må det dog bemærkes, at specifikation (E.A.6.7.25) ikke længere er den alternative specifikation (E.A.6.7.24) 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 modelrapporten 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

Som nævnt førte inddragelsen af årene 1966-68 generelt til betydelige fald i forklaringsgraden for de relationer, som skulle beskrive udviklingen i forbrugsindustriens beskæftigelse, mens 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 hoardede 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

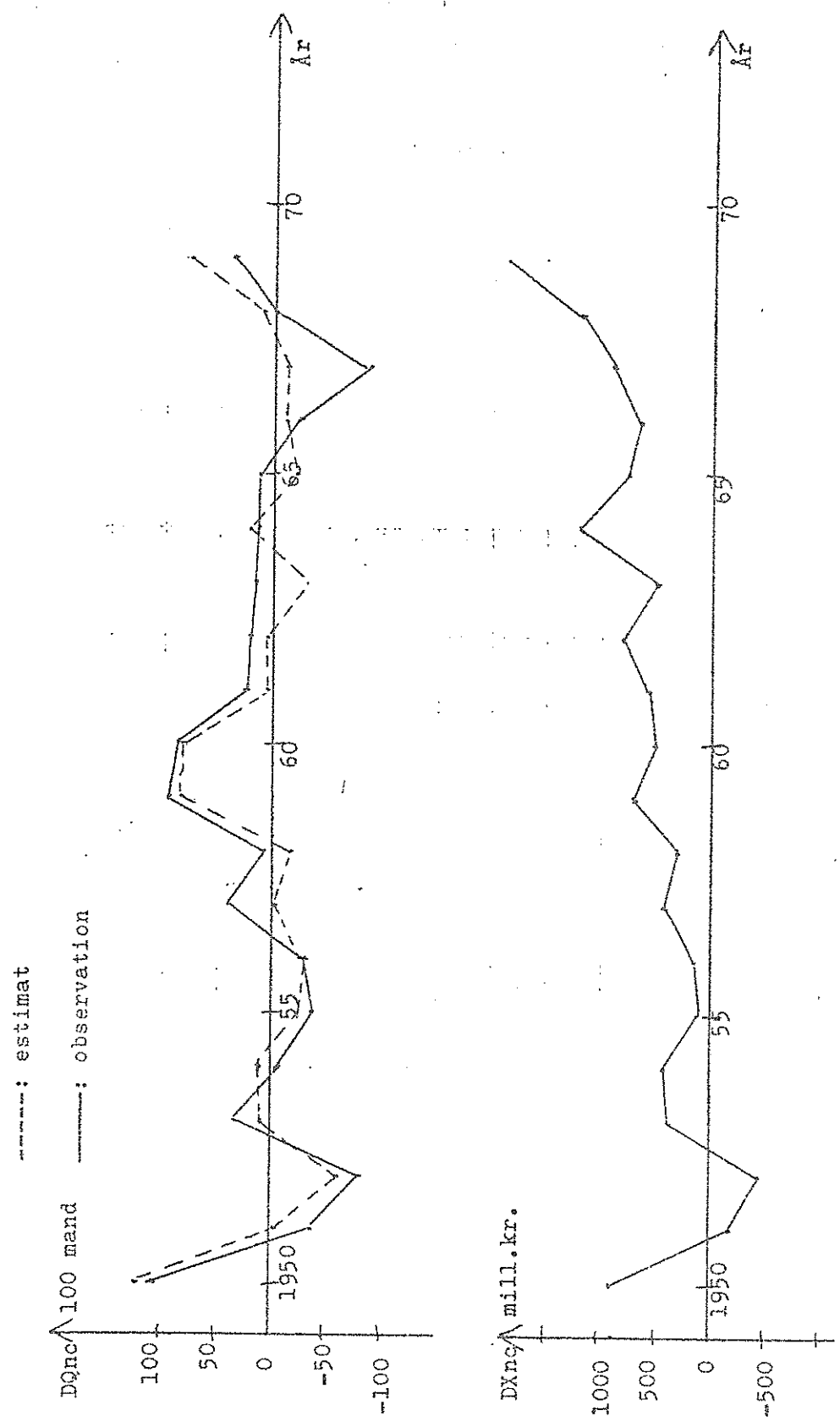
De vedlagte figurer viser udviklingen i produktionsændringer og beskæftigelsesændringer i henholdsvis forbrugsindustri og investeringsindustri. I figurerne med beskæftigelsesændringer er endvidere som stiplede grafer vist de estimerede værdier for ændringerne i beskæftigelsen, når disse beregnes på grundlag 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 1963¹⁾ og 1967. Udviklingen er derudover karakteriseret ved små og konstante beskæftigelsesstigninger 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 i perioden 1961 til 1969 ret store stigninger i produktionen også i årene 1966-67, hvor beskæftigelsen falder. Denne

1) Jf. modelrapporten s. 6.46

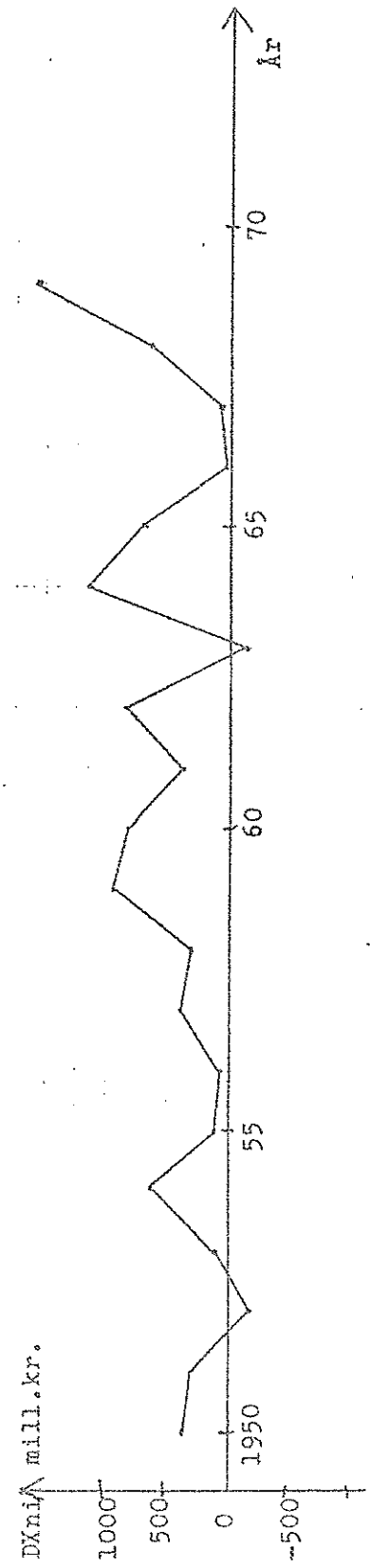
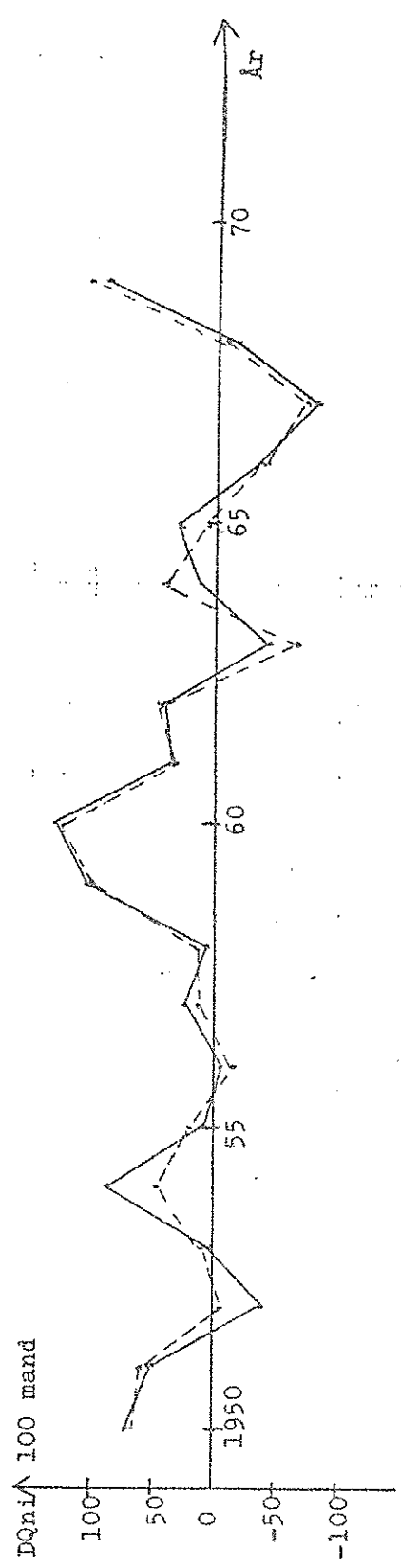
Figur 1: Produktion og beskæftigelse i forbrugsgodeindustrien, 1950-69.



Figur 2: Produktion og beskæftigelse i investeringsgodeindustrien, 1950-69.

-----: estimat

———: observation



modsatte udvikling i produktion og beskæftigelse 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.

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 arbejdere 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 hoarded arbejdskraft, fører imidlertid ikke til væsentlige forøgelse 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 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 hoardede 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 pct. i forbrugsgodeindustrien og 6,0 pct. i investeringsgodeindustrien for perioden 1960-69. I beregningerne nedenfor er denne produktivitetsstigning tolket som den "sande" langsigtede produktivitetsstigning, hvilket implicerer en forudsætning om, at den hoardede mængde arbejdskraft var den samme i 1960 og 1969. I det omfang produktivitets-

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.

Tabel 1. Ønsket og faktisk arbejdskraft i forbrugsindustrien, 1960-69.

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

	Xnc	Pct.- ændring	Ønsket Qnc	Faktisk Qnc	Hoar- ding	Ændring i hoard.	Resi- dual ¹⁾
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) ²⁾

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 produktionsændringen 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, mens der i 1968 - 69 var dishoarding af mindre omfang. Residualerne fra regressionsligningen er vist i tabellens sidste søjle.

En sammenligning af tabellens to sidste søjler viser, at regressionsligningens residualer i væsentlig grad kan identificeres som ændringer i den hoardedede 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 beskæftigelsen (under hensyntagen til stigningen i produktiviteten) foretages sådanne reduktioner ikke i 1965 og kun i mindre omfang i 1966. Da 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, 1960-69

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

	Xni	Procent- ændring	Ønsket Qni	Faktisk Qni	Hoarding	Ændring i hoard.	Resi- dual ¹⁾
1960	7320	-	1347	1347	0	-	0
1961	7672	4,8	1331	1383	52	52	0
1962	8458	10,2	1387	1421	34	-18	-5
1963	8289	-2,0	1276	1377	101	67	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) ²⁾

¹⁾ Fra relation E.A.6.7.23, 1950-68

²⁾ "forecast"

Som det fremgår af tabellens to sidste søjler, er der i denne sektor i mindre grad sammenhæng mellem ændringer i den beregnede hoardede mængde arbejdskraft og de observerede residualer i regressionsligningen. En mulig forklaring herpå kan være, at der i 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 periode. Dette implikerer, 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 produktivitetsstigning 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 afsnit er et forsøg på at undersøge den sidstnævnte hypoteses gyldighed for forbrugsgodeindustrien i perioden 1965-67.

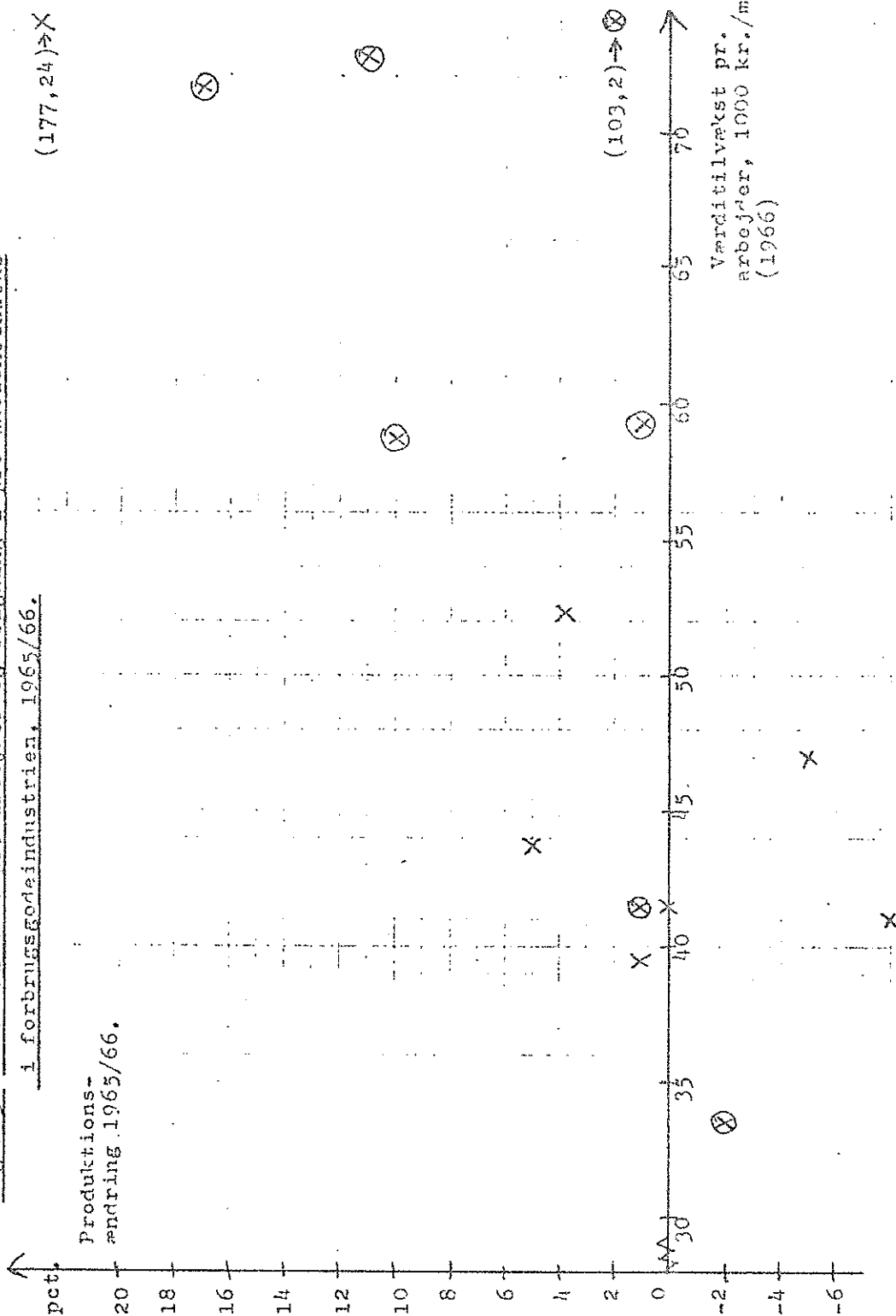
For hver af undergrupperne i forbrugsgodeindustrien beregnes værditilvæksten pr. arbejder i året 1966. Endvidere beregnes den procentvise stigning i produktionsindekset for hver undergruppe fra 1965 til 1966 og fra 1966 til 1967. På grundlag heraf tegnedes de to figurer på de følgende sider. De omcirklede punkter svarer til de industriundergrupper, som i 1966 havde en andel på 8 pct. 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

Figur 3: Værditilvækst pr. arbejder og stigning i produktionsindeks
 i forbrukskodeindustrien, 1965/66.

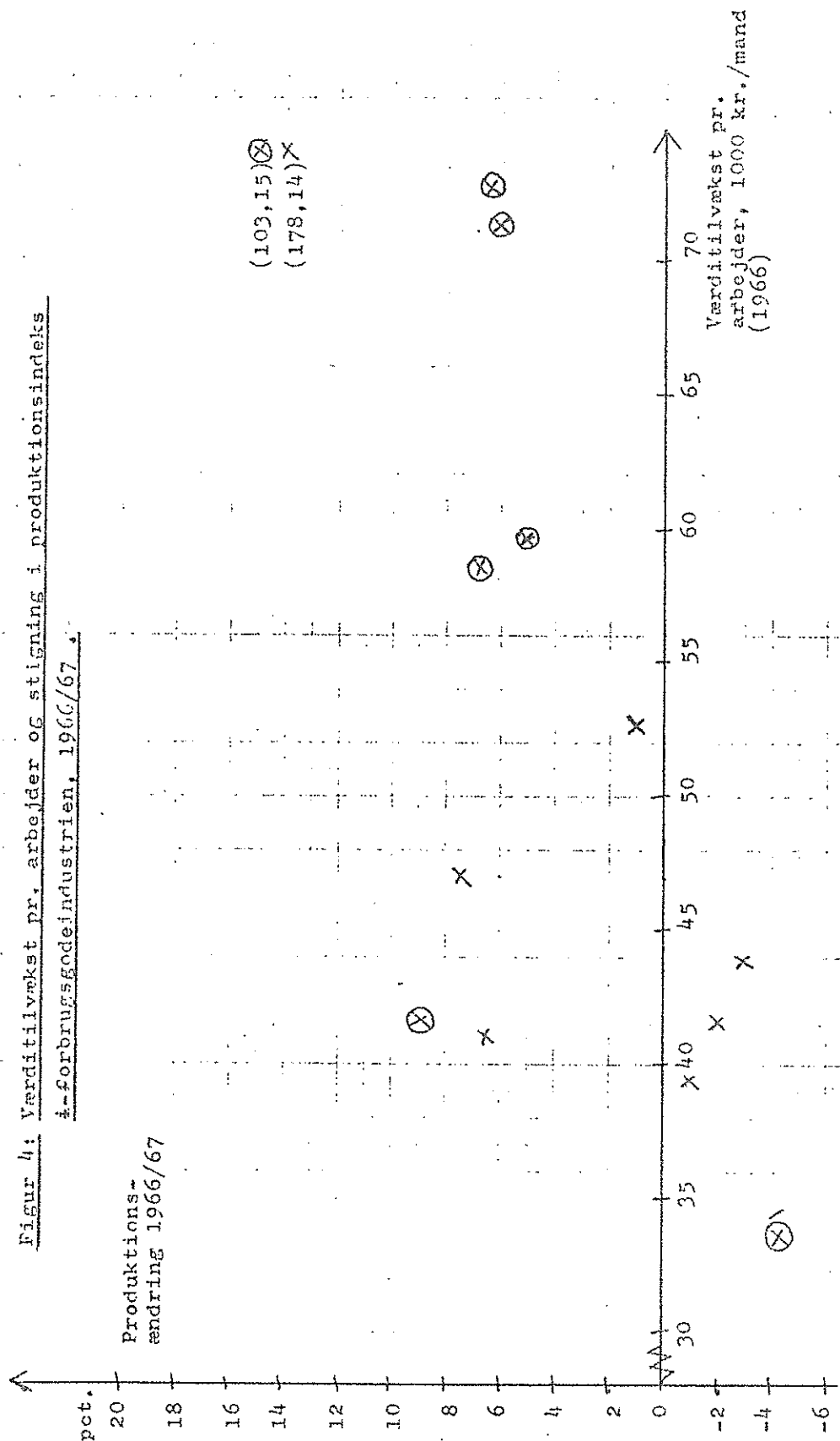
(177,24) → X

Produktions-
 ændring 1965/66.



Værditilvækst pr.
 arbejder, 1000 kr./mand
 (1966)

Figur 4: Værditilvækst pr. arbejder og stigning i produktionsindeks
 i forbrugsgodeindustrien, 1966/67.



overvurderer den estimerede beskæftigelsesrelation da også beskæftigelsesændringen i 1966 i forbrugsgodeindustrien; residualen er dog forholdsvis 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.

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, jf. fx (E.A.6.7.30), består først og fremmest i tilføjelse af en 0-100-0 dummy i 1967. Endvidere er relationen estimeret med inddragelse af 1969-observationen.

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

Betragtes først relationerne uden 1967-dummy ses, at koefficienterne til DX_{nc} , DH_{nc} og Dd_{nc} er nogenlunde konstante ved de successive forskydninger af estimationsperioden, mens der er en tendens til numerisk større koefficienter til $DQ_{nc}(-1)$ og t , når nyere observationer inddrages. Endvidere bemærkes det tidligere nævnte fald i R^2 og F -værdi, når observationerne efter 1965 indgår i estimationsperioden. Specielt med hensyn til 1969 gælder, at 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.

Tabel 3: Estimer af beskæftigelsesfunktion i forbrugsindustrien efter
specifikation (E.A.6.7.23).

Estima- tionspe- riode	Konstant	Estimeret koeficient til (spredning i parentes)					n	s	R ²	F
		D _{Xnc}	D _{Hnc}	D _{Qnc(-1)}	D _{anc}	t				
1950-65	41,4	0,094 (0,017)	-1,213 (0,311)	0,046 (0,114)	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 (1,49)	-7,27 (2,06)	19	34,8	0,69	5,8
1953-68	139,3	0,090 (0,049)	-1,017 (0,489)	0,312 (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)	-8,45 (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)	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)	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)	17	25,8	0,79	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)	16	26,4	0,80	6,0

Med hensyn til koefficienten til $DQ_{nc}(-1)$ ændres mønstret ikke i nævneværdig grad; der er stadig en tendens til, at denne parameter vokser i størrelse 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, jf. 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 1965-72 på grundlag af relationerne fra 1953-68

Tabellen på næste side viser observationer, estimater og residualer for perioden 1965-72 for beskæftigelsesrelationerne for forbrugsgodeindustri og investeringsgodeindustri.

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, mens der observeres mindre beskæftigelsesstigninger. Dette viser atter, at relationerne ikke i tilstrækkelig grad kan tage hensyn til "hoarding"-effekten.

Tabel 4: Observationer, estimater og residualer for beskæftigelsesrelationerne for forbrugsgodeindustri og investeringsgodeindustri på grundlag af relationerne fra 1953-68. Enhed = 100 mand.

År	Forbrugsgodeindustri Relation (E.A. 6.7.23) ¹⁾		Investeringsgodeindustri Relation (E.A. 6.7.23) ²⁾	
	Estimat	Observation	Estimat	Observation
1965	-13	8	10	31
1966	3	-23	-38	-41
1967	-93	-93	-68	-71
1968	14	-3	-18	-20
1969	69	39	88	93
1970	-52	13	-52	29
1971	-87	-71	-45	-59
1972	-16	-4	12	9
				Residual
				21
				-3
				-3
				-2
				5
				81
				-14
				-3

1) forklarende variable: DXnc, DHnc, DQnc(-1), t, Ddnc og D67 (samt konstantled), jf. tabel 3.

2) forklarende variable: DXni, DHni, DQni(-1), t og Ddni (samt konstantled), jf. bilag I s.16.

BILAG

Relationer for beskæftigelse og arbejdstid i industrien

Reestimation af relationerne i kapitel VI i modelrapporten

s. 36-52 på grundlag af forlængede tidsserier.

Beskæftigelsen i industrien - den logaritmisk lineære model1950-68

$$D1gQn = -0,029 + 0,661D1gXn - 0,180D1gHn + 0,386D1gQn(-1)$$

(0,142) (0,711) (0,145)

(1)

$$n = 19 \quad s = 2293,8 \quad R^2 = 0,69 \quad F = 10,9$$

1950-65

(E.A. 6.7.11)

$$D1gQn = -0,022 + 0,534D1gXn - 1,515D1gHn + 0,198D1gQn(-1)$$

(0,109) (0,646) (0,122)

(1)

$$n = 16 \quad s = 1656,3 \quad R^2 = 0,82 \quad F = 18,4$$

1953-68

$$D1gQn = -0,033 + 0,696D1gXn - 0,272D1gHn + 0,363D1gQn(-1)$$

(0,218) (0,786) (0,175)

(1)

$$N = 16 \quad s = 2503,1 \quad R^2 = 0,57 \quad F = 5,3$$

Besæftigelsen i forbrugsindustrien - den logaritmisk lineære model.

1950-68

$$(11) \quad \text{D1gQnc} = -0,025 + 0,510\text{D1gXnc} - 0,645\text{D1gHnc} + 0,300\text{D1gQnc}(-1) \\ (0,169) \quad (0,735) \quad (0,173)$$

$$n = 19 \quad s = 2623,6 \quad R^2 = 0,54 \quad F = 5,8$$

1950-65 (E.A. 6.7.12)

$$\text{D1gQnc} = -0,022 + 0,513\text{D1gXnc} - 1,527\text{D1gHnc} + 0,131\text{D1gQnc}(-1) \\ (0,108) \quad (0,516) \quad (0,122)$$

$$n = 16 \quad s = 1649,8 \quad R^2 = 0,81 \quad F = 17,6$$

1953-68

$$\text{D1gQnc} = -0,020 + 0,356\text{D1gXnc} - 0,831\text{D1gHnc} + 0,304\text{D1gQnc}(-1) \\ (0,369) \quad (0,831) \quad (0,220)$$

$$N = 16 \quad s = 2843,0 \quad R^2 = 0,28 \quad F = 1,6$$

Beskæftigelsen i investeringsindustrien - den logaritmisk lineære model.

1950-68

$$\text{DlqQni} = -0,033 + 0,735\text{DlqXni} + 0,374\text{DlqQni}(-1) \\ (0,088) \quad (0,104)$$

$$n = 19 \quad s = 2010,9 \quad R^2 = 0,83 \quad F = 39,8$$

1950-65

$$\text{DlqQni} = 0,028 + 0,656\text{DlqXni} + 0,276\text{DlqQni}(-1) - 0,877\text{DlqHni} \\ (0,101) \quad (0,125) \quad (0,821)$$

$$(E.A.6.7.13) \quad n = 16 \quad s = 2055,4 \quad R^2 = 0,82 \quad F = 18,3$$

1953-68

$$\text{DlqQni} = -0,033 + 0,707\text{DlqXni} + 0,359\text{DlqQni}(-1) \\ (0,102) \quad (0,115)$$

$$n = 16 \quad s = 2086,7 \quad R^2 = 0,82 \quad F = 29,4$$

Anm.

Normalarbejdstiden er for perioderne 1950-68 og 1953-68 ikke medtaget i relationerne, da den ikke opfylder regressionsprogrammets "indbyggede" signifikanskrav til de forklarende variable.

Gennemsnitlig arbejdstid i industrien - den logaritmisk lineære model.

1950-68

(xiii)
$$DlGn = 0,0038 + 0,118DlGx_n + 1,198DlGH_n - 0,047DlGQ_n(-1) - 0,966Dd61$$

 (0,031) (0,164) (0,033) (0,390)

$$n = 19 \quad s = 505,6 \quad R^2 = 0,85 \quad F = 20,0$$

(xii)
$$DlGn = 0,0060 + 0,158DlGx_n + 1,162DlGH_n - 0,064DlGQ_n - 1,056Dd61$$

 (0,046) (0,162) (0,048) (0,379)

$$n = 19 \quad s = 508,5 \quad R^2 = 0,85 \quad F = 19,8$$

1950-65

$$DlGn = -0,0041 + 0,130DlGx_n + 1,232DlGH_n - 0,061DlGQ_n(-1) - 0,893Dd61$$

 (0,035) (0,211) (0,040) (0,403)

$$N = 16 \quad s = 516,4 \quad R^2 = 0,85 \quad F = 16,0$$

$$DlGn = -0,0067 + 0,173DlGx_n + 1,115DlGH_n - 0,083DlGQ_n - 1,056Dd61$$

 (0,058) (0,265) (0,086) (0,411)

$$n = 16 \quad s = 546,5 \quad R^2 = 0,84 \quad F = 14,0$$

1953-68

$$DlGn = -0,0057 + 0,140DlGx_n + 1,171DlGH_n - 0,037DlGQ_n(-1) - 0,973Dd61$$

 (0,045) (0,163) (0,037) (0,390)

$$n = 16 \quad s = 496,6 \quad R^2 = 0,88 \quad F = 19,9$$

$$DlGn = -0,0081 + 0,186DlGx_n + 1,142DlGH_n - 0,068DlGQ_n - 1,022Dd61$$

 (0,055) (0,154) (0,048) (0,359)

$$n = 16 \quad s = 476,4 \quad R^2 = 0,89 \quad F = 21,9$$

Gennemsnitlig arbejdstid i forbrugsindustrien - den logaritmisk lineære model.

1950-68

(xiv) $D1gGnc = -0,0039 + 0,110D1gXnc + 1,080D1gHnc - 0,044D1gQnc (-1)$
 (0,044) (0,192) (0,045)

n = 19 s = 685,5 R² = 0,68 F = 10,5

(xiv)

$D1gGnc = -0,0049 + 0,121D1gXnc + 1,038D1gHnc - 0,026D1gQnc$
 (0,056) (0,196) (0,063)

n = 19 s = 702,4 R² = 0,66 F = 9,8

1950-65

$D1gGnc = -0,0040 + 0,117D1gXnc + 1,054D1gHnc - 0,064D1gQnc (-1)$
 (0,048) (0,231) (,055)

n = 16 s = 737,1 R² = 0,66 F = 7,6

(E.A.6.7.15)

$D1gGnc = -0,0061 + 0,150D1gXnc + 0,944D1gHnc - 0,075D1gQnc$
 (0,084) (0,310) (0,128)

n = 16 s = 767,8 R² = 0,63 F = 6,7

1953-68

$D1gGnc = -0,0029 + 0,073D1gXnc + 1,021D1gHnc - 0,031D1gQnc (-1)$
 (0,094) (0,211) (0,056)

n = 16 s = 722,2 R² = 0,68 F = 8,4

$D1gGnc = -0,0037 + 0,084D1gXnc + 0,981D1gHnc - 0,035D1gQnc$
 (0,097) (0,214) (0,068)

n = 16 s = 723,6 R² = 0,68 F = 8,4

Gennemsnitlig arbejdstid i investeringsindustrien - den logaritmisk lineære model.

1950-68

$$\text{DigGni} = -0,0017 + 0,065\text{DigXni} + 1,083\text{DigHni} - 0,061\text{DigQni} (-1)$$

$$(0,023) \quad (0,156) \quad (0,029)$$

(xxix)

$$- 1,170\text{Dd56} - 2,721\text{Dd61}$$

$$(0,367) \quad (0,401)$$

$$n = 19 \quad s = 509,3 \quad R^2 = 0,93 \quad F = 34,7$$

$$\text{DigGni} = -0,0064 + 0,162\text{DigXni} + 1,072\text{DigHni} - 0,129\text{DigQni}$$

$$(0,040) \quad (0,140) \quad (0,046)$$

(xxviii)

$$- 1,058\text{Dd56} - 2,723\text{Dd61}$$

$$(0,338) \quad (0,359)$$

$$n = 19 \quad s = 465,5 \quad R^2 = 0,94 \quad F = 42,0$$

1950-65

$$\text{DigGni} = -0,0022 + 0,085\text{DigXni} + 1,223\text{DigHni} - 0,067\text{DigQni} (-1)$$

$$(0,024) \quad (0,201) \quad (0,030)$$

(E.A.6.7.16)

$$- 1,126\text{Dd56} - 2,564\text{Dd61}$$

$$(0,337) \quad (0,379)$$

$$n = 16 \quad s = 466,8 \quad R^2 = 0,95 \quad F = 37,6$$

$$\text{DigGni} = -0,0072 + 0,180\text{DigXni} + 1,102\text{DigHni} - 0,140\text{DigQni}$$

$$(0,042) \quad (0,197) \quad (0,054)$$

(E.A.6.7.17)

$$- 1,019\text{Dd56} - 2,659\text{Dd61}$$

$$(0,324) \quad (0,351)$$

$$n = 16 \quad s = 444,6 \quad R^2 = 0,95 \quad F = 41,7$$

fortsat

Gennemsnitlig arbejdstid i investeringsindustrien - den logaritmisk lineære model.

1953-68

$$\text{DigGni} = -0,0028 + 0,078\text{DigXni} + 1,057\text{DigHni} - 0,056\text{DigQni} (-1) \\ (0,026) \quad (0,170) \quad (0,031)$$

$$- 1,132\text{Dd56} - 2,723\text{Dd61} \\ (0,379) \quad (0,413)$$

$$n = 16 \quad s = 524,0 \quad R^2 = 0,94 \quad F = 32,4$$

$$\text{DigGni} = -0,0075 + 0,175\text{DigXni} + 1,050\text{DigHni} - 0,135\text{DigQni} \\ (0,042) \quad (0,145) \quad (0,048)$$

$$- 1,023\text{Dd56} - 2,703\text{Dd61} \\ (0,328) \quad (0,347)$$

$$n = 16 \quad s = 449,6 \quad R^2 = 0,96 \quad F = 44,7$$

Beskæftigelsen i industrien - den lineære model, specifikation (E.A.6.7.22)

1950-68

$$DQn = 3707,6 - 0,023Xn - 1,05Hn - 0,475Qn(-1) + 4,27t + 5,10dn$$

$$(0,023) \quad (1,47) \quad (0,229) \quad (16,9) \quad (2,89)$$

(ii)

$$n = 19 \quad s = 90,3 \quad R^2 = 0,41 \quad F = 1,8$$

$$DQn = 2000,8 + 0,146Xn - 1,750Hn - 0,616Qn(-1) + 238,3t - 8,75t^2 + 1,36dn$$

$$(0,025) \quad (0,651) \quad (0,102) \quad (32,1) \quad (1,17) \quad (1,36)$$

(iv)

$$n = 19 \quad s = 39,46 \quad R^2 = 0,90 \quad F = 17,2$$

$$DQn = 2483,6 + 0,152Xn - 2,087Hn - 0,562Qn(-1) + 248,2t - 9,18t^2$$

$$(0,024) \quad (0,557) \quad (0,087) \quad (30,5) \quad (1,09)$$

(iii)

$$n = 19 \quad s = 39,46 \quad R^2 = 0,89 \quad F = 20,4$$

1950-65

$$DQn = 9410,0 + 0,020Xn - 3,106Hn - 1,050Qn(-1) - 19,4t + 2,96dn$$

$$(0,010) \quad (0,615) \quad (0,115) \quad (6,9) \quad (1,12)$$

(ii)

$$(E.A.6.7.26) \quad n = 16 \quad s = 33,85 \quad R^2 = 0,91 \quad F = 19,7$$

Det kvadratiske trendled (t^2) er i perioden 1950-65 blevet udeladt af beregningerne, idet det ikke opfylder regressionsprogrammets "indbyggede" toleranskanskrav til de forklarende variable. Relation (iv) bliver således identisk med (ii), medens relation (iii) fremkommer som

$$DQn = 10971,2 + 0,018Xn - 3,905Hn - 0,931Qn(-1) - 24,2t$$

$$(0,012) \quad (0,665) \quad (0,132) \quad (8,3)$$

(iii)

$$n = 16 \quad s = 42,0 \quad R^2 = 0,84 \quad F = 14,8$$

(fortsat)

Beskæftigelsen i industrien - den lineære model, specifikation (E.A.6.7.22)

1953-68

(ii) $DQ_n = 3645,9 - 0,036X_n - 1,171H_n - 0,335Q_n(-1) + 12,3t + 3,91dn$
 $(0,028) \quad (1,463) \quad (0,243) \quad (34,1) \quad (2,89)$

$n = 16 \quad s = 85,9 \quad R^2 = 0,45 \quad F = 1,7$

(iv) $DQ_n = 1555,4 + 0,121X_n - 1,566H_n - 0,569Q_n(-1) + 242,3t - 8,21t^2 + 1,22dn$
 $(0,024) \quad (0,579) \quad (0,101) \quad (33,7) \quad (1,10) \quad (1,19)$

$n = 16 \quad s = 33,8 \quad R^2 = 0,92 \quad F = 18,2$

(iii) $DQ_n = 2023,8 + 0,126X_n - 1,876H_n - 0,515Q_n(-1) + 248,7t - 8,55t^2$
 $(0,023) \quad (0,493) \quad (0,086) \quad (33,2) \quad (1,05)$

$n = 16 \quad s = 33,9 \quad R^2 = 0,91 \quad F = 21,5$

Beskæftigelsen i forbrugsindustrien - den lineære model, specifikation (E.A.6.7.22)

1950-68

$$DQnc = 2711,0 - 0,013Xnc - 0,802Hnc - 0,509Qnc(-1) - 7,90t + 4,35dnc$$

$$(0,018) \quad (0,701) \quad (0,231) \quad (8,04) \quad (3,12)$$

(vi)

$$n = 19 \quad s = 47,2 \quad R^2 = 0,42 \quad F = 1,9$$

$$DQnc = 168,4 + 0,174Xnc - 0,980Hnc - 0,469Qnc(-1) + 183,4t - 6,47t^2 + 2,14dnc$$

$$(0,049) \quad (0,486) \quad (0,160) \quad (49,3) \quad (1,66) \quad (2,23)$$

(viii)

$$n = 19 \quad s = 32,8 \quad R^2 = 0,74 \quad F = 5,8$$

$$DQnc = 423,5 + 0,180Xnc - 1,232Hnc - 0,369Qnc(-1) + 196,0t - 6,88t^2$$

$$(0,049) \quad (0,408) \quad (0,121) \quad (47,3) \quad (1,60)$$

(vii)

$$n = 19 \quad s = 32,7 \quad R^2 = 0,73 \quad F = 6,9$$

1950-65

$$DQnc = 5112,5 + 0,046Xnc - 1,598Hnc - 1,065Qnc(-1) - 29,8t + 2,65dnc$$

$$(0,008) \quad (0,248) \quad (0,102) \quad (3,5) \quad (1,07)$$

(vi)

(E.A.6.7.27)

$$n = 16 \quad s = 15,8 \quad R^2 = 0,94 \quad F = 28,9$$

Det kvadratiske trendled (t^2) er i perioden 1950-65 blevet udeladt af beregningerne, da det ikke opfylder regressionsprogrammets "indbyggede" toleranskrav til de forklarende variable. Relation (viii) bliver således identisk med (vi), medens relation (vii) fremkommer som

$$DQnc = 5657,8 + 0,041Xnc - 1,913Hnc - 0,948Qnc(-1) - 29,4t$$

$$(0,010) \quad (0,258) \quad (0,110) \quad (4,3)$$

(vii)

$$n = 16 \quad s = 19,1 \quad R^2 = 0,90 \quad F = 23,6$$

(fortsat)

Beskæftigelsen i forbrugsindustrien - den lineære model. specifikation (E.A.6.7.22)

1953-68

$$\begin{aligned} Q_{nc} &= 2571,3 - 0,038X_{nc} - 0,915H_{nc} - 0,270Q_{nc}(-1) + 5,72t + 1,54d_{nc} \\ &\quad (0,018) \quad (0,586) \quad (0,223) \quad (12,24) \quad (2,70) \\ (vi) \quad n &= 16 \quad s = 37,9 \quad R^2 = 0,54 \quad F = 2,4 \end{aligned}$$

Også i perioden 1953-68 er det kvadratiske trendled udelukket af beregningerne. Relation (vii) bliver således identisk med (vi), medens relation (vii) fremkommer som

$$\begin{aligned} DQ_{nc} &= 2867,7 - 0,043X_{nc} - 1,098H_{nc} - 0,181Q_{nc}(-1) + 6,16t \\ &\quad (0,016) \quad (0,476) \quad (0,154) \quad (11,8) \\ (vii) \quad n &= 16 \quad s = 36,7 \quad R^2 = 0,53 \quad F = 3,1 \end{aligned}$$

Beskæftigelsen i investeringsindustrien - den lineære model, specifikation (E.A.6.7.22)

1950-68

$$(x) \quad DQ_{ni} = -1590,7 + 0,015X_{ni} + 0,849H_{ni} - 0,444Q_{ni}(-1) + 8,95t + 6,51d_{ni} \\ (0,032) \quad (0,682) \quad (0,224) \quad (12,69) \quad (2,85)$$

$$n = 19 \quad s = 49,0 \quad R^2 = 0,41 \quad F = 1,8$$

$$(xii) \quad DQ_{ni} = 1175,0 + 0,123X_{ni} - 0,727H_{ni} - 0,693Q_{ni}(-1) + 88,8t - 3,17t^2 + 1,38d_{ni} \\ (0,014) \quad (0,261) \quad (8,4) \quad (0,29) \quad (1,02)$$

$$n = 19 \quad s = 15,6 \quad R^2 = 0,95 \quad F = 34,4$$

$$(xi) \quad DQ_{ni} = 1485,2 + 0,131X_{ni} - 0,897H_{ni} - 0,655Q_{ni}(-1) + 91,1t - 3,35t^2 \\ (0,013) \quad (0,236) \quad (8,5) \quad (0,27)$$

$$n = 19 \quad s = 16,1 \quad R^2 = 0,94 \quad F = 38,5$$

1950-65

$$(x) \quad DQ_{ni} = 3605,3 + 0,004X_{ni} - 1,252H_{ni} - 0,960Q_{ni}(-1) + 6,61t + 3,75d_{ni} \\ (0,021) \quad (0,639) \quad (0,192) \quad (8,15) \quad (1,92)$$

$$n = 16 \quad s = 31,1 \quad R^2 = 0,74 \quad F = 5,6$$

$$(xii) \quad DQ_{ni} = 1930,2 + 0,106X_{ni} - 0,969H_{ni} - 0,780Q_{ni}(-1) + 78,1t - 2,75t^2 + 1,55d_{ni} \\ (0,023) \quad (0,349) \quad (0,109) \quad (14,8) \quad (0,55) \quad (1,12)$$

(E.A.6.7.28)

$$n = 16 \quad s = 16,7 \quad R^2 = 0,93 \quad F = 20,3$$

$$(xi) \quad DQ_{ni} = 2130,2 + 0,119X_{ni} - 1,112H_{ni} - 0,725Q_{ni}(-1) + 83,0t - 3,05t^2 \\ (0,022) \quad (0,348) \quad (0,106) \quad (15,0) \quad (0,53)$$

$$n = 16 \quad s = 17,5 \quad R^2 = 0,92 \quad F = 21,9$$

(fortsat)

Beskæftigelsen i investeringsindustrien - den lineære model, specifikation (E.A.6.7.22)

1953-68

$$DQ_{ni} = -1073,4 + 0,033X_{ni} + 0,663H_{ni} - 0,362Q_{ni}(-1) - 6,15t + 5,60d_{ni} \\ (0,041) \quad (0,729) \quad (0,231) \quad (22,2) \quad (2,97)$$

(x)

$$n = 16 \quad s = 49,1 \quad R^2 = 0,47 \quad F = 1,8$$

$$DQ_{ni} = 766,9 + 0,109X_{ni} - 0,608H_{ni} - 0,687Q_{ni}(-1) + 101,6t - 3,25t^2 + 1,50d_{ni} \\ (0,011) \quad (0,196) \quad (0,059) \quad (9,7) \quad (0,25) \quad (0,76)$$

(xii)

$$n = 16 \quad s = 11,5 \quad R^2 = 0,97 \quad F = 56,3$$

$$DQ_{ni} = 1111,9 + 0,119X_{ni} - 0,795H_{ni} - 0,647Q_{ni}(-1) + 103,8t - 3,45t^2 \\ (0,012) \quad (0,194) \quad (0,063) \quad (10,9) \quad (0,26)$$

(xi)

$$n = 16 \quad s = 13,0 \quad R^2 = 0,96 \quad F = 51,8$$

Beskæftigelsen i industrien - den lineære model, specifikation (E.A.6.7.23)

1950-68

$$\begin{aligned} \text{DQn} &= 182,3 + 0,105\text{DXn} - 1,853\text{DHn} + 0,287\text{DQn}(-1) - 13,3\text{t} + 1,91\text{DDn} \\ &\quad (0,019) \quad (0,762) \quad (0,122) \quad (2,5) \quad (0,97) \\ \text{(ii)} & \\ n &= 19 \quad s = 46,5 \quad R^2 = 0,84 \quad F = 14,0 \end{aligned}$$

1950-65

$$\begin{aligned} \text{DQn} &= 110,4 + 0,087\text{DXn} - 2,529\text{DHn} + 0,128\text{DQn}(-1) - 8,74\text{t} + 2,09\text{DDn} \\ &\quad (0,016) \quad (0,606) \quad (0,104) \quad (2,29) \quad (0,71) \\ \text{(ii)} & \\ \text{(E.A.6.7.29)} & \\ n &= 19 \quad s = 34,0 \quad R^2 = 0,91 \quad F = 19,5 \end{aligned}$$

1953-68

$$\begin{aligned} \text{DQn} &= 253,8 + 0,100\text{DXn} - 1,860\text{DHn} + 0,334\text{DQn}(-1) - 15,84\text{t} + 1,67\text{DDn} \\ &\quad (0,022) \quad (0,727) \quad (0,124) \quad (2,93) \quad (0,94) \\ \text{(ii)} & \\ n &= 16 \quad s = 43,9 \quad R^2 = 0,86 \quad F = 12,0 \end{aligned}$$

Beskæftigelsen i forbrugsindustrien - den lineære model, specificifikation (E.A.6.7.23)

1950-68

$$DQnc = 97,2 + 0,097DXnc - 0,956DHnc + 0,197DQnc(-1) - 7,27t + 2,67Ddnc$$

$$(0,027) \quad (0,484) \quad (0,163) \quad (2,06) \quad (1,49)$$

(v)

$$n = 19 \quad s = 34,8 \quad R^2 = 0,69 \quad F = 5,8$$

1950-65

$$DQnc = 41,4 + 0,094DXnc - 1,213DHnc + 0,046DQnc(-1) - 4,18t + 2,59Ddnc$$

$$(0,017) \quad (0,311) \quad (0,114) \quad (1,46) \quad (0,92)$$

(v)

$$(E.A.6.7.30) \quad n = 16 \quad s = 21,3 \quad R^2 = 0,88 \quad F = 15,0$$

1953-68

$$DQnc = 139,3 + 0,090DXnc - 1,017DHnc + 0,318DQnc(-1) - 8,76t + 2,10Ddnc$$

$$(0,049) \quad (0,489) \quad (0,201) \quad (3,34) \quad (1,55)$$

(v)

$$n = 16 \quad s = 34,9 \quad R^2 = 0,61 \quad F = 3,2$$

Beskæftigelsen i investeringsindustrien - den lineære model, specifikation (E.A.6.7.23)

1950-68

$$DQ_{ni} = 85,7 + 0,113DX_{ni} - 0,743DH_{ni} + 0,302DQ_{ni}(-1) - 5,96t + 1,43Dd_{ni}$$

(0,014) (0,327) (0,099) (1,04) (0,80)

n = 19 s = 20,5 R² = 0,90 F = 22,7

(viii)

1950-65

$$DQ_{ni} = 73,9 + 0,105DX_{ni} - 0,948DH_{ni} + 0,241DQ_{ni}(-1) - 5,20t + 1,54Dd_{ni}$$

(0,019) (0,416) (0,127) (1,39) (0,88)

n = 16 s = 22,2 R² = 0,87 F = 12,9

(viii)
(E.A.6.7.31)

1953-68

$$DQ_{ni} = 107,8 + 0,106DX_{ni} - 0,594DH_{ni} + 0,312DQ_{ni}(-1) - 6,55t + 1,45Dd_{ni}$$

(0,014) (0,323) (0,096) (1,19) (0,76)

n = 16 s = 19,4 R² = 0,92 F = 22,3

(viii)

Gennemsnitlig arbejdstid i industrien - den lineære model, specifikation (E.A.6.7.24)

1950-68

(xviii) $DGn = 27,5 + 0,027DXn + 1,075DHn - 0,076DQn - 2,11t$
(0,008) (0,223) (0,052) (1,02)

n = 19 s = 12,6 R² = 0,78 F = 12,2

1950-65

(xviii) $DGn = 30,2 + 0,032DXn + 1,092DHn - 0,084DQn - 2,53t$
(0,009) (0,297) (0,073) (1,03)

n = 16 s = 12,3 R² = 0,81 F = 11,4

(E.A.6.7.32)

1953-68

(xviii) $DGn = 36,3 + 0,028DXn + 1,054DHn - 0,082DQn - 2,51t$
(0,008) (0,225) (0,055) (1,26)

n = 16 s = 12,4 R² = 0,81 F = 12,1

Gennemsnitlig arbejdstid i forbrugsindustrien - den lineære model, specifikation

(E.A. 6.7.24)

1950-68

$$DGnc = 28,5 + 0,038DXnc + 0,911DHnc - 0,080DQnc - 2,25t$$

(xxviii)

(0,014) (0,210) (0,091) (1,06)

n = 19 s = 13,9 R² = 0,71 F = 8,4

1950-65

$$DGnc = 31,0 + 0,047DXnc + 0,848DHnc - 0,137DQnc - 2,55t$$

(xxviii)

(0,019) (0,290) (0,154) (1,15)

n = 16 s = 14,7 R² = 0,71 F = 6,8

1953-68

$$DGnc = 45,7 + 0,037DXnc + 0,853DHnc - 0,121DQnc - 2,93t$$

(xxviii)

(0,019) (0,202) (0,092) (1,40)

n = 16 s = 13,2 R² = 0,76 F = 8,8

Gennemsnitlig arbejdstid i investeringsindustrien - den lineære model, specifikation

(E.A.6.7.24)

1950-68

$$DGni = -8,4 + 0,028DXni + 1,063DHni - 0,072DQni - 2,68Dd56 - 5,72Dd61$$

(0,010) (0,168) (0,064) (0,81) (0,86)

(x1)

$$n = 19 \quad s = 11,3 \quad R^2 = 0,92 \quad F = 29,0$$

1950-65

$$DGni = -10,1 + 0,033DXni + 1,121DHni - 0,068DQni - 2,61Dd56 - 5,54Dd61$$

(0,010) (0,235) (0,085) (0,79) (0,86)

(x1)

$$n = 16 \quad s = 11,0 \quad R^2 = 0,93 \quad F = 28,2$$

(E.A.6.7.34)

1953-68

$$DGni = -9,2 + 0,030DXni + 1,070DHni - 0,078DQni - 2,67Dd56 - 5,67Dd61$$

(0,011) (0,185) (0,071) (0,83) (0,88)

(x1)

$$n = 16 \quad s = 11,6 \quad R^2 = 0,93 \quad F = 27,5$$

Gen gennemsnitlig arbejdstid i industrien - den lineære model. specifikation (E.A.6.7.25)

1950-68

$$D_{Gn} = 15,0 + 0,018DX_n + 1,209DH_n - 0,051DQ_n(-1) - 1,18t$$

$$(0,005) \quad (0,197) \quad (0,030) \quad (0,66)$$

(xix)

$$n = 19 \quad s = 12,3 \quad R^2 = 0,79 \quad F = 12,8$$

1950-65

$$D_{Gn} = 24,4 + 0,023DX_n + 1,253DH_n - 0,068DQ_n(-1) - 1,70t$$

$$(0,005) \quad (0,194) \quad (0,031) \quad (0,73)$$

(xix)

(E.A.6.7.36)

$$n = 16 \quad s = 10,9 \quad R^2 = 0,85 \quad F = 15,3$$

1953-68

$$D_{Gn} = 13,3 + 0,018DX_n + 1,208DH_n - 0,039DQ_n(-1) - 1,13t$$

$$(0,006) \quad (0,208) \quad (0,033) \quad (0,86)$$

(xix)

$$n = 16 \quad s = 12,9 \quad R^2 = 0,80 \quad F = 11,1$$

Gennemsnitlig arbejdstid i forbrugsindustrien - den lineære model. specifikation

(E.A.6.7.25).

1950-68

$$DGnc = 23,1 + 0,031DXnc + 0,996DHnc - 0,061DQnc(-1) - 1,76t$$

$$(0,011) \quad (0,193) \quad (0,061)$$

(xxix) $n = 19$ $s = 13,8$ $R^2 = 0,71$ $F = 8,5$

1950-65

$$DGnc = 27,2 + 0,036DXnc + 1,014DHnc - 0,095DQnc(-1) - 2,03t$$

$$(0,012) \quad (0,206) \quad (0,071)$$

(xxix) $n = 16$ $s = 14,1$ $R^2 = 0,73$ $F = 7,6$

(E.A.6.7.36)

1953-68

$$DGnc = 30,3 + 0,027DXnc + 0,967DHnc - 0,015DQnc(-1) - 1,94t$$

$$(0,019) \quad (0,198) \quad (0,075)$$

(xxix) $n = 16$ $s = 14,2$ $R^2 = 0,73$ $F = 7,3$

Gennemsnitlig arbejdstid i investeringsindustrien - den lineære model, specifikation
(E.A.6.7.25)

1950-68

$$DGni = -3,92 + 0,020DXni + 1,098DHni - 0,093DQni(-1) - 2,68Dd56 - 5,39Dd61$$

$$(0,007) \quad (0,159) \quad (0,050) \quad (0,75) \quad (0,84)$$

(xli)

$$n = 19 \quad s = 10,5 \quad R^2 = 0,93 \quad F = 33,7$$

1950-65

$$DGni = -4,53 + 0,026DXni + 1,162DHni - 0,127DQni(-1) - 2,60Dd56 - 5,03Dd61$$

$$(0,007) \quad (0,177) \quad (0,050) \quad (0,63) \quad (0,72)$$

(xli)

$$n = 16 \quad s = 8,9 \quad R^2 = 0,96 \quad F = 44,6$$

(E.A.6.7.37)

1952-68

$$DGni = -5,19 + 0,022DXni + 1,089DHni - 0,085DQni(-1) - 2,66Dd56 - 5,41Dd61$$

$$(0,008) \quad (0,176) \quad (0,053) \quad (0,78) \quad (0,87)$$

(xli)

$$n = 16 \quad s = 10,9 \quad R^2 = 10,9 \quad F = 31,0$$

Beskeftigelsen i forbrugsindustrien - "en alternativ model", if. (E.A.6.8.2).

1950-68

$$DQnc = 126,2 + 0,127DXnc - 0,91DHnc - 0,88D(Gnc-Hnc) - 9,25t + 93,7Dd60$$

$$(0,033) \quad (0,46) \quad (0,64) \quad (2,24) \quad (34,6)$$

n = 19 s = 33,5 R² = 0,71 F = 6,4

(viii)

1950-65

$$DQnc = 64,3 + 0,120DXnc - 1,17DHnc - 0,69D(Gnc-Hnc) - 5,82t + 75,9Dd60$$

$$(0,020) \quad (0,27) \quad (0,36) \quad (1,47) \quad (19,2)$$

n = 16 s = 18,1 R² = 0,91 F = 21,3

(viii)
(E.A.6.8.4)

1953-68

$$DQnc = 168,6 + 0,118DXnc - 0,96DHnc - 1,33D(Gnc-Hnc) - 10,62t + 89,3Dd60$$

$$(0,050) \quad (0,46) \quad (0,71) \quad (3,43) \quad (34,2)$$

n = 16 s = 32,9 R² = 0,66 F = 3,8

(viii)

Gennemsnitlig arbejdstid i forbrugsindustrien - "en alternativ model", jf. (E.A.6.8.3)

1950-68

$$DGnc = -0,078 + 1,05DMnc + 0,028DDXnc$$

(1)

(0,15)

(0,006)

$$n = 19 \quad s = 11,3 \quad R^2 = 0,78 \quad F = 28,0$$

1950-65

$$DGnc = 0,008 + 1,07DMnc + 0,029DDXnc$$

(1)

(0,17)

(0,007)

$$(E.A.6.8.5) \quad n = 16 \quad s = 12,1 \quad R^2 = 0,77 \quad F = 17,0$$

1953-68

$$DGnc = -0,558 + 1,04DMnc + 0,025DDXnc$$

(1)

(0,15)

(0,009)

$$n = 16 \quad s = 11,4 \quad R^2 = 0,79 \quad F = 24,3$$

KAPITEL 5

Industriens beskæftigelse af funktionærer¹⁾

1. Dette kapitel beskriver estimationen af beskæftigelsesrelationer for funktionærer i modellens to industrisektorer.

Som afhængig variabel er anvendt tidsserier for funktionærtallet inklusive indehavere og medhjælpende hustruer opstillet på grundlag af industristatistikken. De beregnede tidsserier er vist som bilag 1. Relationerne forklarer ændringerne i disse serier.

Som forklarende variable anvendes ændringen i funktionærbeskæftigelsen i forrige periode ($DFnc(\div 1)$, $DFni(\div 1)$), ændringen i normalarbejdstiden ($DHni$, $DHnc$), ændringen i produktionen med varierende lags ($DXnc$, $DXnc(\div \frac{1}{4})$, $DXnc(\div \frac{1}{2})$, $DXnc(\div \frac{3}{4})$, $DXni$, $DXni(\div \frac{1}{4})$, $DXni(\div \frac{1}{2})$ og $DXni(\div \frac{3}{4})$) og tiden (t).

I de indledende estimationer anvendtes lagget ændring i funktionærbeskæftigelsen og ændringen i produktionen (med varierende lags) som forklarende variable i samtlige relationer, mens tiden og ændringen i normalarbejdstiden blev inddraget både sammen og hver for sig.

Som estimationsperiode er anvendt 1950-68, idet relationerne dels er estimeret for hele denne periode og dels for delperioderne 1950-65 og 1953-68.

2. For perioden 1950-65 fås de nedenfor viste simple korrelationskoefficienter i investeringsgodeindustrien

	t	$DFni(\div 1)$	$DHni$	$DXni(\div \frac{1}{4})$
$DFni$	0.601	0.343	-0.353	0.902
t		0.557	-0.182	0.605
$DFni(\div 1)$			-0.048	0.372
$DHni$				-0.304

$DXni(\div \frac{1}{4})$ er det laggede produktionsudtryk, som har den største simple korrelation med ændringerne i funktionærbeskæftigelsen.

¹⁾ Udarbejdet i juni 1973 af Per Kongshøj Madsen (med baggrund i oplæg fra juni/juli 1971)

Inddrages 1966-68 i estimationsperioden fås betydelige ændringer i de simple korrelationskoefficienter.

<u>1950-68</u>	t	DFni(÷1)	DHni	DXni(÷ $\frac{1}{4}$)
DFni	0.014	0.413	0.051	0.787
t		0.117	-0.480	0.375
DFni(÷1)			0.143	0.222
DHni				-0.181

Årsagen til disse ændringer er formentlig den usædvanlige udvikling i funktionærtallet i perioden 1966-68, hvor de foregående års kraftige stigninger afløses af stagnation og endog fald i 1967.

3. I bilag 2 er vist de estimerede relationer for investeringsindustrien. Relationerne er ikke fuldt sammenlignelige fra periode til periode, idet regressionsprogrammet i nogle tilfælde (ii og iii) selv skulle vælge den bedste variabelkombination og derfor har kunnet vælge forskellige kombinationer i de forskellige perioder.

På grundlag af korrelationsmatricerne og de viste relationer kan følgende foreløbige konklusioner dog drages:

- a) ændringen i produktionen bør inddrages som forklarende variabel
- b) ændringen i normalarbejdstiden er intet sted signifikant
- c) tiden bliver signifikant, når 1966-68 inddrages i estimationsperioden
- d) ændringerne i den laggede funktionærbeskæftigelse er i alle tilfælde signifikant.

Mens det således er klart, at DXni(÷?) og DFni(÷1) skal inddrages i den endelige relation, er det mere usikkert, om tiden skal inddrages som forklarende variabel. En opfattelse af, at signifikansen for koefficienten til tiden hovedsagelig skyldes den usædvanlige udvikling i funktionærbeskæftigelsen i 1966-68, støttes af, at koefficienten til tiden atter bliver insignifikant, hvis der inddrages en dummy til at tage højde for faldet i funktionærtallet i 1967.

Inddragelsen af 1967-dummyen fører samtidig til, at DXni bliver det mest signifikante udtryk for ændringerne i produktionen, således at der for 1950-68 estimeres nedenstående relationer:

$$(3.1) \quad \begin{array}{ccccccc} \text{DFni} = & 5,3 & - & 0,26t & + & 0,42\text{DFni}(\div 1) & + & 0,019\text{DXni} & - & 0,13\text{D67} \\ & & & (0,21) & & (0,11) & & (0,003) & & (0,05) \\ n = & 19 & & s = 4,3 & & R^2 = 0,85 & & F = 20,1 \end{array}$$

Udelades t som forklarende variabel fås:

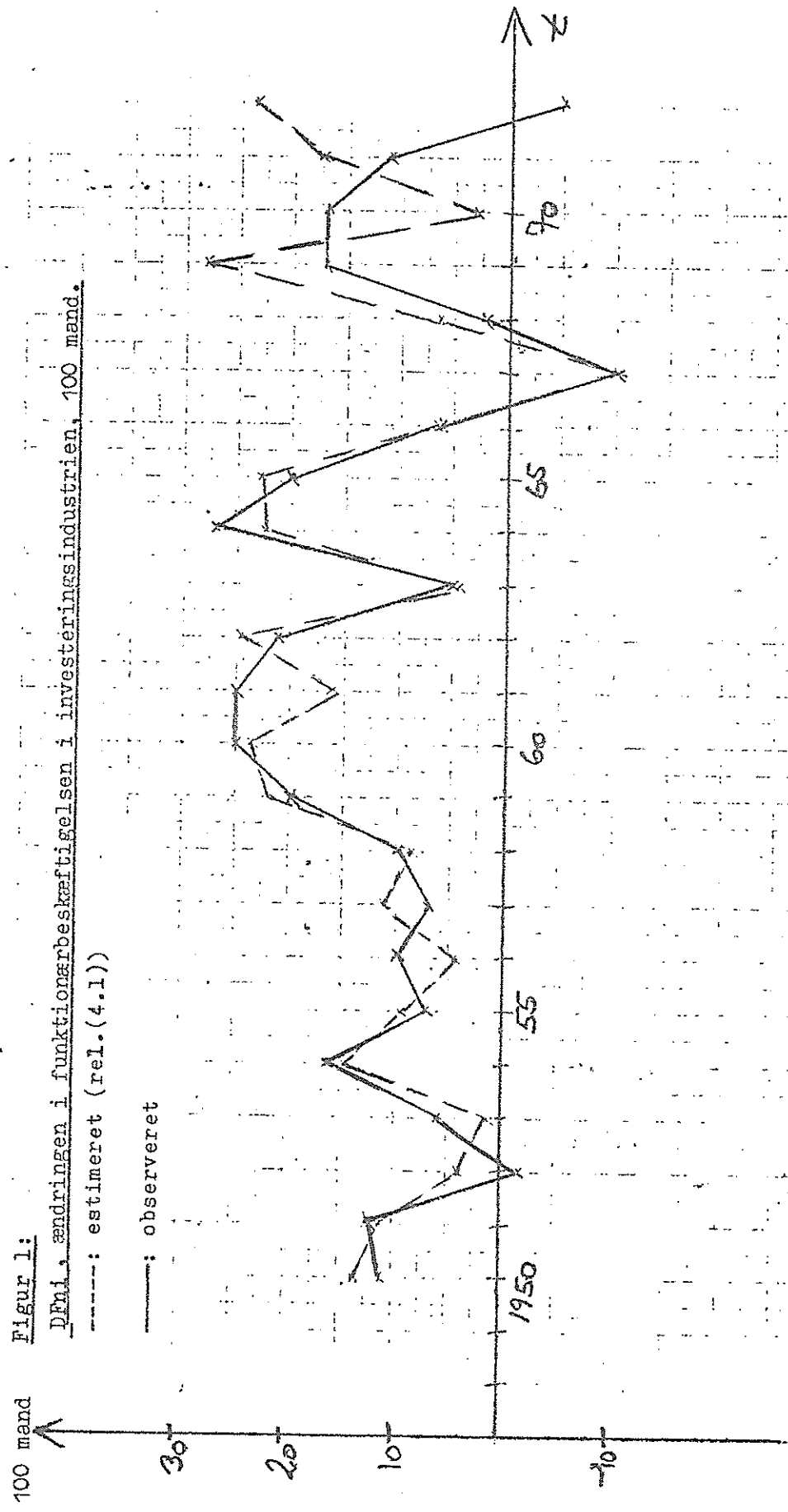
$$(3.2) \quad \begin{array}{ccccccc} \text{DFni} = & 0,62 & + & 0,39\text{DFni}(\div 1) & + & 0,018\text{DXni} & - & 0,16\text{D67} \\ & & & (0,11) & & (0,003) & & (0,05) \\ n = & 19 & & s = 4,4 & & R^2 = 0,84 & & F = 25,4 \end{array}$$

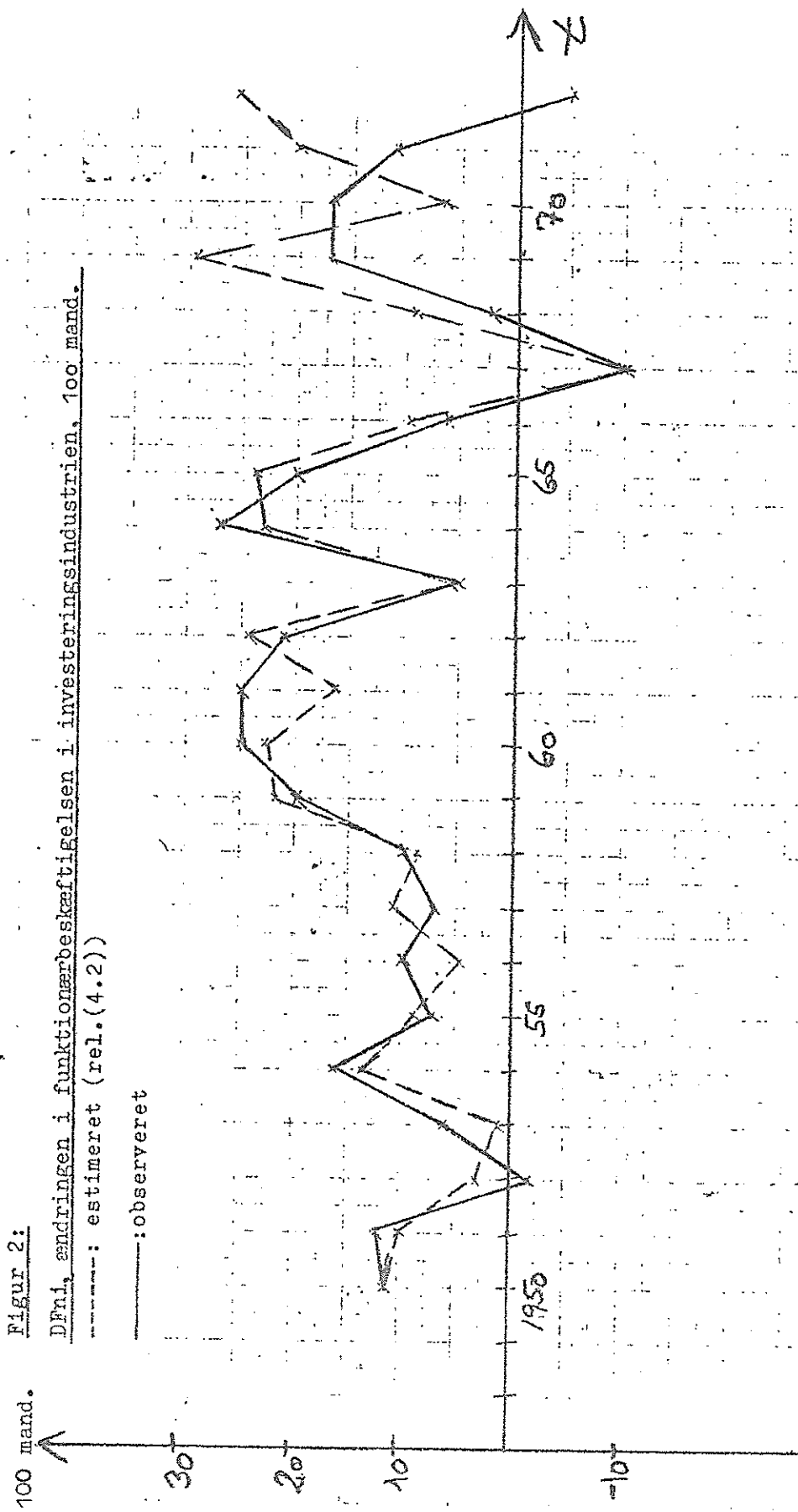
Udelades derimod D67 af relationen (3.1) fås:

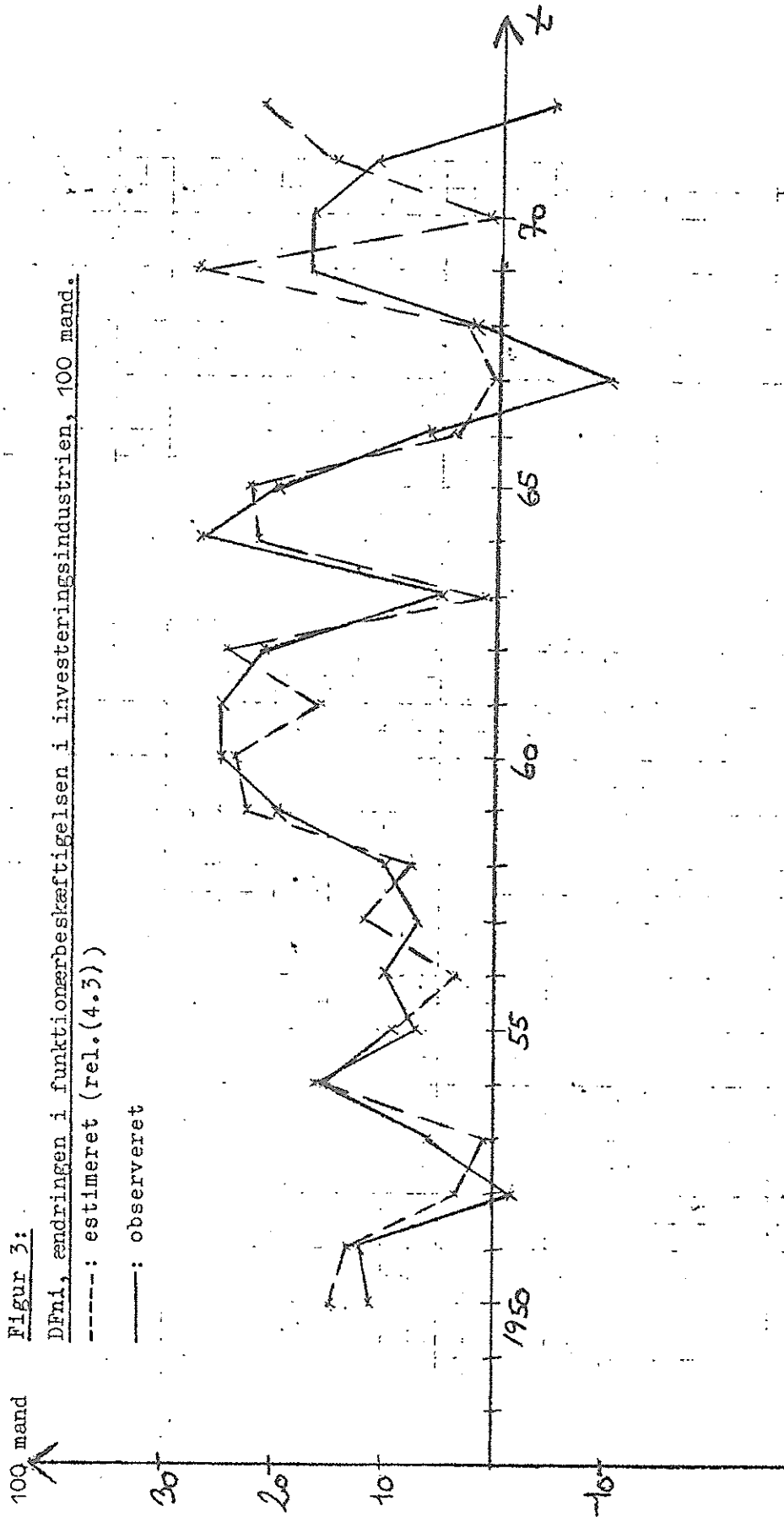
$$(3.3) \quad \begin{array}{ccccccc} \text{DFni} = & 8,2 - 0,50t & + & 0,49\text{DFni}(\div 1) & + & 0,022\text{DXni} \\ & & & (0,22) & & (0,12) & & (0,003) \\ n = & 19 & & s = 5,0 & & R^2 = 0,78 & & F = 18,0 \end{array}$$

I (3.3) bliver t således signifikant. I vedlagte figurer er indtegnet observerede og estimerede værdier på grundlag af de tre relationer ovenfor. For 1969 til 1972 er endvidere indtegnet "forecast"-værdier.

Som det fremgår af figurerne, er der for alle tre relationer store residualer fra 1969 og frem. Specifikation (3.3) ovenfor klarer sig lidt bedre end de andre, men må stadig betegnes som utilfredsstillende. Ingen af relationerne kan beskrive den komplicerede tilpasningsadfærd, som må blive resultatet af den meget uregelmæssige udvikling i produktionen fra 1969-72, og det er helt tydeligt, at inddragelsen af en 1967-dummy på ingen måde kan "redde" relationer, der er specificeret som ovenstående, og at helt andre muligheder for beskrivelse af efterspørgslen efter funktionærer må overvejes.







4. For forbrugsindustrien fås resultater, der minder om de i investeringsindustrien opnåede. De simple korrelationskoefficienter er vist i tabellen nedenfor.

1950-65

	t	DFnc($\div 1$)	DHnc	DXnc	DXnc($\div \frac{1}{4}$)
DFnc	0,449	0,523	-0,374	0,775	0,791
t		0,413	-0,148	0,604	0,662
DFnc($\div 1$)			-0,056	0,345	0,521
DHnc				-0,314	-0,266
DXnc					0,964

1950-68

	t	DFnc($\div 1$)	DHnc	DXnc	DXnc($\div \frac{1}{4}$)
DFnc	0,120	0,159	-0,236	0,433	0,422
t		0,078	-0,375	0,690	0,738
DFnc($\div 1$)			0,124	0,001	0,119
DHnc				-0,443	-0,414
DXnc					0,972

Ligesom i investeringsindustrien observeres kraftige ændringer i de simple korrelationer som følge af periodeudvidelsen. I bilag 3 er vist de estimerede relationer for de tre anvendte estimationsperioder. Når observationer fra 1966-68 inddrages i estimationsperioden, fås meget kraftige fald i R^2 -værdierne. En undersøgelse af residualerne viser tydeligt, at dette først og fremmest skyldes udviklingen i 1967, hvor ligningerne er ude af stand til at opfange det observerede fald i antallet af beskæftigede funktionærer, fordi dette fald finder sted samtidig med en ganske kraftig produktionsstigning. Denne problemstilling er fuldstændig parallel til den i beskæftigelsesrelationerne for industriarbejdere observerede.

For at tage højde for 1967-udviklingen inddrogtes en 0-100-0 dummy i dette år, og relationerne estimeredes påny for perioden 1950-68, idet normalarbejdstiden, som havde vist sig insignifikant i alle relationerne i bilag 3, samtidig blev udeladt.

Resultaterne af disse estimationer er vist nedenfor.

$$(4.1) \quad \begin{array}{ccccccc} \text{DFnc} = & 3,95 & - & 0,091t & + & 0,333\text{DFnc}(\div 1) & + & 0,0125\text{DXnc} & - & 0,31\text{D67} \\ & & & (0,274) & & (0,122) & & (0,0034) & & (0,05) \end{array}$$

n = 19 s = 4,5 R² = 0,80 F = 14,2

$$(4.2) \quad \begin{array}{ccccccc} \text{DFnc} = & 2,38 & + & 0,332\text{DFnc}(\div 1) & + & 0,0117\text{DXnc} & - & 0,31\text{D67} \\ & & & (0,118) & & (0,0024) & & (0,05) \end{array}$$

n = 19 s = 4,4 R² = 0,80 F = 20,1

$$(4.3) \quad \begin{array}{ccccccc} \text{DFnc} = & 13,88 & - & 0,58t & + & 0,186\text{DFnc}(\div 1) & + & 0,014\text{DXnc} \\ & & & (0,48) & & (0,220) & & (0,006) \end{array}$$

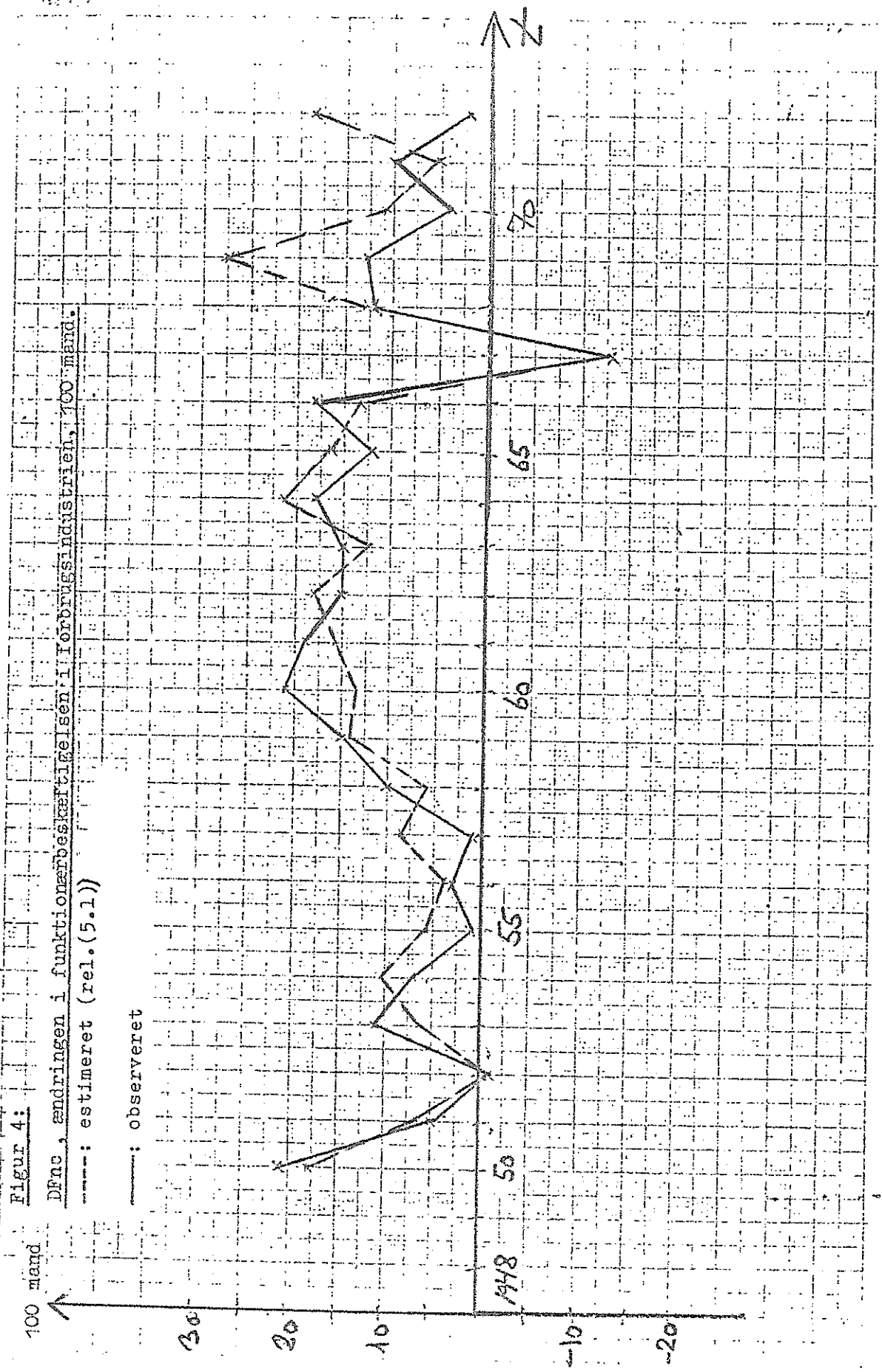
n = 19 s = 8,3 R² = 0,28 F = 2,0

Inddragelsen af 1967-dummysen fører således til, at R²-niveauet forbedres betydeligt, samtidig med at signifikansen for DXnc og DFnc(÷1) stiger kraftigt. Derimod opnås ikke signifikante koefficienter til tiden t.

I figurerne på de følgende sider er indtegnet observationer og estimerede værdier på grundlag af de tre relationer ovenfor. Betragter man relationernes evne til at forecaste udviklingen i perioden 1969-72, ses det, at resultatet må betegnes som skuffende. Den uregelmæssige udvikling i produktionen i forbrugsgodeindustrien fører til, at relationerne rammer langt ved siden af i deres skøn over beskæftigelsesændringerne. Det gør i denne forbindelse ikke megen forskel, hvilken af de tre specifikationer, som anvendes, selv om der er en tendens til, at specifikation (4.3) rammer mindre ved siden af end de øvrige.

Konklusionen bliver således den samme som for investeringsindustriens vedkommende.

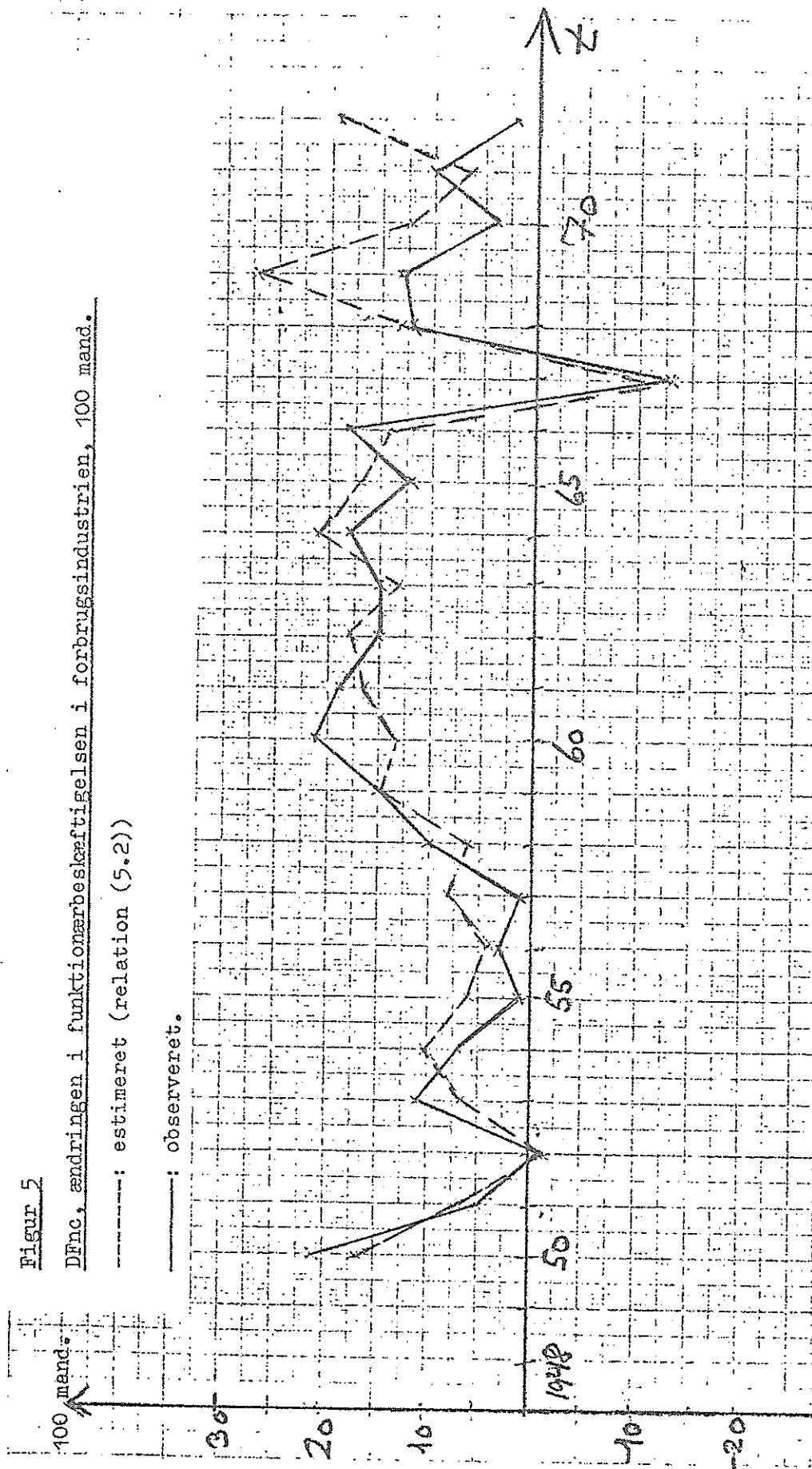
Det må dog fremhæves, at observationerne fra 1971-72 er baseret på foreløbige opgørelser, således at der herved opstår et ekstra usikkerhedsmoment i analysen.

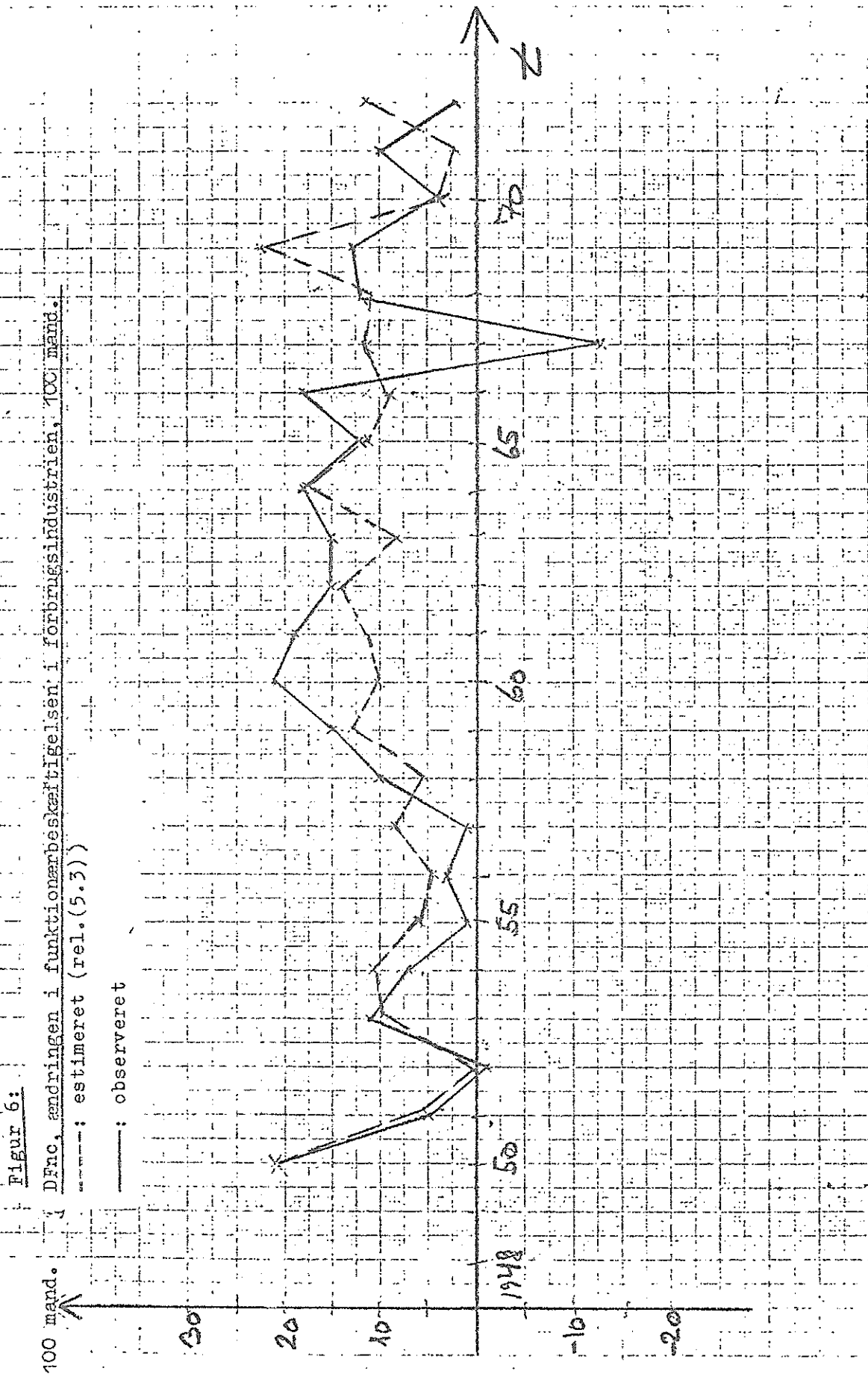


Figur 5
DFnc. ændringen i funktionarbejdsindsættelsen i forbrugsindustrien, 100 mand.

-----: estimeret (relation (5.2))

———: observeret.





100 mand.

30

20

10

1948

50

55

60

65

70

år

-10

-20

Bilag 1.Antal funktionærer (inkl. indehavere og medhj. hustruer)
i industrien målt i 100 mand

	N	NI	NC
1948	577	208	369
1949	600	219	381
1950	632	230	402
1951	649	242	407
1952	646	240	406
1953	663	246	417
1954	686	262	424
1955	694	269	425
1956	707	279	428
1957	715	286	429
1958	735	296	439
1959	770	316	454
1960	816	341	475
1961	860	366	494
1962	896	387	509
1963	916	392	524
1964	961	419	542
1965	993	439	554
1966	1017	445	572
1967	994	435	559
1968	1008	437	571
1969	1038	454	584
1970	1059	471	588
1971 ¹⁾	1080	482	598
1972 ¹⁾	1077	477	600

Anm.: De viste tal er eksklusive fjerkræslagterierne, der i 1964 havde 289 indehavere og funktionærer.

¹⁾ Foreløbige tal baseret på konjunkturoversigten, april 1973, s. 26.

Bilag 2.Funktionærer i investeringsindustrien1950-68

$$(i) \quad DFni = 8,67 + 0,022DXni - 0,026DHni + 0,496DFni(\div 1) - 0,54t$$

$$(0,003) \quad (0,085) \quad (0,132) \quad (0,26)$$

$$n = 19 \quad s = 5,2 \quad R^2 = 0,78 \quad F = 12,7$$

$$(ii) \quad DFni = 10,5 + 0,029DXni(\div \frac{1}{4}) + 0,270DFni(\div 1) - 0,59t$$

$$(0,005) \quad (0,129) \quad (0,23)$$

$$n = 19 \quad s = 5,1 \quad R^2 = 0,78 \quad F = 17,3$$

$$(iii) \quad DFni = -1,23 + 0,025DXni(\div \frac{1}{4}) + 0,258DFni(\div 1)$$

$$(0,005) \quad (0,149)$$

$$n = 19 \quad s = 5,9 \quad R^2 = 0,68 \quad F = 16,9$$

1950-65

$$(i) \quad DFni = -0,28 + 0,017DXni - 0,071DHni + 0,206DFni(\div 1) + 0,17t$$

$$(0,003) \quad (0,075) \quad (0,155) \quad (0,31)$$

$$n = 16 \quad s = 4,0 \quad R^2 = 0,83 \quad F = 13,7$$

$$(ii) \quad DFni = 1,02 + 0,024DXni(\div \frac{1}{4}) + 0,16t$$

$$(0,004) \quad (0,26)$$

$$n = 16 \quad s = 3,9 \quad R^2 = 0,82 \quad F = 29,3$$

$$(iii) \quad DFni = 3,21 + 0,024DXni(\div \frac{1}{4}) - 0,051DHni$$

$$(0,003) \quad (0,072)$$

$$n = 16 \quad s = 3,9 \quad R^2 = 0,82 \quad F = 29,7$$

1953-68

$$(i) \quad DFni = 15,5 + 0,021DXni - 0,016DHni + 0,503DFni(\div 1) - 0,79t$$

$$(0,004) \quad (0,089) \quad (0,133) \quad (0,32)$$

$$n = 16 \quad s = 5,2 \quad R^2 = 0,81 \quad F = 11,6$$

$$(ii) \quad DFni = 17,5 + 0,028DXni(\div \frac{1}{4}) + 0,290DFni(\div 1) - 0,87t$$

$$(0,005) \quad (0,128) \quad (0,28)$$

$$n = 16 \quad s = 5,0 \quad R^2 = 0,81 \quad F = 16,3$$

$$(iii) \quad DFni = -1,05 + 0,024DXni(\div \frac{1}{4}) + 0,266DFni(\div 1)$$

$$(0,006) \quad (0,163)$$

$$n = 16 \quad s = 6,4 \quad R^2 = 0,65 \quad F = 12,1$$

Funktionærer i forbrugsindustrien1950-68

$$(i) \quad DFnc = 13,4 + 0,012DXnc - 0,060DHnc + 0,186DFnc(\div 1) - 0,57t$$

$$(0,007) \quad (0,122) \quad (0,233) \quad (0,51)$$

$$n = 19 \quad s = 8,7 \quad R^2 = 0,27 \quad F = 1,3$$

$$(ii) \quad DFnc = 15,6 + 0,017DXnc(\div \frac{1}{4}) + 0,092DFnc(\div 1) - 0,68t$$

$$(0,008) \quad (0,222) \quad (0,52)$$

$$n = 19 \quad s = 8,3 \quad R^2 = 0,27 \quad F = 1,9$$

$$(iii) \quad DFnc = 3,74 + 0,009DXnc(\div \frac{1}{4}) - 0,046DHnc + 0,120DFnc(\div 1)$$

$$(0,006) \quad (0,121) \quad (0,238)$$

$$n = 19 \quad s = 8,7 \quad R^2 = 0,20 \quad F = 1,2$$

1950-65

$$(i) \quad DFnc = 5,3 + 0,012DXnc - 0,063DHnc + 0,329DFnc(\div 1) - 0,19t$$

$$(0,004) \quad (0,068) \quad (0,181) \quad (0,33)$$

$$n = 16 \quad s = 4,7 \quad R^2 = 0,71 \quad F = 6,6$$

$$(ii) \quad DFnc = 2,96 + 0,015DXnc(\div \frac{1}{4}) + 0,153DFnc(\div 1)$$

$$(0,004) \quad (0,194)$$

$$n = 16 \quad s = 4,8 \quad R^2 = 0,64 \quad F = 11,7$$

$$(iii) \quad DFnc = 2,29 + 0,013DXnc(\div \frac{1}{4}) - 0,076DHnc + 0,174DFnc(\div 1)$$

$$(0,004) \quad (0,068) \quad (0,193)$$

$$n = 16 \quad s = 4,7 \quad R^2 = 0,68 \quad F = 8,4$$

1953-68

$$(i) \quad DFnc = 12,7 + 0,009DXnc - 0,063DHnc + 0,197DFnc(\div 1) - 0,46t$$

$$(0,013) \quad (0,138) \quad (0,288) \quad (0,94)$$

$$n = 16 \quad s = 9,7 \quad R^2 = 0,11 \quad F = 0,3$$

$$(ii) \quad DFnc = 27,3 + 0,026DXnc(\div \frac{1}{2}) + 0,078DFnc(\div 1) - 1,33t$$

$$(0,021) \quad (0,267) \quad (1,34)$$

$$n = 16 \quad s = 9,1 \quad R^2 = 0,14 \quad F = 0,7$$

$$(iii) \quad DFnc = 5,26 + 0,005DXnc(\div \frac{1}{2}) - 0,061DHnc + 0,130DFnc(\div 1)$$

$$(0,009) \quad (0,128) \quad (0,280)$$

$$n = 16 \quad s = 9,4 \quad R^2 = 0,09 \quad F = 0,4$$

Beskæftigelsen i bygge- og anlægssektoren¹⁾

1. Udvidelsen af modellens arbejdsmarked indebærer som beskrevet i kapitel 1 en fyldigere specifikation af bygge- og anlægssektoren. Som et led i dette arbejde er estimeret en række beskæftigelsesrelationer for denne sektor; resultatet heraf er beskrevet nedenfor.

2. Som afhængig variabel anvendes den i bilag 1 viste tidsserie for beskæftigelsen af faglærte, ufaglærte og lærlinge i bygge- og anlægssektoren. Fra 1965 og frem er serien baseret på de kvartalsvise beskæftigelsestællinger i bygge- og anlægssektoren. Indtil 1965 er serien baseret på oplysninger fra folketællingerne og på opgørelser over medlemstallet i en række udvalgte arbejdsløshedskasser. Relationerne forklarer den absolutte ændring i denne tidsserie.

Estimationsperioden er 1950-68²⁾, idet relationerne dels er estimeret for hele denne periode og dels for delperioderne 1950-65 og 1953-68²⁾.

Relationerne er estimeret ud fra to forskellige estimationsligninger, hvis nærmere udseende er beskrevet nedenfor.

3. I den ene udgave af relationerne forklares beskæftigelsesændringerne ved ændringerne i produktion, normalarbejdstider 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 tabellen nedenfor er vist de simple korrelationskoefficienter for perioden 1950-68.

	t	DXb	DHni
DQb	0,072	0,841	-0,080
t		0,227	-0,480
DXb			-0,098

¹⁾ Udarbejdet i juli 1973 af Per Kongshøj Madsen (med baggrund i oplæg fra juni/juli 1971)

²⁾ I afsnit 4 er 1969 anvendt som slutår for estimationsperioden.

For perioden 1950-65 fås nedenstående korrelationsmatrice.

Tabel 2. Simple korrelationskoefficienter - 1950-65

	t	DXb	DHni
DQb	0,287	0,864	-0,442
t		0,451	-0,182
DXb			-0,346

Ved en sammenligning af de to korrelationsmatricer bemærkes 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.

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

1950-68

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

(0,026) (0,505) (1,543)

n = 19 s = 31,6 R² = 0,73 F = 13,2

1950-65

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

(0,029) (0,490) (1,573)

n = 16 s = 25,9 R² = 0,78 F = 14,5

1953-68

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

(0,028) (0,558) (2,017)

n = 16 s = 33,6 R² = 0,74 F = 11,2

I beskæftigelsesrelationer som de ovenfor estimerede må konstantleddet sammen med trendleddet t fortolkes som beskrivende virkningen på beskæftigelse af stigningen i arbejdskraftens produktivitet over tiden (som følge af teknologiske ændringer og øget kapital pr. arbejder).

Da t i disse relationer er defineret med 1937 som 0, betyder dette, at beskæftigelsesvirkningen af udviklingen i arbejdskraftsproduktiviteten stort set var 0 i 1950, mens den i 1968 betød et årligt fald i beskæftigelsen på ca. 2000 mand.

Det må dog nævnes, at koefficienten til tiden ikke er signifikant forskellig fra 0.

Det samme gælder koefficienten til normalarbejdstiden, mens koefficienten til ændringen i produktionen er signifikant og rimeligt stabil, når man sammenligner de tre relationer.

4. I den alternative specifikation af beskæftigelsesrelationen forklares ændringerne i beskæftigelsen ved ændringen i produktionen, ændringen i produktionen multipliceret med tiden og den laggede produktion. Denne specifikation er afledt af den nedenfor beskrevne model for beskæftigelsen¹⁾.

Det antages, at den ønskede beskæftigelse bestemmes af produktionsfunktionen

$$(4.1) \quad Q^\phi(t) = A(t) \cdot X(t)$$

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

$$(4.2) \quad A(t) = a + bt$$

Såfremt tilpasningstiden i byggesektoren er mindre end året, fås

$$(4.3) \quad Q(t) = Q^\phi(t)$$

Heraf følger at

$$(4.4) \quad Q(t) = (A(t \div 1) + DA(t))(X(t \div 1) + DX(t)).$$

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

$$(4.5) \quad DQ(t) = DA(t) \cdot X(t \div 1) + DX(t) \cdot A(t \div 1)$$

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

$$(4.6) \quad DQ(t) = b \cdot X(t \div 1) + (a \div b)DX(t) + b \cdot tDX(t)$$

Som det fremgår af ovenstående, indgår koefficienten b i fremskridtsfunktionen (4.2) i koefficienterne til alle tre led i funktionen for ændringen i beskæftigelsen.

¹⁾ Denne model er opstillet af Ellen Andersen (maj 1973)

Anvender man (4.6) ovenfor som estimationsligning, bliver koefficienten b i relation (4.2) således overbestemt.¹⁾ Sammenholdes relation (4.2) med (4.1) og (4.3) ses ydermere, at koefficienten a kan estimeres direkte som den reciprokke gennemsnitsproduktivitet (pr. mand) på tidspunkt 0 (fx 1948).²⁾ Gøres dette, kan b i relation (4.2) ovenfor estimeres på grundlag af nedenstående estimationsligning, som er udledt af (4.6) ovenfor.

$$(4.7) \quad DQ(t) - aDX(t) = b(X(t+1) + (t+1)DX(t))$$

Relation (4.7) kan fortolkes således, at venstresiden udtrykker forskellen mellem den faktiske ændring i beskæftigelsen og den ændring, man ville have observeret, hvis der ikke havde været vækst i arbejdskraftproduktiviteten i perioden. Venstresiden udtrykker med andre ord den beskæftigelsesmæssige effekt af væksten i arbejdskraftens produktivitet.

Tilsvarende består højre side af relationen af to led, hvoraf det første ($bX(t+1)$) viser beskæftigelseseffekten af produktivitetsforøgelsen for givet produktionsniveau, idet b med de givne definitioner af tidsserierne må fortolkes som den årlige ændring i arbejdskraftbehovet (målt i 100 mand) ved en produktionsværdi på 1 mill. kr. Det andet led ($b(t+1)DX$) viser den arbejdskraftbesparende virkning af produktivitetsudviklingen ved den observerede produktionsændring $DX(t)$.

Relationen opsplitter således den beskæftigelsesmæssige effekt af produktivitetsudviklingen i en niveaufeffekt, som betyder at et givet produktionsniveau efterhånden kræver en mindre arbejdsstyrke, og en ændringseffekt, som betyder at en givne absolut produktionsændring får en mindre beskæftigelsesmæssig effekt, jo senere i perioden den finder sted.

Det er i ræsonnementerne ovenfor forudsat, at b i relation (4.2) er negativ, hvilket er ensbetydende med en voksende arbejdskraftproduktivitet over tiden.

¹⁾ For perioden 1950-68 kan relation (4.6) estimeres direkte som:

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

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

$$n = 19 \quad s = 30,0 \quad R^2 = 0,75 \quad F = 15,3$$

²⁾ Bemærk at definitionen af t i afsnit 4 afviger fra den i øvrigt anvendte, hvor $t = 0$ i 1937.

Den reciprokke gennemsnitsproduktivitet i 1948 estimeres til

$$a = \frac{Qb(1948)}{Xb(1948)} = \frac{835}{2720} = 0,3070 \quad (100 \text{ mand/million})$$

På grundlag heraf kan venstresiden i relation (4.7) ovenfor beregnes og b estimeres for perioden 1950-69.¹⁾

$$(4.8) \quad DQb - 0,307DXb = - 0,006361 [Xb(\div 1) + (t\div 1)DXb] \\ (0,000736) \\ n = 20 \quad s = 32,8 \quad R^2 = 0,80 \quad F = 74,6$$

Heraf følger, at relation (4.2) ovenfor estimeres til

$$(4.2)' \quad A(t) = 0,307 - 0,006361 \cdot t$$

Fortolkningen af dette resultat er, at der i 1948 skulle anvendes 30,7 mand/mill., og at dette tal falder med 0,64 mand/mill. pr. år. Dette svarer i begyndelsen af perioden til en stigning i arbejdskraftproduktiviteten på 2,1 pct. p.a. voksende til 3,5 pct. p.a. i slutningen af perioden.

Når begge koefficienterne i (4.2) er estimeret, kan de estimerede årlige beskæftigelsesændringer beregnes fx på grundlag af (4.8) ovenfor.

I tabellen på næste side er foretaget en sammenligning af estimerede værdier og residualer for tre forskellige relationer. Tabellens første to søjler viser estimater og residualer beregnet på grundlag af relation (4.6) ovenfor. De følgende to søjler viser de tilsvarende størrelser beregnet på grundlag af den i afsnit 3 anvendte estimationsligning, jf. (3.1-3) ovenfor. For at skabe sammenlignelighed med de i afsnit 4 foretagne beregninger er relationen estimeret for perioden 1950-69. Tabellens to følgende søjler viser estimater og residualer for en relation, hvor DXb anvendes som eneste forklarende variabel sammen med konstanten. Tabellens sidste søjle viser de observerede værdier for DQb.

¹⁾ Ved estimationen er relationen tvunget gennem origo.

Tabel 3. Observerede og estimerede beskæftigelsesændringer i bygge- og anlægssektoren. 100 mand

År	Relation (4.8)		Relation (3.1)		Relation med DXb alene		DQb observeret
	Est.	Res.	Est.	Res.	Est.	Res.	
1950	79	-25	64	-10	45	9	54
1951	-12	-8	11	-31	2	-22	-20
1952	-4	35	11	20	6	25	31
1953	91	0	74	17	56	35	91
1954	-4	46	10	32	8	34	42
1955	-66	4	-26	-36	-26	-36	-62
1956	-21	37	0	16	-1	17	16
1957	-2	-5	11	-18	10	-17	-7
1958	3	-8	15	-20	13	-18	-5
1959	80	36	76	40	61	55	116
1960	49	1	48	2	45	5	50
1961	83	-29	75	-21	70	-16	54
1962	28	5	29	4	37	-4	33
1963	-46	58	-23	35	-10	22	12
1964	164	-31	127	6	136	-3	133
1965	46	-3	47	-4	59	-16	43
1966	-18	-42	9	-69	16	-76	-60
1967	81	28	85	24	93	16	109
1968	-98	76	-56	34	-43	21	-22
1969	88	-6	98	-16	107	-25	82
1970	0	22	.	.	41	-19	22
1971	-19	2	.	.	27	-44	-17

En sammenligning mellem de tre relationer kan fx foretages på grundlag af nedenstående tabel, hvor de multiple korrelationskoefficienter for perioden 1950-69 er beregnet for hver af de tre relationer.

<u>Tabel 4.</u>	<u>Multiple korrelationskoefficienter, 1950-69</u>		
	Relation (4.6)	Relation (3.1)	Relation med DXb+konstant
	0,64	0,73	0,70

Efter dette kriterium er en relation som den i afsnit 3 anvendte således den bedste.¹⁾ Det bør dog nævnes, at der for relation (4.6) i 1968 er en meget stor residual. Udelades dette år ved beregningen af kvadratsummerne, bliver forskellen mellem de tre relationer betydelig mindre.

Det fremgår imidlertid klart, at en relation som den i afsnit 4 anvendte på ingen måde kan betegnes som bedre end alternativet i afsnit 3. Det er ydermere bemærkelsesværdigt, at den heller ikke klarer sig bedre end den helt simple model med kun produktionsændringen som forklarende variabel.

5. Skal der således peges på en relation, som kan indgå i den udvidede version af modellens arbejdsmarked, må den simple model foretrækkes. Det kan naturligvis diskuteres, hvorvidt DHni og tiden skal medtages som forklarende variabel som i (3.x), men de stærkt insignifikante koefficienter til disse variable taler umiddelbart imod dette forslag.

Estimeres den simple model på perioden 1950-69, fås nedenstående relation:

$$(5.1) \quad DQb = -2,770 + 0,1476DXb \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad (0,0228)$$

$$n = 20 \quad s = 30,9 \quad R^2 = 0,70 \quad F = 41,8$$

¹⁾ Da de tre relationer har forskelligt antal forklarende variable (~ forskelligt antal frihedsgrader), kan man ikke entydigt bestemme den "bedste" relation ved at betragte R^2 .

Efter denne relation fører produktivitsfremskridtene således årligt til et fald i beskæftigelsen på knap 300 mand, mens en forøgelse i produktionen på 1 mill. kr. svarer til en øget beskæftigelse på ca. 15 mand. Det kan bemærkes, at dette svarer til en grænseproduktivitet på knap 70.000 kr., som således ligger noget over gennemsnitsproduktiviteten i den betragtede periode. Sidstnævnte kan beregnes til ca. 35.000 kr. i begyndelsen af perioden og ca. 50.000 i slutningen af perioden.

Bilagstabel 1.Beskæftigelsen i bygge- og anlægssektoren, 1948-71

<u>100 mand</u>	
<u>År</u>	<u>Beskæftigede ufaglærte, lærlinge og faglærte ¹⁾</u>
1948	835
1949	879
1950	933
1951	913
1952	944
1953	1035
1954	1077
1955	1015
1956	1031
1957	1024
1958	1019
1959	1135
1960	1185
1961	1239
1962	1272
1963	1284
1964	1417
1965	1460
1966	1400
1967	1509
1968	1487
1969	1569
1970	1591
1971	1574

¹⁾ medarbejdende mestre er ikke medregnet

KAPITEL 7

Arbejdsudbudet i industrien og bygge- og anlægssektoren¹⁾

1. Forsøgene på at endogenisere arbejdsudbudet i industrien og bygge- og anlægssektoren må ses i sammenhæng med bestræbelserne på i løbet af efteråret 1973 at endogenisere modellens arbejdsmarked i højere grad end beskrevet i modelrapporten, jf. kapitel 1 ovenfor.

En væsentlig årsag til, at man finder et endogent arbejdsudbud ønskeligt, er, at det vil være heroisk at påstå, at arbejdsudbudet er en sand exogen variabel i den forstand, at den er bestemt uden for det økonomiske system, som modellen beskriver. Udbudet har således fra tid til anden vist svingninger, som nærliggende kan tolkes som konjunkturmedløbende. Et andet forhold af stor betydning hænger sammen med modellens stærkt efterspørgselsorienterede karakter, hvilket blandt andet giver sig udslag i, at beskæftigelsen i industri og bygge- og anlægsvirksomhed bestemmes ud fra efterspørgselskomponenterne uden noget loft på beskæftigelsen fra udbudssiden. Under disse omstændigheder vil et exogent arbejdskraftudbud ind imellem kunne medføre negative arbejdsløshedsprocenter, hvilket kan volde problemer ved løsningen af den samlede model. Heri er to problemer. For det første overvurderes beskæftigelsesstigningen (DQn) som regel i en opgangsfasen, jf. kapitel 4 ovenfor. For det andet vil man som oftest rent faktisk i en sådan situation opleve en forøgelse af arbejdskraftudbudet. Ved en endogenisering af arbejdskraftudbudet kan man håbe at indfange det sidste af disse adfærdsbetingede fænomener.

Et endogent arbejdsudbud kan tænkes opbygget på tre forskellige måder, jf. kapitel VI i modelrapporten, specielt afsnit VI.1-2. Mulighederne er

- a. Bestemme et aggregeret arbejdsudbud
- b. Bestemme et udbud disaggregeret efter uddannelseskriterier
- c. Bestemme et udbud disaggregeret efter modellens sektorer

¹⁾ Udarbejdet i oktober 1973 af Anders Møller Christensen.

ad a. En løsning af denne karakter vil for at være til nogen gavn kræve, at samtlige modellens produktionssektorer er så specificerede, at man får bestemt efterspørgslen efter arbejdskraft i hver sektor, såfremt man vil bestemme et udtryk for arbejdsløsheden. Alternativt kan denne løsning kombineres med, at man ud fra de specificerede produktionssektorer søger at fastlægge en aggregeret beskæftigelsesfunktion.

ad b. Den løsning vil nok være den teoretisk mest tilfredsstillende, såfremt man ønsker at anvende et disaggregeret udbud af arbejdskraft. Den stiller imidlertid næsten uløselige datamæssige krav og vil medføre en opsvulmen af modellens arbejdsmarked, jf. afsnit VI.5 i modelrapporten.

ad c. Såfremt man vælger denne løsning og disaggregerer arbejdsudbudet i overensstemmelse med modellens produktionssektorer, stilles man overfor visse problemer. Det væsentligste er, at opdelingen ikke er meningsfyldt i sig selv. Arbejdskraften er tilknyttet bestemte uddannelsesgrupper, hvorimellem vandringer formentlig er ret ringe; det skyldes meget andet end uddannelse/fagligt tilhørsforhold, at arbejdskraften tilknyttes en af modellens produktionssektorer. Såfremt en sådan disaggregering på sektorer skal være nyttig, må man på udbudssiden disaggregere mindre fint end ved produktionssektoropdelingen, idet det må være et krav, at der kun forekommer et begrænset antal vandringer mellem de sektorer, der er specificeret forskelligt med hensyn til arbejdsudbudet. Således kan man næppe gøre sig håb om at fastlægge en fornuftig relation for udbudet af arbejdskraft til industrien alene, da man ved, at der forekommer en del vandringer især mellem denne sektor og bygge- og anlægssektoren. Inddrager man omvendt denne sidstnævnte sektor, kan man i højere grad gøre sig håb om at fastlægge en stabil udbudsfunktion, idet man a priori vil forvente, at størstedelen af vandringer fra en af disse sektorer vil være til den anden. Dette må især gælde for ufaglærte, men også i høj grad for faglærte arbejdere. Det må dog understreges, at man ikke derved nødvendigvis udelukker impulser fra andre af modellens (uspecificerede) sektorer; såfremt modellen skal være operationel til forudsigelsesformål, må man blot forudsætte, at sådanne påvirkninger har en gennemslagstid på mindst eet år.

Ovenstående giver forhåbentlig et indtryk af, at man næppe kan opnå en teoretisk set tilfredsstillende beskrivelse af arbejdskraftudbudet med den nuværende specificationsgrad af modellens sektorer. Den mest hensigtsmæssige løsning under hensyntagen til det øvrige modelarbejde er klart den under pkt. c anførte, idet man herved kommer et skridt nærmere "lukningen" af arbejdsmarkedet med modellens nuværende specificationsgrad.

2. Definition af Unb

Udbudet af arbejdskraft i industrien er defineret som antallet af beskæftigede i industrien divideret med beskæftigelsesgraden i fremstillingsvirksomhed. Hertil lægges udbudet af arbejdskraft i bygge- og anlæg defineret på lignende måde som beskæftigelse divideret med beskæftigelsesgrad. Ud fra den således konstruerede tidsserie for Unb og tidsserien for beskæftigelsen Qnb kan man desuden definere beskæftigelsesgraden for de to sektorer under et som $Qnb/Unb = Bnb$.

3. Andre makromodellers behandling af arbejdsudbudet

De makromodeller, som indeholder en endogen bestemmelse af arbejdsudbudet, ligner på dette punkt hinanden til forveksling, dog med forbehold for afvigelser vedrørende ukendte modeller.

Det følgende er baseret på gennemgangen af arbejdsmarkedsforholdene i T. Merrit Brown: "Specifications and Uses of Econometric Models".¹⁾ Udgangspunktet er ifølge Brown at fastlægge nogle arbejdsstyrkerater. Ideelt set bør dette gøres for en mængde køn- og aldersgrupper, idet deltagelsesraten da tænkes at afhænge af forhold som vane, uddannelsestid, børnepasningsmuligheder, pensionsvaner, sociale forhold i øvrigt o.m.a. Det må bemærkes, at der er tale om et udbud til et totalt arbejdsmarked, ikke et udbud i forskellige sektorer, disse være produktionsmæssige eller uddannelsesmæssige.

Den totale befolkning opdeles i køn- og aldersgrupper, hvorefter man for hver gruppe estimerer en erhvervsfrekvens, som primært tænkes at afhænge af den laggede erhvervsfrekvens (vane), realløn og velstand. Summerer man nu produkterne af erhvervsfrekvenser og befolkningsstørrelse i hver gruppe, vil man

¹⁾ T.Merrit Brown: "Specifications and Uses of Econometric Models", London, 1970.

opnå det, som Brown kalder den potentielle arbejdsstyrke. Denne arbejdsstyrke skal opfattes som det antal personer, der ville være i arbejdsstyrken, hel- eller deltids, såfremt der ikke fandtes beskæftigelsesproblemer. Denne arbejdsstyrke vil derfor altid være større end den målelige arbejdsstyrke, men differencen må forventes at være ringe ved fuld beskæftigelse. Dette indicerer, at man udover de ovenfor nævnte variable tillige må inddrage arbejdsløshedsprocenten, fordi man af datamæssige årsager er tvunget til at benytte tidsserierne for den aktive arbejdsstyrke ved beregning af erhvervsfrekvenserne.

Aggregerer man nu over samtlige køns- og aldersgrupper, vil man derfor antage, at makroerhvervsfrekvensen vil afhænge af erhvervsvaner, realløn, velstand og arbejdsløshedssituation.

Man må dog bemærke, at man ved den foretagne aggregering fjerner sig fra noget nogenlunde teoretisk tilfredsstillende og nærmer sig en ad hoc specifikation, idet man a priori må forvente et ret forskelligt reaktionsmønster i forskellige grupper overfor de ovenfor nævnte variable, hvilket vil give aggregeringsproblemer, fordi den indbyrdes størrelsesorden mellem de forskellige grupper ændres over tiden. Mangelen på data vedrørende arbejdsstyrkens sammensætning på køn- og aldersgrupper vil dog umuliggøre en realisation af den oprindeligt skitserede løsning.

R.C.Fair benytter i "A Short-Run Forecasting Model of the United States Economy"¹⁾ en lidt anden fremgangsmåde. Han opdeler arbejdsstyrken i en primær og en sekundær arbejdsstyrke. Den primære arbejdsstyrke omfatter gruppen mænd mellem 25 og 54, mens den sekundære består af hele befolkningen over 16 fraregnet den primære arbejdsstyrke. Fairs model for de to grupper er særdeles ad hoc betonet, idet arbejdsstyrkeraten for den første gruppe forklares ved en konstant på lidt under 1 samt et negativt trendelement, men intet udtryk for beskæftigelsessituationen. Arbejdsstyrkeraten for den sekundære arbejdsstyrke forklares ved hjælp af en lille konstant (0.18), et positivt trendelement samt beskæftigelsesgraden (positiv koefficient).

1) R.C.Fair: "A Short-Run Forecasting Model of the United States Economy". Lexington Mass. 1971.

4. Valg af afhængig variabel

Som det vil fremgå af punkt 3, vælger man i stor udstrækning at lade en arbejdsstyrkerate (erhvervsfrekvens) være den afhængige variabel.

En sådan specifikation vil give en mængde ikke-lineære relationer i modellen, men dette problem skal dog ikke overvurderes, da ikke-lineariteterne i stor udstrækning vil optræde i definitions-ligninger. Så længe man som forklarende variable ønsker at benytte relative størrelser (arbejdsledshedsprocent, real-løn m.v.), må det være det teoretisk mest tilfredsstillende at lade den afhængige variabel være en relativ størrelse. Vælger man alternativt at forklare en niveau- (eller niveauændrings-) variabel med relative størrelser, vil man meget let få problemer på grund af en art selvskabt heteroscedasticitet, da man må forvente, at den niveauændring, der vil finde sted som følge af en konstant ændring i en af de relative størrelser, vil være voksende over tiden, jf. de simulationsproblemer Phillips-kurven har givet i lønrelationen, selv når problemerne om den negative hyperbelgren fraregnes.

De ovennævnte hensyn taler således for, at man vælger at lade arbejdsstyrkeraten være den afhængige variabel. I overensstemmelse med den generelle modelfilosofi modificeres det dog derhen, at man ønsker at forklare ændringerne i arbejdsstyrkeraten, idet man samtidig vil forsøge estimationer, hvor den afhængige variabel er den absolutte ændring i arbejdsudbudet i industri og bygge-anlæg.

5. Nærmere afgrænsning af afhængig variabel

Vælger man at lade den afhængige variabel være en (ændring i) arbejdsstyrkerate, må man nærmere præcisere, hvilket befolkningsbegreb man ønsker at sætte arbejdsstyrken i forhold til.

På dette punkt er prøvet nogle forskellige alternativer, som alle har befolkningen mellem 15 og 64 år som udgangspunkt. Dette udgangspunkt er til dels sagligt begrundet, til dels valgt af bekvemmelighedsgrunde.

Den saglige grund er, at man herved inddrager størstedelen af den potentielle erhvervsaktive befolkning, dog kunne man også ønske at inddrage befolkningen mellem 65 og 69 år. Herimod

taler dog bekvemmelighedsgrunden, at man i de ældre numre af 10-års oversigten ikke kan skille den sidstnævnte gruppe ud. Som det vil fremgå af de følgende punkter, er der næppe meget som tyder på, at det vil gøre nogen væsentlig forskel, om man udvider det bagvedliggende befolkningsbegreb til også at omfatte de 65-69 årige, men såfremt der skulle være noget ønske herom, vil det være en ret enkel sag.

Kaldes befolkningen mellem 15 og 64 for BEF, defineres den hertil svarende ændring i arbejdsstyrkeraten som

$$DPRF = \frac{Unb}{BEF} \div \frac{Unb(\div 1)}{BEF(\div 1)}$$

Tidsserierne for såvel befolkningsvariable som arbejdsstyrkerater findes i bilag 1, hvor såvel kilder som konstruktionsmetode for evt. konstruerede tidsserier findes.

En alternativ befolkningsvariabel BEK (K for Korrigeret) blev konstrueret under hensyntagen til, at der i den betragtede periode er sket ret væsentlige forlængelser af den normale skoletid. Tidsserien er konstrueret ved at trække antallet af skolesøgende i 8.-10. klasse fra BEF. Den hertil svarende afhængige variabel kaldes DPRK.

Derudover er der blevet gjort forsøg på at konstruere en tidsserie, hvor man yderligere fratrækker antallet af offentligt ansatte. Den bagvedliggende hypotese for dette er, at den potentielt erhvervsaktive befolkning helst vil ansættes i den offentlige sektor, hvorfor antallet af offentligt ansatte må fratrækkes i befolkningsvariablen, før man har et udtryk for en befolkning, som potentielt kan være til rådighed for den private sektor. På grund af datavanskeligheder er der konstrueret 2 tidsserier for antallet af offentligt m.v. ansatte, hvor begge serier er af tvivlsom kvalitet. Ved at fratrække disse fra BEK opnås serierne BEO (O for Offentlig) og BEA (A for Arbejdsstyrke) med tilsvarende afhængige variable DPRO og DPRA.

Desuden er der gjort forsøg med de absolutte ændringer i arbejdsudbudet, DUnb, som afhængig variabel.

Det må bemærkes, at man ved de valgte specifikationer af afhængig variabel umuliggør efterprøvninger af hypoteser om forskelligartet udvikling i arbejdsudbudet for forskellige be-

folkningsgrupper. Dette er for så vidt særdeles beklageligt, da man nok også her i landet - måske endda i særlig høj grad - må forvente modsat rettede tendenser for arbejdskraftudbudet for arbejdsstyrkens "faste kærne" og for den sekundære arbejdsstyrke, jf. den med jævne mellemrum opblussende diskussion om antallet af invalidepensionister.

6. Estimationsresultater

Estimationerne er primært foretaget på baggrund af data for perioden 1948-69. På grund af lagkombinationer bliver estimationsperioden dog afkortet til 1950-69.

Estimationerne er forsøgt med en specifikation i overensstemmelse med det i afsnit 3 foreslåede, dog må man af data-mæssige grunde afstå fra at benytte en velstandsvariabel. Til gengæld har det yderligere været forsøgt at inddrage differencen mellem arbejdsløshedsprocenten i industri og bygge-anlæg og arbejdsløshedsprocenten i øvrige erhverv. Denne variabel er dog af modeltekniske hensyn ikke forsøgt med lag på under et år, da man i modsat fald vil forøge modellen med en ret vanskelig forudsigelig eksogen variabel.

Nomenklaturen følger i princippet den gængse modelnomenklatur, et foranstillet D betegner således altid ændringer i den efterfølgende variabel. De forsøgte variable er:

- 1-Bnb - Arbejdsløshedsprocent i industri og bygge-anlægs-virksomhed
- 1/(1-Bnb) - Reciprok arbejdsløshedsprocent
- lna - Arbejdernes timeløn i industrien
- lna/pcp - Arbejdernes realtimeløn
- Bq-Bnb - Difference i arbejdsløshedsprocent mellem I+B&A og øvrige erhverv
- Unb(1-Bnb) - Antal ledige i industri og bygge-anlæg
- BEF, BEK, BEO og BEA - Befolkningsvariable, jf. afsnit 5 og bilag 1.

Da korrelationsmatricen mellem de indgående potentielt forklarende variable med forskelligt lag og de mulige afhængige variable vil blive uhyre omfangsrig, er det kun mindre dele, som vil blive medtaget i det følgende.

Lagnomenklaturen er i øvrigt således, at ($\div 1$) betegner

1 års lag, $(\div \frac{1}{2})$ betegner et halvt års lag udregnet som glidende gennemsnit, $(\div \frac{1}{4})$ et kvart års lag osv.

Korrelationsmatrix mellem potentielle afhængige variable

	DPRF	DPRK	DPRO	DPRA	DUnb
DPRK	.996				
DPRO	.967	.983			
DPRA	.956	.976	.999		
DUnb	.981	.988	.969	.964	

Som det vil fremgå, er den indbyrdes korrelation uhyre høj. Derfor vil de nedenstående korrelationsmatricer kun indeholde DPRF.

	DPRF	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) D(1/(1-Bnb))	.42									
(2) D(1/(1-Bnb)) $(\div \frac{1}{2})$.25	.72								
(3) D(1/(1-Bnb)) $(\div 1)$	-.07	.01	.71							
(4) D(1-Bnb)	-.26	-.74	-.51	.02						
(5) D(1-Bnb) $(\div \frac{1}{2})$	-.32	-.59	-.78	-.52	.69					
(6) D(1-Bnb) $(\div 1)$	-.18	-.08	-.57	-.74	-.05	.69				
(7) D(lna/pcp)	-.18	.14	.02	-.11	-.08	-.02	.05			
(8) D(lna/pcp) $(\div \frac{1}{2})$	-.32	.01	-.03	-.05	-.13	-.08	.02	.88		
(9) D(lna/pcp) $(\div 1)$	-.38	-.16	-.08	.04	-.15	-.13	-.02	.43	.81	
(10) (Bq-Bnb) $(\div 1)$	-.43	-.01	-.22	-.32	-.11	.19	.36	.17	.28	.32

Resultatet af de foretagne estimationer er ikke særligt opmuntrende. I det følgende er gengivet nogle af den store mængde estimationsforsøg, som er prøvet. Her er kun medtaget forsøg, hvor koefficienterne har korrekt fortegn. Det bemærkes, at et F-test af alle koefficienter under et giver som resultat, at regressionsligningerne er på grænsen til at være insignifikante. På et 5% signifikansniveau er de kritiske værdier for F-fordelingen: $F(2,17) = 3.59$ og $F(3,16) = 3.24$. Tallene i parenteser under koefficienterne angiver koefficienten divideret med koefficientspredningen, altså en størrelse til t-test.

$$(1) \quad \text{DPRF} = 26.8709 - \underset{(\div 2.18)}{8.6241(\text{Bq-Bnb})(\div 1)} + \underset{(2.13)}{2.1145\text{D}(1/(1-\text{Bnb}))}$$

$$R^2 = 0.3546 \quad F(2,17) = 4.67 \quad S = 22.22$$

$$(2) \text{ DPRF} = 35.8732 - 7.9690(\text{Bq-Bnb})(\div 1) - 4.5336\text{D}(1-\text{Bnb}) - 0.5146\text{D}(\ln a/\text{pcp})(\div \frac{1}{2})$$

$$(3.17) \quad (-1.84) \quad (-1.61) \quad (-1.18)$$

$$R^2 = 0.3331 \quad F(3,16) = 2.66 \quad s = 23.29 \quad \text{DW} = 1.6026$$

$$(3) \text{ DPRF} = 33.4074 - 7.8386(\text{Bq-Bnb})(\div 1) + 2.1232\text{D}\frac{1}{1-\text{Bnb}} - 0.4470\text{D}(\ln a/\text{pcp})(\div \frac{1}{2})$$

$$(3.12) \quad (-1.80) \quad (2.15) \quad (-1.09)$$

$$R^2 = 0.3990 \quad F(3,16) = 3.54 \quad s = 22.11 \quad \text{DW} = 1.4207$$

I relation (1) er der ikke opgivet en t-værdi for konstantleddet, ligesom DW-brøken ikke er opgivet. Dette skyldes, at relationen er estimeret med BMD02R.

I bilag 2 er tegnet en graf for de udskrevne relationer. Man kan vel egentlig kun sige to gode ting om de refererede relationer 1^o at koefficienterne har korrekt fortegn og er større end deres spredning og 2^o at relationen er noget nær uden multikolaritet. Således er TOLERANCE for $\text{D}(\ln a/\text{pcp})(\div \frac{1}{2})$ når $\text{D}(1/(1-\text{Bnb}))$ og $(\text{Bq-Bnb})(\div 1)$ er inde, så høj som 0.923, hvilket er ensbetydende med, at R^2 ved en relation $\text{D}(\ln a/\text{pcp})(\div \frac{1}{2}) = f(\text{D}(1/(1-\text{Bnb})), (\text{Bq-Bnb})(\div 1))$ vil være så lav som 0.077.

Yderligere en kommentar om disse relationer synes dog nødvendig. Som man vil se, får reallønnen en negativ, men ikke-signifikant koefficient. Dette svarer til, at man skulle befinde sig på den bagudbøjede gren af arbejdsudbudskurven, hvis man betragter den traditionelle mikro-kurve over sammenhæng mellem realløn og arbejdsudbud. Imidlertid må man nærmest naturnødvendigt forvente, at der vil være betydeligt større aggregeringsproblemer ved at inddrage denne variabel i en makrofunktion end ved de fleste andre variable, da man må regne med, at man aggregerer over såvel individer, som har en positiv udbudselasticitet med hensyn til realløn, som individer, der befinder sig på den bagudbøjede gren. Man må derfor være sig mod overtolkninger af det fundne resultat, specielt da reallønsvariablene er ret snævert korreleret med en trendvariabel, men dog altid bedre end denne i relationerne. Reallønsvariablene er desuden altid bedre end det simple lønudtryk.

Som nævnt tidligere er der forsøgt en mængde forskellige specifikationer, herunder tillige andre afhængige variable.

Således er der eksperimenteret med såvel DPRK, DPRO og DPRA som afhængig variabel. Som man også kunne forvente ud fra korrelationsmatricen, ligner resultaterne hinanden til forveksling, hvorfor det til dette formål næppe er umagen værd at konstruere de mere komplicerede tidsserier, specielt ikke de serier, som inddrager antallet af offentligt ansatte, da man må forvente visse vanskeligheder med at forudsige denne variabel.

Desuden er forsøgt at gøre DUnb til afhængig variabel. Den tilsyneladende bedste estimation herved blev:

$$(4) \quad DUnb = 105.7896 - \underset{(-2.14)}{24.9812}(Bq-Bnb)(\div 1) + \underset{(2.40)}{7.0308D}(1/(1-Bnb))$$

$$R^2 = 0.3789 \quad F(2,17) = 5.19 \quad s = 65.67$$

Relation (4) er BMD-estimeret, men et indtryk af de øvrige teststørrelser kan man få ved sammenligning med den i øvrigt ret trivielle relation (5):

$$(5) \quad DUnb = 98.4225 - \underset{(3.48)}{23.1135}(Bq-Bnb)(1) + \underset{(-1.92)}{6.8256D}(1/(1-Bnb)) + \underset{(2.29)}{1.0582DBEO} + \underset{(0.79)}{0.0582DBEA}$$

$$R^2 = 0.4023 \quad F(3,16) = 3.59 \quad s = 66.40 \quad DW = 1.3311$$

Ved estimation af relationer med DUnb som afhængig variabel er det ligeledes forsøgt at inddrage såvel arbejdsledighedsprocent som det absolutte antal ledige som forklarende variable i stedet for den reciprokke arbejdsledighedsprocent, men disse resultater bliver en del dårligere end (4), uanset hvilket lag som vælges.

Det må desuden bemærkes, at det alle steder, her såvel som i relation (1) - (3), er et samtidigt ledighedsudtryk, som er det bedste. Dette kan kun med en vis vanskelighed gives en fornuftig adfærdsmæssig tolkning, idet man mht. disse variable må forvente et vist lag, specielt ved stigende ledighed.

Søges reallønnen inddraget i relation (4), opnås det korrekte(?) negative fortegn, men koefficienten er endnu mindre signifikant end relation (2) og (3).

Forskellige befolkningsvariable (DBEF, DBEK, DBEO og DBEA) er forsøgt, jf. relation (5). Man opnår det forventede positive fortegn, men koefficienten er maksimalt 0.9 gange sin egen spredning.

Sammenfattende må man om de ovenfor refererede specifikationer sige, at intet i resultaterne indicerer, at det skulle være umagen værd at anvende de mere komplicerede udtryk, hvor man vil forklare ændringer i arbejdsstyrkerater, idet man opnår mindst ligeså gode resultater ved at lade D_{Unb} være afhængig variabel. Dette giver de færreste definitions-ligninger, ligesom man undgår inddragelse af nye exogene variable. Disse to pragmatiske hensyn må rigeligt opveje de teoretiske indvendinger, som er anført i afsnit 4.

Endelig må det bemærkes, at der har været foretaget andre eksperimenter end brug af D_{PRO} eller D_{PRA} som afhængig variabel for at efterprøve formodninger om virkninger på arbejdsudbudet i de betragtede sektorer som følge af den offentlige sektors forbrug af arbejdskraft. Disse forsøg har imidlertid alle givet dårlige resultater, hvorfor dette spor næppe er yderligere umage værd at forfølge.

7. Et mystisk forsøg

En mulig forklaring på de ret dårlige relationer ovenfor kan ganske enkelt være, at det ikke - eller kun i begrænset omfang - er de anvendte uafhængige variable, som folk reagerer på, således at der eksisterer nogle ikke-økonomiske faktorer af væsentlig betydning for arbejdsudbudet, for hvilke man ikke kan benytte de anvendte variable som proxy-variable.

Hypotesen, som ligger bag inddragelsen af arbejdsledsløshedsudtryk i relationen, er, at disse udtryk vil kunne forklare noget af det cykliske element, som klart findes i arbejdsudbudet. Ringe ledighed vil få folk fra den latente arbejdsstyrke til at blive erhvervsaktive, mens høj ledighed tænkes at medføre førtidspensionering, overgang til andre erhverv og afholde nogle potentielt nye fra at gå ind i den aktive arbejdsstyrke.

Tænker man på relationen som en adfærdsrelation, må det imidlertid være klart, at folk kun i meget begrænset omfang reagerer på abstrakte begreber som aggregerede ledighedstal, specielt ikke i situationer med ringe ledighed. Man må i højere grad forvente, at det er forhold som annoncering efter arbejdskraft o. lign., der er bestemmende for arbejdsudbudets størrelse. Resultaterne ovenfor synes at afvise, at ledighedstallene

kan være en proxy for dette forhold. Selve annoncemængden (eller antallet af ledige stillinger) kan næppe heller anvendes med udbytte af to grunde. For det første findes der ikke nogen let tilgængelig statistik herfor - dette gælder dog ikke antallet af ledige stillinger i de senere år-, for det andet vil det forøge modellen med en exogen variabel, som givetvis ikke vil være lettere at forudsige end arbejdsudbudet selv. En noget ad hoc præget proxy for annoncemængde efter arbejdskraft kan være væksten i bruttonationalproduktet (GROW), omend man med rette kan rette en del indvendinger mod denne variabels inddragelse i relationen.

Den væsentligste indvending må være, at man kan frygte, at man herved specificerer en makroproduktionsfunktion den gale vej. Argumentet kan ikke tilbagevises, dog må man fastholde, at der er tale om en arbejdsudbudsfunktion, ikke en beskæftigelsesfunktion, samt at den potentielt forklarende variabel er væksten i BNP i faste priser, ikke væksten i produktionsværdien i industri og bygge-anlæg.

Korrelationen mellem GROW og de på side 7.8 anførte variable er:

DPRF	$D\frac{1}{1-Bnb}$	$do(\div\frac{1}{2})$	$do(\div 1)$	$D(1-Bnb)$	$do(\div\frac{1}{2})$	$do(\div 1)$	$D\frac{\ln a}{pcp}$	$do(\div\frac{1}{2})$	$do(\div 1)$	$Bq-Bnb(\div 1)$
.52	.67	.29	-.26	-.70	-.39	.16	.30	.32	.24	-.09

Som man kunne vente, ændrer inddragelsen af GROW relationen en del. Med de hidtidigt forsøgte lag af de øvrige forklarende variable og en specifikation af typen (1)-(3) bliver den bedste relation

$$(6) \quad DPRF = 6.0181 - 2.0896(Bq-Bnb)(\div 1) - 3.5841D(1-Bnb)(\div 1) \\ \quad \quad \quad (0.56) \quad \quad (-0.56) \quad \quad \quad (-1.51) \\ \quad \quad \quad - 0.9897D(\ln a/pcp)(\div 1) + 6.4941GROW \\ \quad \quad \quad (-2.95) \quad \quad \quad (4.03)$$

$$R^2 = 0.6413 \quad F(4,15) = 6.70 \quad s = 17.64 \quad DW = 1.8796$$

Såvel konstantleddet som koefficienten til $(Bq-Bnb)(\div 1)$ bliver stærkt insignifikante. Det sidste er muligvis resultatet af en svag multikollinearitet. TOLERANCE for $(Bq-Bnb)(\div 1)$, når de øvrige variable er "inde" er 0.7012, og størrelsen er endnu større, hvis det er de øvrige variable, som ikke inkluderes før i sidste step.

I relation (8) ser man, at koefficienten til $D(1-Bnb)(\div 1)$ er halveret i forhold til relation (7), så koefficienten nu er lig sin spredning. Dette fænomen er for så vidt vanskeligt at forklare, da det næppe skyldes multikollinearitet, idet arbejdsløshedsudtrykket så at sige er ukorreleret med de andre forklarende variable, jf. korrelationsmatricen.

Dette forhold taler for at foretrække (7) for (8), men imod taler det forhold, at det er lettere at give relation (8) en annonceadfærdsmæssig tolkning, samt at man modelteknisk nok må foretrække en relation af (8)'s udseende, idet man må forvente færre simulationsproblemer.

Opspalter man estimationsperioden i underperioder, giver det ikke anledning til nævneværdige kommentarer. Det er forsøgt dels at dele estimationsperioden op i to underperioder, fra 1950-59 og fra 1960-69, dels at fjerne 3 år i den ene henholdsvis den anden ende af estimationsperioden. Koefficienterne bevarer de samme fortegn og er i samme størrelsesorden, dog er relationen for den første halvdel af perioden bedre end relationen for anden halvdel målt ved R^2 .

Relation (9) nedenfor er resultatet af et eksperiment, som har til hensigt at sandsynliggøre, at de ovenfor refererede relationer kan tolkes adfærdsmæssigt.

I stedet for GROW benyttes G^* , som er væksten i bruttonationalproduktet i faste priser minus den gennemsnitlige vækstrate i FBNP i perioden (4.24% p.a.), dog således at G^* er sat til 0, såfremt udtrykket bliver negativt. Herved bliver $G^* = 0$ i 9 af årene. Forsøget gøres til test af en hypotese om, at variabelen kun har betydning i ekspansiv retning.

$$(9) \quad \text{DPRF} = \underset{(-2.30)}{-5.1819D(1-Bnb)(\div 1)} - \underset{(-1.74)}{0.3689D(\ln a/pcp)(\div \frac{3}{4})} + \underset{(5.17)}{13.5521G^*}$$

$$R^2 = 0.5571 \quad s = 18.41 \quad DW = 1.9047$$

Dette fører til, at koefficienten til G^* bliver ca. dobbelt så stor som koefficienten til GROW i (7), hvilket kunne forventes, da den numeriske værdi af elementerne i G^* -vektoren er blevet en del mindre. At forklaringsgraden falder er indlysende p.gr.a. de mange 0-elementer, og det ringe fald giver ingen anledning til bekymring, hvilket derimod den meget lave koefficient til reallønsudtrykket gør. Alt i alt må det konkludere

res, at forsøget hverken kan af- eller bekræfte ens formodninger om arten og autonomigraden af (7) og (8). En mulig forklaring på, at dette ikke lader sig gøre, kan dog være den uhyre simple korrektion, som ovenfor er lavet i vækstudtrykket. Mere komplicerede forsøg er dog undladt.

Bemærkningerne ovenfor angående alternative arbejdsstyrkerater som afhængig variabel gælder fuldt ud under den her anvendte kombination af forklarende variable. Det giver kun årsag til marginale ændringer og disse er usystematiske, hvorfor det mere simple befolkningsudtryk må være at foretrække.

Endelig er forsøgt at gøre DUnb til afhængig variabel. De optimale lagkombinationer svarer til de anvendte i (7) og (8).

$$(10) \text{ DUnb} = \underset{(-2.64)}{-16.2285\text{D}(1-\text{Bnb})(\div 1)} - \underset{(-3.02)}{2.53307\text{D}(\ln a/\text{pcp})(\div \frac{3}{4})} + \underset{(6.45)}{24.5174\text{GROW}}$$

$$R^2 = 0.6250 \quad s = 51.03 \quad \text{DW} = 1.8002$$

$$(11) \text{ DUnb} = \underset{(-1.51)}{-8.7463\text{D}(1-\text{Bnb})(\div 1)} - \underset{(-3.70)}{3.2017\text{D}(\ln a/\text{pcp})(\div \frac{3}{4})} + \underset{(6.92)}{29.2909\text{GROW}(\div \frac{1}{4})}$$

$$R^2 = 0.6612 \quad s = 48.50 \quad \text{DW} = 1.9027$$

Hvilken relation, man bedst kan lide af de to ovenstående, er et åbent spørgsmål. Diskussionen på foregående side om valg mellem (7) og (8) kan overføres hertil.

Derimod må man udfra det her refererede foretrække en af relationerne (10) eller (11) fremfor en af de to ovenfor nævnte, da resultaterne ligner hinanden så meget, jf. bl.a. bilag 2, at der næppe kan være grund til ikke at foretrække den modelmæssigt mere simple specifikation.

8. Niveauestimation

Endelig skal kort refereres nogle forsøg, som er gjort med niveauestimationer. Disse forsøg er lavet p.gr.a. den noget tvivlsomme økonometriske kvalitet af relationerne i afsnit 6 og den lidt mystiske økonomiske kvalitet af relationerne i afsnit 7.

Som afhængig niveauvariabel er forsøgt med Unb, PRF, PRK, PRO og PRA. Som forklarende variable er forsøgt niveauvariable tilsvarende specifikationerne i afsnit 6.

Korrelationsmatricen gengives ikke, men hovedresultaterne

af en gennemgang af denne kan opsummeres i, at der er voldsom multikollinearitet ved snart enhver specifikation. Korrelationskoefficienten mellem de potentielt forklarede variable er næsten uden undtagelse over 0.75, i mange tilfælde i størrelsesordenen 0.85-0.90. Dette forhold lægger selvsagt en kraftig bremse på antallet af forklarende variable.

Blandt estimationerne, hvor man lader arbejdsstyrkerater være afhængig variabel, oplever man for første gang en vis - omend ringe - forbedring af relationerne, når man går fra det simple befolkningsudtryk BEF til de mere komplicerede, jf. afsnit 5.

Ud af de mange forsøg, som er gjort, bliver de bedste relationer - målt ved R^2 og de enkelte parametres fortegn og signifikans - for PRF hhv. PRA, som er de to yderpunkter

- (12)
$$\text{PRF} = 742.5508 + 0.5249\text{PRF}(\div 1) - 6.9715(1-\text{Bnb})$$

$$\begin{matrix} (4.36) & (4.75) & (-3.41) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0.9054 \quad s = 19.15 \quad \text{DW} = 1.7254$$
- (13)
$$\text{PRA} = 362.8762 + 0.8172\text{PRA}(\div 1) - 6.6717(1-\text{Bnb})$$

$$\begin{matrix} (2.43) & (9.86) & (-2.37) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0.9567 \quad s = 26.52 \quad \text{DW} = 1.4440$$
- (14)*
$$\text{Unb} = -3287.2227 + 2.6375\text{BEK} - 20.5879(1-\text{Bnb})(\div \frac{1}{2})$$

$$\begin{matrix} (11.15) & (-2.68) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0.9775 \quad \text{SE} = 56.83$$
- (15)*
$$\text{Unb} = 1132.8369 + 0.7811\text{Unb}(\div 1) - 21.5394(1-\text{Bnb})$$

$$\begin{matrix} (3.23) & (10.71) & (-2.84) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0.9660 \quad \text{SE} = 66.90 \quad \text{DW} = 1.5790$$

Forsøg på at inddrage flere forklarende variable i relationer af den her viste type giver dårlige resultater, hvilket uden tvivl i stort omfang skyldes multikollinearitet.

9. Fremskrivning af de estimerede relationer

I håb om at kunne diskvalificere nogle af de refererede relationer er der foretaget en-periodes fremskrivninger af nogle af relationerne for perioden 1970-72, idet man må gøre opmærksom på, at data da i en del tilfælde er af ret foreløbig karakter.

*) Efter samme kriterier de to bedste relationer, når Unb er afhængig variabel.

For at gøre fremskrivningerne sammenlignelige er oplysningerne anført som den værdi af Unb, som man kan opnå med den pågældende relation sammen med et passende antal definitionslikninger.

Det må understreges, at der er tale om en-periodes fremskrivninger, dvs. der overalt er indsat de faktiske værdier for Unb÷1, hvor denne størrelse optræder, det være sig i en strukturligning eller en definitionslikning.

Resultaterne er anført i tabel 1, hvor tillige summen af de absolutte afvigelser og summen af de kvadrerede afvigelser er opgivet.

Tabel 1. Fremskrivning af udvalgte relationer 1970-72

Relation	1969	1970	1971	1972	Sum numeriske afvigelser	Sum kvadrerede afvigelser
(1)		4876	4850	4747	367	50001
(2)		4786	4789	4663	184	13446
(3)		4823	4785	4684	184	15394
(4)		4874	4827	4759	354	47054
(7)		4688	4749	4552	219	19913
(8)		4689	4717	4529	209	19979
(10)		4727	4769	4616	176	12666
(11)		4726	4735	4590	129	8801
(12)		4784	4817	4758	309	41189
(13)		4751	4795	4642	204	15246
(14)		4764	4844	4871	469	99245
(15)		4782	4790	4712	238	22820
Historisk værdi Unb	4782	4812	4698	4596	-	-

Anm.: Unb er opgjort i 100 personer

10. Forslag til relation til modelbrug

Fremskrivningerne i afsnit 9 afdækker, at niveauestimationerne ikke klarer sig godt, relation (13) og (15) til dels undtaget. Mod disse specifikationer kan dog rettes mange indvendinger, ved (13) den, at man skal forudsige antallet af offentligt ansatte, hvilket må forventes at volde større vanskeligheder end

forudsigelse af de øvrige policyvariable, da denne i højere grad har en afledet karakter, hvilket kan give konsistensproblemer i den exogene vektor, og for såvel (13) som (15) gælder, at da de indeholder den laggede endogene med en koefficient på ca. 0.8, må man forvente, at disse relationer har særdeles svært ved at fange vendepunkter ved flerperiodesimulationer.

For de øvrige relationer kan resultaterne konkluderes derhen, at kun de relationer, som medtager reallønsvariablen, opfører sig rimeligt ved fremskrivningen. En afvejning mellem disse relationer kan næppe føre til nogen entydig rangordning, men en åbenlys mulighed vil være at udvælge relation (11), som klarer sig bedst ved fremskrivningerne, som har "gode" økonomiske egenskaber indenfor estimationsperioden, som kræver få definitionsligninger, og som p.gr.a. lagget i vækstvariablen kan hævde en vis autonomigrad overfor den inverse produktionsfunktionshypotese. Utilfredsstillende ved relation (11) er dog, at man udelukker direkte påvirkning fra den kortsigtede beskæftigelsesudvikling i modellens øvrige produktionssektorer og fra befolkningsudviklingen. Dette er selvsagt udover autonomimæssige anker.

Bilag 1.DATAKONSTRUKTION

Dette bilag vil omhandle konstruktionen af de tidsserier, som ikke er med i modellens standard-datamatrix. For de variable, som er med i standardmatricen, vil scalingen af variablene fremgå.

- Unb Udbudet af arbejdskraft i industri og bygge-anlæg under et. Opgøres i 100 personer.
- Bnb Beskæftigelsesgraden i industri og bygge-anlæg. Ved absolut fuld beskæftigelse er Bnb = 100.
- lna Arbejdernes timeløn i industrien. Opgivet i 1/10-ører.
- lna/pcp Arbejdernes realtimeløn. Opgivet i "realører", dvs. at i 1955 er pcp = 10.
- GROW Defineret som $(DfY/fY(\div 1)) \times 100$. Vækst i BNP i faste priser.
- BEF Den totale befolkning mellem 15 og 64 år. Opgivet i 1000 personer.
Kilde: 10-års oversigt - Befolkningen
- BEK BEF minus antal elever i 8.-10. klasse. Disse er i kilden opgivet i undervisningsår. Dette tal overføres til det sidste kalenderår i undervisningsåret. Forinden subtraktion trækkes 3 (tusinde) fra antallet af elever (korrektion bagud)
Kilde: 10-års oversigt - Undervisning - Børneskolen
- BEO BEK minus antal personer i gruppen "Administration, liberale erhverv m.v."
Den sidstnævnte tidsserie konstrueres udfra folketællingsoplysninger, samt udfra tabel 10 i en publikation fra Arbejdsmarkedsrådets Sekretariat, fremover /AS/. For årene 1950 og 1960 benyttes folketællingsoplysningerne. For de øvrige år i perioden 1948-60 anvendes stigningerne fra år til år ifølge /AS/, korrigeret således, at den totale stigning i perioden stemmer med stigningen ifølge folketællingen.
For årene efter 1960 anvendes folketællingen i 1965 som udgangspunkt sammen med 1960-tællingen. Ved hjælp af oplysningerne om BFI i 1955-priser for "Offentlige ydelser" og "Andre tjenesteydende private erhverv" under et,

BEO udspreddes folketællingsoplysningerne til de øvrige år
(forts.) i perioden 1960-1970.

Kilde: 10-års oversigt - Erhvervsfordelingen

10-års oversigt - Nationalregnskabet - Brutto-
faktorindkomsten i de enkelte
erhverv.

Statistisk materialesamling vedrørende arbejds-
styrken, beskæftigelsen og ledigheden 1948-1962.

Arbejdsmarkedsrådets sekretariat. December 1962.

BEA

Korrigeret version af BEO, som sikrer at tidsserien
for antallet af personer i "Administration, liberale
erhverv m.v." er sammenfaldende med antallet ifølge be-
skæftigelsesundersøgelserne. Til og med 1960 er serien
identisk med serien, som benyttes til subtraktion un-
der BEO.

Korrektionen er baseret på det forhold, at serien for
offentligt ansatte m.v., som udregnet ovenfor konse-
kvent ligger noget under beskæftigelsesundersøgelses-
tal. Ved at plote afvigelseerne op mod tiden og lægge
en linie gennem, som skærer tidsaksen i 1960, opnås
nogle korrektioner, som adderes til den under BEO be-
skrevne serie. For de år, hvor der foreligger beskæfti-
gelsesundersøgelser, benyttes disse tal.

Kilde: 10-års oversigt - Erhvervsfordelingen - Personer
i arbejdsstyrken fordelt på
erhverv ved beskæftigelsesun-
dersøgelserne.

Bq

Beskæftigelsesgraden i øvrige erhverv under et. Først
beregnes antallet af ledige i industri og bygge-anlæg
som $(100 - Bnb)Unb$.

Den således konstruerede serie fratrækkes antallet af
arbejdsløshedsforsikrede ledige, så man opnår en ny se-
rie, som er lig antal ledige arbejdsløshedsforsikrede
i øvrige erhverv. Fra antallet af arbejdsløshedsforsik-
rede i alt trækkes Unb , så man opnår en anden serie,
som betegner antal arbejdsløshedsforsikrede i øvrige er-
hverv. Kaldes denne sidste serie for Uq , mens antallet
af ledige kaldes Leq , kan nu defineres:

$$Bq = (Uq - Leq)/Uq.$$

Bq (forts.) Det må bemærkes, at man ved den her anvendte konstruktion har forudsat, at alle personer i Unb er arbejdsløshedsforsikrede, men denne fejl er næppe alvorlig.
Kilde: 10-års oversigt - Arbejdsmarkedet - Antal arbejdsløshedsforsikrede og antal ledige.

Bilag 1.

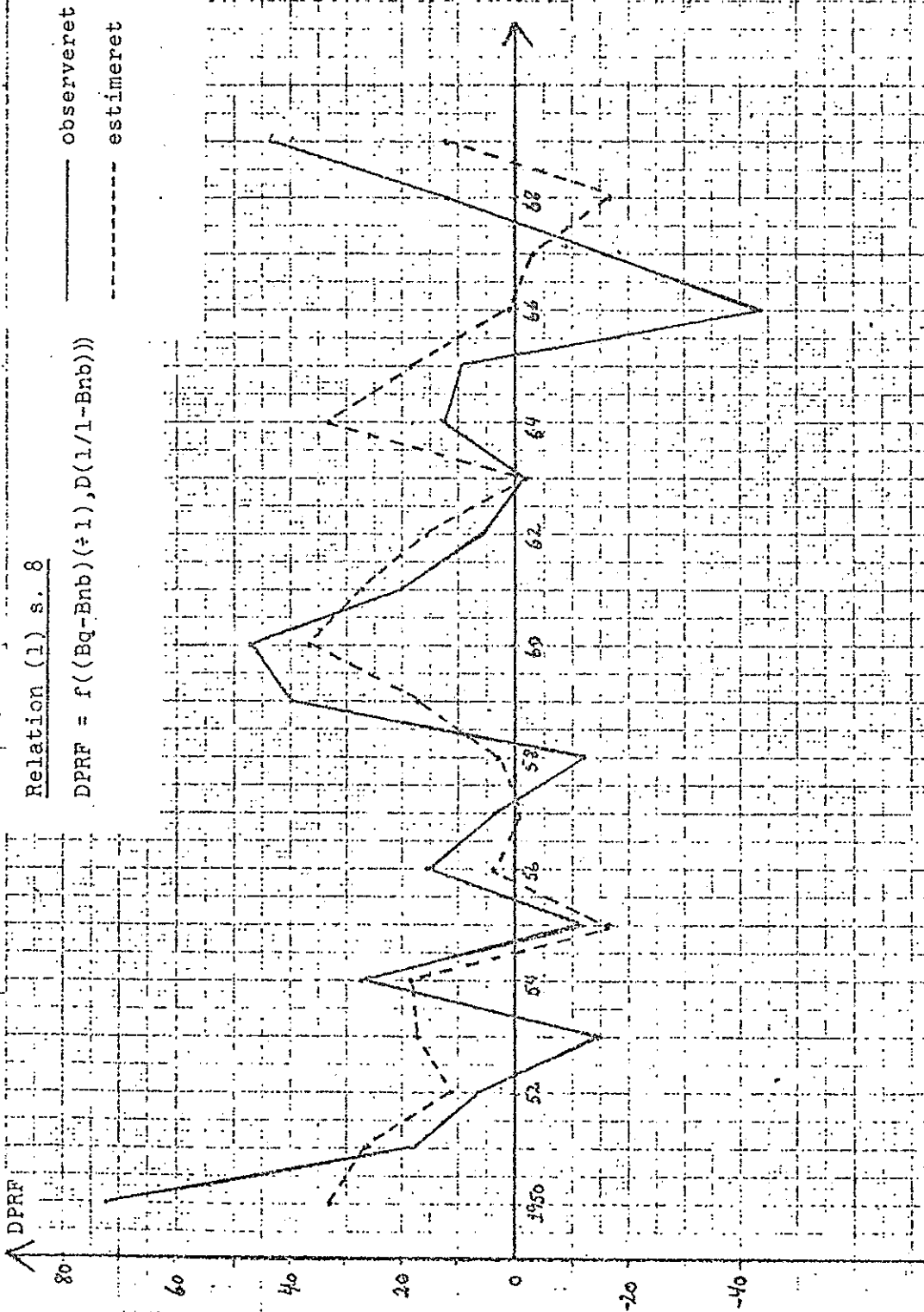
Listning af nogle af de forsøgte tidsserier.

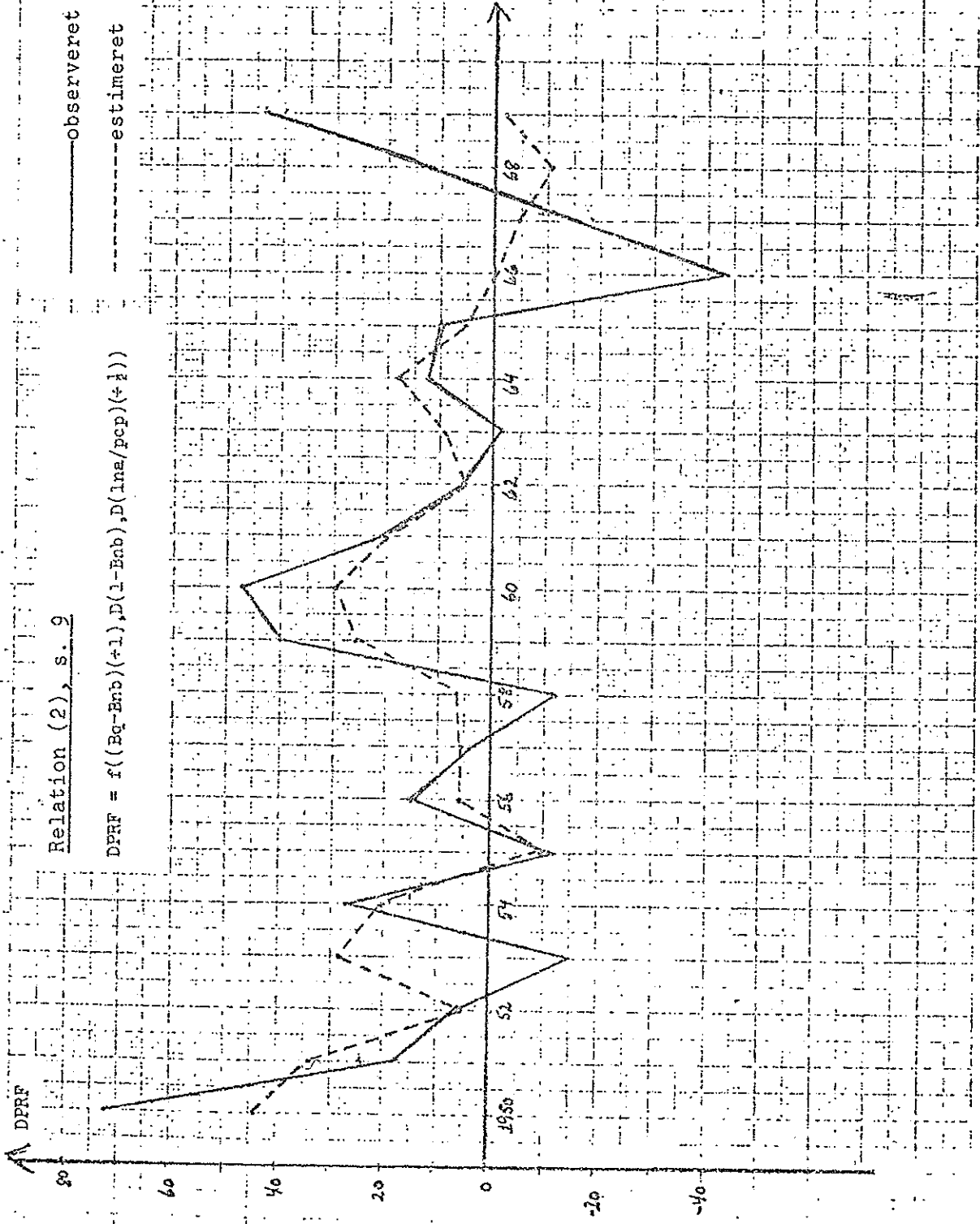
	DEF	BEK	SEO	BEA	(Bq-Bnb)(÷1)
1950	2757.000	2757.000	2567.000	2567.000	-0.400
1951	2765.000	2765.000	2568.900	2568.900	-0.400
1952	2774.000	2774.000	2572.000	2572.000	1.200
1953	2788.000	2788.000	2576.800	2576.800	1.800
1954	2800.000	2806.000	2587.700	2587.700	0.800
1955	2821.000	2821.000	2595.000	2595.000	4.900
1956	2833.000	2833.000	2599.200	2599.200	2.300
1957	2842.000	2842.000	2600.300	2600.300	3.400
1958	2860.000	2860.000	2612.000	2612.000	2.900
1959	2888.000	2888.000	2632.400	2632.400	2.700
1960	2923.000	2916.000	2650.400	2650.400	0.700
1961	2957.000	2946.000	2662.500	2658.500	0.200
1962	2994.000	2965.000	2654.300	2646.300	2.100
1963	3030.000	2997.000	2683.500	2671.500	1.500
1964	3058.000	3015.000	2680.900	2664.400	2.000
1965	3076.000	3030.000	2684.500	2663.500	2.100
1966	3093.000	3042.000	2677.100	2652.100	1.900
1967	3110.000	3050.000	2660.100	2631.000	2.100
1968	3127.000	3061.000	2652.800	2620.300	2.700
1969	3140.000	3069.000	2636.900	2601.800	2.900

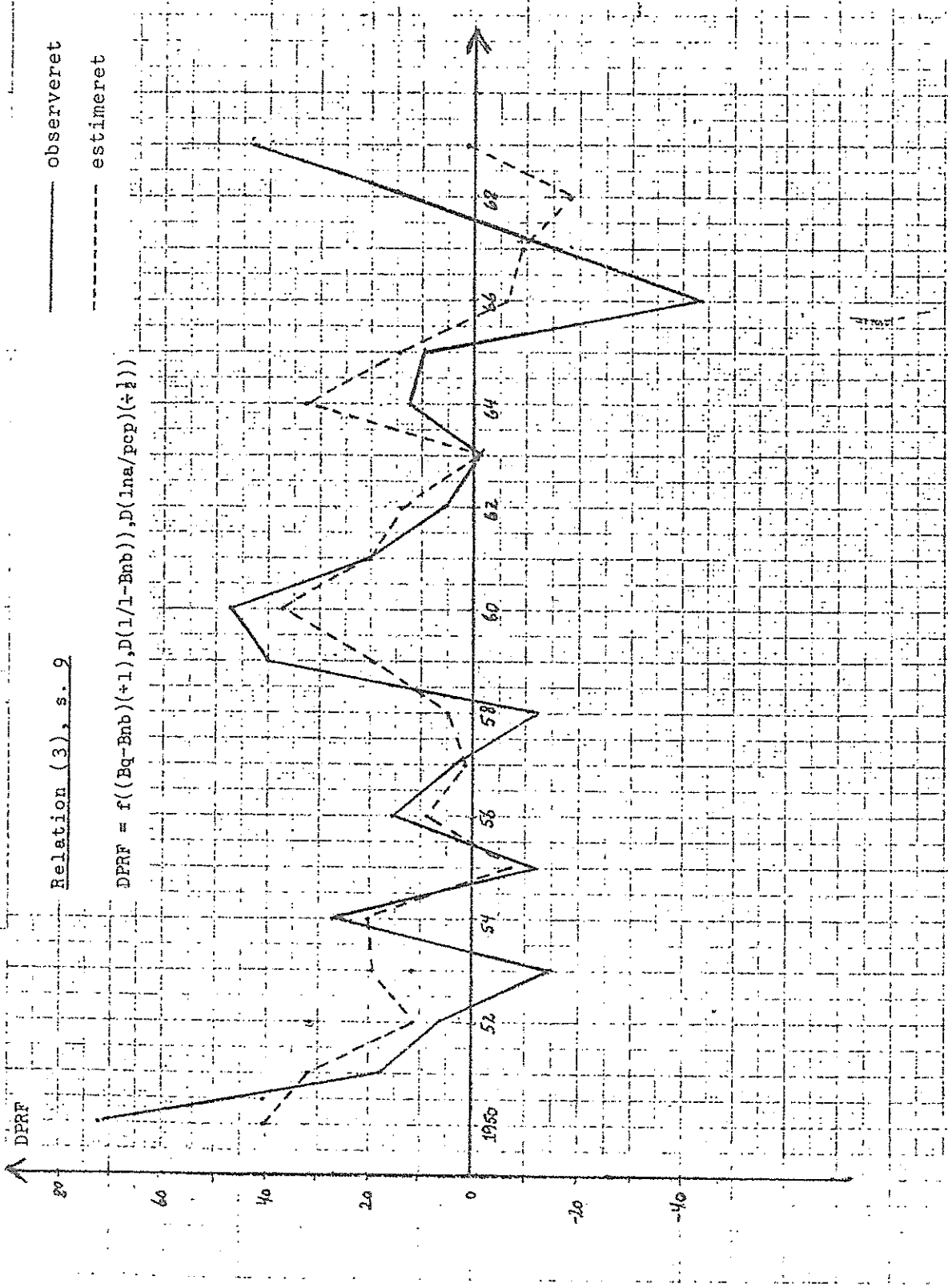
	lna/pcp	1-Bnb	1/(1-Bnb)	UNB
1950	364.600	8.500	11.760	3746.000
1951	367.680	10.200	9.800	3808.000
1952	393.190	13.200	7.580	3839.000
1953	405.510	9.500	10.530	3817.000
1954	419.530	10.100	9.900	3918.000
1955	419.800	10.700	9.350	3906.000
1956	433.210	12.500	8.000	3967.000
1957	450.410	11.400	8.770	3990.000
1958	465.690	11.000	9.090	3981.000
1959	486.210	6.400	15.620	4134.000
1960	503.980	4.300	23.260	4322.000
1961	544.950	4.100	24.390	4432.000
1962	566.820	3.600	27.780	4505.000
1963	578.220	5.000	20.000	4555.000
1964	607.680	3.200	31.250	4632.000
1965	639.350	2.800	35.710	4694.000
1966	681.830	3.200	31.250	4585.000
1967	717.640	3.900	25.640	4562.000
1968	738.080	6.200	16.130	4625.000
1969	801.540	4.800	20.830	4782.000

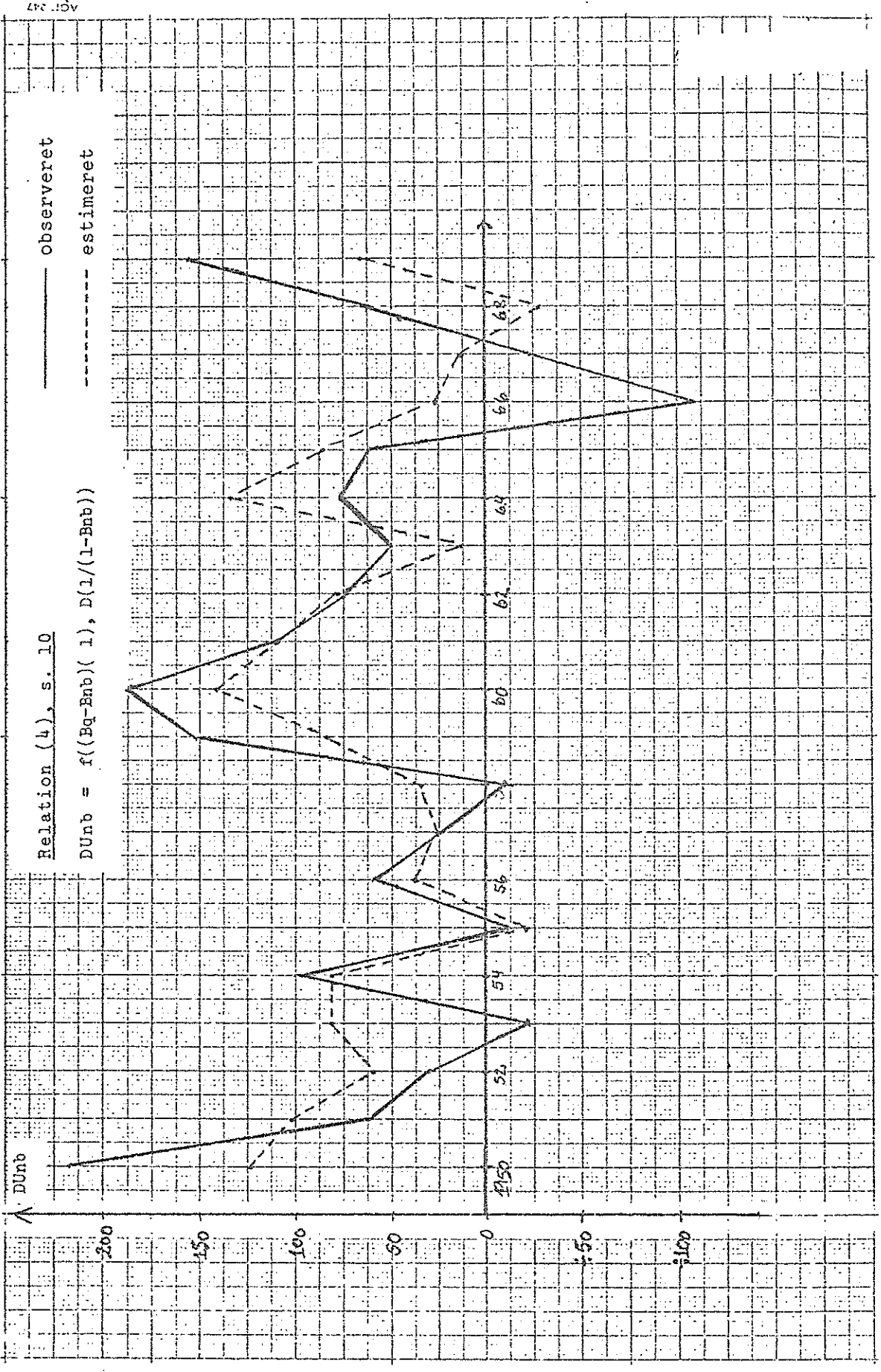
	PRF	PRK	PRO	PRA
1950	1358.720	1358.720	1459.290	1459.290
1951	1377.210	1377.210	1482.350	1482.350
1952	1383.920	1383.920	1492.610	1492.610
1953	1369.080	1369.080	1481.290	1481.290
1954	1396.290	1396.290	1514.090	1514.090
1955	1384.610	1384.610	1505.200	1505.200
1956	1400.280	1400.280	1526.240	1526.240
1957	1403.940	1403.940	1534.440	1534.440
1958	1391.960	1391.960	1524.120	1524.120
1959	1431.440	1431.440	1570.430	1570.430
1960	1478.620	1482.170	1630.700	1630.700
1961	1498.620	1504.410	1664.600	1667.100
1962	1504.680	1519.390	1697.250	1702.380
1963	1503.300	1519.650	1697.410	1705.030
1964	1516.200	1556.320	1727.780	1738.480
1965	1526.010	1549.170	1748.560	1762.340
1966	1432.380	1507.230	1712.670	1728.820
1967	1458.880	1495.740	1714.970	1733.550
1968	1479.050	1510.940	1743.440	1765.060
1969	1522.930	1558.100	1813.490	1837.960

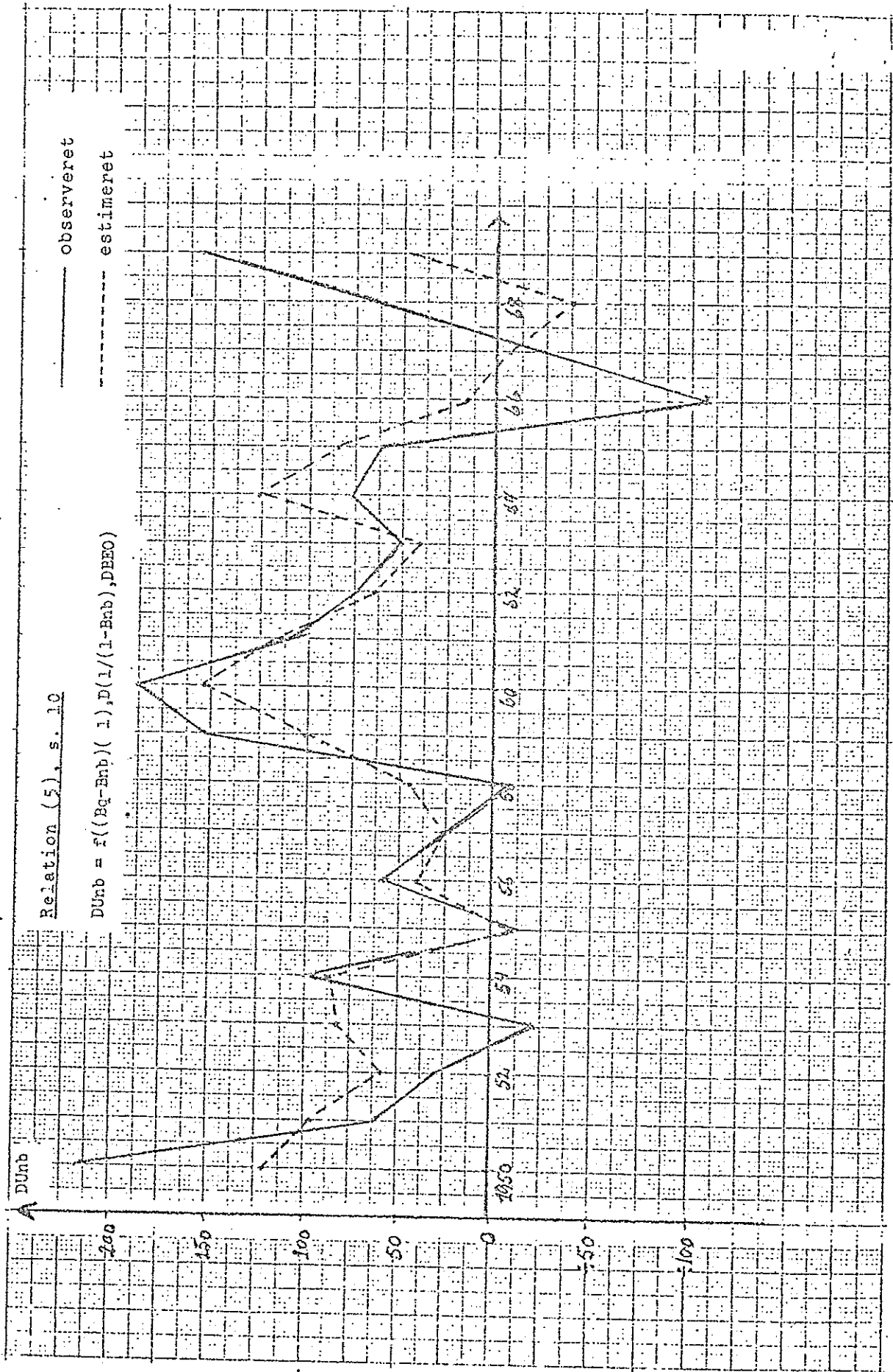
Bilag 2

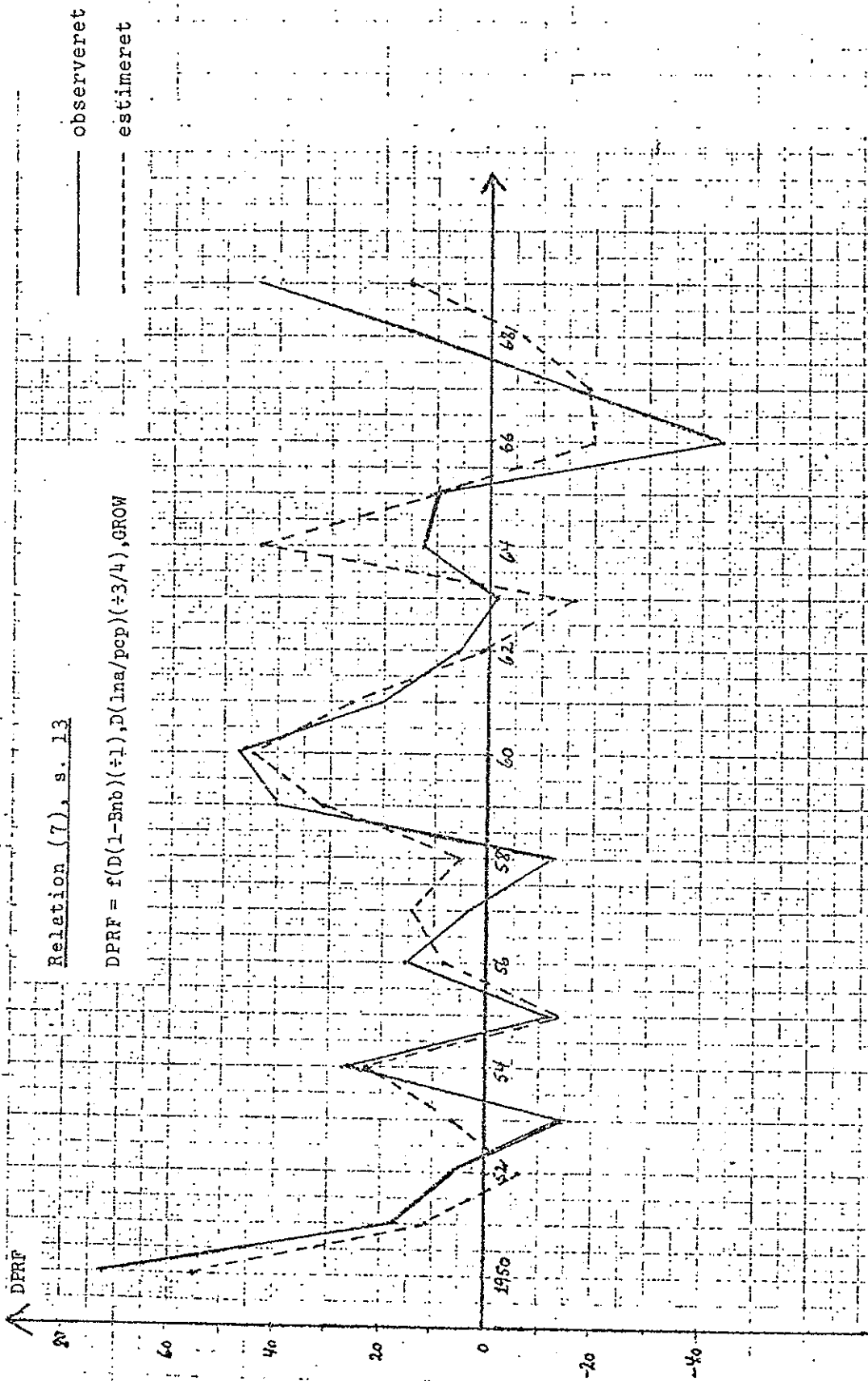


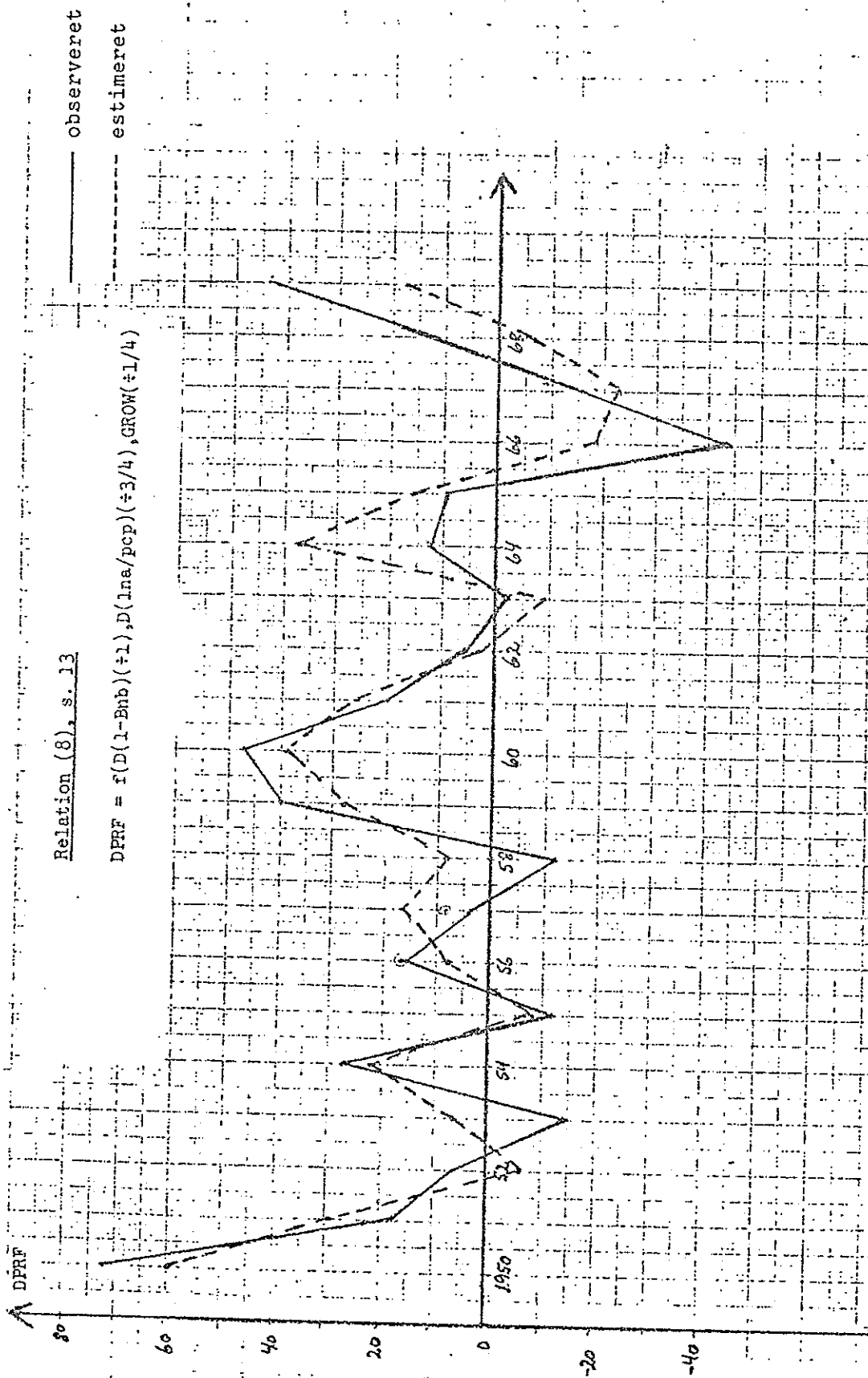


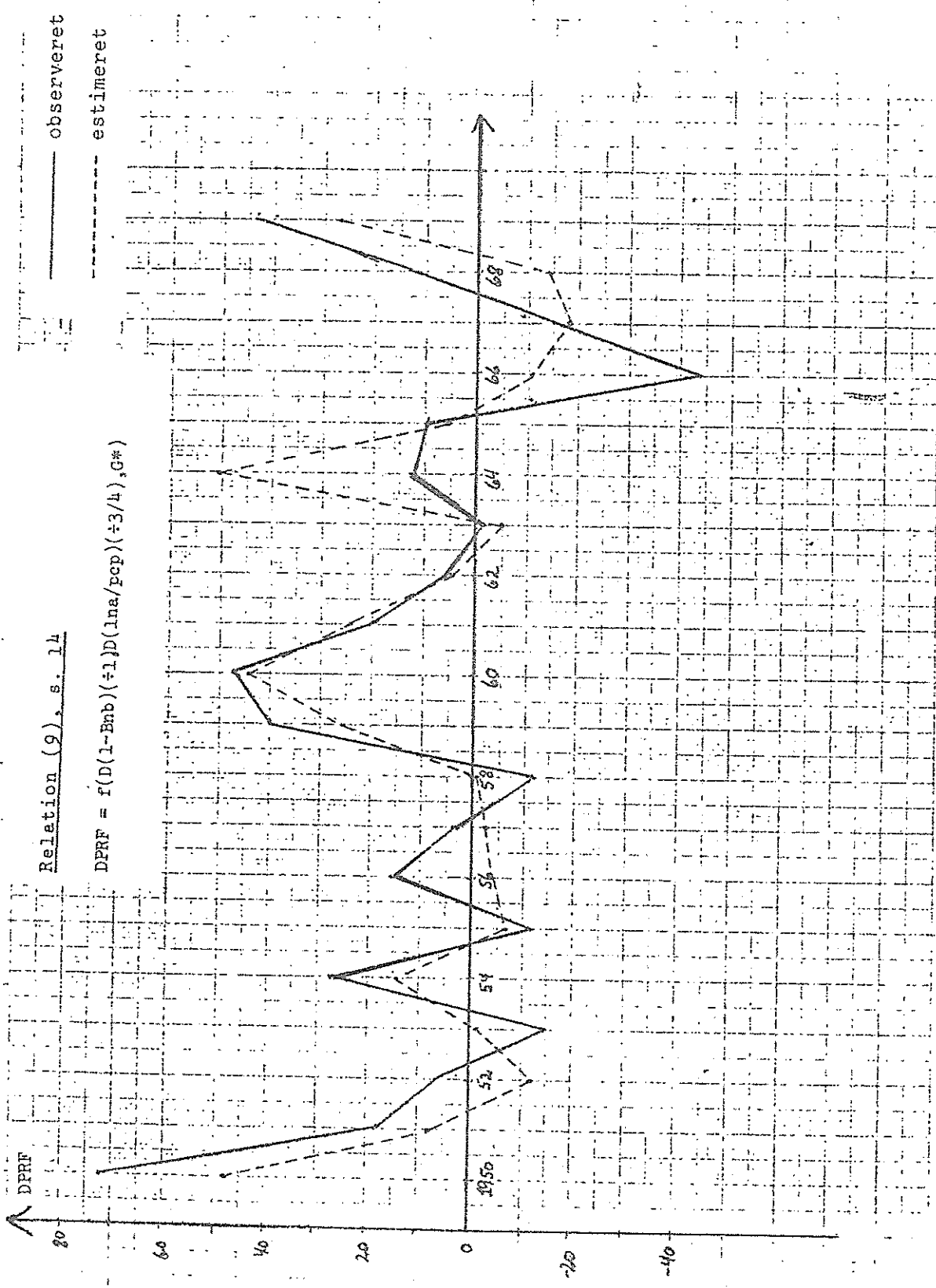


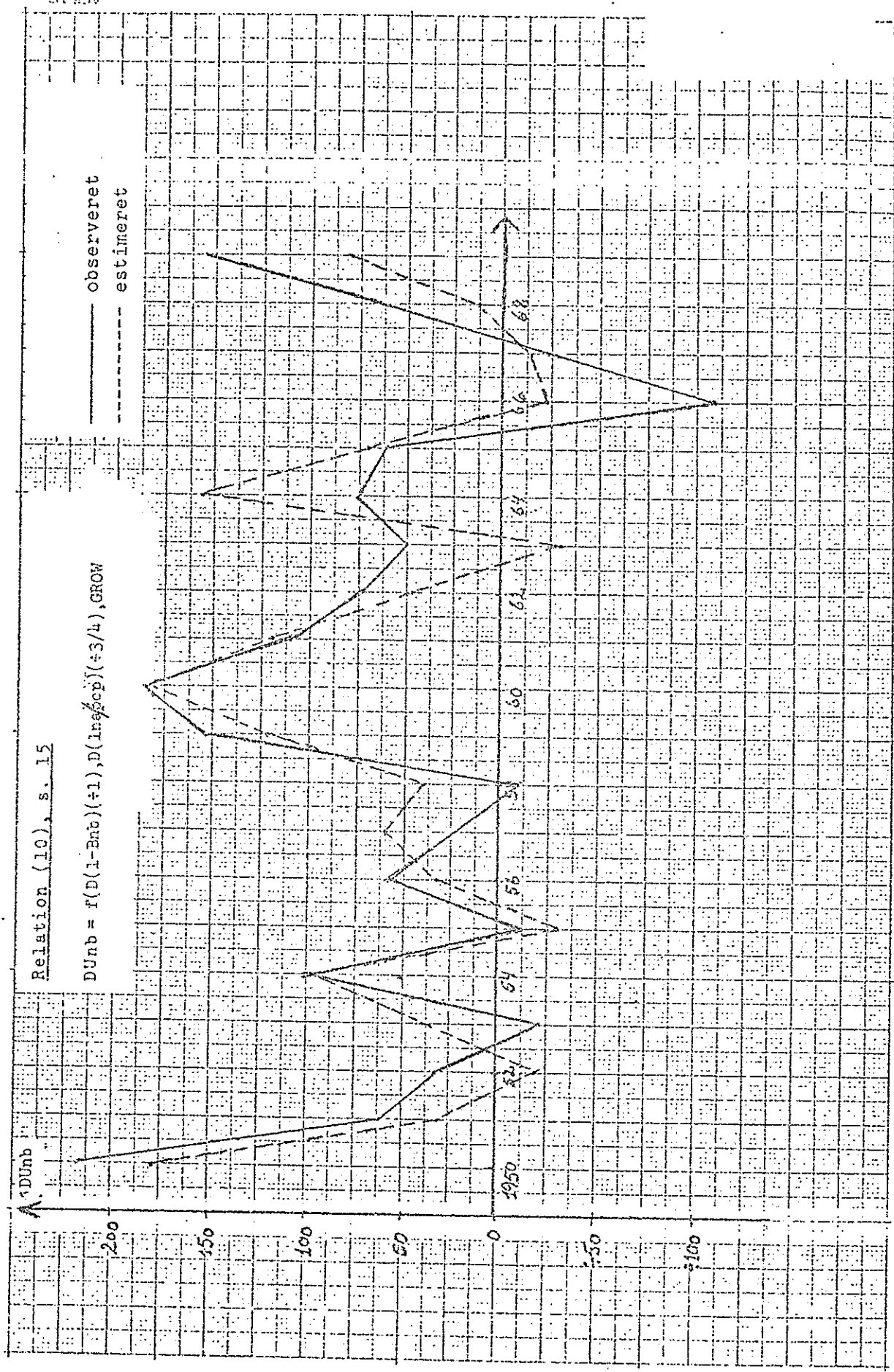


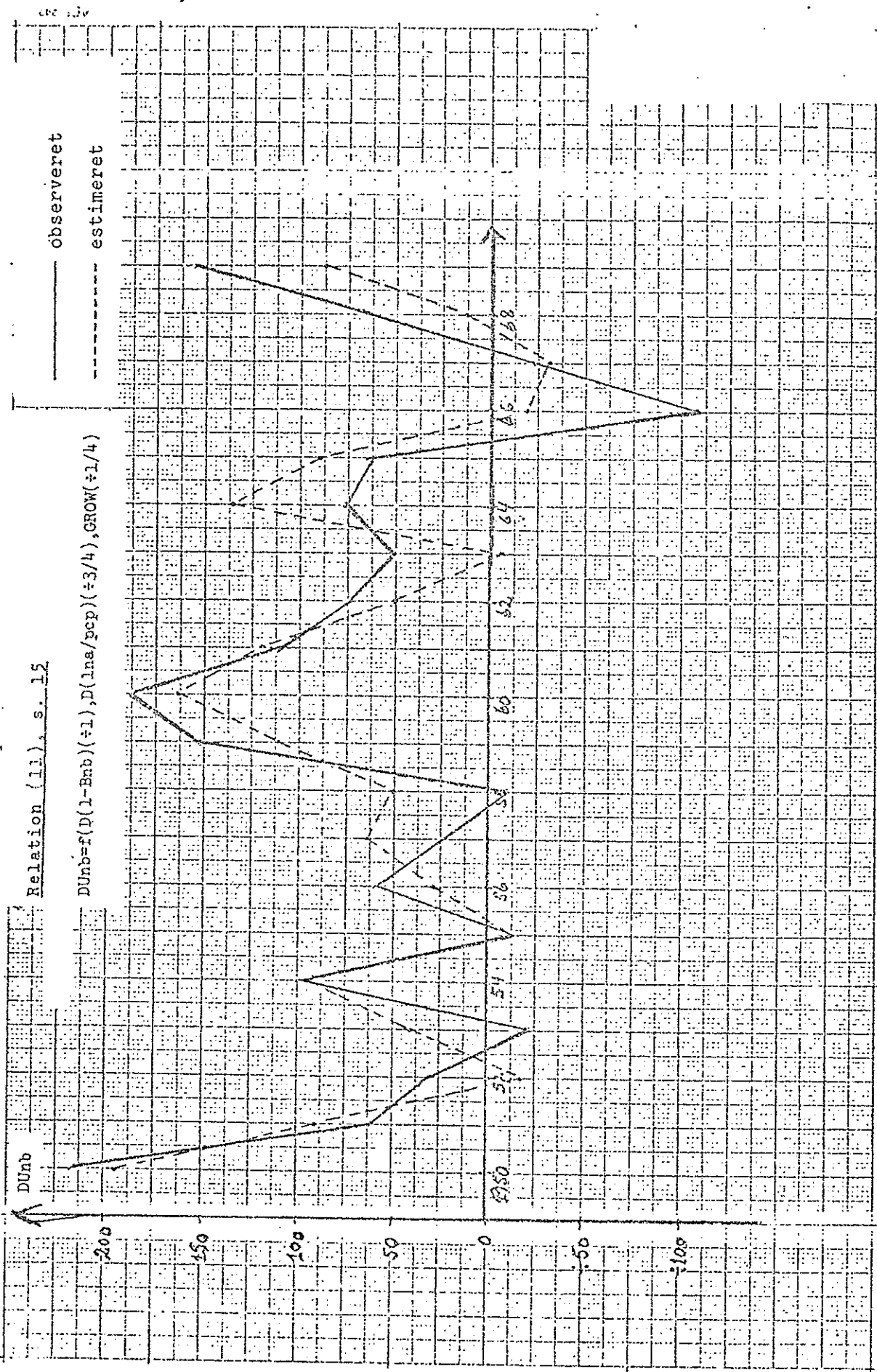


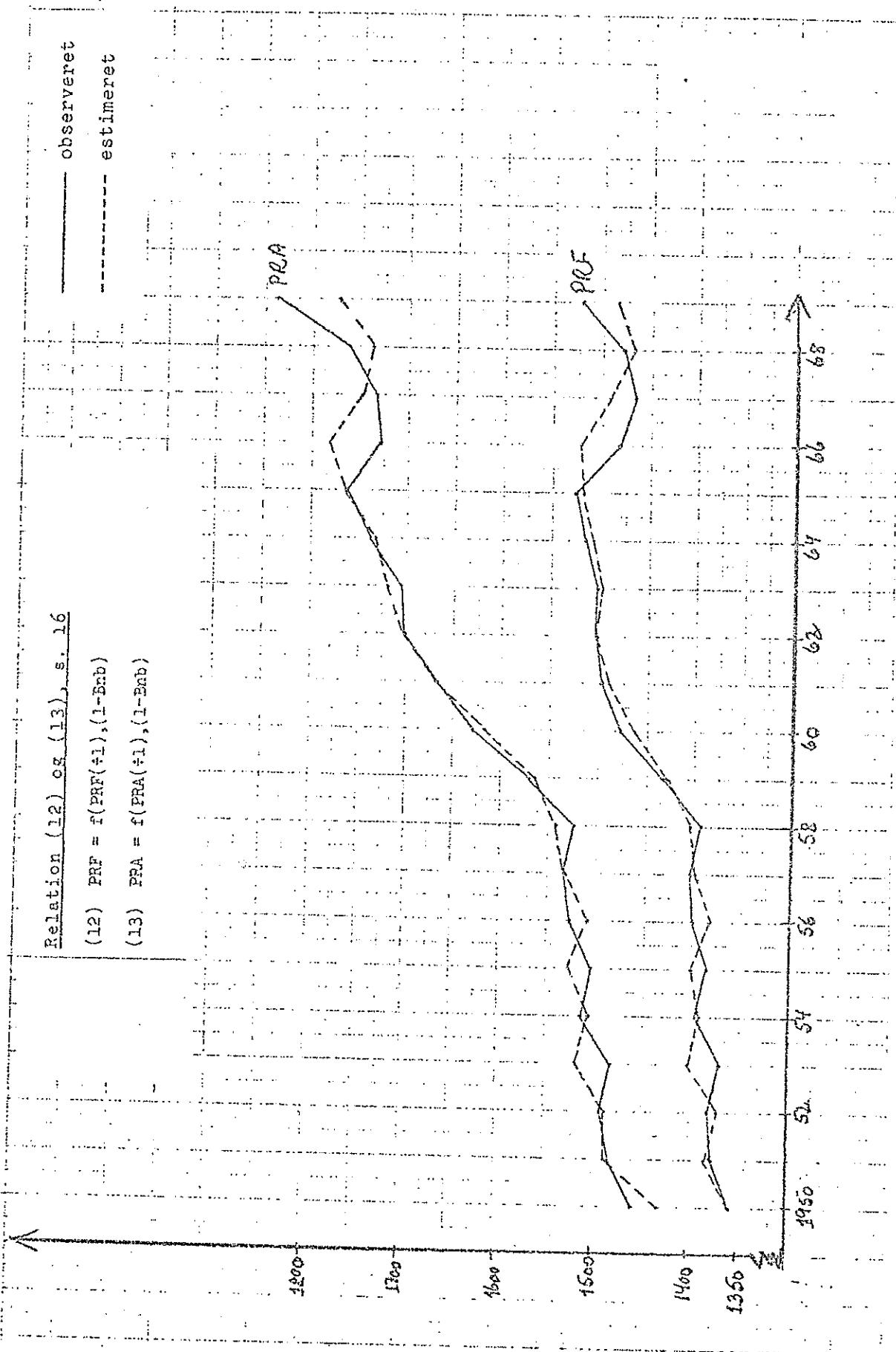










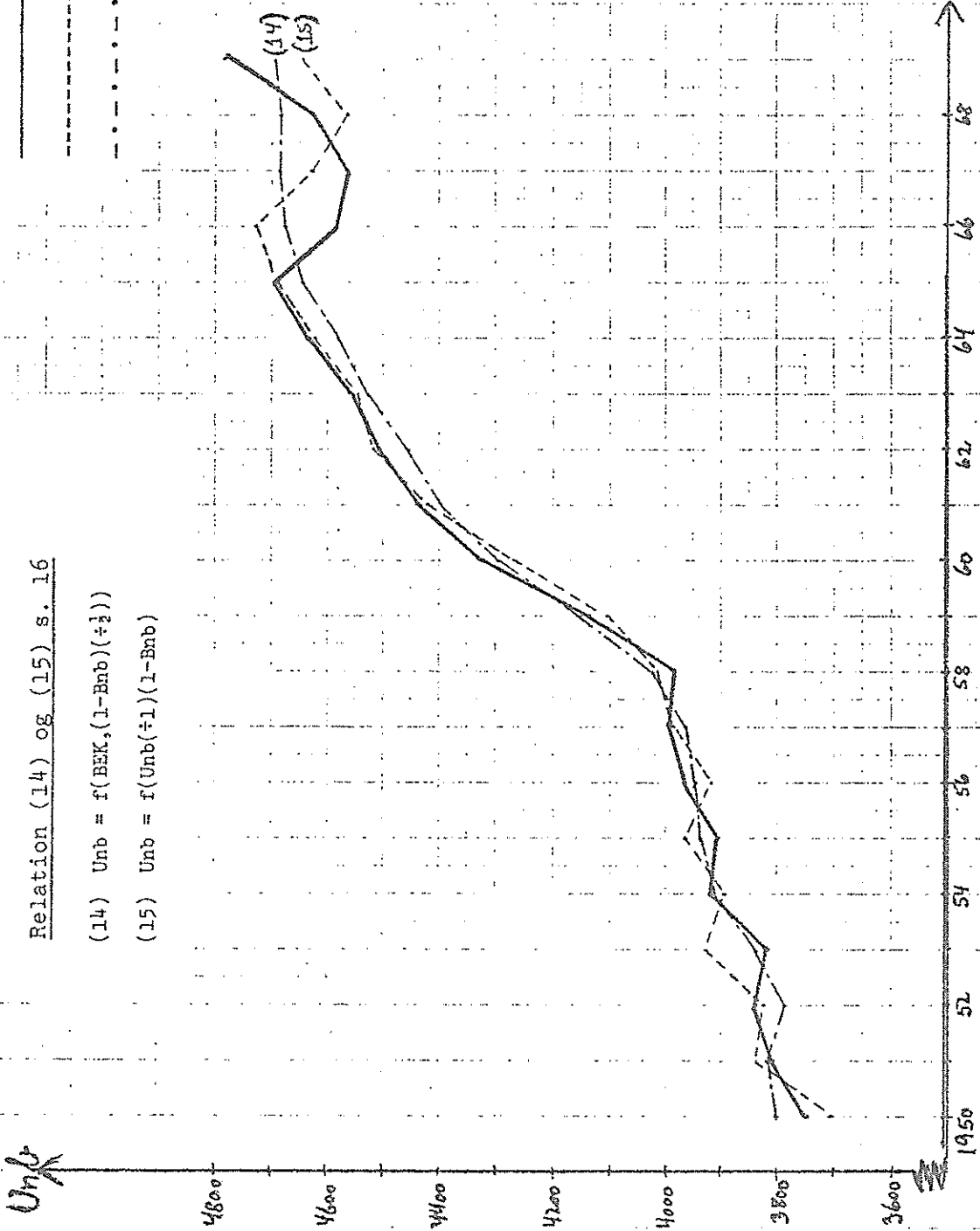


— observeret
 - - - - - estimeret
 - · - · - · - estimeret

Relation (14) og (15) s. 16

(14) $Unb = f(BEK, (1 - Bnb)(+1))$

(15) $Unb = f(Unb(+1)(1 - Bnb))$



KAPITEL 8

Relationerne for sektorpriser og løn¹⁾

1. I de sidste afsnit i modelrapportens kap. VI behandles modellens centrale pris- og løndannelsesrelationer. Det drejer sig om priserne i de to industrisektorer og i sektoren for bygge- og anlægsvirksomhed samt en lønvariabel for industrien. Desuden bringes i kap. VI en relation for priserne i den offentlige sektor; da denne efter sin udformning er estimeret sammen med prissammenbindingsrelationerne, medtages den ikke her.

Der er allerede i forbindelse med fremlæggelsen af de første beregningsresultater udtrykt formodning om, at disse var stærkt afhængige af estimationsperioden (jf. fx mødereferat fra arbejdsudvalgets fjerde møde d. 27.8.71). Især blev der peget på den ret store vægt, Koreakrigsårene har haft i observationssættet 1950-65; og - yderligere - at 60'ernes inflation måske ikke rigtig slog igennem i estimationer på grundlag af dette sæt. En forskydning af estimationsperioden til 1953-68, som også er benyttet i forbindelse med en række af modellens øvrige relationer, kunne derfor formodes at give betragtelige ændringer i parameterestimaterne.

I de vedføjede tabeller er der bragt uddrag af resultaterne for de tre perioder 1950-68, 1950-65 samt 1953-68. Det bemærkes, at antal observationer er ens for de to sidste perioder, hvilket skulle lette sammenligning af de forskellige teststørrelser. Desuden bemærkes, at resultaterne er overført direkte fra "tapeter", således at der ikke er "tilbage-scalet" til de enheder, der benyttes i rapporten. Dette er naturligvis uden betydning for sammenligninger blandt de her bragte relationer.

Uddraget er foretaget således, at den i rapporten foretrukne relation bringes for alle tre perioder. Desuden fremlægges en eller to alternative specifikationer, som skønnes at bringe væsentlig supplerende information, fx i form af et bedre "fit" med de nye observationer end rapportens specifikation.

¹⁾ Udarbejdet i januar 1972 af Poul Uffe Dam.

2. Prisen i forbrugsindustrien

Bestemmelsesgraden falder betragteligt ved periodeforskydningen til 1953-68; spredningen s stiger dog kun beskedent. Det skyldes naturligvis, at periodeforskydningen bortskærer netop de år, hvor særlig store udsving i den afhængige variabel forekommer, jf. kap. VI fig. 9.1.

Den vejede pris giver i alle perioder mindre signifikans end den uvejede; men forskellen formindskes i nogen grad. Som man kunne vente, står lønvariablen (W/X) stærkere efter periodeforskydningen; der kan tales om en gradvis overgang, hvis forskydningen opfattes som først udvidelse med nye observationer, dernæst bortskæring af de gamle. Signifikansen af kapacitetsvariablen $DX/X(\div 1)$ forsvinder helt ved forskydningen, hvilket formentlig modsvarer lønnens øgede betydning.

Efter periodeforskydningen er der en kraftig negativ tendens i residualerne for periodens sidste år, hvor prisstigningerne var udpræget små.

Korrelationsmatricerne viser, hvad indirekte fremgår af regressionerne, at de direkte korrelationer til importpriserne er faldet (jf. modelrapporten s. 6.55), mens de partielle til lønvariablen er steget (jf. modelrapporten s. 6.58).

1953-68

	Dpmr	$D(0,8\text{pmr}+0,2\text{pme})$	$D(0,8\text{pmr}+2\text{pme})(\div \frac{1}{2})$
Dpnc	,59	,54	,62
	<u>Dpmr($\div \frac{1}{2}$)</u>		
Dpni	,63	,79	,68

Partiel korrelation mellem Dpnj og $D(Wnj/Xnj)(\div \frac{1}{k})$

Givet:	Dpnc	Dpni
$D(0,8\text{pmr}+0,2\text{pme})$,61	,33
$D(0,8\text{pmr}+0,2\text{pme})(\div \frac{1}{2})$,25
Dpmr	,60	
Dpmr($\div \frac{1}{2}$)	,52	,27

3. Prisen i investeringsindustrien

Bestemmelsesgraden falder ved periodeforskydningen, men i mindre grad end for forbrugsindustrien; spredningen falder ligefrem her, hvilket igen afspejler, at spredningen i den afhængige variabel er faldet ved forskydningen.

Den i rapporten udvalgte relation (v) står bedst i alle perioder. Der ses nogen forskydning mod lønvariablen m.h.t. signifikans, men ikke i samme grad som for forbrugsindustrien. Dette fremgår også af korrelationerne ovenfor.

4. Prisen i bygge- og anlægssektoren

Bestemmelsesgraden ændres kun ubetydeligt for denne variabel ved periodeforskydningen. Denne indebærer en mindre forøgelse af spredningen for den afhængige variabel, hvilket afspejles i residualspreddningen.

I perioden 1953-68 viser specifikationen med vejjet importpris (iv) størst signifikans modsat tilfældet for de øvrige perioder. Generelt øges signifikansen af lønnen på bekostning af importprisen, se således korrelationsvektoren nedenfor (jf. modelrapporten s. 6.75). Periodeforskydningen giver ingen basis for en (W/X)-variabel som alternativ til ln. Det bemærkes, at den seneste periode medtager produktionsstigningen som svagt signifikant.

1953-68

	(0)	Dpmr ($\div \frac{1}{4}$)	($\div \frac{1}{2}$)	D(0,8pmr+0,2pme) (0)	($\div \frac{1}{2}$)
Dpb	,62	,66	,63	,64	,61

5. Lønnen i industrisektorerne

Bestemmelsesgraden påvirkes ikke væsentligt ved periodeforskydningen. Spredningen for residualerne fordobles, hvilket må ses i lyset af store lønstigninger i de sidste år, som også i ret betydelig grad afspejler sig i residualmønstret.

Periodeforskydningen og især bortkastelsen af de gamle observationer giver anledning til en meget betydelig forskydning m.h.t. signifikans mellem de forklarende variable, nemlig fra

A (Phillips-kurve) til priserne. Denne forskydning fremgår også af korrelationerne nedenfor (jf. modelrapporten s.6.67 og 6.68). Afspejler denne forskydning ganske fundamentale strukturelle ændringer i løndannelsen?

Simple korrelationer ($A = 1/1-B_n$)

1953-68	A	A($\div\frac{1}{2}$)	A($\div 1$)
Dln	,57	,75	,84
Dpc($\div\frac{1}{2}$)	,46	,66	,79
A			,80
		Dpc($\div\frac{1}{4}$)	Dpc($\div\frac{1}{2}$)
			Dpc($\div\frac{3}{4}$)
Dln	,93	,93	,90
A($\div\frac{1}{2}$)	,67	,66	,63

Resultaterne af beregningerne med de nye observationer peger i øvrigt på et mindre lag for priserne end det hidtil foretrukne. De ret betydelige negative konstantled, der fremkommer, kan umiddelbart undre; det må her erindres, at med A som anvendt variabel har vi forladt en ren ændrings-specifikation, hvorfor konstantleddet ikke længere kan gives den dertil svarende simple fortolkning.

De vedlagte kurver (figur 1) afbilder relationerne i tabel 4: 1950-65 (E.A.6.10.4); 1950-68(E.A.) og 1953-68 (E.A.).

De beregnede lønstigninger fremkommer som venstresiden af (for kurven 1950-68) følgende formel:

$$(Dln - 0,945do) = (-300,5 + 1,24Dpc(\div\frac{2}{3})) + 1,67(1/1-B_n)(\div\frac{1}{2})$$

I tabellen på næste side er beregningerne vist. Arbejdsløshedsprocenten i kolonne 2 angiver det til den pågældende $(1/1-B_n)(\div\frac{1}{2})$ svarende arbejdsløshedsniveau.

Tabel 1:

Observerede og beregnede lønstigninger i industrien

	$\frac{1}{1-B_n} (\div \frac{1}{2})$ (observeret B _n)	"Arbejds- løsheds- procent" ¹⁾	do	Dln (-----beregnete-----) (1950-65)	Dln (1950-68)	Dln (1953-68)	Dln (observeret) 1/10 øre/time
1950	162	6,2	100	372	543	-	266
1951	152	6,6	0	353	525	-	477
1952	115	8,7	100	286	463	-	448
1953	122	8,2	0	299	475	64	299
1954	164	6,1	100	375	546	683	243
1955	167	6,0	0	381	551	686	324
1956	137	7,3	100	326	500	659	496
1957	134	7,5	0	320	495	656	372
1958	144	6,9	100	339	512	665	352
1959	199	5,0	0	438	603	715	446
1960	342	2,9	0	700	843	846	500
1961	445	2,3	100	886	1014	939	1054
1962	521	1,9	0	1026	1142	1009	924
1963	479	2,1	0	949	1072	970	949
1964	463	2,2	0	920	1045	956	935
1965	611	1,2	100	1189	1292	1091	1495
1966	611	1,6	0	-	1292	1091	1983
1967	470	2,1	100	-	1057	962	1927
1968	311	3,2	0	-	792	818	2035

¹⁾ Jf. tekst.

Prisen i forbrugsindustrien1950-68

$$(v) \quad D_{pnc} = 41,98 + 0,353 D_{pmr} + 0,225 \frac{DX}{X(\div 1)} + 1,623 D\left(\frac{W}{X}\right)(\div \frac{1}{4})$$

(0,035) (0,10) (0,70)

$$n = 19 \quad s = 157,0 \quad R^2 = 0,88 \quad F = 36,6$$

$$(vi) \quad D_{pnc} = 15,26 + 0,357 D(0,8 \text{ pmr} + 0,2 \text{ pme}) + 0,242 \frac{DX}{X(\div 1)} + 1,791 D\left(\frac{W}{X}\right)(\div \frac{1}{4})$$

(0,040) (0,11) (0,79)

$$n = 19 \quad s = 176,1 \quad R^2 = 0,85 \quad F = 28,0$$

1950-65

$$(v) \quad D_{pnc} = 112,5 + 0,361 D_{pmr} + 0,250 \frac{DX}{X(\div 1)} + 1,102 D\left(\frac{W}{X}\right)(\div \frac{1}{4})$$

(0,028) (0,083) (0,60)

$$n = 16 \quad s = 124,3 \quad R^2 = 0,94 \quad F = 58,5$$

$$(vi) \quad D_{pnc} = 98,9 + 0,371 D(0,8 \text{ pmr} + 0,2 \text{ pme}) + 0,272 \frac{DX}{X(\div 1)} + 1,163 D\left(\frac{W}{X}\right)(\div \frac{1}{4})$$

(E.A.6.9.4) (0,031) (0,091) (0,75)

$$n = 16 \quad s = 135,8 \quad R^2 = 0,92 \quad F = 48,4$$

1953-68

$$(v) \quad D_{pnc} = 64,04 + 0,222 D_{pmr} + 0,089 \frac{DX}{X(\div 1)} + 1,782 D\left(\frac{W}{X}\right)(\div \frac{1}{4})$$

(0,070) (0,16) (0,66)

$$n = 16 \quad s = 143,9 \quad R^2 = 0,60 \quad F = 5,9$$

$$(v^*) \quad D_{pnc} = 112,8 + 0,220 D_{pmr} + 1,759 D\left(\frac{W}{X}\right)(\div \frac{1}{4})$$

(0,068) (0,64)

$$n = 16 \quad s = 140,0 \quad R^2 = 0,59 \quad F = 9,2$$

$$(vi) \quad D_{pnc} = 41,53 + 0,196 D(0,8 \text{ pmr} + 0,2 \text{ pme}) + 0,099 \frac{DX}{X(\div 1)} + 1,885 D\left(\frac{W}{X}\right)(\div \frac{1}{4})$$

(0,067) (0,17) (0,69)

$$n = 16 \quad s = 149,5 \quad R^2 = 0,57 \quad F = 5,2$$

Anm.: X = Xnc; W = Wnc

Prisen i investeringsindustrien1950-68

$$(i) \quad Dpni = 51,1 + 0,309 Dpnr (\div \frac{1}{2}) + 0,739 D(\frac{W}{X})(\div \frac{1}{4}) + 0,124 \frac{DfEi}{fEi(\div 1)}$$

(0,045) (0,39) (0,040)

$$n = 19 \quad s = 134,3 \quad R^2 = 0,87 \quad F = 34,9$$

$$(v) \quad Dpni = 44,8 + 0,318 D(0,8pnr+0,2pme)(\div \frac{1}{2}) + 0,688 D(\frac{W}{X})(\div \frac{1}{4}) + 0,1326 \frac{LfEi}{fEi(\div 1)}$$

(0,042) (0,362) (0,037)

$$n = 19 \quad s = 125,0 \quad R^2 = 0,89 \quad F = 41,1$$

1950-65

$$(i) \quad Dpni = 52,2 + 0,303 Dpnr(\div \frac{1}{2}) + 0,951 D(\frac{W}{X})(\div \frac{1}{4}) + 0,118 \frac{DfEi}{fEi(\div 1)}$$

(0,049) (0,51) (0,043)

$$n = 16 \quad s = 140,5 \quad R^2 = 0,89 \quad F = 31,7$$

$$(v) \quad Dpni = 59,4 + 0,318 D(0,8pnr+0,2pme)(\div \frac{1}{2}) + 0,787 D(\frac{W}{X})(\div \frac{1}{4}) + 0,126 \frac{DfEi}{fEi(\div 1)}$$

(0,045) (0,47) (0,038)

(E.A.6.9.3)

$$n = 16 \quad s = 127,3 \quad R^2 = 0,91 \quad F = 39,5$$

1953-68

$$(i) \quad Dpni = 14,88 + 0,261 Dpnr (\div \frac{1}{2}) + 0,709 D(\frac{W}{X})(\div \frac{1}{4}) + 0,136 \frac{DfEi}{fEi(\div 1)}$$

(0,074) (0,37) (0,045)

$$n = 16 \quad s = 128,4 \quad R^2 = 0,68 \quad F = 8,6$$

$$(v) \quad Dpni = 11,32 + 0,271 D(0,8pnr+0,2pme)(\div \frac{1}{2}) + 0,653 D(\frac{W}{X})(\div \frac{1}{4}) + 0,142 \frac{DfEi}{fEi(\div 1)}$$

(0,062) (0,330) (0,040)

$$n = 16 \quad s = 113,4 \quad R^2 = 0,75 \quad F = 12,2$$

Anm.: X = Xni; W = Wni

Prisen i byggesektoren1950-68

$$(iv) \text{ Dpb} = 122,6 + 0,310 D(0,8 \text{ pmr} + 0,2 \text{ pme}) + 0,584 \text{ Dln}$$

(0,036) (0,062)

$$n = 19 \quad s = 161,4 \quad R^2 = 0,91 \quad F = 83,6$$

$$(vii) \text{ Dpb} = 115,1 + 0,386 \text{ Dpmr} (\div \frac{1}{4}) + 0,598 \text{ Dln}$$

(0,034) (0,049)

$$n = 19 \quad s = 127,5 \quad R^2 = 0,95 \quad F = 138,8$$

1950-65

$$(iv) \text{ Dpb} = 18,9 + 0,309 D(0,8 \text{ pmr} + 0,2 \text{ pme}) + 0,787 \text{ Dln}$$

(E.A.6.11.4) (0,033) (0,106)

$$n = 16 \quad s = 148,7 \quad R^2 = 0,92 \quad F = 71,2$$

$$(vii) \text{ Dpb} = 32,2 + 0,382 \text{ Dpmr} (\div \frac{1}{4}) + 0,760 \text{ Dln}$$

(E.A.6.11.3) (0,029) (0,077)

$$n = 16 \quad s = 107,7 \quad R^2 = 0,96 \quad F = 141,6$$

1953-68

$$(iv) \text{ Dpb} = 81,9 + 0,333 D(0,8 \text{ pmr} + 0,2 \text{ pme}) + 0,605 \text{ Dln}$$

(0,062) (0,056)

$$n = 16 \quad s = 129,5 \quad R^2 = 0,94 \quad F = 105,4$$

$$(iv^*) \text{ Dpb} = 47,2 + 0,384 D(0,8 \text{ pmr} + 0,2 \text{ pme}) + 0,595 \text{ Dln} + 0,105 \text{ DX/x} (\div 1)$$

(0,063) (0,051) (0,057)

$$n = 16 \quad s = 119,0 \quad R^2 = 0,95 \quad F = 84,5$$

$$(vii) \text{ Dpb} = 114,6 + 0,394 \text{ Dpmr} (\div \frac{1}{4}) + 0,598 \text{ Dln}$$

(0,083) (0,061)

$$n = 16 \quad s = 140,1 \quad R^2 = 0,93 \quad F = 89,2$$

Lønnen1950-68

$$(E.A.) \quad Dln = -300,5 + 1,67 \hat{A}(\div 1/2) + 1,24 D_{pcp}(\div 2/3) + 0,945 do$$

(0,42) (0,27)

$$n = 19 \quad s = 278,7 \quad R^2 = 0,83 \quad F = 24,1$$

$$(v) \quad Dln = 240,4 + 1,74 \hat{A}(\div 1/2) + 1,16 D_{pcp}(\div 3/4) - 1,29 D(Gn-Hn)$$

(0,43) (0,28) (4,26)

$$n = 19 \quad s = 289,9 \quad R^2 = 0,81 \quad F = 21,9$$

$$(ii) \quad Dln = -181,1 + 1,76 \hat{A}(\div 1) + 0,999 D_{pcp}(\div 1/2) + 1,245 D(Gn-Hn)$$

(0,30) (0,45) (3,92)

$$n = 19 \quad s = 266,8 \quad R^2 = 0,84 \quad F = 26,8$$

1950-65

$$(E.A.6.10.4, \quad Dln = -64,0 + 1,82 \hat{A}(\div 1/2) + 0,315 D_{pcp}(\div 2/3) + 1,14 do$$

n = 17) (0,19) (0,159) (0,59)

$$n = 16 \quad s = 116,5 \quad R^2 = 0,92 \quad F = 43,9$$

$$(v) \quad Dln = 14,4 + 1,84 \hat{A}(\div 1/2) + 0,221 D_{pcp}(\div 3/4) - 3,29 D(Gn-Hn)$$

(E.A.6.10.5) (0,189) (0,155) (1,74)

$$n = 16 \quad s = 116,2 \quad R^2 = 0,92 \quad F = 44,1$$

1953-68

$$(E.A.) \quad Dln = -198,5 + 0,911 \hat{A}(\div 1/2) + 1,65 D_{pcp}(\div 2/3) + 1,53 do$$

(0,439) (0,272) (1,22)

$$n = 16 \quad s = 235,3 \quad R^2 = 0,89 \quad F = 32,9$$

$$(v) \quad Dln = -127,2 + 0,990 \hat{A}(\div 1/2) + 1,58 D_{pcp}(\div 3/4) - 4,56 D(Gn-Hn)$$

(0,46) (0,29) (4,1)

$$n = 16 \quad s = 249,7 \quad R^2 = 0,88 \quad F = 28,8$$

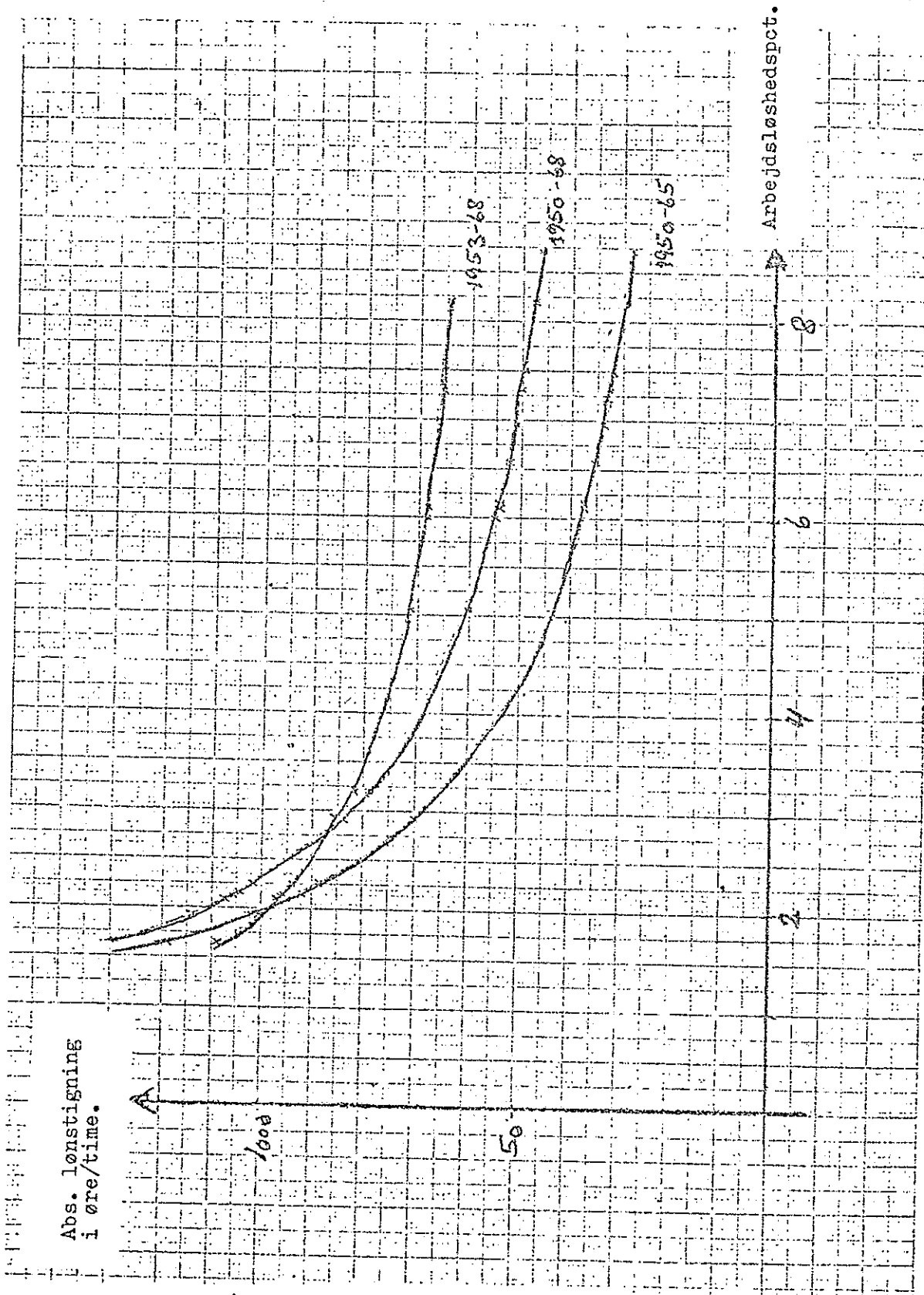
$$(iv) \quad Dln = -94,5 + 0,758 \hat{A}(\div 1/2) + 1,56 D_{pcp}(\div 1/4) - 2,63 D(Gn-Hn)$$

(0,44) (0,25) (3,76)

$$n = 16 \quad s = 228,1 \quad R^2 = 0,90 \quad F = 35,3$$

Anm.: $\hat{A} = 1/1 - B_n$; $P_{cp} = pc$

Figur 1: Phillipsskurver beregnet på grundlag af relationerne i tabel 4, jf. s. 4 ovenfor.



Lønrelationer for industriens arbejdere og funktionærer¹⁾1. Indledning

I kapitel 1 er skitseret en ny struktur for modellens arbejdsmarked, hvis vigtigste kendetegn er inddragelsen af bygge- og anlægssektorens arbejdsmarked, endogenisering af arbejdsudbudet og specifikation af særskilte beskæftigelses- og løndannelsesrelationer for industriens funktionærer.

I dette kapitel er beskrevet resultaterne af estimation af løndannelsesfunktioner for arbejdere og funktionærer i industrien. Da de foretagne simulationer med den samlede model har vist, at løndannelsen må betragtes som et af modellens ømme punkter, er der udført en række eksperimenter med forskellige funktionsformer og med inddragelse af ikke tidligere anvendte forklarende variable.

2. Oversigt

De foretagne eksperimenter med udformningen af løndannelsesrelationerne har taget udgangspunkt i modelrapportens kapitel VI, hvor der som grundmodel anvendtes en Phillips-kurve-model suppleret med prisvariable. De i dette arbejdspapir anvendte funktionsformer kan opdeles i

- a. relationer i absolutte ændringer
- b. relationer i relative ændringer
- c. relationer i dobbelte ændringer (accelerationer)

I de i modelrapporten beskrevne estimationer er følgende forklarende variable anvendt: arbejdsløshed, ændring i arbejdsløshed, prisændring (Dpcp), overarbejdstid (Gn-Hn) og en overenskomstdummy. I de nedenfor beskrevne estimationsforsøg er dette udvalg af forklarende variable suppleret med udtryk for produktivitetsudvikling, profitudvikling og den laggede lønændring.

Endvidere er det vigtigt at bemærke, at definitionen af arbejdsløsheden nu er ændret, således at denne nu omfatter arbejdsløsheden i industri og bygge- og anlæg under eet.

¹⁾ Udarbejdet oktober 1973 af Per Kongshøj Madsen

Det bør ligeledes fremhæves, at de anvendte lønvariable ifølge sagens natur adskiller sig fra de i modelrapportens kapitel VI anvendte. Arbejderlønnen i industrien (l_{na}) er defineret som den gennemsnitlige timeløn for industriens arbejdere, mens funktionærlønnen (l_{nf}) i industrien er defineret som den gennemsnitlige årsløn for en funktionær.

Den anvendte estimationsperiode er som hovedregel 1950-69, idet denne dog i enkelte tilfælde er opsplittet i to perioder.

De anvendte tidsserier er vist i bilag 1. Den anvendte scaling fremgår af dette.

Nedenfor beskrives først estimationen af lønrelationer for industriens arbejdere og dernæst for industriens funktionærer.

3. Relation i absolutte ændringer: arbejdsløshed

I tabellen nedenfor er vist korrelationskoefficienter mellem ændringen i arbejdernes timeløn (Dl_{na}) og lineære og reciproke udtryk for arbejdsløsheden ($(1-B_{nb})$ og $1/(1-B_{nb})$), hvor B_{nb} er beskæftigelsesgraden i industri og bygge- og anlæg under eet. For at få et indtryk af multikollineariteten er et af prisudtrykkene medtaget i tabellen, som kan sammenlignes med modelrapporten side 6.67 nederst.

Tabel 1 Simple korrelationskoefficienter 1950-69

	$1-B_{nb}$	$(1-B_{nb})(\div \frac{1}{2})$	$(1-B_{nb})(\div 1)$	$1/1-B_{nb}$	$(1/1-B_{nb})(\div \frac{1}{2})$	$(1/1-B_{nb})(\div 1)$
Dl_{na}	-0,68	-0,74	-0,75	0,65	0,73	0,75
$Dp_{cp}(\div \frac{1}{2})$	-0,46	-0,61	-0,72	0,45	0,59	0,69
$1-B_{nb}$			0,85	-0,94		
$1/1-B_{nb}$						0,84

Der er ingen nævneværdig forskel på de simple korrelationer mellem Dl_{na} og hhv. lineært og ikke-lineært arbejdsløshedsudtryk. Korrelationerne er lavere end i den tilsvarende tabel i modelrapporten. Den største simple korrelation fås for begge arbejdsløshedsudtryk med 1 års lag, idet der dog samtidig fås en øget korrelation med prisvariablen. Da forskellen i korrelationskoefficientens størrelse er lille, når man sammenligner

arbejdsløshedsudtryk med $\frac{1}{2}$ og 1 periodes lag, og da multikollineariteten med prisvariablen er voksende med øget lag i arbejdsløshedsudtrykket, kan det på dette grundlag synes rimeligt at inddrage arbejdsløshedsudtrykket med $\frac{1}{2}$ års lag.

Med udgangspunkt i tabel 1 er det ikke muligt at foretage det endelige valg mellem lineært og ikke-lineært arbejdsløshedsudtryk; dertil er forskellene i korrelationerne for små.

4. Relation i absolutte ændringer: priserne

Korrelationerne mellem prisvariable, lønændring og arbejdsløshedsudtryk er vist i tabellen nedenfor.

Tabel 2 Simple korrelationskoefficienter 1950-69

	Dpcp($\div 1/4$)	Dpcp($\div \frac{1}{2}$)	Dpcp($\div 3/4$)	Dpcp($\div 1$)
Dlna	0,77	0,82	0,82	0,77
(1-Bnb)($\div \frac{1}{2}$)	-0,65	-0,61	-0,53	-0,43
(1/1-Bnb)($\div \frac{1}{2}$)	0,63	0,59	0,52	0,42

Denne tabel kan sammenlignes med tabellen i modelrapporten side 6.68 midt, hvorved det fremgår, at omdefinitionen af lønvariablen og inddragelsen af observationerne fra 1966-69 i estimationsperioden har betydet en forøgelse i korrelationen mellem lønvariablen og de anvendte prisvariable og - i mindre grad - en forøgelse af multikollineariteten mellem priser og arbejdsløshedsudtryk.

De højeste simple korrelationer mellem lønvariablen og prisvariablene får man for lags på $\frac{1}{2}$ og $3/4$ år, hvoraf det sidstnævnte giver den mindste multikollinearitet med arbejdsløshedsudtrykkene; multikollineariteten er stort set upåvirket af det anvendte arbejdsløshedsudtryk.

Tabel 2 kan sammenlignes med tabellen i kapitel 8 side 8.4, idet det dog må bemærkes, at estimationsperioden er forskellig for de to tabeller. Korrelationen mellem prisændringer og lønændring er mindre i tabel 2, mens korrelationen mellem reciprok arbejdsløshed og prisændringer er på nogenlunde samme niveau i de to tabeller.

5. Relationer i absolutte ændringer med arbejdsløshed og priser

Anvender man som forklarende variable prisvariablen lagget $3/4$ periode og de to arbejdsløshedsudtryk lagget $\frac{1}{2}$ periode, fås nedenstående to relationer:

$$(5.1) \quad Dlna = 545,8 + 0,852Dpcp(\div 3/4) - 5,36(1-Bnb)(\div \frac{1}{2})$$

(0,181)
(1,55)

$$n = 20 \quad s = 195,8 \quad R^2 = 0,81 \quad F = 35,5$$

$$(5.2) \quad Dlna = -209,0 + 0,868Dpcp(\div 3/4) + 20,11(1/1-Bnb)(\div \frac{1}{2})$$

(0,182)
(6,03)

$$n = 20 \quad s = 198,5 \quad R^2 = 0,80 \quad F = 34,3$$

Disse to relationer giver intet holdepunkt for at foretrække det ikke-lineære arbejdsløshedsudtryk for det lineære.

En nærmere analyse af de partielle korrelationskoefficienter med $Dlna$ og arbejdsløshedsudtrykkene kan foretages på grundlag af tabellen nedenfor.

Tabel 3 Partielle korrelationskoefficienter givet $Dpcp(\div 3/4)$

	$1-Bnb$	$(1-Bnb)(\div \frac{1}{2})$	$1/1-Bnb$	$(1/1-Bnb)(\div \frac{1}{2})$
$Dlna$	-0,69	-0,64	0,63	0,63

For det lineære arbejdsløshedsudtryk fås således en højere partiel korrelation for den ulaggede variabel, mens der for det ikke-lineære arbejdsløshedsudtryk ingen forskel er mellem lagget og ulagget udgave af variabelen i henseende til partiel korrelation med $Dlna$.

En undersøgelse af de (ikke viste) partielle korrelationer mellem $Dlna$ og prisvariablene for givet arbejdsløshedsudtryk viser, at $Dpcp(\div 3/4)$ opnår den højeste partielle korrelation uanset om arbejdsløshedsudtrykkene indgår med $\frac{1}{2}$ periodes lag eller uden lag.

Endelig antyder tabel 1, at multikollineariteten mellem prisvariabel og arbejdsløshedsudtryk er faldende for mindsket lag i arbejdsløshedsvariablen.

Der er således flere argumenter for at foretrække det ulaggede arbejdsløshedsudtryk. Følgende relationer estimeres da:

$$(5.3) \quad \text{Dlna} = 476,9 + 0,945\text{Dpcp}(\div 3/4) - 5,11(1-\text{Bnb})$$

$$\quad \quad \quad (0,156) \quad \quad \quad (1,29)$$

$$n = 20 \quad s = 184,0 \quad R^2 = 0,83 \quad F = 41,3$$

$$(5.4) \quad \text{Dlna} = -221,8 + 0,960\text{Dpcp}(\div 3/4) + 18,04(1/1-\text{Bnb})$$

$$\quad \quad \quad (0,169) \quad \quad \quad (5,41)$$

$$n = 20 \quad s = 198,5 \quad R^2 = 0,80 \quad F = 34,3$$

En sammenligning med relationerne på forrige side viser - ikke uventet - en mindre forbedring i den lineære udgave af relationen, mens den ikke lineære relation har samme forklaringsgrad uanset den ændrede lagstruktur.

6. Relation i absolutte ændringer: overenskomstdummy

I ligned med tidligere estimationsforsøg for lønrelationerne søgtes en overenskomstdummy indført som forklarende variabel. Dummyen antog værdien 10 i overenskomstår. Relationen svarende til (5.3) ovenfor bliver da

$$(6.1) \quad \text{Dlna} = 458,48 + 0,926\text{Dpcp}(\div 3/4) - 5,46(1-\text{Bnb}) + 11,72\text{Ddo}$$

$$\quad \quad \quad (0,151) \quad \quad \quad (1,27) \quad \quad \quad (8,17)$$

$$n = 20 \quad s = 178,5 \quad R^2 = 0,85 \quad F = 30,0$$

Koefficienten til overenskomstdummyen får således det forventede fortegn, men er ret usikkert bestemt. Dette resultat svarer til de tidligere, jf. modelrapporten s. 6.70 nederst.

7. Relation i absolutte ændringer: overarbejdstid

Svarende til modelrapporten er ændringen i overarbejdstiden repræsenteret ved $D(\text{Gn}-\text{Hn})$ søgt inddraget som forklarende variabel. Denne variabel får en negativ koefficient, hvilket svarer til resultatet i modelrapportens s. 6.71. Det bekræftes således, at den negative koefficient til $D(\text{Gn}-\text{Hn})$ ikke skyldes modelrapportens definition af timelønnen i industrien, jf. diskussionen i modelrapporten s. 6.66 og s. 6.72. Overarbejdsvariablen er ikke medtaget i de følgende estimationsforsøg, fordi den negative koefficient unddrager sig en rimelig fortolkning.

Endelig må det nævnes, at ændringen i arbejdsløsheden er søgt inddraget i relationerne. Det var ikke muligt at opnå en rimelig signifikans for koefficienten, og variabelen er derfor ikke medtaget i de videre estimationsforsøg. Dette resultat svarer til modelrapporten.

8. Relation i absolutte ændringer: figurer

I figurerne på de følgende sider er observerede og estimerede værdier for $Dlna$ indtegnet på grundlag af relation (5.3) og (5.4) ovenfor.

Som det fremgår af figurerne er begge relationer plaget af systematik i residualerne.

I de følgende afsnit er beskrevet resultaterne af estimationsforsøg, hvor de ovenfor anvendte forklarende variable, priser og arbejdsløshed, er suppleret med produktivitets- og profitvariable samt med den laggede lønændring.

9. Relation i absolutte ændringer: produktivitetsvariable

En argumentation for anvendelse af produktivitetsudtryk i bestemmelsen af arbejds lønnen er for eksempel givet af E. Kuh i "A Productivity Theory of Wage Levels - an Alternative to the Phillips' Curve".¹⁾

Argumentationen bygger på en neoklassisk løndannelsesmodel, hvor det i ligevægten under forudsætning af fuldkommen konkurrence gælder, at værdien af faktorgrænseproduktet er lig med lønnen. Skal en teori af denne type testes, kræves, da forudsætningen om fuldkommen konkurrence ikke er opfyldt for de observerede data, en to-trins procedure. Først estimeres en produktionsfunktion og dernæst en løndannelsesfunktion, som indeholder udtryk for grænseproduktet og efterspørgselselasticiteter for færdigvare og arbejdskraft. Kuh argumenterer for, at man kan anvende gennemsnitsproduktiviteten som en proxy for grænseproduktiviteten ud fra en antagelse om, at disse varierer tæt sammen.

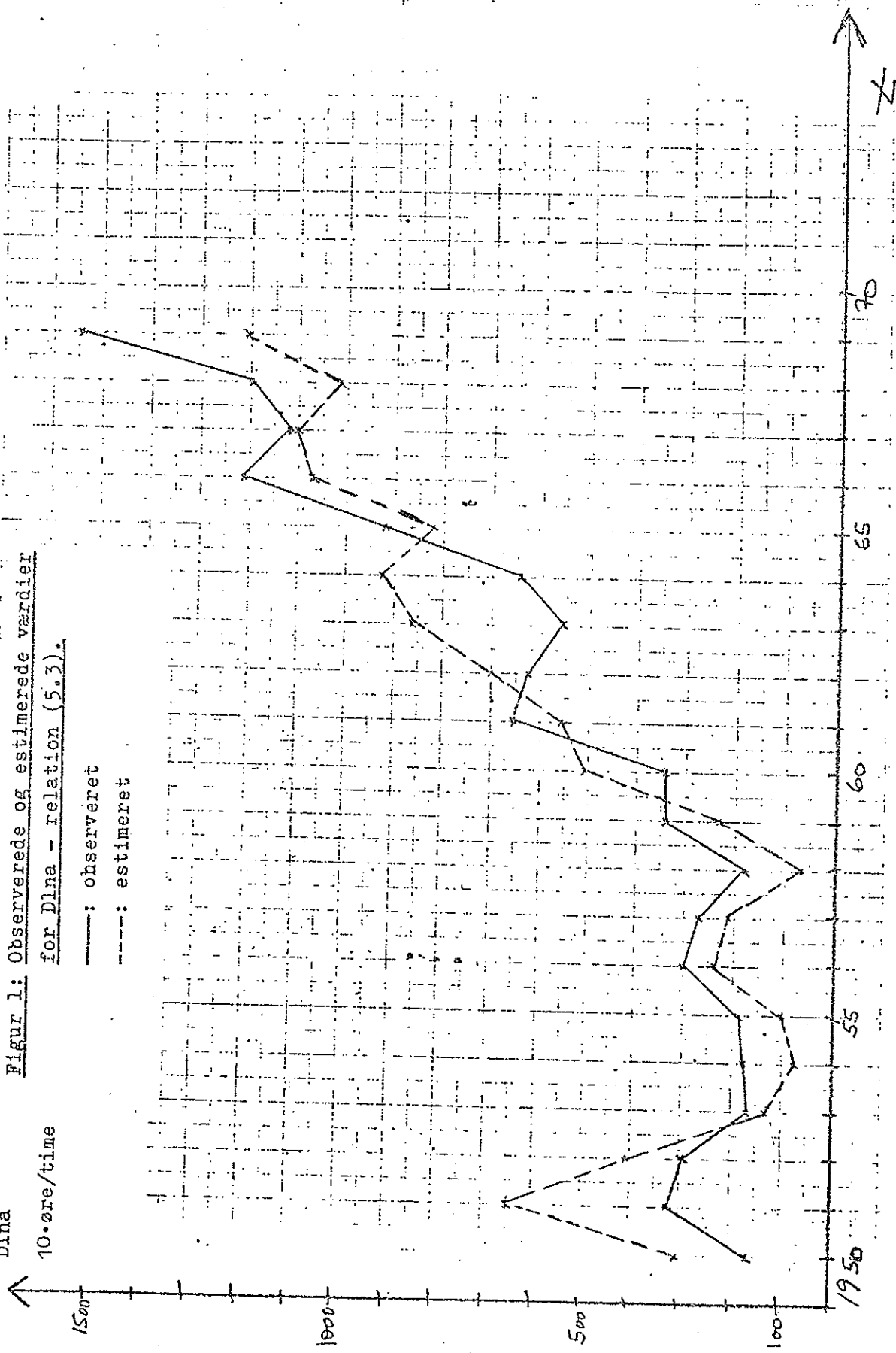
Som et alternativt argument for at anvende gennemsnitsproduktiviteten som forklarende variabel i en løndannelsesrelation anfører Kuh, at gennemsnitsproduktiviteten i løbende

¹⁾ Review of Economic Studies, Vol. 34, pp. 333-60, October 1967.

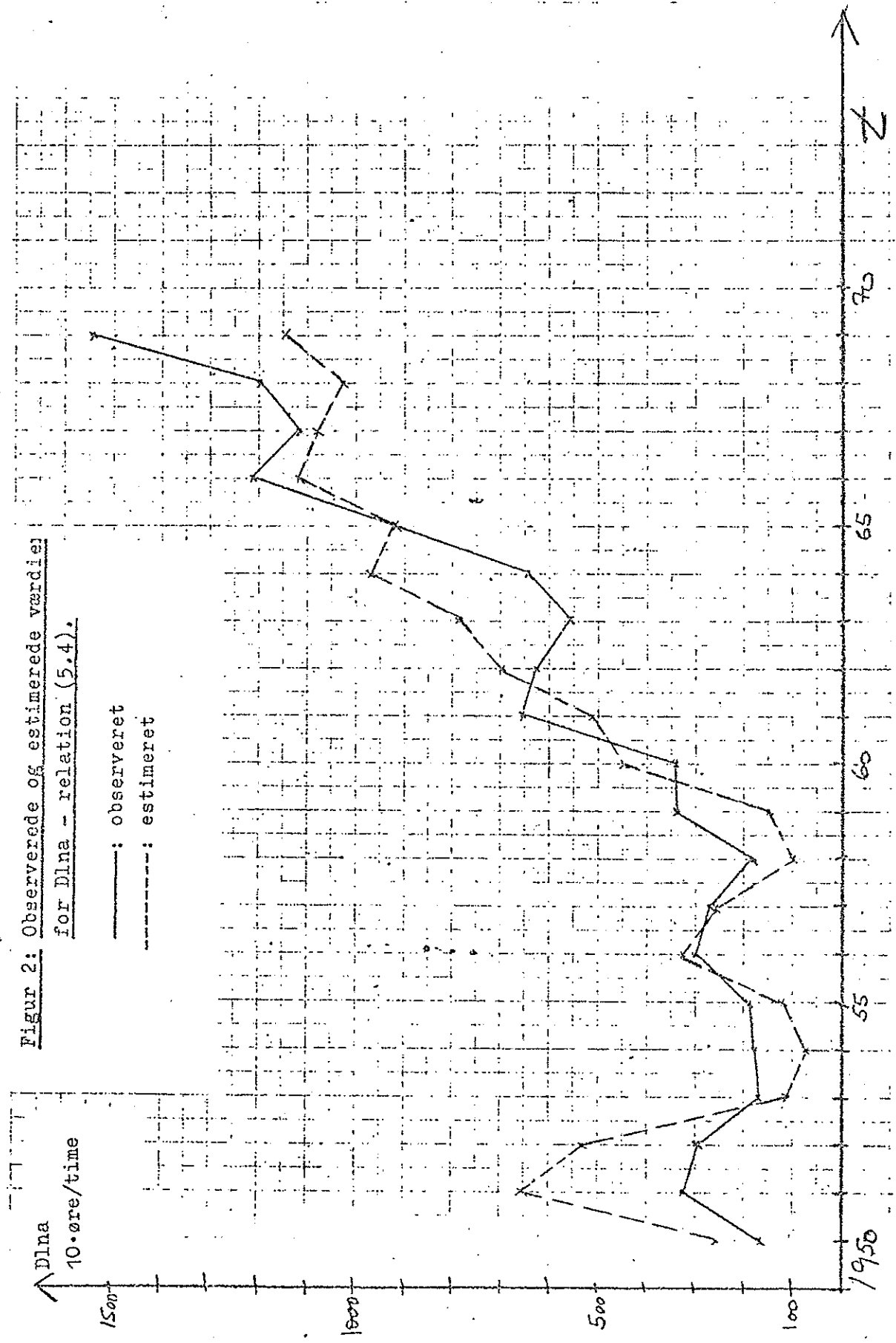
Figur 1: Observerede og estimerede værdier for Dlna - relation (5.3).

Dlna
10.øre/time

—: observeret
- - - : estimeret



Figur 2: Observerede og estimerede værdier for $Dlna$ - relation (5.4).



priser minder meget om et udtryk for "profit mark-up", hvor lønnen er udeladt af nævneren ("profit mark-up" = $pnX_n/An \cdot lna$).

I estimationerne nedenfor er produktiviteten defineret som produktionsværdi pr. arbejdstime i faste eller løbende priser (pnX_n/An og X_n/An). Det er ændringen i disse produktivtetsudtryk, der anvendes som forklarende variable. Ud fra teoretiske overvejelser bør produktivtetsudtrykket opgøres i løbende priser, men som det fremgår af den nedenfor viste korrelationsmatrix, er denne variabel - ikke uventet - nært korreleret med udviklingen i forbrugerpriserne. Skal produktivtetsvariablen inddrages i relationen sammen med udtryk for arbejdsløshed og forbrugerpriser, er produktivtetsudviklingen i faste priser således at foretrække.

Tabel 4 Simple korrelationskoefficienter, 1950-69

	$D(\frac{X_n}{An})$	$D(\frac{X_n}{An})(\div \frac{1}{2})$	$D(\frac{X_n}{An})(\div 1)$	$D(\frac{pnX_n}{An})$	$D(\frac{pnX_n}{An})(\div \frac{1}{2})$	$D(\frac{pnX_n}{An})(\div 1)$
Dlna	0,90	0,93	0,89	0,93	0,95	0,90
Dpcp($\div 3/4$)	0,70	0,74	0,73	0,84	0,89	0,88
(1-Bnb)	-0,61	-0,60	-0,54	-0,61	-0,57	-0,47
1/1-Bnb	0,53	0,52	0,47	0,57	0,54	0,46

I tabel 4 bemærkes desuden den høje simple korrelation mellem Dlna og produktivtetsudtrykkene, idet denne er højest for produktivtetsudtrykkene i løbende priser. Multikollinearitetsproblemet er generelt mindre, når man betragter produktivtetsudviklingen i faste priser.

I tabel 5 nedenfor er vist de partielle korrelationskoefficienter for givne pris- og arbejdsløshedsudtryk.

Tabel 5 Partielle korrelationer for produktivtetsudtrykkene
Tolerance¹⁾ angivet i parentes. 1950-69

Korrelation med Dlna	Givet Dpcp($\div 3/4$) og (1-Bnb)	Givet Dpcp($\div 3/4$) og (1/1-Bnb)
$D(X_n/An)$	0,70 (0,38)	0,76 (0,43)
do. ($\div \frac{1}{2}$)	0,78 (0,33)	0,83 (0,39)
do. ($\div 1$)	0,70 (0,38)	0,76 (0,43)
$D(pnX_n/An)$	0,64 (0,19)	0,70 (0,23)
do. ($\div \frac{1}{2}$)	0,79 (0,14)	0,82 (0,16)
do. ($\div 1$)	0,64 (0,20)	0,63 (0,20)

¹⁾ Et eksempel på, hvorledes størrelsen af "Tolerance" skal fortolkes, er givet i kapitel 7, s. 7.9.

De partielle korrelationer er således højest for $\frac{1}{2}$ periodes lag i produktivitetsudtrykkene. Der er da ingen nævneværdig forskel på produktivitetsudtrykkene i faste og løbende priser.

Nedenfor er vist de fire relationer, som fremkommer med de i tabel 5 angivne variable.

$$(9.1) \quad \begin{aligned} \Delta \ln a = & 252,5 + 0,465 D_{pcp}(\div 3/4) - 2,67(1-B_{nb}) \\ & (0,141) \qquad \qquad \qquad (0,97) \\ & + 0,169 D(X_n/A_n)(\div \frac{1}{2}) \\ & (0,034) \end{aligned}$$

$$n = 20 \quad s = 119,6 \quad R^2 = 0,93 \quad F = 73,3$$

$$(9.2) \quad \begin{aligned} \Delta \ln a = & -126,0 + 0,416 D_{pcp}(\div 3/4) + 10,6(1/1-B_{nb}) \\ & (0,133) \qquad \qquad \qquad (3,3) \\ & + 0,181 D(X_n/A_n)(\div \frac{1}{2}) \\ & (0,030) \end{aligned}$$

$$n = 20 \quad s = 113,6 \quad R^2 = 0,94 \quad F = 81,8$$

$$(9.3) \quad \begin{aligned} \Delta \ln a = & 233,6 - 0,040 D_{pcp}(\div 3/4) - 2,35(1-B_{nb}) \\ & (0,217) \qquad \qquad \qquad (0,98) \\ & + 0,183 D(p_n X_n/A_n)(\div \frac{1}{2}) \\ & (0,036) \end{aligned}$$

$$n = 20 \quad s = 116,9 \quad R^2 = 0,94 \quad F = 76,8$$

$$(9.4) \quad \begin{aligned} \Delta \ln a = & -89,6 - 0,099 D_{pcp}(\div 3/4) + 8,54(1/1-B_{nb}) \\ & (0,210) \qquad \qquad \qquad (3,60) \\ & + 0,194 D(p_n X_n/A_n)(\div \frac{1}{2}) \\ & (0,034) \end{aligned}$$

$$n = 20 \quad s = 117,3 \quad R^2 = 0,93 \quad F = 76,5$$

For det første kan det bemærkes, at produktivitetsudtrykkene i alle relationer får signifikante positive koefficienter. I relation (9.1) og (9.2) beholder koefficienterne til prisudtrykket og arbejdsløshedsudtrykket deres fortegn fra relation (5.3) og (5.4), men halveres i forhold til tidligere. Dette må ses i sammenhæng med den kraftige multikollinearitet, som kan aflæses af tabel 4 og 5.

I relation (9.3) og (9.4), hvor produktivitetsændringen indgår i løbende priser, går det helt galt. Koefficienten til prisvariablen skifter fortegn og bliver højst usikkert bestemt.

Det kan endelig nævnes, at overenskomstdummyen heller ikke i disse relationer kunne opnå en signifikant koefficient. Den er derfor ikke medtaget.

På de følgende sider er indtegnet observerede og estimerede værdier for $Dlna$ beregnet på grundlag af relationerne (9.1) og (9.2) ovenfor. Den højere R^2 -værdi for disse relationer sammenlignet med relationerne (5.3) og (5.4) afspejles i mindre residualer, men stadig fås en meget dårlig beskrivelse af forløbet sidst i 60'erne.

Som en konsekvens af multikollinearitetsproblemerne ovenfor estimeredes en række relationer med arbejdsløshed og produktivitetsændring som eneste forklarende variable. Koefficienterne i disse relationer adskilte sig ikke væsentligt fra de tilsvarende koefficienter i relationerne (9.1-4).

10. Relationer i absolutte ændringer: profitvariable

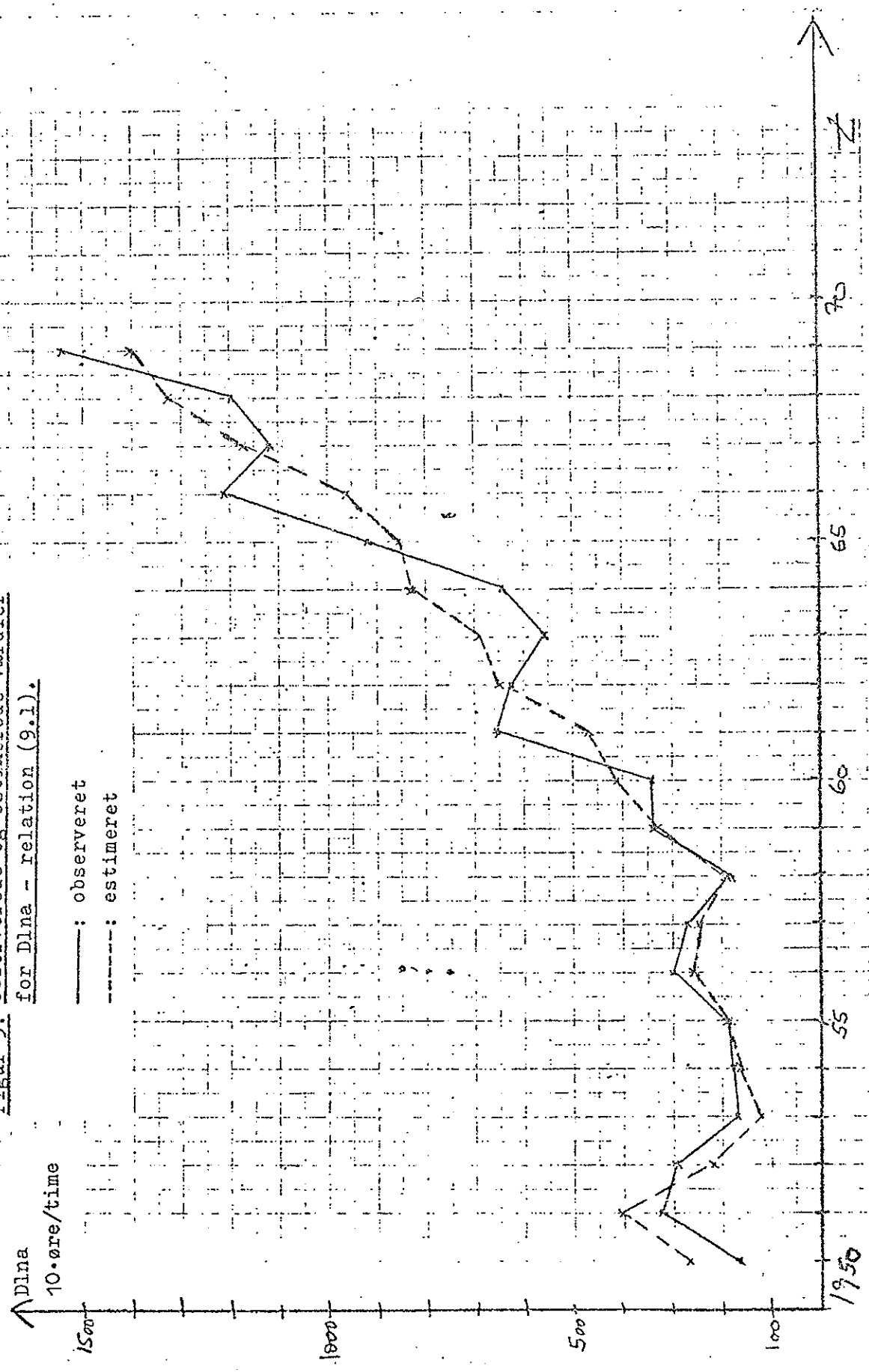
Forsøgene med at inddrage et profitudtryk som forklarende variabel er i overensstemmelse med både Kuh og Lüttichau.¹⁾ Sidstnævnte anvender en række proxy-variable, som skal udtrykke udviklingen i virksomhedernes overskud, idet han ikke mener, at der findes en enkelt klart dækkende variabel. I hans estimationer får ingen af disse proxy-variable signifikante koefficienter.

I de nedenfor beskrevne estimationer anvendtes to profitudtryk. Dels anvendtes den i Ti-års oversigten offentliggjorte serie for industrien (værditilvækst ÷ lønudgift). Dels anvendtes en serie konstrueret på grundlag af de i modelarbejdet benyttede tidsserier. Denne serie beregnedes som $(p_n \cdot X_n + W_n)$. Dette er ikke et dækkende udtryk for industriens restindkomst, idet det indeholder materialeudgifter. På den anden side har det den fordel, at det umiddelbart kan beregnes inden for modellens rammer.

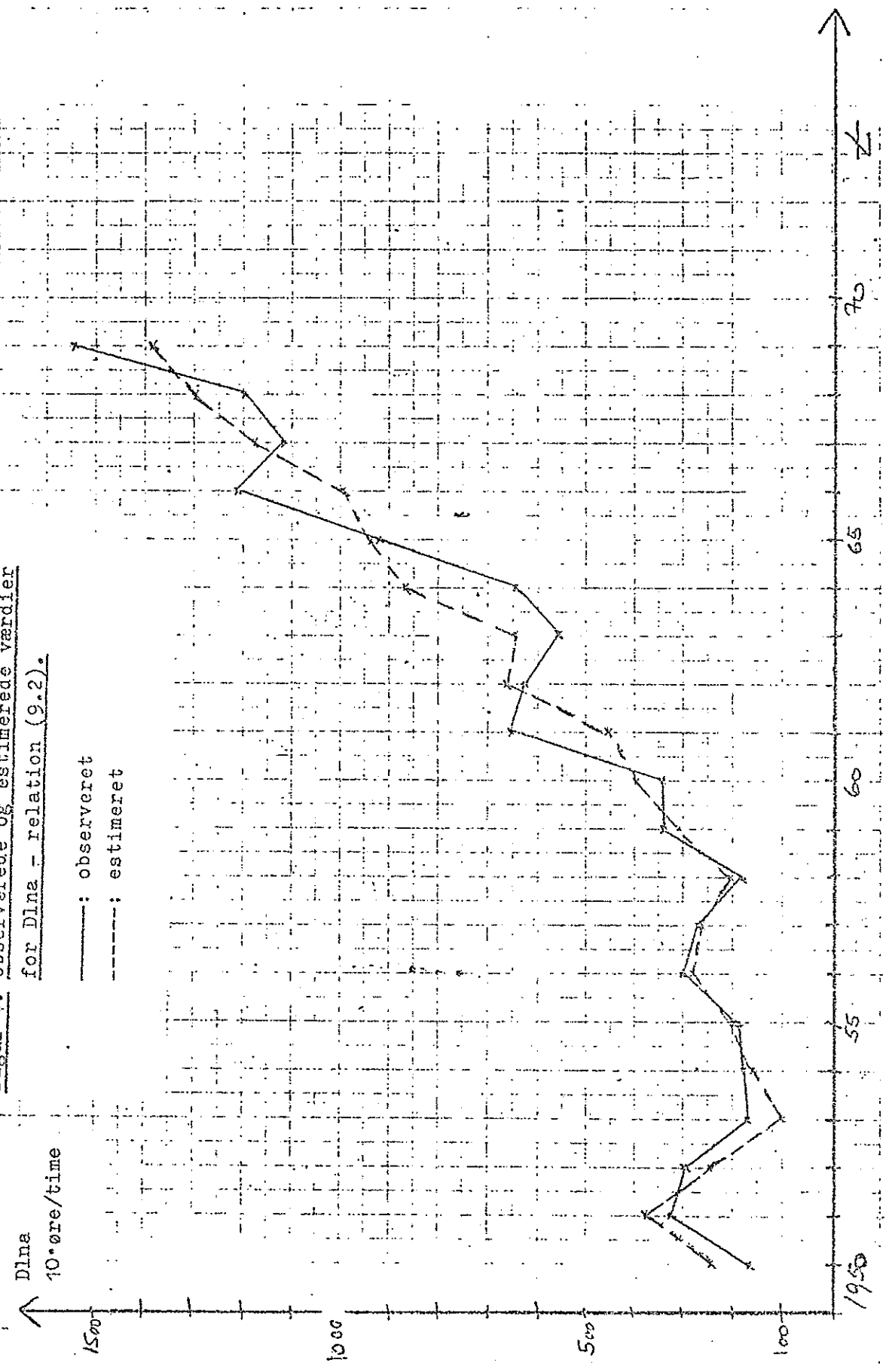
Disse to profitudtryk blev inddraget som forklarende vari-

¹⁾ K. Lüttichau: "Nogle resultater vedrørende pengelønsændringens determinanter for Danmark i efterkrigstiden", Nationaløkonomisk Tidsskrift, 1972.

Figur 3: Observerede og estimerede værdier for Dlna - relation (9.1).



Figur 4: Observerede og estimerede værdier for Dlna - relation (9.2).



able i årlige absolutte ændringer. Endvidere blev de inddraget efter division med produktionsværdien i faste priser i industrien, idet man herved fik et udtryk for udviklingen i profitten pr. produceret enhed.

Det eneste af de nævnte profitudtryk, som gav en rimelig relation, var det udtryk, der var defineret som den årlige absolutte ændring i værditilvæksten (DPROF). Inddrogtes dette med $\frac{1}{2}$ periodes lag, estimeredes nedenstående relationer for perioden 1950-69

$$(10.1) \quad Dlna = 262,1 + 0,836Dpcp(\div 3/4) - 3,43(1-Bnb) \\ \quad \quad \quad (0,144) \quad \quad \quad (1,33) \\ \quad \quad \quad + 0,449DPROF(\div \frac{1}{2}) \\ \quad \quad \quad (0,185)$$

$$n = 20 \quad s = 162,0 \quad R^2 = 0,88 \quad F = 37,5$$

$$(10.2) \quad Dlna = -220,0 + 0,808Dpcp(\div 3/4) + 12,43(1/1-Bnb) \\ \quad \quad \quad (0,146) \quad \quad \quad (4,75) \\ \quad \quad \quad + 0,530DPROF(\div \frac{1}{2}) \\ \quad \quad \quad (0,169)$$

$$n = 20 \quad s = 161,3 \quad R^2 = 0,88 \quad F = 38,0$$

En sammenligning med relationerne (5.3) og (5.4) s. 5. viser, at koefficienten til prisvariablen er stort set uændret, mens koefficienten til arbejdsløshedsudtrykkene formindskes med ca. $1/3$, når profitvariablen inddrages.

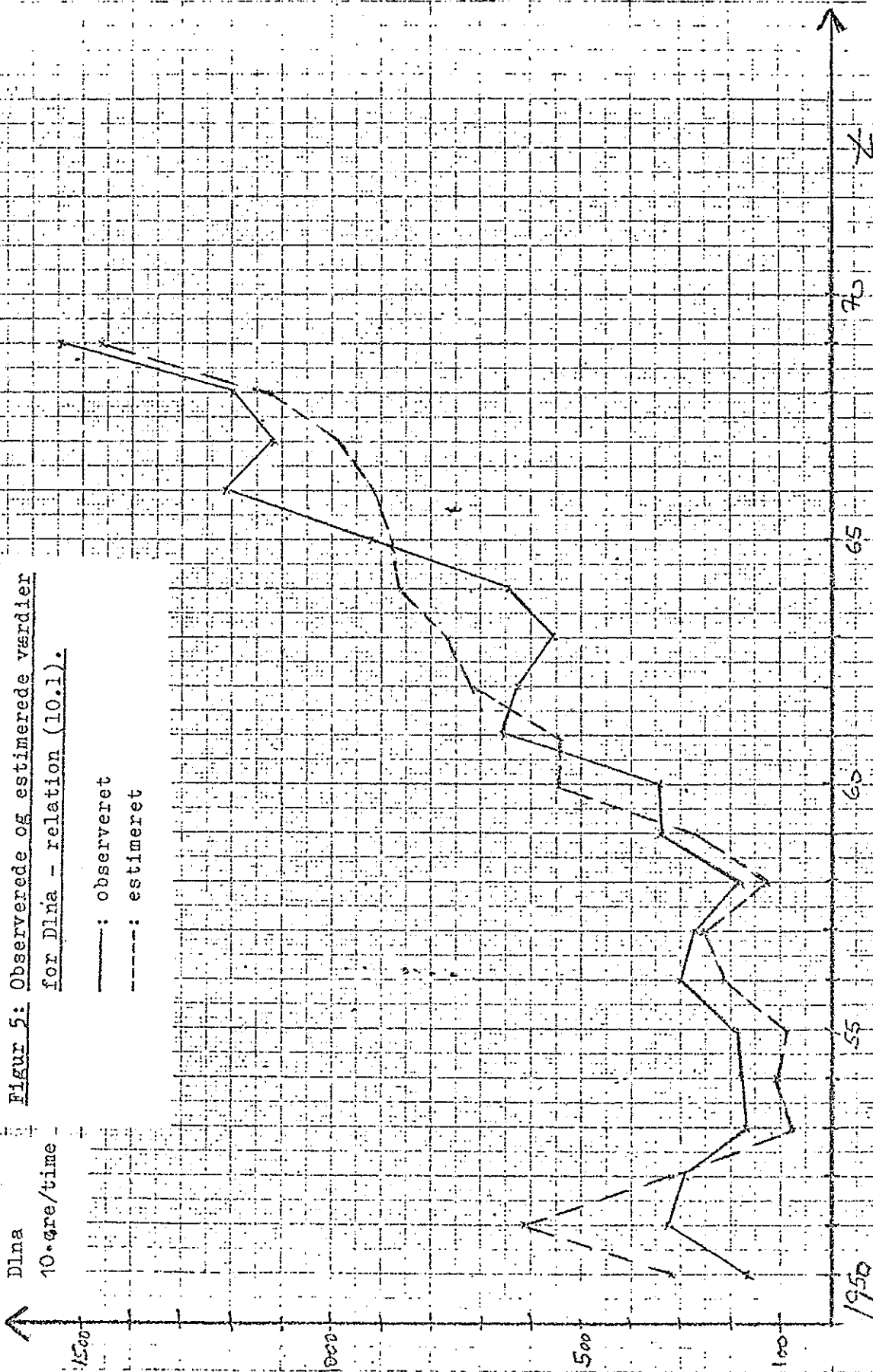
I figurerne på de følgende sider er observerede og estimerede værdier for $Dlna$ på grundlag af relationerne (10.1-2) indtegnet. Inddragelsen af profitvariablen betyder først og fremmest mindre residualer i årene 1968-69.

11. Relation i absolutte ændringer: lagget lønændring

I overensstemmelse med tidligere estimationsforsøg på området inddrogtes den laggede pengelønsændring ($Dlna(\div 1)$) som forklarende variabel. Dette forsøg kunne dels begrundes i teoretiske overvejelser om adfærd på arbejdsmarkedet og dels i den s. 9.6 nævnte autokorrelation i residualerne til relatio-

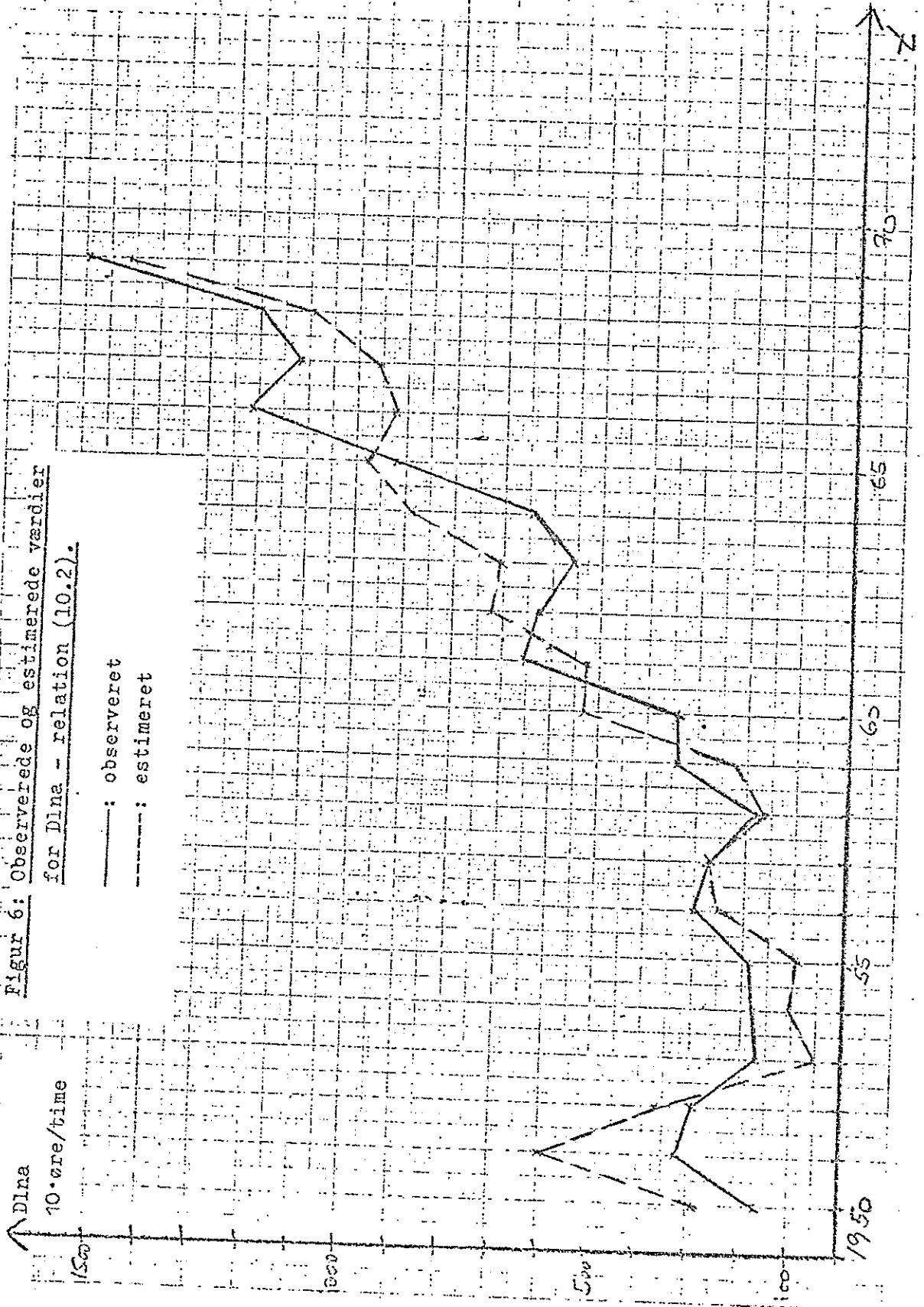
DLna 10.øre/time
Figur 5: Observerede og estimerede værdier for DLna - relation (10.1).

—: observeret
- - - : estimeret



Figur 6: Observerede og estimerede værdier for D_{lna} - relation (10.2).

—: observeret
- - -: estimeret



nerne (5.3) og (5.4). I de estimerede relationer opnåedes signifikante positive koefficienter til den laggede lønændring. En relation med den laggede lønændring som eneste forklarende variabel fik en R^2 på 0,89. Inddrog man priser og arbejdsløshed som forklarende variable sammen med den laggede lønændring, estimeredes insignifikante koefficienter til førstnævnte to variable.

Det kan endelig bemærkes, at en relation med tiden som eneste forklarende variabel giver stort set samme resultat som en relation med den laggede lønændring som eneste forklarende variabel.

12. Relation i relative ændringer

I dette afsnit er beskrevet resultaterne af estimation af løndannelsesrelationen for D_{lna} , når denne estimeres i relative ændringer i den forstand, at alle variable undtagen arbejdsløshedsvariablene udtrykkes i relative ændringer i forhold til året før.

Den fremgangsmåde svarer til den i hovedparten af øvrige lønanalyser anvendte fremgangsmåde, jf. således Kuh og Lütti-chau.

Det er vigtigt at fremhæve, at spørgsmålet om, hvorvidt estimationen foretages i absolutte ændringer eller i relative ændringer, ikke blot er af formel karakter. Bag en estimation i absolutte ændringer ligger en antagelse om en lineær sammenhæng i niveaustørrelserne, mens der bag estimation i relative ændringer ligger en forudsætning om en multiplikativ sammenhæng. Mere konkret er problemet, om adfærden på arbejdsmarkedet implicerer, at der til et givet arbejdsløshedsniveau svarer en given absolut lønændring eller en given relativ lønændring. I den betragtede periode er lønniveauet vokset med ca. 400 pct. En given absolut lønændring vil således formentlig vurderes meget forskelligt alt efter, om den finder sted i begyndelsen eller i slutningen af perioden, hvilket igen antyder, at en relation estimeret i relative ændringer formentlig bedre vil beskrive den faktiske adfærd på arbejdsmarkedet.

Argumentet imod anvendelsen af relative ændringer i specifikationen af løndannelsesmodellen er de ikke-lineariteter, som herved indføres og som komplicerer den samlede struktur af makromodellen.

I dette afsnit er anvendt de samme symboler som i papiret i øvrigt. Det må fremhæves, at der bag symbolerne nu findes variable målt i relative årlige ændringer.¹⁾

I tabellen nedenfor er vist korrelationskoefficienterne mellem lønvariablen og arbejdsløsheds- og prisvariable.

Tabel 6 Simple korrelationskoefficienter, 1950-69

	$1-Bnb$	$(1-Bnb)(\div \frac{1}{2})$	$(1-Bnb)(\div 1)$	$(1/1-Bnb)$	$(1/1-Bnb)(\div \frac{1}{2})$	$(1/1-Bnb)(\div 1)$
Dlna	-0,63	-0,73	-0,78	0,67	0,75	0,76
Dpcp($\div \frac{1}{2}$)	-0,18	-0,35	-0,50	0,20	0,33	0,44
Dpcp($\div 3/4$)	-0,09	-0,26	-0,42	0,15	0,27	0,36

	Dpcp	Dpcp($\div 1/4$)	Dpcp($\div \frac{1}{2}$)	Dpcp($\div 3/4$)	Dpcp($\div 1$)
Dlna	0,47	0,59	0,67	0,67	0,61

De simple korrelationer mellem arbejdsløshedsudtrykkene og Dlna svarer til billedet fra tabel 1. Den lineære og ikke-lineære formulering har stort set samme niveau for korrelationen, og denne er svagt stigende med stigende lag i arbejdsløshedsudtrykket. Derimod er multikollineariteten med priserne stærkt mindsket i forhold til resultaterne i tabel 1. Ligesom i denne er multikollineariteten faldende med stigende lag i priserne og med mindsket lag i arbejdsløshedsudtrykket.

I tabellen nedenfor er vist de partielle korrelationer mellem Dlna og arbejdsløshedsvariablene, når Dpcp($\div 3/4$) er inddraget som forklarende variabel.

¹⁾ Dette gælder dog ikke de anvendte arbejdsløshedsvariable, der er defineret på samme måde som i resten af kapitlet.

Tabel 7 Partielle korrelationer, givet $Dpcp(\div 3/4)$, 1950-69

	$1-Bnb$	$(1-Bnb)(\div \frac{1}{2})$	$(1-Bnb)(\div 1)$	$(1/1-Bnb)$	$(1/1-Bnb)(\div \frac{1}{2})$	$(1/1-Bnb)(\div 1)$
$Dlna$	-0,77	-0,78	-0,74	0,78	0,79	0,75

Forskellen mellem den lineære og den ikke-lineære formulering af arbejdsløshedsvariablen er minimal. Den partielle korrelation er størst for $\frac{1}{2}$ periodes lag i arbejdsløshedsudtrukket. På den anden side viser tabel 6, at multikollineariteten med priserne er faldende for mindsket lag i arbejdsløshedsudtrykket. Dette kan således være et argument for at anvende den ulaggede arbejdsløshedsvariabel.

Gøres dette, fås nedenstående to relationer.

$$(12.1) \quad Dlna = 8,41 + 0,787Dpcp(\div 3/4) - 0,0475(1-Bnb)$$

$$\quad \quad \quad (0,147) \quad \quad \quad (0,0096)$$

$$n = 20 \quad s = 1,47 \quad R^2 = 0,77 \quad F = 29,2$$

$$(12.2) \quad Dlna = 1,82 + 0,743Dpcp(\div 3/4) + 0,187(1/1-Bnb)$$

$$\quad \quad \quad (0,146) \quad \quad \quad (0,037)$$

$$n = 20 \quad s = 1,45 \quad R^2 = 0,78 \quad F = 30,3$$

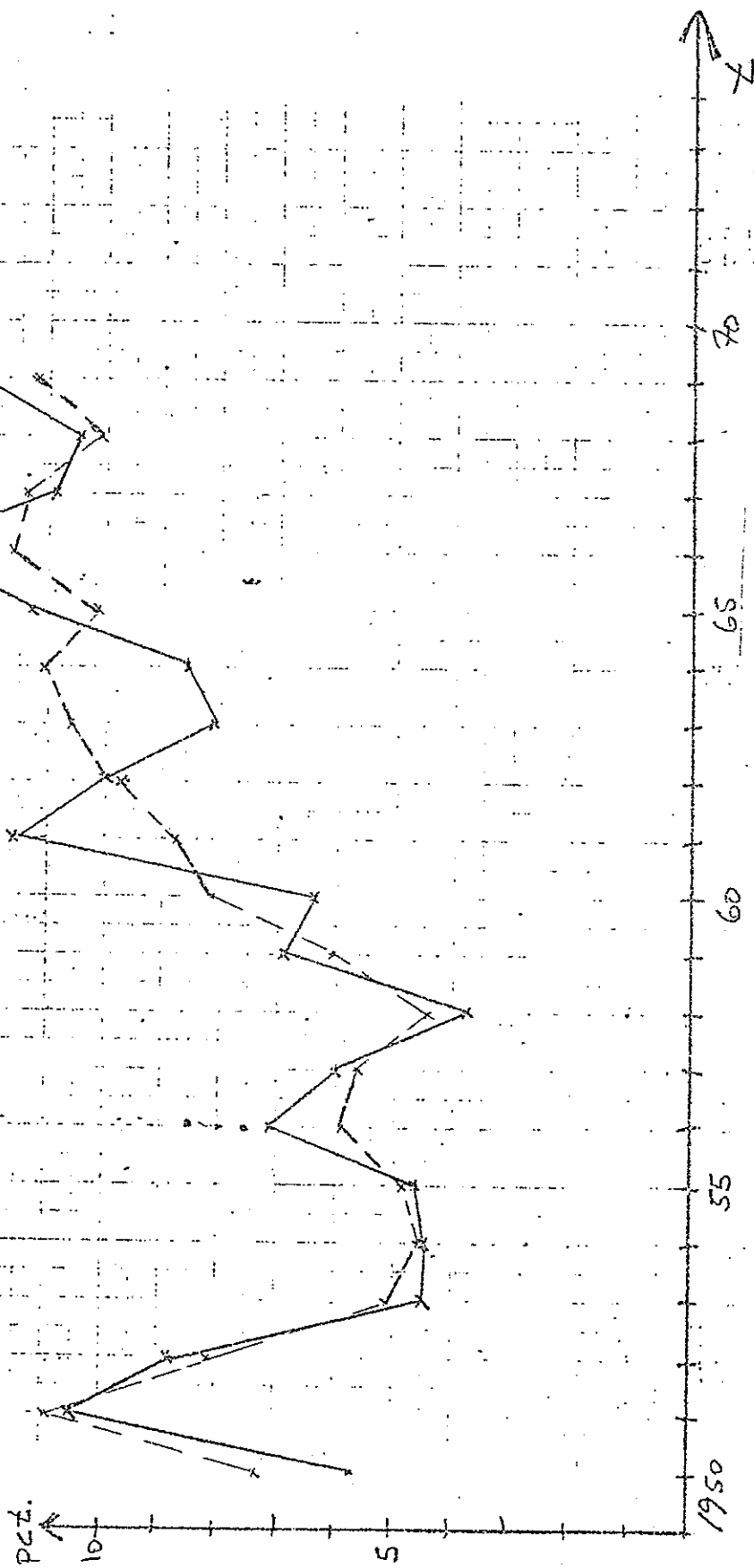
I begge relationer opnås således meget signifikante koefficienter til både arbejdsløshedsudtryk og prisvariabel. Det bemærkes, at koefficienten til prisvariablen ikke påvirkes væsentligt af den valgte formulering af arbejdsløshedsvariablen.

Et studium af de øvrige variables signifikans ved forklaring af restvariationen i $Dlna$, når arbejdsløshedsudtryk og prisvariabel er inddraget, gav til resultat, at ingen af de øvrige forklarende variable kunne opnå blot tilnærmelsesvis signifikante koefficienter, hvis de skulle tilføjes relationerne (12.1-2) ovenfor. Det viste sig ydermere, at ingen af de øvrige forklarende variable kunne anvendes som erstatninger for enten arbejdsløsheds- eller prisvariabel, uden at der ville optræde væsentlige fald i forklaringsgraden.

I figurerne på de to følgende sider er indtegnet estimerede værdier for $Dlna$ på grundlag af relationerne (12.1-2) ovenfor. "Fittet" er bedst i den første del af estimationsperioden. mens der er store residualer, først i 60'erne.

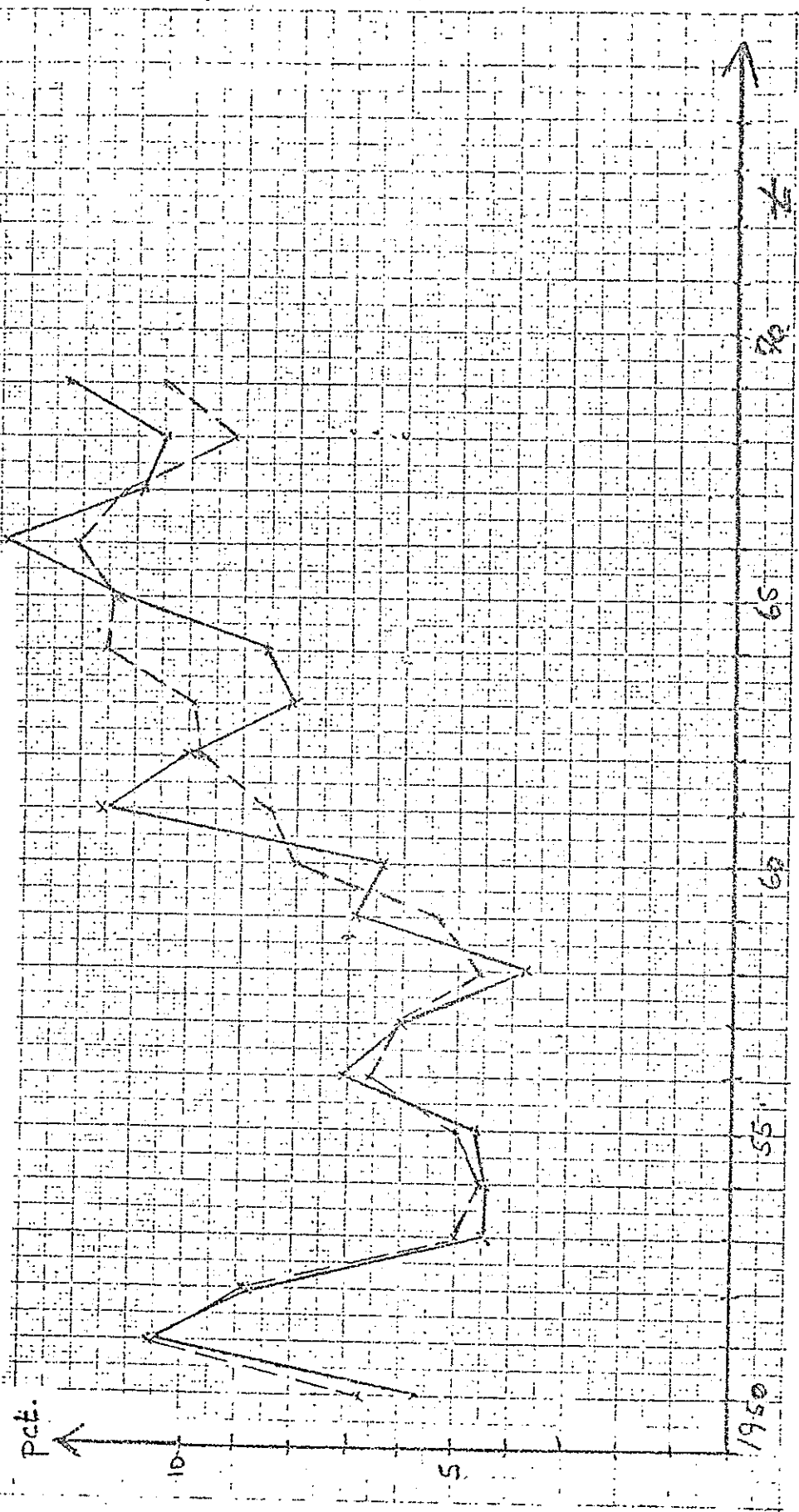
Figur 7: Observerede og estimerede værdier for Dlna - relation (12.1)

—: observeret
 - - - : estimeret



Figur 8: Observerede og estimerede værdier for Dlna - relation (12.2)

—: observeret
- - -: estimeret



En mulig forklaring på den store residual i 1961 kan være, at der i dette år sluttedes ny overenskomst efter en treårig periode, således at ekstraordinært store lønstigninger observeredes. Tilsvarende kan residualerne i 1963-64 henføres til de løndæpende effekter af helhedsløsningen. Derimod fås både i 1962 og i perioden 1965-69 en forholdsvis præcis beskrivelse af udviklingen ved begge de viste relationer.

13. Relation i dobbelte ændringer

Som en alternativ fremgangsmåde til fjernelse af trendelementet i lønudviklingen forsøgtes en estimation af løndanelsesrelationen i dobbeltændringer (accelerationer).

Disse estimationsforsøg gav kun begrænsede resultater. Den eneste variabel, som opnåede en rimelig signifikant koefficient, var den laggede profitændring ($DPROF(\div \frac{1}{2})$).

Videre forsøg med denne specifikation blev derfor opgivet.

14. Et forsøg med periodeopdeling

Med udgangspunkt i formuleringen i relative ændringer foretoges en periodeopdeling i årene 1950-59 og årene 1960-69. Derefter estimeredes for disse perioder relationer svarende til (12.1-2) ovenfor.

Det viste sig, at koefficienterne var forholdsvis stabile, selv om estimationsperioden ændredes. Derimod var der stor forskel i R^2 -værdierne, idet perioden 1950-59 gav store forklaringsgrader, mens perioden 1960-69 gav meget små forklaringsgrader (R^2 omkring 0,30).

Dette afspejler det allerede nævnte problem med at forklare lønudviklingen i året 1961 og i årene 1963-64, jf. fx figurerne side 9.20-21.

15. Relationernes evne til "forudsigelse"

Med udgangspunkt i relationerne formuleret i absolutte ændringer (5.3-4) og i relative ændringer (12.1-2) estimeret for perioden 1950-69 prøvedes disses evne til at beskrive lønudviklingen i perioden 1970-72.

Resultatet af disse beregninger er vist i tabellen nedenfor.

Tabel 8. Beregnet og observeret lønudvikling for perioden 1970-72

	Relation			Relation		
	(5.3)	(5.4)	Obs.	(12.1)	(12.2)	Obs.
	----- øre/time -----			----- pct. -----		
1970	91	88	179	9,6	9,4	12,7
1971	116	110	228	10,5	9,9	14,4
1972	128	124	227	10,9	10,5	12,5

Som det fremgår af tabel 8, er der en klar tendens til, at relationerne undervurderer lønstigningerne i perioden 1970-73. Relationerne i absolutte ændringer forudsiger lønstigninger, som er cirka det halve af de observerede, mens relationerne i relative ændringer undervurderer noget mindre.

Sammenligner man relationerne med lineært og ikke-lineært arbejdsløshedsudtryk, er der en svag tendens til, at relationerne med lineært arbejdsløshedsudtryk undervurderer lønstigningerne mindst, men forskellen må dog betegnes som marginal.

16. Funktionærløndannelsen - oversigt

I de følgende afsnit beskrives estimationen af relationer til forklaring af lønudviklingen for industriens funktionærer, idet lønudviklingen er beskrevet ved udviklingen i den gennemsnitlige årsløn for en funktionær. Der er foretaget estimation af relationer både i absolutte og i relative årlige ændringer.¹⁾

Ud fra a priori overvejelser kan man tænke sig lønnen for funktionærer bestemt enten hovedsagelig ved arbejderlønningserne eller i en selvstændig løndannelsesfunktion af samme type som de for arbejderlønningserne anvendte.

Hypotesen bag den førstnævnte formulering kan være, at arbejderne på grund af stærkere og mere aggressive organisationer optræder som lønførere, og at der dernæst med et vist lag foregår en justering af funktionærlønningserne under hensyntagen til den stedfundne udvikling i arbejderlønningserne.

¹⁾ De anvendte tidsserier er vist i bilag 1.

Hypotesen bag den anden formulering er modsat, at funktionærlønningerne skal beskrives ved en selvstændig løndannelsesfunktion, fx en Phillips-kurve, og at den fortidige udvikling i arbejderlønningerne spiller en mindre rolle.

Det må understreges, at det naturligvis er vanskeligt empirisk at adskille disse to mulige forklaringer, dels fordi de ikke logisk udelukker hinanden, og dels fordi det må forventes, at et eventuelt lag i "lønfører-hypotesen" er forholdsvis kort.

I denne sammenhæng må man yderligere pege på problemerne med datagrundlaget, idet der ikke umiddelbart foreligger tids-serier for funktionærernes arbejdsløshed, hvilket vanskeliggør estimationen af en Phillips-kurve.

17. Funktionærløndannelsen - lønførerhypotesen

En første undersøgelse af lønførerhypotesen kan foretages på grundlag af nedenstående tabel over de simple korrelationer mellem de årlige relative ændringer i arbejderlønninger og funktionærlønninger med lags fra 0 til 1 år.

Tabel 9. Simple korrelationskoefficienter, 1950-69.
Variable i relative ændringer

	Dlnf	Dlnf($\div\frac{1}{2}$)	Dlnf($\div 1$)
Dlna	0,61	0,63	0,52
Dlna($\div\frac{1}{2}$)	0,51	0,59	0,54
Dlna($\div 1$)	0,32	0,43	0,45

Som det fremgår af tabellen ovenfor, er klare konklusioner ikke mulige. Der er en forholdsvis høj korrelation mellem de samtidige ændringer i arbejder- og funktionærlønninger. En sammenligning af tabellens første række og første søjle viser desuden, at der snarere er en tendens til, at funktionærerne optræder som lønførere end omvendt, men det synes ikke på grundlag af tabellen ovenfor muligt at afvise nogen af hypoteserne.

En nærmere undersøgelse af lønudviklingen for arbejdere

og funktionærer viser, jf. bilaget, at det første år i estimationsperioden (1950) fremtræder som atypisk, idet der i dette år observeres meget kraftige stigninger i funktionærlønningerne uden at der samtidig eller umiddelbart forinden optræder en tilsvarende stigning i arbejderlønningerne. Da dette i den betragtede periode er et enestående tilfælde, synes det rimeligt at udelade dette første år af estimationsperioden.

Tabel 10. Simple korrelationskoefficienter, 1951-69.
Variable i relative ændringer.

	Dlnf	Dlnf($\div \frac{1}{2}$)	Dlnf($\div 1$)
Dlna	0,83	0,81	0,61
Dlna($\div \frac{1}{2}$)	0,79	0,83	0,68
Dlna($\div 1$)	0,59	0,68	0,60

En sammenligning med den forrige tabel viser en generel stigning i de simple korrelationskoefficienter. Det er dog stadig ikke muligt at udskille enten arbejderne eller funktionærerne som lønførere på grundlag af ovenstående.

18. Funktionærløndannelsen - absolutte ændringer

Anvendes udviklingen i arbejderlønningerne som forklarende variabel, estimeres for perioden 1951-69 nedenstående relation.

$$(18.1) \quad Dlnf = 291,96 + 2,46Dlna(\div \frac{1}{2})$$

(0,14)

$$n = 19 \quad s = 229,0 \quad R^2 = 0,95 \quad F = 309,8$$

Der opnås således en meget høj forklaringsgrad, som dog bør ses i lyset af den kraftige trend i begge lønvariablene; jf. korrelationskoefficienterne nedenfor og bemærkningerne i afsnit 11 ovenfor.

Tabel 11. Simple korrelationer, 1951-69. Variable i absolutte ændringer.

	Dlna	Dlna($\div \frac{1}{2}$)	Dlna($\div 1$)	t	Dlnf($\div 1$)
Dlnf	0,97	0,97	0,94	0,89	0,91

Bilagstabel 1.1: Arbejderlønning, funktionærlønning og prisen på det private forbrug, 1948-69.

År.	Arbejderlønningen i industrien. (øre/time)·10		Funktionærlønningen i industrien. kr./år		Prisen på det private forbrug. 1955=10000	
	l _{na} abs.	Dl _{na} pct.	l _{nf} abs.	Dl _{nf} pct.	pcp abs.	Dpcp pct.
1948	2791.0	°	7551.0	°	7536.0	°
1949	2891.0	100.0	8417.0	826.0	7672.0	136.0
1950	3055.0	164.0	9494.0	1077.0	8279.0	707.0
1951	3376.0	321.0	10493.0	999.0	9182.0	803.0
1952	3672.0	296.0	11254.0	761.0	9339.0	157.0
1953	3839.0	187.0	12112.0	858.0	9467.0	128.0
1954	4012.0	173.0	12726.0	614.0	9563.0	96.0
1955	4198.0	186.0	13473.0	747.0	10000.0	437.0
1956	4498.0	300.0	14399.0	926.0	10383.0	383.0
1957	4768.0	270.0	15371.0	972.0	10566.0	203.0
1958	4948.0	180.0	16245.0	874.0	10625.0	39.0
1959	5288.0	340.0	17143.0	898.0	10876.0	251.0
1960	5629.0	341.0	18480.0	1337.0	11169.0	293.0
1961	6282.0	653.0	20198.0	1718.0	11527.0	358.0
1962	6909.0	627.0	21998.0	1800.0	12189.0	662.0
1963	7466.0	557.0	23570.0	1572.0	12912.0	723.0
1964	8107.0	641.0	24922.0	1352.0	13341.0	429.0
1965	9027.0	920.0	27505.0	2883.0	14119.0	778.0
1966	10237.0	1210.0	30688.0	2883.0	15014.0	935.0
1967	11356.0	1119.0	33944.0	3256.0	15824.0	810.0
1968	12554.0	1198.0	36974.0	3030.0	17009.0	1185.0
1969	14095.0	1541.0	40501.0	3527.0	17565.0	576.0

Bilagstabel 1.3: Profitvariable og overenskomstdummy, 1948-69.

År	Produktionsværdi -lønudgift		Værditilvækst -lønudgift		Overenskomst- dummy	
	Da·Xn 10000	Wa	mill.kr. abs.	ændring pct.	DE	DDØ
1948	5570.9		1551.0	0	100.0	0
1949	6155.9	577.1	1707.0	156.0	10.1	0.0
1950	7754.1	1593.2	2074.0	367.0	21.5	10.0
1951	9298.2	1544.1	2121.0	47.0	2.3	0.0
1952	8843.8	-454.4	1974.0	-147.0	-6.9	10.0
1953	8825.9	-17.9	2200.0	226.0	11.4	0.0
1954	9427.8	601.9	2374.0	174.0	7.9	10.0
1955	9836.0	408.2	2384.0	10.0	0.4	0.0
1956	10459.2	623.2	2488.0	104.0	4.4	10.0
1957	11398.3	939.2	2796.0	308.0	12.4	0.0
1958	11921.7	523.4	2989.0	193.0	6.9	10.0
1959	13411.4	1489.8	3495.0	506.0	16.9	0.0
1960	14817.6	1406.2	3929.0	434.0	12.4	0.0
1961	15683.1	865.4	4223.0	294.0	7.5	10.0
1962	17466.0	1782.0	4871.0	648.0	15.3	0.0
1963	17958.0	492.0	4716.0	-155.0	-3.2	0.0
1964	20665.8	2707.8	5608.0	892.0	18.9	0.0
1965	22506.4	1940.6	5971.0	263.0	6.5	10.0
1966	23396.2	889.8	6000.0	29.0	0.5	0.0
1967	24648.9	1252.7	6536.0	536.0	8.9	10.0
1968	26221.4	1572.5	7421.0	885.0	13.5	0.0
1969	30465.7	4244.3	8769.0	1348.0	18.2	10.0

Variabelbetegnelser

Variablenes symbolbetegnelser er opbygget efter visse generelle retningslinier.

Efterspørgsels- og importkomponenter m.v. har et stort bogstav som klassebetegnelse, fx C - forbrug, M - import. Klassebetegnelsen efterfølges af et eller to små bogstaver, som betegner komponenten, fx Cf - forbruget af fødevarer. Komponenter i faste priser er desuden betegnet med et foranstillet f.

Alle prisvariablene kendetegnes ved første bogstav p, der efterfølges af et klasse og/eller komponent bogstav, fx pcf - prisen på forbruget af fødevarer.

De anførte symbolbetegnelser gælder for periodens absolutte værdi. Et foranstillet D angiver den absolutte årlige ændring, fx $DfCp = fCp - fCp(\div 1)$.

Når en variabel efterfølges af et tal i parentes, angiver dette tal variabelens lag, fx $fCp(\div \frac{1}{2})$, hvilket er fCp lagged et halvt år.

An	Antal arbejdstimer i industrien	(100.000 timer)
Anc	Antal arbejdstimer i forbrugsindustrien	"-
Ani	Antal arbejdstimer i investeringsindustrien	"-
Bb	Sammenbindingskoefficient i byggesektoren	
Bc	Sammenbindingskoefficient i forbrugsindustrien	
Bi	Sammenbindingskoefficient i investeringsindustrien	
Bn	Beskæftigelsesgraden i industrien	(x 1000)
Co	Offentligt forbrug, årets priser	(Mill.kr.)
Cp	Det totale private forbrug, årets priser	"-
dkor	Koreakrigs-dummy	
dni	Databruds-dummy	
do	Overenskomst-dummy	
d56	Strejke-dummy	
d60	Databruds-dummy	
d61	Strejke-dummy	
E	Total eksport af varer og tjenester, årets priser	(Mill.kr.)
fCb	Forbruget af egne transportmidler, faste priser	"-
fCe	Forbruget af brændsel m.v., faste priser	"-

fCf	Forbruget af fødevarer, faste priser	(Mill.kr.)
fCh	Forbruget af bolig(husleje), faste priser	—"
fCi	Forbruget af øvrige ikke-varige varer, faste priser	—"
fCk	Forbruget af kollektiv transport m.v., faste priser	—"
fCo	Offentligt forbrug, faste priser	—"
fCp	Det totale private forbrug, faste priser	—"
fCs	Forbruget af øvrige tjenester, faste priser	—"
fCt	Forbruget af turistrejser, faste priser	—"
fCv	Forbruget af øvrige varige varer, faste priser	—"
fE	Total eksport af varer og tjenester, faste priser	—"
fEa	Eksporten af landbrugsvarer, faste priser	—"
fEi	Eksporten af maskiner, faste priser	—"
fEq	Eksporten af øvrige varer ekskl. skibe og fly, faste priser	—"
fEs	Eksporten af øvrige varer og tjenester, faste priser	—"
fI	Samlede investeringer, faste priser	—"
fIa	Lagerinvesteringerne i landbruget, faste priser	—"
fIb	Nyinvesteringerne i privat boligbyggeri, faste priser	—"
fIl	Lagerinvesteringerne uden for landbruget, faste priser	—"
fIo	Offentlige investeringer, faste priser	—"
fIp	Faste, private investeringer i øvrigt, faste priser	—"
fM	Totale import af varer og tjenester, faste priser	—"
fMa	Importen af råstoffer til landbruget, faste priser	—"
fMc	Importen af forbrugsvarer, faste priser	—"
fMe	Importen af brændsel, faste priser	—"
fMi	Importen af investeringsvarer, faste priser	—"
fMq	Importen af øvrige varer og tjenester, faste priser	—"
fMr	Importen af råstoffer til byerhvervene, faste priser	—"
Fros	Frostdøgn, antal pr. år	(døgn)
fY	Bruttonationalprodukt, faste priser	(Mill.kr.)
Gn	Gennemsnitlig arbejdstid i industrien	(timer/år)
Gnc	Gennemsnitlig arbejdstid i forbrugsindustrien	—"
Gni	Gennemsnitlig arbejdstid i investeringsindustrien	—"
Hn	Normalarbejdstiden i industrien	—"
Hnc	Normalarbejdstiden i forbrugsindustrien	—"
Hni	Normalarbejdstiden i investeringsindustrien	—"
I	Samlede investeringer, årets priser	(Mill.kr.)
Ko	Obligationskursen, Øst. 16.serie $4\frac{1}{2}\%$, primo året	(pari=100)
ln	Lønsummen pr. arbejdstime i industrien	(øre)

M	Totale import af varer og tjenester, årets priser	(Mill.kr.)
Mp	Publikums andel af sedler, mønt og giro, primo året	"
pb	Prisen på bygge- og anlægssektorens produktionsværdi	(1955=100)
pc(p)	Prisen på det totale private forbrug	"
pcb	Prisen på forbruget af egne transportmidler	"
pce	Prisen på forbruget af brændsel m.v.	"
pcf	Prisen på forbruget af fødevarer	"
pch	Prisen på forbruget af bolig	"
pci	Prisen på forbruget af øvrige ikke-varige varer	"
pck	Prisen på forbruget af kollektiv transport m.v.	"
pco	Prisen på offentligt forbrug	"
pcs	Prisen på forbruget af øvrige tjenester	"
pct	Prisen på forbruget af turistrejser	"
pcv	Prisen på forbruget af øvrige varige varer	"
pea	Prisen på eksporten af landbrugsvarer	"
pei	Prisen på eksporten af maskiner	"
peq	Prisen på eksporten af øvrige varer ekskl. skibe og fly	"
pes	Prisen på eksporten af øvrige varer og tjenester	"
pia	Prisen på lagerinvesteringerne i landbruget	"
pib	Prisen på nyinvesteringer i privat boligbyggeri	"
pil	Prisen på lagerinvesteringerne uden for landbruget	"
pio	Prisen på offentlige investeringer	"
pip	Prisen på faste, private investeringer i øvrigt	"
pma	Prisen på importen af råstoffer til landbruget	"
pmc	Prisen på importen af forbrugsvarer	"
pme	Prisen på importen af brændsel	"
pmi	Prisen på importen af investeringsvarer	"
pmr	Prisen på importen af råstoffer til byerhvervene	"
pmq	Prisen på importen af øvrige varer og tjenester	"
pn	Prisen på industriens produktionsværdi	"
pnc	Prisen på forbrugsindustriens produktionsværdi	"
pni	Prisen på investeringsindustriens produktionsværdi	"
py	Prisen på bruttonationalproduktet	"
Qn	Antal arbejdere i industrien	(100 personer)
Qnc	Antal arbejdere i forbrugsindustrien	"
Qni	Antal arbejdere i investeringsindustrien	"
R	Indirekte afgifter ÷ subsidier	(Mill.kr.)
Ru	Den reciprokke værdi af bankernes gnst.udlånsrente	(10% = 10,00)