

NOGLE RESULTATER VEDRØRENDE PENGELØNSÆNDRINGENS DETERMINANTER FOR DANMARK I EFTERKRIGSTIDEN

Af KNUD LÜTTICHAU *

1. *Formålet* med denne undersøgelse er at bestemme pengelønsændringens determinanter for Danmark i efterkrigstiden. I en senere artikel i dette tidsskrift vil der blive bragt nogle resultater fra en tilsvarende analyse af pengelønsændringens determinanter for mellemkrigstiden samt for begge perioder under et. Den teoretiske problemstilling i forbindelse med den såkaldte Phillips-relation vil ikke blive diskuteret i disse bidrag, ligesom resultaterne af de mange, overvejende engelske og amerikanske, empiriske undersøgelser af pengelønsændringens determinanter heller ikke vil blive genstand for diskussion¹.

De exogene variable

2. De forsøgte exogene variable (regressorer) er:

- a. *Prisændringen*, der benyttes fordi der i en stor del af mellemkrigsperioden og i hele efterkrigsperioden har fundet dyrtidsregulering af lønnen sted². Men selv uden pristalsreguleringens eksistens bør prisændringen forsøges som variabel.

* Lektor ved Aarhus Universitet. Fremskaffelsen af undersøgelsens grundmateriale er foretaget af daværende stud. oecon. Jørgen S. S. Jørgensen, der også har foretaget en lang række komplicerede beregninger. Estimation af regressionsligningerne er sket på Aarhus Universitets Regnecenter. Jeg ønsker at takke medarbejderne ved Økonomisk Institut og Statistisk Institut for råd under udarbejdelsen. Endelig takkes Statens Almindelige Videnskabsfond for en bevilling på kr. 5.000 til aflønning af studentermedhjælp.

1. En diskussion af disse forhold er foretaget af K. Lüttichau (1965; 1966; 1969).
2. Prisændringen kan bringes ind i regressionsligningen på to måder. Dels ved en estimation af reallønsændringens determinanter, som f.eks. Hoffmeyer (1961) har gjort, og dels ved at estimere pengelønsændringen og indføre prisændringen som en af de exogene variable. Den sidstnævnte fremgangsmåde støttes af, at parterne på arbejdsmarkedet faktisk forhandler om pengelønnen. Hertil kommer, at *scatterdiagrams* afslører en nærmere sammenhæng mellem pengelønsændring og ledighed end mellem reallønsændring og ledighed.

NOGLE RESULTATER VEDRØRENDE PENGELØNSÆNDRINGENS DETERMINANTER FOR DANMARK I EFTERKRIGSTIDEN

Af KNUD LÜTTICHAU *

1. *Formålet* med denne undersøgelse er at bestemme pengelønsændringens determinanter for Danmark i efterkrigstiden. I en senere artikel i dette tidsskrift vil der blive bragt nogle resultater fra en tilsvarende analyse af pengelønsændringens determinanter for mellemkrigstiden samt for begge perioder under et. Den teoretiske problemstilling i forbindelse med den såkaldte Phillips-relation vil ikke blive diskuteret i disse bidrag, ligesom resultaterne af de mange, overvejende engelske og amerikanske, empiriske undersøgelser af pengelønsændringens determinanter heller ikke vil blive genstand for diskussion¹.

De exogene variable

2. De forsøgte exogene variable (regressorer) er:

- a. *Prisændringen*, der benyttes fordi der i en stor del af mellemkrigsperioden og i hele efterkrigsperioden har fundet dyrtidsregulering af lønnen sted². Men selv uden pristalsreguleringens eksistens bør prisændringen forsøges som variabel.

* Lektor ved Aarhus Universitet. Fremskaffelsen af undersøgelsens grundmateriale er foretaget af daværende stud. oecon. Jørgen S. S. Jørgensen, der også har foretaget en lang række komplicerede beregninger. Estimation af regressionsligningerne er sket på Aarhus Universitets Regnecenter. Jeg ønsker at takke medarbejderne ved Økonomisk Institut og Statistisk Institut for råd under udarbejdelsen. Endelig takkes Statens Almindelige Videnskabsfond for en bevilling på kr. 5.000 til aflønning af studentermedhjælp.

1. En diskussion af disse forhold er foretaget af K. Lüttichau (1965; 1966; 1969).
2. Prisændringen kan bringes ind i regressionsligningen på to måder. Dels ved en estimation af reallønsændringens determinanter, som f.eks. Hoffmeyer (1961) har gjort, og dels ved at estimere pengelønsændringen og indføre prisændringen som en af de exogene variable. Den sidstnævnte fremgangsmåde støttes af, at parterne på arbejdsmarkedet faktisk forhandler om pengelønnen. Hertil kommer, at *scatterdiagrams* afslører en nærmere sammenhæng mellem pengelønsændring og ledighed end mellem reallønsændring og ledighed.

- b. *Arbejdsløsheden* bruges som et mål for overefterspørgslen på arbejdsmarkedet³.
 - c. *Ændringen i arbejdsløsheden* benyttes som et mål for forventningerne hos arbejdsmarkedets parter angående den fremtidige størrelse af overefterspørgslen på arbejdsmarkedet⁴. Hvis arbejdsløsheden stiger/falder vil parterne således ofte regne med at stigningen/faldet vil fortsætte i fremtiden.
 - d. Som alternative mål for profitændringen⁵ benyttes: *ændringen⁶ i industriens faste investeringer divideret med industriens bruttofaktorindkomst i løbende priser; ændringen⁶ i industriens totale restindkomst divideret med industriens totale produktionsværdi; ændringen⁶ i industriens aktiekursindeks.*
 - e. *Prisændringen divideret med arbejdsløsheden⁷*; denne samspilsvariabel inddrages for at se, om pengelønsændringen er særlig stor eller særlig lille, hvis prisændringen er stor og ledigheden lille på samme tid.
3. Arbejdsløshedsprocenten er imidlertid ikke noget perfekt mål for overefterspørgslen på arbejdsmarkedet. Forskellen mellem antallet af ubesatte stillinger og antallet af ledige ville uden tvivl være et bedre overefterspørgselsmål, især tæt ved fuld beskæftigelse, hvis de nødvendige data havde været til rådighed. En bestemt overefterspørgsel på arbejdsmarkedet vil imidlertid ikke altid svare til den samme arbejdsløshedsprocent. En given overefterspørgsel vil således være forbundet med en større arbejdsløshedsprocent, hvis mobiliteten på arbejdsmarkedet er lav og med en mindre arbejdsløshedsprocent, hvis mobiliteten er høj. Hertil kommer, at mobiliteten på arbejdsmarkedet må antages at være stigende med overefterspørgsels størrelse. På trods af alle de anførte mangler vil arbejdsløshedsprocenten alligevel blive benyttet som mål for overefterspørgslen på arbejdsmarkedet, da der ikke findes bedre alternativer.
 4. Ændringen i arbejdsløsheden kan indføres enten som absolut eller som relativ ændring. Til fordel for den absolutte formulering taler, at den relative formulering fører til asymmetri ved henholdsvis stigning og fald i arbejdsløsheden. Hvis således arbejdsløsheden stiger fra 0.03 til 0.06 er den relative ændring 1.00. Falder arbejdsløsheden derimod fra 0.06 til 0.03 er den relative ændring kun 0.50. Til fordel for den relative formulering taler, at det forekommer plausibelt, at udgangsarbejdsløshedens størrelse er en medbestemmende faktor for lønstigningen. Det synes således ikke uden betydning, om arbejdsløsheden f.eks. falder fra 0.15 til 0.12 eller fra 0.05 til 0.02. Da der således er argumenter såvel for indførelsen af den absolutte som for den relative formulering, er begge disse forsøgt. Den relative formulering udviser gennemgående den største determinationskoefficient, men forskellen er i øvrigt kun beskednen. I det følgende vil alene den relative formulering blive anvendt.
 5. I mangel af egentlige danske profitdata, er det nødvendigt at gøre brug af disse proxy profit variable.
 6. Da diagrammer afslører trend i tidsserierne for den absolutte profitværdi, men derimod ikke i tidsserierne for ændringen i profitten, forsøges alene den sidstnævnte som variabel.
 7. Samspilsvariablen burde nok i stedet for have været udtrykt ved produktet af prisændring og ledighed, da der i denne formulering ikke kommer nogen ikke-lineær relation ind. I den form i hvilken samspilsvariablen faktisk benyttes vil det være vanskeligt at sige, hvad der er en samspilseffekt, og hvad der er en effekt af den ikke-lineære relations benyttelse.

- f. *Den laggede pengelønsændring*⁸; denne variabel⁹ prøves for at undersøge, om pengelønsændringen i en given periode påvirkes af tidligere perioders pengelønsændringer, og om en stor tidligere pengelønsændring vil forøge eller formindske pengelønsændringens størrelse senere.
- g. *Graden af konkurrence med udlandet*¹⁰. Hensigten med denne variabels benyttelse er at analysere, om stigningen i pengelønnen er større i de år, hvor konkurrencen med udlandet er ret begrænset på grund af den danske økonomis forholdsvis store isolation, end i de år hvor Danmark er i mere intensiv konkurrence med udlandet.
- h. *Socialdemokratisk deltagelse i regeringsmagten*¹¹. Formålet med at medtage denne variabel er at undersøge, om stigningen i pengelønnen er henholdsvis større eller mindre i de år, hvor Socialdemokratiet er med i regeringen, end i de år hvor partiet ikke er i regering. Begge resultater er på forhånd tænkelige. På den ene side kan det tænkes, at Socialdemokratiet lettere end andre regeringer vil kunne få fagforeningernes lønstigningskrav modereret, når hensynet til landets økonomi kræver det. På den anden side vil det måske være lettere for fagforeningerne at presse en regering med socialdemokratisk deltagelse end andre regeringer til at acceptere store lønstigninger.

Modelspecifikation

3. Det er pengelønsændringens determinanter for arbejderne i anlægs-, bygge- og fremstillingssektoren under et¹², der søges estimeret. Analysen

- 8. Regressionsligningen er autoregressiv af første grad, hvis den indeholder den laggede værdi af pengelønsændringen som regressor. Det generelt benyttede Durbin-Watson-test er ikke gyldig uden modifikationer for de pågældende ligninger.
- 9. Denne funktionssammenhæng kan også fortolkes som en Koyck — transformeret fordelt — lag model, men det skal vi ikke diskutere nærmere i denne forbindelse.
- 10. Graden af konkurrence med udlandet må indføres i regressionsundersøgelsen som dummy variabel, da det er svært at finde et mål for konkurrencens intensitet. Det er kun muligt at opdele i de år, hvor konkurrencen er intensiv, og i de år hvor den er mindre intensiv. (Se appendix).
- 11. Socialdemokratiets deltagelse eller ikke-deltagelse i regeringsmagten er det naturligvis alene muligt at indføre i regressionsanalysen i form af en dummy variabel. (Se appendix)
- 12. Det må påpeges, at medens pengelønnen data alene vedrører arbejderne i anlægs-, bygge- og fremstillingsvirksomhed, så refererer de benyttede arbejdsløshedstal sig til samtlige arbejdere og funktionærer, der er medlemmer af en fagforening. Forskellen er i øvrigt næppe stor, da arbejderne i anlægs-, bygge- og fremstillingsvirksomhed udgør hovedparten af alle medlemmer af fagforeningerne. Det må også nævnes, at profittallene alene vedrører industrien, og at de derfor afviger fra pengelønnen data, der ud over industrien også omfatter bygge-, anlægs- samt håndværksvirksomhed. Denne forskel giver næppe heller anledning til stor betænkelighed, da industrien er den afgjort største af disse sektorer.

foregår med andre ord på et højt *aggregeret niveau*. Det er karakteristisk for disse sektorer, at de normalt indgår deres⁹ kollektive overenskomster før de andre sektorer på arbejdsmarkedet. Dette har medført, at anlægs-, bygge- og fremstillingssektorens forhandlingsresultat benyttes som argument ved de efterfølgende forhandlinger på andre dele af arbejdsmarkedet. Af denne grund er det af særlig interesse at undersøge hvilke forhold, der er bestemmende for pengelønsstigningens størrelse i anlægs-, bygge- og fremstillingssektoren.

4. Det er den *årlige*¹³ *relative*¹⁴ ændring i pengelønnen fra april kvartal¹⁵ til april kvartal det følgende år, der er blevet analyseret. Alle de forsøgte variable er udtrykt som årlige relative ændringer¹⁶ og årlige niveauer. Det skal bemærkes, at tidsserierne, for såvel de relative ændringer som for arbejdsløshedsniveauet, alle er udtrykt som decimaler og ikke som procenter.

5. De to exogene variable (regressorer), der altid indgår først i regressionsligningen er de to, der på forhånd må anses for at være de vigtigste, nemlig prisændringen og ledigheden. Dernæst indføres de øvrige variable *én ad gangen*.

Da de variable er gensidigt afhængige burde den formulerede Phillips-relation indgå i en model til simultan bestemmelse af ikke blot pengelønsændringen, men også prisændringen, arbejdsløsheden med videre. Under anvendelse af de sædvanlige estimationsmetoder for sådanne modeller ville man kunne afhjælpe den bias i de estimerede parametre, som følger af den her anvendte simple estimationsteknik¹⁷.

I første omgang er det alene resultaterne af estimationen af lineære relationer, der er genstand for diskussion. Men senere i denne artikel vil også estimationsresultaterne for nogle ikke-lineære relationer blive diskuteret. I begge tilfælde benyttes mindste kvadraters metode.

13. Det kan indvendes, at pengelønsændringen måske hellere burde være beregnet over to år for efterkrigsperiodens vedkommende, da overenskomstperiodernes længde, bortset fra 1958-1961, alle er af to års varighed. Dette gøres imidlertid ikke, fordi det ville reducere materialet for meget.

14. Der er stærke trendbevægelser i såvel de absolutte værdier for pengeløn og priser som for de absolutte ændringer i disse værdier, derfor bruges den relative ændring.

15. April kvartal er foretrukket, da konflikterne på arbejdsmarkedet kun sjældent strækker sig ind i april måned, ligesom vejret normalt er ret stabilt i dette kvartal. Såvel januar som oktober kvartal har derimod stærkt svingende vejrforhold fra år til år. Løntallene for januar kvartal er herudover hvert andet år påvirket af de overenskomstmæssige lønforhandlinger. Endelig er juli kvartals løntal forstyrret af, at ferien afvikles i denne periode.

16. Samtlige ændringer er beregnet som simple første differenser.

17. Undersøgelser af Bodkin (1966), Dicks-Mireaux (1961), Hines (1964), Perry (1966), Vanderkamp (1966) samt Klein og Ball (1959) viste alle, at forskellen ved at benytte henholdsvis simpel og simultan estimering af regressionsligningerne synes at være meget lille.

6. De benyttede *timelag* måler alle tidsafstanden målt i måneder mellem de årlige ændringer i de forskellige exogene variables medianværdier og den årlige ændring i pengelønnens medianværdi.

Der er eksperimenteret med mange forskellige timelag for alle de benyttede exogene variable på nær dummy variablerne. Der er udvalgt de timelag, der giver den største determinationskoefficient¹⁸, hvis vel at mærke de estimerede regressionskoefficienter alle udviser de på forhånd forventede fortegn, og hvis timelagget ud fra økonomiske ræsonnementer synes plausibelt¹⁹.

7. Den valgte *undersøgelsesperiode* er 1946–1966²⁰. Denne periode er igen delt op i følgende delperioder: 1946–1958 og 1959–1966²¹. Opdelingen er foretaget for at kunne studere om der er væsentlige forskelle på løndannelsen i en periode med gennemgående nogen ledighed som i årene 1946–1958, og på løndannelsen i en periode kendetegnet ved fuld beskæftigelse i alle årene, som tilfældet var for 1959–1966.

8. I det følgende vil nedennævnte *symboler* blive benyttet.

D.W. = Durbin-Watson-statistikken til måling af autokorrelation i residualerne

e = $w^o - w^c$ = residualen

p = den årlige relative ændring i forbrugerpriserne udtrykt som decimal

R^2 = determinationskoefficienten korrigeret for frihedsgrader

r = den simple korrelationskoefficient

T = antal observationer

t = tiden målt i måneder

U = den årlige gennemsnitlige arbejdsløshed udtrykt som decimal

u = den årlige, relative ændring i den årlige, gennemsnitlige arbejdsløshed udtrykt som decimal

w = den årlige, relative ændring i den gennemsnitlige pengeløn udtrykt som decimal

w^c = den estimerede (beregnete), årlige, relative ændring i den gennemsnitlige pengeløn udtrykt som decimal

18. Valget af timelag lettes, hvis determinationskoefficienten dels udviser en tydelig markeret største værdi, og dels varierer systematisk med timelaggets længde.

19. Dette kriterium er, benyttet alene, måske nok lidt vel håndfast og må suppleres med almindelig baggrundsviden om de økonomiske forhold i undersøgelsesperioden, specielt vedrørende forholdene på arbejdsmarkedet.

20. Den første pengelønsændring der tages med i regressionsanalysen er ændringen fra april kvartal 1946 til april kvartal 1947, medens den sidste medtagne pengelønsændring er fra april kvartal 1966 til april kvartal 1967. Årene efter 1967 har leveret data til afprøvning af regressionsligningerne til prognose formål.

21. Estimationsresultaterne fra disse delperioder og især fra den sidste er bestemt med forholdsvis stor usikkerhed, da antallet af observationer er lille.

- w^o = den observerede, årlige, relative ændring i den gennemsnitlige
 pengeløn udtrykt som decimal
 * = signifikant på 10 % signifikansniveauet
 ** = » » 5 % »
 *** = » » 1 % »

Estimationsresultaterne

9. De estimerede regressionsligninger²² er som følger for de tre perioder.

1946-1966

$$w_t = 0,10230 + 0,41990 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,61348 U_t + e_t \quad (1)$$

(0,01120)*** (0,12669)*** (0,12329)***

$$T = 21$$

$$R^2 = 0,658$$

$$D.W. = 2,262 \quad \text{Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1 \% signifikansniveauet}$$

$$r_{pU} = -0,12378$$

1946-1958²³

$$w_t = 0,16079 + 0,79876 p_{t-7\frac{1}{2}} - 1,52494 U_{t+2} + 0,25766 w_{t-21} + e_t \quad (2)$$

(0,02445)*** (0,11057)*** (0,28271)*** (0,12325)*

$$T = 13$$

$$R^2 = 0,823$$

$$r_{pU} = 0,42145; r_{pW} = -0,36280; r_{UW} = 0,10522$$

1959-1966

$$w_t = 0,15706 - 1,90338 U_{t-2} - 0,05779 u_{t-18} + e_t \quad (3)$$

(0,00888)*** (0,25351)*** (0,01073)***

$$T = 8$$

$$R^2 = 0,899$$

$$r_{Uu} = -0,37670$$

22. Gelting (1961) fandt for 1949-1960 følgende regressionsligning, idet årlige ændringer og niveauer blev anvendt: $w = 6,65 + 0,91 p - 0,77 U$. Se også Hoffmeyers (1961) diskussion af Geltings resultater. En direkte sammenligning af Geltings og mine resultater er imidlertid ikke tilladeligt, dels fordi de benyttede perioder ikke er identiske, og dels fordi Gelting benytter højsæsonledigheden (maj-september) og ikke ledigheden for hele året. Af sammenligningsgrunde har jeg yderligere estimeret regressionsligninger, hvor højsæsonen benyttes som mål for overefterspørgselen på arbejdsmarkedet. Undersøgelsen viste, at helårsarbejdsløsheden udviste den største determinationskoefficient. I alle de regressionsligninger, der bringes i det følgende benyttes alene helårsarbejdsløsheden.

23. At det fundne timelag for ledigheden U er $+2$, betyder ikke, at den exogene variabel U strækker sig længere frem i tiden end den endogene variabel w . De når derimod lige langt.

10. Profitændringsvariablerne²⁴, samspilsvariablen²⁵, dummy variablen vedrørende konkurrenceintensiteten over for udlandet²⁶ såvel som dummy variablen²⁷ for socialdemokratiets deltagelse i regeringen viser sig alle ikke-signifikante for efterkrigsperioden.

11. Det er bemærkelsesværdigt at ledigheden samt dennes ændring tilsammen er i stand til at forklare ca. 90 % af den samlede variation i pengelønsændringen i perioden 1959-1966 uden hjælp af prisændringen, hvis estimerede regressionskoefficient er langt fra at være signifikant²⁸. Man skal nok ikke lægge stor vægt på estimationsresultaterne for 1959-1966.

De estimerede regressionskoefficienter for prisændringen er mindre end en. Dette implicerer, at en stigning i prisindekset på 1 % medfører en stigning i pengelønnen på mindre end 1 %. Pengelønnens elasticitet med hensyn til priserne er med andre ord mindre end 1.

Det fundne timelag for prisændringen ser plausibelt ud, da lønreguleringen efter reguleringspristallet jo finder sted ved halvårslige reguleringer.

Det synes også plausibelt, at de estimerede timelag for ledigheden alle er små, da det forventede timelag er lille for en periode med gennemgående lille ledighed, fordi det her må forventes, at den dominerende komponent i den totale lønstigning er lønglidningen, medens lønstigningen i direkte tilknytning til de generelle overenskomster betyder relativt lidt.

For perioden 1946-1958 er pengelønnens elasticitet med hensyn til den laggede pengeløn²⁹ estimeret til 0,25. Det vil sige, at en pengelønsstigning på 1 % 21 måneder³⁰ tidligere medfører en stigning i pengelønnen nu på 0,25 %. Pengelønsstigningen nu intensiveres altså af en tidligere stedfunden pengelønsstigning. Når den laggede pengelønsændring ikke er signifikant for

24. De første to formuleringer af profitændringen er af datamæssige grunde alene forsøgt for henholdsvis perioderne 1948-1964 og 1948-1963. Derimod kan ændringen i aktiekursindekset for industrien efterprøves for såvel 1946-1966, og 1946-1958 samt for 1959-1966. Der kan imidlertid næppe siges at være sket en egentlig efterprøvning af profittens rolle for lønstigningen på grund af den dårlige kvalitet som alle målene for profitændringen udviser.

25. Samspilsvariablen er forsøgt for 1946-1966, 1946-1958 samt for 1959-1966.

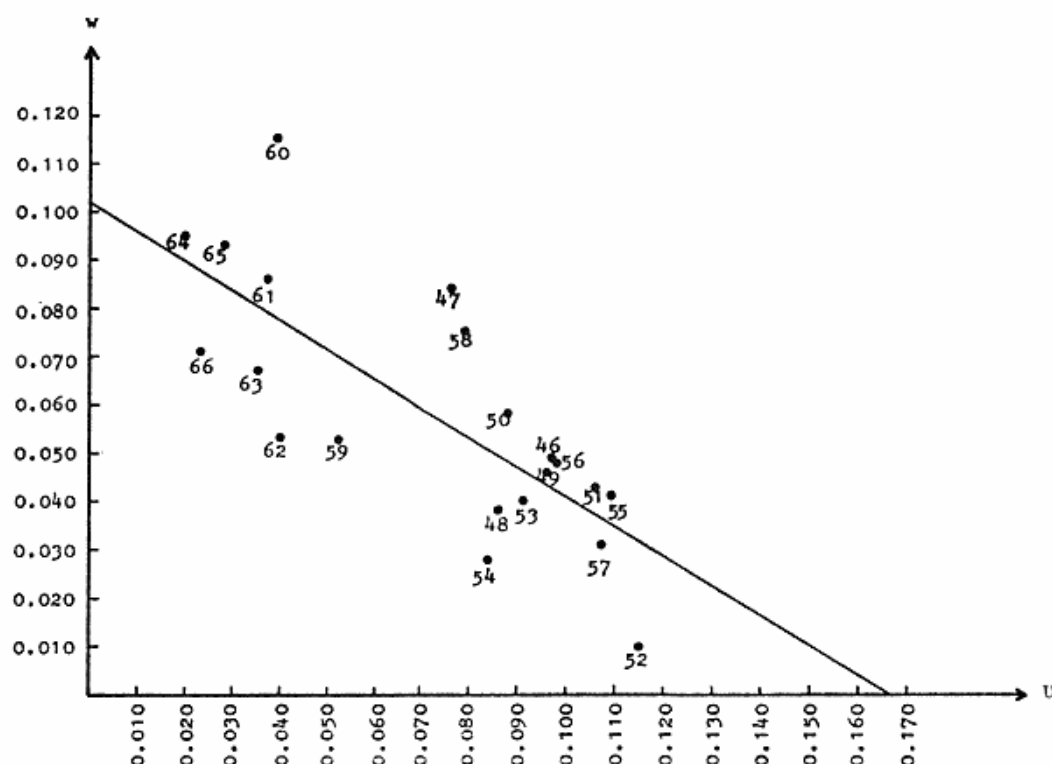
26. Dummy variablen vedrørende graden af konkurrence over for udlandet er forsøgt for 1946-1966. Det estimerede fortegn for dummy variablen viser, at pengelønnens stigningstakt er relativt mindre i perioden med stærk konkurrence med udlandet 1959-1966 end i perioden med mindre intensiv konkurrence 1946-1958.

27. Dummy variablen for socialdemokratiets deltagelse i regeringen er forsøgt for 1946-1966 og 1946-1958.

28. Hertil kommer, at det estimerede timelag for ledighedens ændring synes at være bemærkelsesværdigt stort.

29. Den laggede pengelønsændring er alene forsøgt for timelagene 12, 15, 18, 21 og 24 måneder. Dette skyldes, at for de kortere lag er pengelønsændringen og den laggede pengelønsændring stærkt korreleret med hinanden.

30. Der er ingen grund til at lægge vægt på det estimerede timelag, da determinationskoefficienten varierer usystematisk op og ned, når timelagget ændres.



Figur 1: Den partielle sammenhæng mellem pengelønsændring (w) og ledighed (U) estimeret for ligning (1). 1946-1966.

perioderne 1946-1966 og 1959-1966 kan det muligvis skyldes, at en positiv effekt for nogle år og en negativ effekt for andre år inden for den samme periode netop ophæver hinanden.

Iflg. regressionsligning (1) vil pengelønnen være stabil ved et stabilt detailpristal for en ledighed på henved 0,17³¹ (se fig. 1). For et stabilt detailpristal og en ledighed på 0,04 vil pengelønnens stigning være 0,078, medens pengelønnens stigning vil være 0,090 for stabile detailpriser og en ledighed på 0,02³². I fuldbeskæftigelseszonen med en ledighed på 0,04 til 0,02 vil der således for stabile detailpriser finde en lønstigning sted på mellem 0,078 og 0,090.

Det er imidlertid et spørgsmål, hvorledes den rent tekniske fortolkning af, at ved konstante detailpriser vil en ledighed på f.eks. 0,02 medføre en lønstigning på 0,090, egentlig stemmer med den økonomiske logik. En pengelønsstigning på 0,090 kan næppe forenes med stabile detailpriser.

31. Gelting (1961) fandt, at lønnen ville være stabil ved et konstant detailpristal og en ledighed på henved 9 %. Dette resultat er imidlertid ikke direkte sammenligneligt med mit, da Gelting analyserer perioden 1949-1960, ligesom Gelting benytter sig af højsæsonledigheden, medens jeg benytter helårsledigheden.

32. Derimod har det næppe været nogen mening, at ekstrapolere fra regressionsligningen, hvilken lønstigning, der ved stabilt detailpristal er forbundet med en ledighed på 0,01, for slet ikke at tale om en ledighed på 0,00.

Iflg. figur 1 og ligning (1) vil et fald i ledigheden på 1 % point implicere en forøgelse af lønnen på 0,6 % point. Det estimerede *trade-off* mellem ledighed og pengelønsændring er med andre ord $-0,6^{33}$.

Diskussion af residualerne

12. Blandt de år, der indgår i efterkrigstidens undersøgelsesperiode, er der særlig grund til at diskutere følgende³⁴.

13. 1946 var politisk set et meget uroligt år med efterkrigstidens næststørste arbejdskonflikt med 1,5 millioner tabte arbejdsdage. Konflikten, der hovedsageligt berørte arbejdsmændene varede fra 23. april til sent i maj. Overenskomststigningen fik således først sent virkning i dette år. Dette vil undervurdere den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal for 1946 og dermed overvurdere lønstigningen fra 1946-1947. Men arbejdskonflikten vil have endnu en virkning, idet april kvartal vil indeholde relativt få lavtlønnede arbejdere. Dette vil overvurdere den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal, og derfor undervurdere lønstigningen for 1946-1947. De to effekter trækker i hver sin retning. Rent faktisk er det observerede residual positivt (se fig. 2).

14. En mulig grund til det store positive residual på fig. 2 for 1947-1948 er, at højsæsonledigheden, ledigheden maj-september begge medregnet, i 1947 var særdeles lille. Først fra og med 1959 kommer højsæsonledigheden igen ned på et lavere niveau end i 1947.

15. Den danske devaluering over for dollar på næsten 30 % den 18. september 1949 manifesterer sig ikke i residualerne for hverken 1949-1950 eller 1950-1951. Dette forekommer imidlertid rimeligt, da næsten alle vore vigtigste handelspartnere samtidig i større eller mindre grad ændrede deres valutakurser over for dollar.

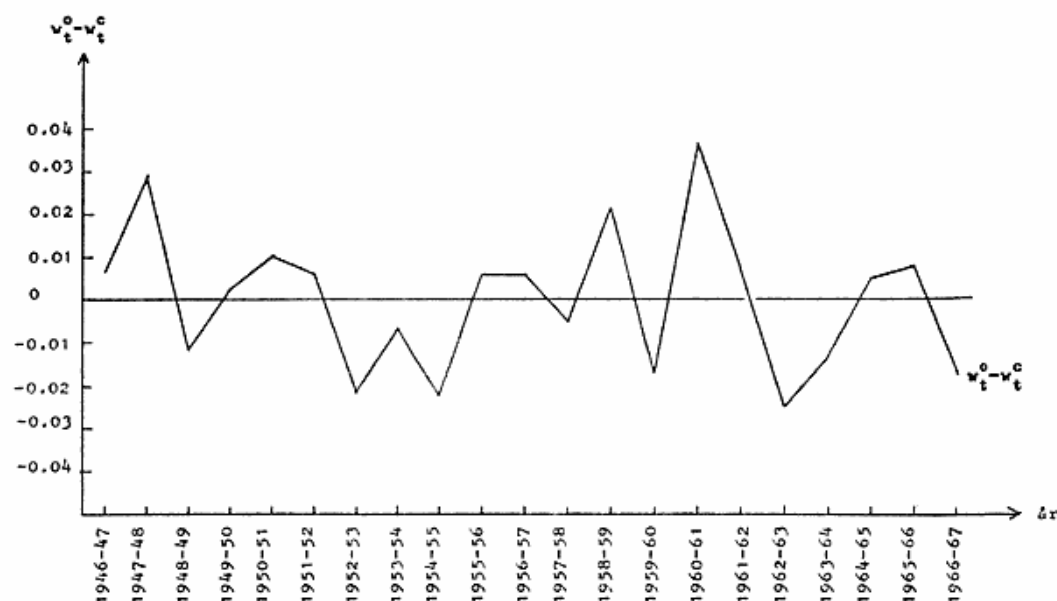
16. Sognehelligdagstillægget bliver fra begyndelsen af 1953 permanent udskilt som et særligt tillæg i lønstatistikken og medregnes derfor ikke mere i den gennemsnitlige timefortjeneste. Lønstigningen for 1952-1953 bliver derfor undervurderet lidt³⁵. Det forventede residual for 1952-1953 er derfor negativt, hvad det faktiske residual også er (se fig. 2).

17. Efterkrigstidens tredjestørste konflikt med 1,1 millioner tabte arbejdsdage fandt sted i foråret 1956. Konflikten varede med få undtagelser til den

33. Jfr. Lüttichau (1965).

34. Leth Jeppesen (1968) diskuterer virkningerne af efterkrigstidens store konflikter på arbejdsmarkedet i 1946, 1956 og i 1961.

35. Det gennemsnitlige sognehelligdagstillægs størrelse var 3 øre i 1952.



Figur 2: Residualer fra ligning (1). 1946-1966.

13. april³⁶. De aftalte overenskomstmæssige lønstigninger fik virkning fra 3 april. De kom altså ikke til at gælde for hele april kvartal. Den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal 1956 vil derfor være en smule undervurderet og lønstigningen for 1955-1956 vil derfor være undervurderet, medens lønstigningen fra 1956-1957 vil være overvurderet. Dette forhold skulle tale for et negativt residual for 1955-1956 og et positivt residual for 1956-1957. De fundne residualer er imidlertid positive i begge tilfælde (se fig. 2). Ved overenskomsten i 1956 blev der for første gang her i landet indført specielle lavtlønstillæg til de lavtlønnede. Ca. 20 % af samtlige de arbejdere, der her undersøges, fik del i disse tillæg. Disse lavtlønstillæg gav anledning til kraftig efterfølgende lønglidning hos de højere lønnede i resten af året 1956³⁷. Dette vil give anledning til et forventet positivt residual for 1956-1957.

18. Fra 1958 til 1960 blev den gennemsnitlige ugentlige arbejdstid nedsat med tre timer mod en vis lønkomensation³⁸. Denne reduktion fandt sted enten i form af en reduktion på en time den 31. marts 1958, en time den 2. marts 1959 og en time den 7. marts 1960, eller i form af tre timers nedsættelse den 2. marts 1959. Men der er mange afvigelser fra disse to

36. Herudover vil den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal 1956 blive påvirket, hvis arbejdernes fordeling på undergrupper i lønstatistikken er anderledes end den ville være i en situation uden konflikt.

37. Se således Dahl (1959), der viser at kun tre kvartaler efter indførelsen af lavtlønstillæggene i april 1956 var lønstrukturen blevet genoprettet gennem lønglidning hos de højere lønnede.

38. Virkningerne af reduktionen i antallet af arbejdstimer i årene 1958, 1959 og 1960 er diskuteret nærmere i D.A.'s *Statistikken* for de respektive år.

hovedfremgangsmåder. Det er derfor overordentlig vanskeligt at udtale sig om de forventede residualer. Lønkomensationen vil muligvis medføre, at lønændringen vil være overvurderet fra 1957-1958 og 1958-1959 og undervurderet fra 1959-1960. I så fald vil de forventede residualer være positive for 1957-1958 og 1958-1959, og negative for 1959-1960. De faktisk fundne residualer er negative for 1957-1958 og for 1959-1960 og positive for 1958-1959 (se fig. 2).

19. Konflikten på arbejdsmarkedet i foråret 1961 var efterkrigstidens største med 2,1 millioner tabte arbejdsdage. Den kollektive overenskomst, der blev indgået i 1958, omfattede den følgende tre-års periode, medens alle andre overenskomster i efterkrigstiden havde en varighed på to år. Den tre-årige overenskomst blev indgået på et tidspunkt, da ledigheden var ret stor. Da beskæftigelsen steg stærkt frem til 1961, blev arbejderne lønkrav forstærkede, især for de normallønnedes vedkommende. Resultatet af overenskomstforhandlingerne i foråret 1961 blev da også en helt ekstraordinær stor overenskomstmæssig lønstigning, nemlig fire til seks gange større end de normale overenskomstmæssige stigninger i efterkrigstiden. Dette forhold er uden tvivl hovedforklaringen på det fundne meget store positive residual for 1960-1961 på fig. 2.

Endvidere er den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal 1960 overvurderet på grund af lønkomensationen i forbindelse med den førnævnte arbejdstidsnedsættelse i marts 1960. Dette vil medføre, at lønstigningen fra 1960-1961 vil være undervurderet. Betragtet alene vil denne effekt således trække i retning af et negativt residual for 1960-1961.

Hertil kommer, at den langvarige konflikt på arbejdsmarkedet også påvirker den relative fordeling af antallet af arbejdstimer på undergrupper for april kvartal 1961. Arbejdskampen blev således først afsluttet for metalindustriens vedkommende den 5. maj, og for transporterhvervets vedkommende midt i maj måned. Den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal bliver undervurderet, da lønstatistikken kommer til at indeholde relativt få faglærte arbejdstimer og relativt mange ufaglærte og kvindelige arbejdstimer³⁹. Lønstigningen vil af denne grund være undervurderet for 1960-1961 og overvurderet for 1961-1962. Betragtet alene vil denne effekt derfor trække i retning af et negativt residual for 1960-1961 og et positivt residual for 1961-1962.

20. I april måned 1963 blev den såkaldte helhedsløsning vedtaget af folketinget. Helhedsløsningens hovedindhold var, at bortset fra lavtlønsgrupperne

39. En standardberegning viser, at den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal 1961 er kalkuleret 5 øre for lavt. Se således *Statistikken* for april kvartal 1961.

blev der ikke tilladt nogen overenskomstmæssig lønstigning i forbindelse med overenskomstfornyelsen i 1963, samt at den overenskomstmæssige lønstigning ved begyndelsen af overenskomstperiodens andet år den 1. marts 1964 begrænsedes til 2 %⁴⁰.

Lønstigningen for 1962–1963 vil være lille, da den overenskomstmæssige lønstigning i foråret 1963 som nævnt blev ekstraordinært lille. Det forventede residual for 1962–1963 bliver derfor negativt. Det faktisk fundne residual er stort og negativt (se fig. 2). Herudover synes lønstigningen også at være blevet reduceret i helhedsløsningens første år for 1963–1964, idet det fundne residual også her er negativt. Helhedsløsningen synes således at have haft en begrænsende effekt på lønstigningen.

21. Fra den 7. marts 1966 blev den gennemsnitlige ugentlige arbejdstid nedsat med en time mod en vis lønkomensation⁴¹. Den gennemsnitlige timefortjeneste vil derfor være overvurderet for april kvartal 1966. Lønstigningen 1965–1966 vil følgelig være overvurderet, medens lønstigningen 1966–1967 vil være undervurderet. Det forventede residual er således positivt for 1965–1966 og negativt for 1966–1967. De faktisk fundne residualer for disse to år har, som det fremgår af fig. 2, begge det forventede fortegn.

22. Det fremgår, at der for næsten alle de store residualers vedkommende, hvor de benyttede variable ikke er i stand til på tilfredsstillende måde at forklare pengelønsændringens variation, findes specielle grunde til disse store residualers eksistens. De store konflikter på arbejdsmarkedet med mange tabte arbejdsdage, samt nedsættelsen af den gennemsnitlige ugentlige arbejdstid er således begge ofte forklaring på de for visse år fundne store residualer.

Diskussionen af residualernes størrelse og mulige årsager er gjort temmelig detaljeret, da der findes så mange institutionelle faktorer, der påvirker pengelønsændringens størrelse. Det er imidlertid næppe muligt at medtage de institutionelle⁹ forhold som variable i regressionsligningen, fordi disse vanskeligt lader sig kvantificere, da de har mange »dimensioner«.

Estimationsresultaterne for de ikke-lineære relationer

23. Hidtil er der kun benyttet lineære relationer mellem de exogene variable og pengelønsændringen. Da der imidlertid er flere økonomiske grunde, der a priori taler for eksistensen af ikke-lineære sammenhænge, er forskellige

40. Derimod forsøgte folkettinget ikke i forbindelse med helhedsløsningen at begrænse lønledningens omfang hos de minimallønnede.

41. Virkningen af nedsættelsen af arbejdstiden er diskuteret nærmere i *Statistikken for 1966*.

ikke-lineære relationer mellem de exogene variable⁴² og pengelønsændringen også blevet forsøgt⁴³.

Det faktum, at der vil findes en nedre grænse for ledigheden, fordi der altid vil eksistere en vis friktionsledighed på arbejdsmarkedet, samt den almindelige erfaring, at lønnen lettere bevæger sig opad ved lille ledighed end nedad ved stor ledighed, taler begge for, at en negativ og degressiv sammenhæng mellem pengelønsændring og ledighed, vil forklare pengelønnens variation bedre end en lineær relation. Derfor er flere forskellige degressive relationer forsøgt.

På tilsvarende måde er det undersøgt, om en negativ og degressiv sammenhæng mellem pengelønsændring og ledighedens ændring forklarer pengelønnens variation bedre end en lineær relation. I forbindelse dermed er flere forskellige degressive relationer forsøgt.

Endelig er det blevet prøvet, om sammenhængen mellem pengelønsændring og prisændring vil blive bedre forklaret ved at benytte en funktionsform, der implicerer, at pengelønnen stiger enten progressivt eller degressivt med prisstigningen. På forhånd forekommer det mest plausibelt med en degressiv sammenhæng, da pristalsreguleringen ikke giver fuld kompensation for prisstigningen.

24. *Estimationsresultaterne* for de forskellige forsøgte ikke-lineære relationer⁴⁴ er angivet i regressionsligningerne (4) — (18).

1946-1966

$$w_t = 0,03224 + 0,38116 p_{t-7\frac{1}{2}} + 0,00146 \frac{1}{U_{t+2}} + e_t \quad (4)$$

(0,00903)*** (0,14533)** (0,00037)***

$$T = 21$$

$$R^2 = 0,562$$

$$D.W. = 2,040 \quad \text{Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1 \% signifikansniveauet}$$

$$r_{p\frac{1}{U}} = 0,20477$$

42. De ikke-lineære relationer er alene forsøgt for følgende exogene variable: prisændringen, ledigheden samt dennes ændring, da de andre forsøgte exogene variable som nævnt for alle viste sig at være uden betydning med undtagelse af den laggede pengelønsændring for perioden 1946-1958. Ikke desto mindre er denne variabel alligevel udeladt af analysen af de ikke-lineære relationer.

43. I forbindelse med estimationen af de ikke-lineære relationer eksperimenteredes der med time-lagene, men eksperimenterne gennemførtes imidlertid alene for de timelags, der størrelsesmæssigt er i nærheden af de estimerede timelags for de lineære relationer. Estimationsresultaterne viser i øvrigt, at de fundne optimale timelags synes at være næsten helt uafhængige af, hvilken relation der benyttes.

44. Da pengelønsændringen, prisændringen samt ledighedens ændring alle kan udvise såvel positive som negative værdier, er der i logaritmeformuleringerne overalt tillagt tallet 1. Da ledigheden kun kan være positiv, er der ingen grund til at tillægge tallet 1 i denne variabels logaritmeformuleringer. Det er overalt naturlige logaritmer, der er benyttet i analysen.

$$w_t = -0,03441 + 0,40867 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,03361 \log U_{t+2} + e_t \quad (5)$$

(0,02068) (0,13341)*** (0,00737)***

$$T = 21$$

$$R^2 = 0,623$$

$$D.W. = 2,147 \quad \text{Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1 \% signifikansniveauet}$$

$$r_{p \log U} = -0,14669$$

$$w_t = -0,03427 + 0,42676 \log(p_{t-7\frac{1}{2}} + 1) - 0,03349 \log U_{t+2} + e_t \quad (6)$$

(0,02071) (0,13998)*** (0,00739)***

$$T = 21$$

$$R^2 = 0,622$$

$$D.W. = 2,154 \quad \text{Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1 \% signifikansniveauet}$$

$$r_{\log(p+1) \log U} = -0,15257$$

$$\log(w_t + 1) = -0,02962 + 0,40026 \log(p_{t-7\frac{1}{2}} + 1) - 0,03108 \log U_{t+2} + e_t \quad (7)$$

(0,01935) (0,13079)*** (0,00690)***

$$T = 21$$

$$R^2 = 0,620$$

$$D.W. = 2,142 \quad \text{Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1 \% signifikansniveauet}$$

$$r_{\log(p+1) \log U} = -0,15257$$

$$\log(w_t + 1) = 0,09721 + 0,39356 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,57040 U_t + e_t \quad (8)$$

(0,01044)*** (0,11815)*** (0,11498)***

$$T = 21$$

$$R^2 = 0,658$$

$$D.W. = 2,253 \quad \text{Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1 \% signifikansniveauet}$$

$$r_{pU} = -0,12378$$

1946-1958

$$w_t = -0,08624 + 0,67019 p_{t-7\frac{1}{2}} + 0,01146 \frac{1}{U_{t+2}} + e_t \quad (9)$$

(0,02874)** (0,10747)*** (0,00251)***

$$T = 13$$

$$R^2 = 0,780$$

$$r_{p \frac{1}{U}} = -0,37369$$

$$w_t = -0,26014 + \frac{0,68293}{(0,06814)^{***}} p_{t-7\frac{1}{2}} - \frac{0,12538}{(0,02809)^{***}} \log U_{t+2} + e_t \quad (10)$$

$$T = 13$$

$$R^2 = 0,774$$

$$r_{p \log U} = 0,39823$$

$$w_t = -0,25939 + \frac{0,71566}{(0,06816)^{***}} \log(p_{t-7\frac{1}{2}} + 1) - \frac{0,12492}{(0,02809)^{***}} \log U_{t+2} + e_t \quad (11)$$

$$T = 13$$

$$R^2 = 0,773$$

$$r_{\log(p+1) \log U} = 0,39607$$

$$\log(w_t + 1) = -0,24260 + \frac{0,67320}{(0,06469)^{***}} \log(p_{t-7\frac{1}{2}} + 1) - \frac{0,11758}{(0,02666)^{***}} \log U_{t+2} + e_t \quad (12)$$

$$T = 13$$

$$R^2 = 0,770$$

$$r_{\log(p+1) \log U} = 0,39607$$

$$\log(w_t + 1) = 0,15535 + \frac{0,65329}{(0,02678)^{***}} p_{t-7\frac{1}{2}} - \frac{1,26580}{(0,29514)^{***}} U_{t+2} + e_t \quad (13)$$

$$T = 13$$

$$R^2 = 0,761$$

$$r_{pU} = 0,42145$$

1959-1966

$$w_t = 0,01662 + \frac{0,00235}{U_{t-2}} - \frac{1}{U_{t-2}} - 0,06557 u_{t-18} + e_t \quad (14)$$

$$(0,01524) \quad (0,00045)^{***} \quad (0,01553)^{***}$$

$$T = 8$$

$$R^2 = 0,807$$

$$r_{\frac{1}{U}u} = 0,47016$$

$$w_t = -0,15016 - \frac{0,07073}{(0,03587)^{***}} \log U_{t-2} - \frac{0,06208}{(0,01197)^{***}} u_{t-18} + e_t \quad (15)$$

$$T = 8$$

$$R^2 = 0,880$$

$$r_{\log U u} = -0,42396$$

$$w_t = -0,13691 - \frac{0,06631}{(0,03551)^{**}} \log U_{t-2} - \frac{0,05553}{(0,01097)^{***}} \log(u_{t-18}+1) + e_t \quad (16)$$

$$T = 8$$

$$R^2 = 0,874$$

$$r_{\log U \log(u+1)} = -0,35427$$

$$\log(w_{t+1}) = -0,12161 - \frac{0,06069}{(0,03294)^{**}} \log U_{t-2} - \frac{0,05040}{(0,01017)^{***}} \log(u_{t-18}+1) + e_t \quad (17)$$

$$T = 8$$

$$R^2 = 0,870$$

$$r_{\log U \log(u+1)} = -0,35427$$

$$\log(w_t+1) = 0,14745 - \frac{1,74291}{(0,00817)^{***}} U_{t-2} - \frac{0,05247}{(0,00986)^{***}} u_{t-18} + e_t \quad (18)$$

$$T = 8$$

$$R^2 = 0,898$$

$$r_{Uu} = -0,37670$$

25. Samtlige estimerede fortegn for regressionskoefficienterne til *prisændringen* er udtryk for en positiv sammenhæng mellem pengelønsændring og prisændring. Hertil kommer, at ligning (7) og (12), hvor regressionskoefficienterne til prisændringen ligger mellem 0 og +1, begge afslører en degressiv, positiv sammenhæng mellem pengelønsændring og prisændring. Dette lyder i øvrigt plausibelt, når det tages i betragtning, at pristalsreguleringen ikke giver fuld kompensation for prisstigninger.

Alle de estimerede fortegn for regressionskoefficienterne til *ledigheden* er udtryk for en negativ sammenhæng mellem pengelønsændring og ledighed. At de fundne regressionskoefficienter til ledigheden er så små i ligningerne (7), (12) samt i (17) viser, at de negative relationer mellem lønændring og ledighed kun udviser en særdeles ringe grad af degressivitet⁴⁵.

Samtlige estimerede fortegn for regressionskoefficienterne til *ledighedens ændring* er udtryk for en negativ sammenhæng mellem pengelønsændring og ledighedens ændring. At den fundne regressionskoefficient til ledighedens ændring er så lille i ligning (17) viser, at den negative relation mellem lønændring og ledighedens ændring kun udviser en særdeles ringe grad af degressivitet.

45. Graden af degressivitet er bestemt som den partielt afledte af anden grad, som for det nævnte tilfælde er:

$$a_2(a_2-1) \cdot A \cdot U^{a_2-2}$$

Hvis a_2 er numerisk tæt ved nul, vil graden af degressivitet være lille. (A er en konstant).

26. Det er kun tilladeligt⁴⁶ at foretage indbyrdes sammenligninger mellem de determinationskoefficienter, der er bestemt for regressionsligninger, hvor den endogene variabel er pengelønsændringen. På samme måde er det alene tilladt at sammenligne de estimerede determinationskoefficienter, der er bestemt for regressionsligninger, hvor den endogene variabel er logaritmen til pengelønsændringen plus én.

Valget mellem de forskellige forsøgte funktionsformer foretages dels ud fra disse funktionsformers estimerede determinationskoefficienter⁴⁷, dels ud fra de for disse funktionsformer estimerede regressionsligningers evne til at kunne forecaste ændringer i pengelønnen uden for selve estimationsperioden og dels ud fra en mere almindelig viden om de økonomiske forhold, især på arbejdsmarkedet.

27. Determinationskoefficienterne korrigeret for frihedsgrader er vist i tabel 1 for de forskellige forsøgte funktionsformer.

Tabel 1. Regressionskoefficienter (*) R^2

Perioder	R^2					
	w endogen variabel				$\log(w+1)$ endogen variabel	
	Regressionsligning				Regressionsligning	
	(1)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1946-1966	0,658	0,562	0,623	0,622	0,620	0,658
	(2a) (b)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
1946-1958	0,764	0,780	0,774	0,773	0,770	0,761
	(3)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
1959-1966	0,899	0,807	0,880	0,874	0,870	0,898

Noter: (*) Korrigeret for frihedsgrader. (b) Regressionsligning (2a), hvis estimationsresultat ikke er vist i teksten, adskiller sig kun fra den tidligere anførte ligning (2) ved at den laggede pengelønsændrings variabel er udeladt af ligning (2). Dette er gjort for at lette sammenligningen af determinationskoefficienter.

46. Se Goldberger (1968, pp. 129-30).

47. At foretage valg mellem forskellige funktionsformer alene ud fra de estimerede determinationskoefficienters størrelse er af tvivlsom værdi. Dette skyldes at determinationskoefficientens fordelingsfunktion afhænger af de valgte exogene variable, af de benyttede timelags, og af den form i hvilken den exogene variabel indgår. Fordelingsfunktionen for determinationskoefficienten afhænger således af matricen af exogene variable, af graden af autokorrelation i residualerne og af graden af gensidig afhængighed mellem de exogene variable. Dette implicerer, at sammenligninger mellem forskellige determinationskoefficienter er genstand for stor usikkerhed, da matricen af exogene variable, graden af autokorrelation og graden af gensidig afhængighed mellem de exogene variable må antages at variere med de benyttede variable, timelags og funktionsformer. Se Koerts og Abrahamse (1969).

Det første, der falder i øjnene ved at betragte tabel 1, er, hvor lille forskellen er på de estimerede determinationskoefficienter for de forskellige funktionsformer.

En sammenligning af determinationskoefficienterne for de funktionsformer, hvor w er endogen variabel, afslører, at den lineære relation er den, der alt i alt har den største determinationskoefficient for efterkrigsperioden⁴⁸. Alt andet lige vil en simpel funktionsform være at foretrække, og også dette taler til fordel for en lineær relation.

Det forekommer i øvrigt bemærkelsesværdigt, at den lineære relation har den største determinationskoefficient af de fire første funktionsformer netop for perioden 1946–1966. Denne periode er nemlig karakteriseret ved at indeholde dels år med en vis ikke helt ringe ledighed, og dels år som 1960–1966, hvor ledigheden er et godt stykke under 0,04 for alle årene.

Forecast

28. *Formålet* med dette afsnit er at undersøge, hvor gode de estimerede regressionsligninger for de forskellige funktionsformer er til at forecaste pengelønsens ændring uden for estimationsperioderne, nemlig for 1967–1968, 1968–1969, 1969–1970 og for 1970–1971. Regressionsligningerne, der er estimeret for perioderne 1946–1966, 1952–1966⁴⁹ samt for 1959–1966⁵⁰, vil blive benyttet til dette⁵¹.

29. Når de regressionsligninger, der er estimeret for perioden 1959–1966⁵², forecaster pengelønsændringen så dårligt, som vist i tabel 2, skyldes dette uden tvivl, at prisændringen ikke indgår som variabel i disse ligninger. Det lyder rimeligt, at forecastene bliver forholdsvis dårlige, når prisvirkningen ikke er taget i betragtning.

48. Gelting forsøgte i sin undersøgelse for perioden 1949–1960 såvel en lineær sammenhæng mellem lønændring og ledighed, som en ikke-lineær sammenhæng mellem disse to variable, nemlig ledighedens reciprok. Determinationskoefficienten viste sig at være størst ved at benytte den lineære relation. Se Gelting (1961, p. 84).

49. Regressionsligninger er også estimeret for 1952–1966, men de bringes ikke i artiklen.

50. Da det fundne timelag for u på 18 måneder synes noget suspekt, vil der ved forecast med udgangspunkt i estimationsperioden 1959–1966 blive prøvet såvel timelag på 10 måneder som på 18 måneder.

51. De estimerede regressionsligninger for perioden 1946–1958 benyttes ikke til forecastformål, da de er for langt fra forecastårene.

52. Tabel 2 viser også, at de regressionsligninger der er estimeret for årene 1959–1966 forecaste bedre med et timelag for u på 10 måneder end med et timelag på 18 måneder. Den regressionsligning, der bedst forklarer pengelønsændringens variation for estimationsperioden 1959–1966, forecaste således ikke bedst. Der er derfor næppe grund til at lægge vægt på det estimerede timelag på 18 måneder for ledighedens ændring.

Tabel 2. Den gennemsnitlige kvadratafgivelsessum for de fire forecast år

Estimations- perioder	Endogen variabel w					
	Regres- sions- ligning	Gns. kvadrat- afvigelses- sum (d)	Regres- sions- ligning	Gns. kvadrat- afvigelses- sum (d)	Regres- sions- ligning	Gns. kvadrat- afvigelses- sum (d)
1946-1966 ...	(1)	0,0235	(4)	0,0304	(5)	0,0260
1952-1966 ...	(c)	0,0255	(c)	0,0354	(c)	0,0296
1959-1966 (a).	(c)	0,0482	(c)	0,0388	(c)	0,0461
1959-1966 (b).	(3)	0,0596	(14)	0,0625	(15)	0,0646

Estimations- perioder	Endogen variabel w			Endogen variabel $\log(w+1)$		
	Regres- sions- ligning	Gns. kvadrat- afvigelses- sum (d)	Regres- sions- ligning	Gns. kvadrat- afvigelses- sum (e)	Regres- sions- ligning	Gns. kvadrat- afvigelses- sum (e)
1946-1966 ...	(6)	0,0260	(7)	0,0229	(8)	0,0212
1952-1966 ...	(c)	0,0296	(c)	0,0265	(c)	0,0229
1959-1966 (a).	(c)	0,0391	(c)	0,0350	(c)	0,0439
1959-1966 (b).	(16)	0,0539	(17)	0,0488	(18)	0,0543

Noter: (a) Timelag for $u = 10$ måneder. (b) Timelag for $u = 18$ måneder. (c) Regressionsligningerne er estimeret, men bringes ikke i artiklen. (d) Den gennemsnitlige kvadratafgivelsessum er beregnet for w . (e) Den gennemsnitlige kvadratafgivelsessum er beregnet for $\log(w+1)$.

Tabel 3. De observerede og forecastede (a) værdier 1967-1970

År	Observeret værdi (b)	Forecast værdi (b)	Differens (b)	Differens divideret m. observeret værdi (b)
	w^o	w^c	$w^o - w^c$	$\frac{w^o - w^c}{w^o}$
1967-1968	0,1032	0,1190	-0,0158	0,1531
1968-1969	0,1069	0,0909	0,0160	0,1497
1969-1970	0,1026	0,0942	0,0084	0,0819
1970-1971	0,1547	0,1139	0,0408	0,2637

Noter: (a) Tabel 3's forecastede værdier er beregnet for regressionsligning (1). (b) Udtrykt som decimal.

30. Forskellen mellem de forskellige funktionsformers forecastevne⁵³ er, som tabel 2 viser, i alle tilfælde betydningsløs⁵⁴. Derfor kan den simple lineære relation lige så godt vælges som en af de mere komplicerede relationer.

53. Det må huskes, at den gennemsnitlige kvadratafgivelsessum for nogle regressionsligninger er udregnet for w og for andre regressionsligninger for $\log(w+1)$. En direkte sammenligning af den gennemsnitlige kvadratafgivelsessum for w og for $\log(w+1)$ er ikke tilladelig. En omregning for de i tabel 2 viste gennemsnitlige kvadratafgivelsessummer for $\log(w+1)$ til de gennemsnitlige kvadratafgivelsessummer for w afslører imidlertid, at forskellene faktisk er helt betydningsløse.

54. Når sammenligningen foretages med udgangspunkt i de samme estimationsperioder.

31. I tabel 3 er de observerede og forecastede værdier for 1967–1970 vist for regressionsligning (1), der er den af de simple lineære relationer, der forecaster bedst (jfr. tabel 2).

32. For de tre sidste forecastår 1968–1970 og specielt for 1970–1971⁵⁵ undervurderer de estimerede regressionsligningers forecast uden undtagelse sammenlignet med den faktiske pengelønsændrings størrelse. Forecast-perioden synes derfor at være en del mere inflationær end perioderne for hvilke regressionsligningerne blev estimeret. Den særdeles stærke internationale inflation i årene 1968–1971 er muligvis en medvirkende grund til de kraftige danske lønstigninger i disse år. De danske eksporterhverv var således i stand til at give forholdsvis store lønstigninger, uden at deres konkurrenceevne blev forværret. Lønstigningerne var i øvrigt i mange lande større end disse landes Phillips-kurver implicerede. Den danske devaluering den 20. nov. 1967 er muligvis en medvirkende grund til den ret store lønstigning 1968–1969, da eksporterhvervene fik forbedret deres konkurrenceevne.

33. De estimerede regressionsligninger forecaster som tabel 4 og 5 viser, uden undtagelse, pengelønsændringen for årene 1967–1968 og 1969–1970 under et klart bedre end de forecaster pengelønsændringen for 1968–1969 og 1970–1971 under et. Den gennemsnitlige kvadratafgivelsessum er således mellem 2 og 5 gange større for de to sidste år under et end for de to første år under et.

Grundene til, at forecastet er så ringe for 1968–1969 og 1970–1971 under et må først og fremmest søges i følgende forhold: en arbejdstidsforkortelse⁵⁶ mod lønkomensation fra første lønningsuge efter 1. juni 1968, en ekstraordinær stor overenskomstmæssig lønstigning gældende fra første lønningsuge efter den 8. marts 1969, en arbejdstidsforkortelse⁵⁷ mod lønkomensation gældende fra første lønningsuge efter 1. september 1970 samt en ekstraordinær stor overenskomstmæssig lønstigning gældende fra 1. marts 1971.

De overenskomstmæssige lønstigninger for årene 1967–1968 og 1969–1970 er af den normale størrelsesorden for efterkrigsperioden, medens de overenskomstmæssige lønstigninger sammen med lønstigningerne som følge af arbejdstidsforkortelser for 1968–1969 og 1970–1971 er af helt ekstraordinær størrelsesorden (se tabel 6). Det er klart, at de estimerede regressionsligninger ikke vil være i stand til at tage højde for den slags ekstraordinære begivenheder på arbejdsmarkedet.

55. Det må bemærkes, at det sidste forecastede år 1970–1971 med en observeret pengelønsændring på hele 0,1547 normalt alene bidrager med mellem 50 % og 80 % af den gennemsnitlige kvadratafgivelsessum for de fire år under et.

56. Fra 44 ugentlige timer til 42½ time.

57. Fra 42½ ugentlig time til 41½ time.

Tabel 4. En sammenligning af de gennemsnitlige kvadratafgivelsessummer for årene 1967-1968 og 1969-1970 med årene 1968-1969 og 1970-1971

Estimations- perioder	Regres- sions- ligning	Gns. kvadrat- afgivelsessum (d)		Regres- sions- ligning	Gns. kvadrat- afgivelsessum (d)	
		1967-68	1968-69		1967-68	1968-69
		1969-70	1970-71		1969-70	1970-71
1946-1966	(1)	0,0141	0,0316	(4)	0,0141	0,0412
1952-1966	(c)	0,0100	0,0345	(c)	0,0173	0,0469
1959-1966 (a)	(c)	0,0224	0,0640	(c)	0,0173	0,0520
1959-1966 (b)	(3)	0,0245	0,0806	(14)	0,0300	0,0825
1946-1966	(5)	0,0100	0,0346	(6)	0,0100	0,0346
1952-1966	(c)	0,0100	0,0400	(c)	0,0100	0,0412
1959-1966 (a)	(c)	0,0245	0,0608	(c)	0,0141	0,0539
1959-1966 (b)	(15)	0,0283	0,0866	(16)	0,0283	0,0707

Noter: (a) Timelag for $u = 10$ måneder. (b) Timelag for $u = 18$ måneder. (c) Regressionsligningerne er estimeret, men bringes ikke i artiklen. (d) Den gennemsnitlige kvadratafgivelsessum er beregnet for w .

Tabel 5. En sammenligning af de gennemsnitlige kvadratafgivelsessummer for årene 1967-1968 og 1969-1970 med årene 1968-1969 og 1970-1971

Estimations- perioder	Regres- sions- ligning	Gns. kvadrat- afgivelsessum (d)		Regres- sions- ligning	Gns. kvadrat- afgivelsessum (d)	
		1967-68	1968-69		1967-68	1968-69
		1969-70	1970-71		1969-70	1970-71
1946-1966	(7)	0,0100	0,0316	(8)	0,0100	0,0265
1952-1966	(c)	0,0100	0,0361	(c)	0,0100	0,0316
1959-1966 (a)	(c)	0,0100	0,0480	(c)	0,0224	0,0583
1959-1966 (b)	(17)	0,0245	0,0640	(18)	0,0224	0,0735

Noter: (a) Timelag for $u = 10$ måneder. (b) Timelag for $u = 18$ måneder. (c) Regressionsligningerne er estimeret, men bringes ikke i artiklen. (d) Den gennemsnitlige kvadratafgivelsessum er beregnet for $\log(w+1)$.

Tabel 6. Overenskomstmæssig lønstigning + lønstigning som følge af lønkomensation ved arbejdstidsforkortelserne

	År			
	1967-1968 (a)	1968-1969 (a)	1969-1970 (a)	1970-1971 (a)
Faglærte arbejdere	0,0094	0,0559	0,0097	0,0399
Ikke-faglærte arbejdere . . .	0,0114	0,0744	0,0117	0,0610
Mandlige arbejdere	0,0106	0,0664	0,0108	0,0525
Kvindelige arbejdere	0,0144	0,0855	0,0185	0,0921

Note: (a) Tallene er relative ændringer, der er udtrykt som decimal.

LITTERATUR

- Bodkin, R. G. 1966. *The wage-price-productivity nexus*. Philadelphia.
- Dahl, A. H. 1959. Lønstrukturen i dansk industri siden 1946. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 97: 192-220.
- Dicks-Mireaux, L. A. 1961. The interrelationship between cost and price changes, 1946-1959: A study of inflation in post-war Britain. *Oxford Economic Papers* 13: 267-92.
- Gelting, J. H. 1961. Arbejdsløshed og lønstigning. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 99: 83-85.
- Goldberger, A. S. 1968. *Topics in regression analysis*. New York.
- Hines, A. G. 1964. Trade unions and wage inflation in the United Kingdom 1893-1961. *Review of Economic Studies* 31: 221-52.
- Hoffmeyer, E. 1961. Lønteori og empiriske sammenhænge. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 99: 85-94.
- Klein, L. R. og R. J. Ball. 1959. Some econometrics of determination of absolute prices and wages. *Economic Journal* 69: 465-82.
- Koerts J. og A. P. J. Abrahamse. 1969. *On the theory and application of the general linear model*. Rotterdam.
- Leth Jeppesen, S. 1968. Arbejdsstandsningernes samfundsøkonomiske konsekvenser. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 106: 21-40.
- Lüttichau, K. 1965. Diskussionen om Phillips-kurven. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 103: 226-42.
- Lüttichau, K. 1966. Nogle nyere undersøgelser af pengelønsændringens determinanter. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 104: 25-40.
- Lüttichau, K. 1969. Phillips-kurveproblematikken. I *Udviklingslinier i makroøkonomisk teori*, red. Niels Thygesen og P. Norregaard Rasmussen, pp. 84-106. Københavns Universitets Økonomiske Institut, Studier nr. 13. København.
- Perry, G. L. 1968. *Unemployment, money wage rates, and inflation*. Cambridge, Mass.
- Richter, P. 1967. *Ökonometrische Untersuchung zum Inflationsproblem*. Stuttgart.
- Vanderkamp, T. 1966. Wage and price level determination: An empirical model for Canada. *Economica* 33: 194-218.

APPENDIX

De benyttede data

34. *Gennemsnitlige nettotimefortjeneste* (i kr.). Det er nødvendigt at benytte nettotimefortjenesten, dvs. eksklusiv alle andre tillæg end dyrtidstillægget, fordi lønstatistikken kun har været opgjort netto frem til 1954. Den gennemsnitlige nettotimefortjeneste er offentliggjort af Dansk Arbejdsgiverforening i *Statistikken* og af Danmarks Statistik i *Statistiske Efterretninger*.

35. *Detailpristallet* (1914 = 100) offentliggjort af Danmarks Statistik i *Statistiske Efterretninger*.

36. *Indeks vedrørende forbrugerpriser eksklusiv bolig* (juli 1957 = 100) offentliggjort af Danmarks Statistik i *Statistiske Efterretninger*.

37. *Prisindeks for boliger* (juli 1957 = 100). Dette prisindeks for boliger er konstrueret specielt til denne undersøgelse, idet der benyttes de årlige procentvise stigninger i boligudgiften, som er offentliggjort af Danmarks Statistik i *Statistiske Efterretninger* 1958-1965.

38. *Indeks vedrørende forbrugerpriser inklusiv bolig* (juli 1957 = 100). Dette indeks er specielt konstrueret til denne undersøgelse ved at tage et vejet gennemsnit af indeks vedrørende forbrugerpriser eksklusiv bolig og prisindekset for boliger. De benyttede vægte er 0,913 og 0,087 for de to indekser. Vægtene er de samme som Danmarks Statistik benyttede ved konstruktionen af forbrugerprisindekset inklusiv bolig i 1965 benyttende 1964 som basisår.

39. *Indeks vedrørende forbrugerpriser inklusiv bolig* (1964 = 100) offentliggjort af Danmarks Statistik i *Statistiske Efterretninger*.

40. *Den gennemsnitlige arbejdsløshed* for de arbejdsløshedsforsikrede (målt som decimal). Der benyttes ultimo månedstal, offentliggjort af Danmarks Statistik i *Statistiske Efterretninger*.

41. *Industriens faste investeringer i løbende priser* (i mill. kr.) offentliggjort af Det Økonomiske Sekretariat i *Økonomisk Årsoversigt*.

42. *Industriens bruttofaktorindkomst i løbende priser* (i mill. kr.) offentliggjort af Det Økonomiske Sekretariat i *Økonomisk Årsoversigt*.

43. *Industriens samlede produktionsværdi* (i mill. kr.) offentliggjort af Danmarks Statistik i *Industriel Produktionsstatistik*.

44. *Industriens samlede restbeløb* (i mill. kr.)¹ offentliggjort af Danmarks Statistik i *Industriel Produktionsstatistik*.

45. *Indeks for aktiekurser for industriselskaber* (1935 = 100) offentliggjort af Danmarks Statistik i *Statistisk Årbog*.

46. *Dummy variabel for graden af konkurrence med udlandet*. 1946-1958 er sat lig 0 og 1959-1966 lig 1.

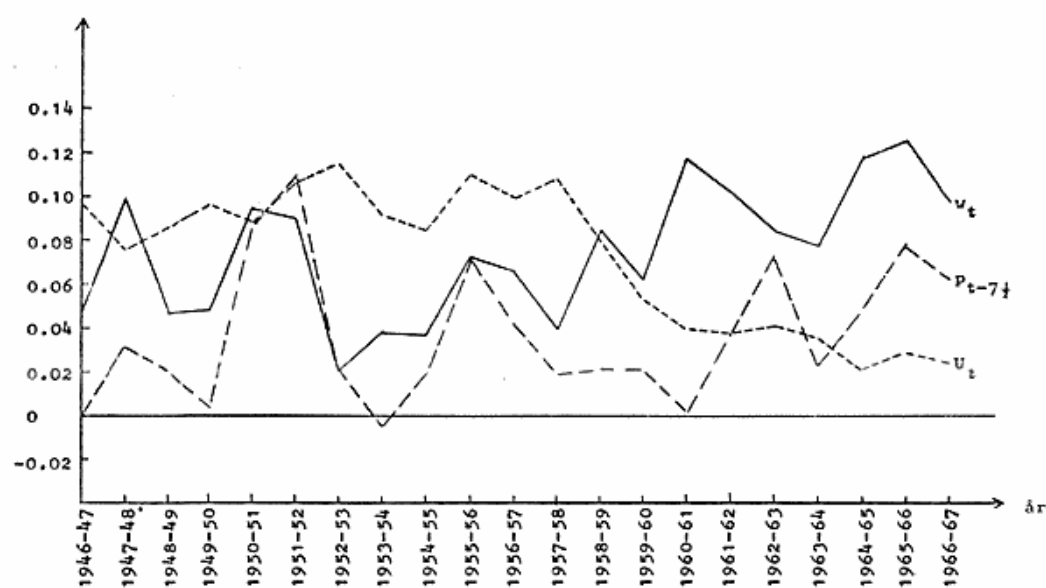
47. *Dummy variabel for Socialdemokratiets deltagelse i regeringsmagten*, 1946, 1950-1952 er sat lig 0 og 1947-1949 samt 1953-1966 lig 1.

Løbende tidsserier

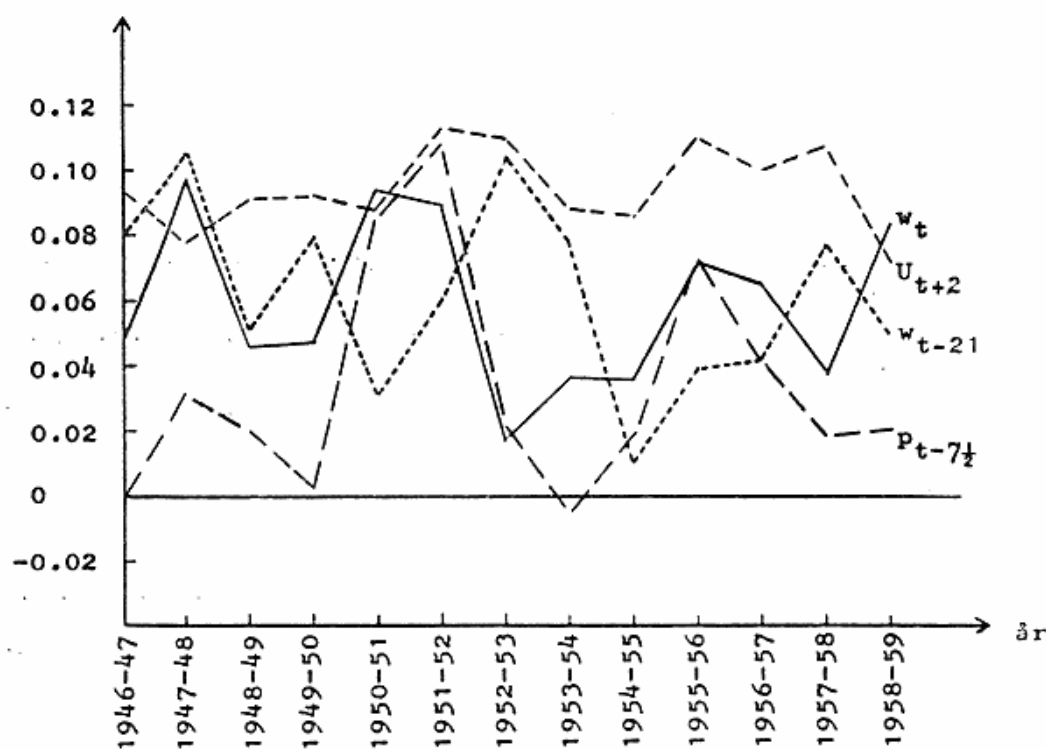
48. I undersøgelsen er der alene benyttet *løbende tidsserier* og aldrig standardberegne tidsserier. Der blev imidlertid foretaget en standardberegning med faste vægte for såvel løntallene som ledighedstallene med 1957 som basisår. For såvel løntallene som ledighedstallene blev der opdelt på seks undergrupper. For perioden 1952-1966 viste forskellen sig at være forbavsende lille m.h.t. de estimerede konstante led, regressionskoefficienter, deres standardafvigelser samt for de fundne determinationskoefficienter for henholdsvis standardberegne og løbende tal.

Tidsserierne for de variable

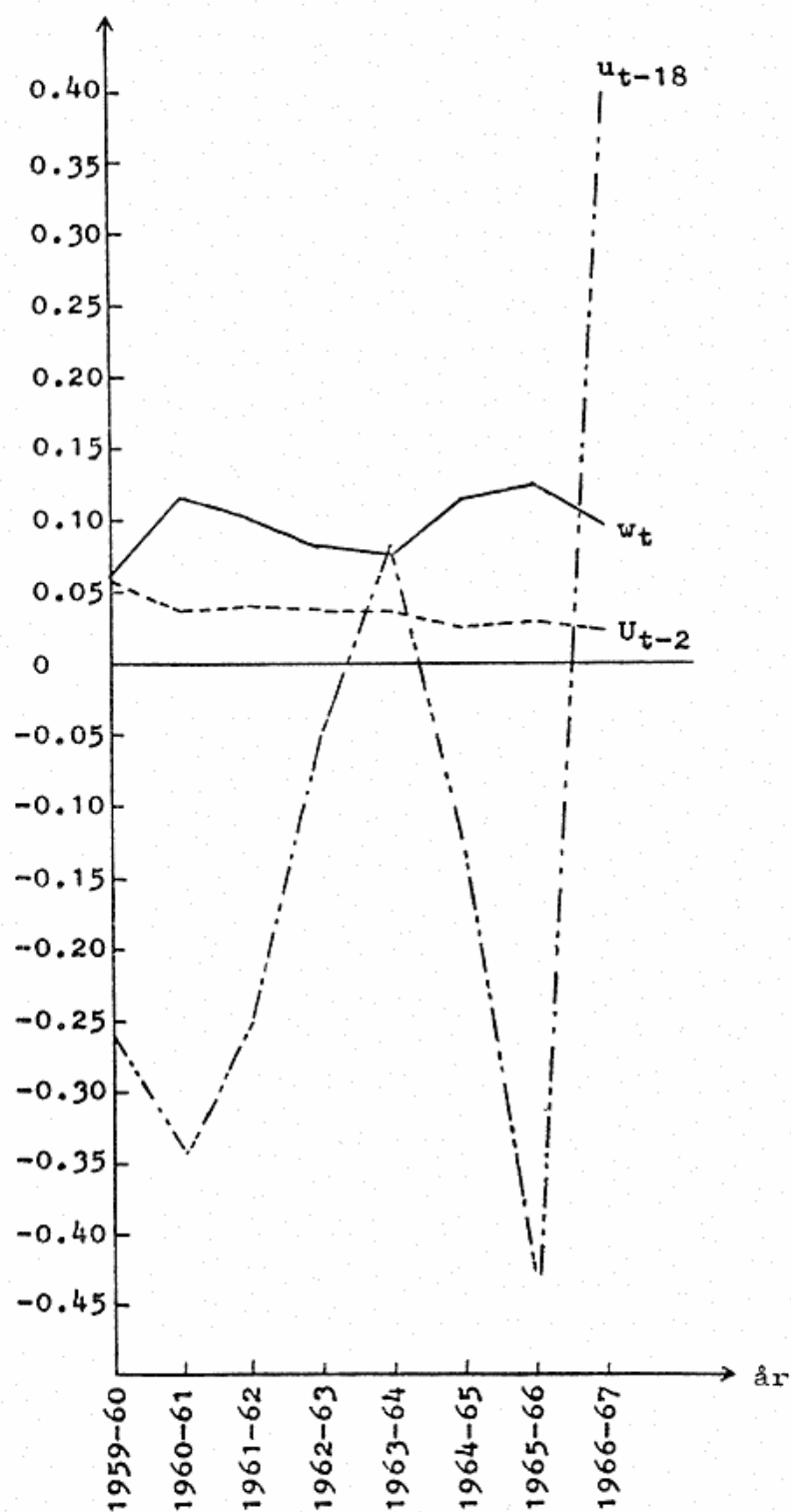
49. Tidsserierne for de benyttede variable er vist i fig. 3-5.



Figur 3: Tidsserierne for pengelønsændringen (w), prisændringen (p) og ledigheden (U). 1946-1966.



Figur 4: Tidsserierne for pengelønsændringen (w), prisændringen (p), ledigheden (U) og den laggede pengelønsændring (w). 1946-1958.



Figur 5: Tidsserierne for pengelønsændringen (w), ledigheden (U) og ledighedens ændring (u). 1959-1966.