

Pengelønsændringens determinanter for Danmark i efterkrigstiden

K. Lüttichau

Økonomisk Institut, Aarhus Universitet

SUMMARY. The purpose of this analysis is to study the determinants of money wage rates in Denmark for the post-war years. The regression results using annual changes and levels demonstrate that: (1) the money wage elasticity with respect to prices is 0.42; (2) the trade-off between unemployment and money wage changes is -0.66; (3) the Danish Phillips-curve seems not to have shifted during the years of strong inflation 1967-1971. The regression results demonstrate using quarterly distributed lags that: (1) the maximum value for the lag distribution of the price change is between $4\frac{1}{2}$ and $7\frac{1}{2}$ month; (2) the maximum value for the lag distribution of the unemployment rate is 18 months.

1. *Formålet* med denne artikel er for det første at ajourføre regressionsanalysen af pengelønsændringens determinanter¹, for det andet at foretage en estimation af pengelønsændringen under hensyntagen til simultanitet og endelig for det tredje at analysere fordelte lags for de forklarende variable. Analysen vedrører efterkrigstiden.

Der vil i forbindelse med behandlingen af hvert af de nævnte undersøgelsesformål blive givet en bredere introduktion til de respektive problemstillinger².

2. I *årsanalysen* vil følgende symboler for de variable blive benyttet:

1. Se K. Lüttichau 1972.

2. Se således pkt. 3, 13 og 15-17.

Fremskaffelsen af undersøgelsens grundmateriale er foretaget af daværende stud. oecon. Jørgen S. S. Jørgensen, medens stud. oecon. B. Kragelund har foretaget visse beregninger. Stud. oecon. H. Andersen har stået for programmeringen. Estimationen 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 Samsfundsvidenskabelige Forskningsråd for en bevilling på kr. 12.000 til aflønning af studentermedhjælp.

Pengelønsændringens determinanter for Danmark i efterkrigstiden

K. Lüttichau

Økonomisk Institut, Aarhus Universitet

SUMMARY. The purpose of this analysis is to study the determinants of money wage rates in Denmark for the post-war years. The regression results using annual changes and levels demonstrate that: (1) the money wage elasticity with respect to prices is 0.42; (2) the trade-off between unemployment and money wage changes is -0.66; (3) the Danish Phillips-curve seems not to have shifted during the years of strong inflation 1967-1971. The regression results demonstrate using quarterly distributed lags that: (1) the maximum value for the lag distribution of the price change is between 4½ and 7½ month; (2) the maximum value for the lag distribution of the unemployment rate is 18 months.

1. *Formålet* med denne artikel er for det første at ajourføre regressionsanalysen af pengelønsændringens determinanter¹, for det andet at foretage en estimation af pengelønsændringen under hensyntagen til simultanitet og endelig for det tredje at analysere fordelte lags for de forklarende variable. Analysen vedrører efterkrigstiden.

Der vil i forbindelse med behandlingen af hvert af de nævnte undersøgelsesformål blive givet en bredere introduktion til de respektive problemstillinger².

2. I *årsanalysen* vil følgende symboler for de variable blive benyttet:

1. Se K. Lüttichau 1972.

2. Se således pkt. 3, 13 og 15-17.

Fremskaffelsen af undersøgelsens grundmateriale er foretaget af daværende stud. oecon. Jørgen S. S. Jørgensen, medens stud. oecon. B. Kragelund har foretaget visse beregninger. Stud. oecon. H. Andersen har stået for programmeringen. Estimationen 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 Samsfundsvidenskabelige Forskningsråd for en bevilling på kr. 12.000 til aflønning af studentermedhjælp.

- p = den årlige, relative ændring i forbrugerpriserne udtrykt som decimal
 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

I *kvartalsanalysen* vil nedennævnte symboler blive benyttet for de variable:

- p = den relative ændring fra kvartal til kvartal i forbrugerpriserne udtrykt som decimal
 U = den gennemsnitlige kvartalsarbejdsløshed udtrykt som decimal (3 måneders gennemsnit af ultimomånedstal)
 w = den relative ændring fra kvartal til kvartal i den gennemsnitlige pengeløn udtrykt som decimal

Endelig vil følgende symboler blive benyttet i såvel *kvartals-* som *års-* *analysen*:

- $D.W.$ = Durbin-Watson-statistikken til måling af autokorrelation i residualerne
 R^2 = determinationskoefficienten korrigeret for frihedsgrader
 e = residualet
 r = den simple korrelationskoefficient
 T = antal observationer
 t = tiden målt i måneder
 $*$ = signifikant på 10% signifikansniveauet
 $**$ = » » 5% »
 $***$ = » » 1% »

Estimationsresultaterne ved anvendelse af simpel estimations-teknik

3. Det er den *årlige, relative* ændring i pengelønnen, der er blevet estimeret. De *benyttede variable* vil ikke blive diskuteret i denne artikel, ligesom der heller ikke vil blive gjort rede for *modellens specifikation*, da disse forhold allerede er behandlet i en tidligere artikel³.

Der er kun forsøgt *lineære relationer*. En tidligere undersøgelse vedrørende

3. Se K. Lüttichau (1972, pkt. 2-6).

perioden 1946-1966⁴ synes nemlig at vise at den lineære relation var bedst, men det kan naturligvis ikke udelukkes at forløbet efter 1966 har været krumt. En svensk undersøgelse for 1955-1967 viste i overensstemmelse hermed, at de lineære relationer synes at forklare lønstigningen bedre end de forsøgte ikke-lineære relationer⁵.

De estimerede signifikante variable og de fundne timelags for perioderne 1946-1966, nemlig p_{t-7} , U_t og 1959-1966⁶, nemlig U_{t-2} , u_{t-18} , bliver uden videre benyttet også for de nye undersøgelsesperioder: 1946-1971^{7a} og 1959-1971. For de to sidstnævnte perioder er der således ikke eksperimenteret med de forsøgte forklarende variable og timelags, men det kan selvfølgelig ikke udelukkes, at der efter 1966 er sket ændringer i de forklarende variables betydning og i timelagene.

4. Den estimerede regressionsligning^{7b} er som følger for 1946-1971.

$$\begin{array}{l}
 1946-1971 \\
 w_t = 0,1074 \quad + 0,4234 p_{t-7} \quad - 0,6580 U_t + e_t \\
 t\text{-værdi} = 10,01^{***} \quad 3,71^{***} \quad - 5,55^{***} \quad (1) \\
 T = 26 \\
 R^2 = 0,689 \\
 D.W. = 2,17 \quad D.W. \text{ er ikke signifikant på } 1\% \text{ signifikansniveauet} \\
 r_p, u = -0,23
 \end{array}$$

5. Pengelønnens elasticitet m.h.t. priserne er estimeret til ca. 0,42. En stigning i prisindekset på 1% medfører med andre ord en stigning i pengelønnen på 0,42%. Der er således ikke påvist en mekanisme, der automatisk fremkalder en stadig større inflationstakt. Resultaterne tyder endvidere på, at der eksisterer en forholdsvis stærk pengeillusion på kort sigt (dvs. inden for $7\frac{1}{2}$ måned).

At pengelønnens elasticitet for Danmark viste sig at være betydeligt mindre end 1 er i god overensstemmelse med erfaringerne fra så at sige alle andre

4. Se K. Lüttichau (1972, pkt. 23-27).

5. Se L. Jacobson og A. Lindbeck (1969, pkt. 5-6).

6. Se således ligning (1) og (3) i K. Lüttichau (1972).

7a. Den første pengelønsændring, der tages med i regressionsanalysen, er ændringen fra april kvartal 1946 til april kvartal 1947, medens den sidst medtagne pengelønsændring er fra april kvartal 1971 til april kvartal 1972.

7b. Dette manuskript blev indleveret til redaktionen inden offentliggørelsen af P. J. Pedersens artikel: »Har finanspolitikken mistet sin effektivitet?« *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 1973, p. 327-341. Af denne grund har det været umuligt at drage sammenligninger mellem P. J. Pedersens resultater og de resultater, der bringes i denne artikel.

industrilande⁸, herunder også de industrilande, der har oplevet det sidste 10-års særlig stærke inflation.

Ifølge regressionsligning (1) vil pengelønnens stigning være 0,080 for et stabilt detailpristal og en ledighed på 0,04, medens pengelønnens stigning vil være 0,095 for stabile detailpriser og en ledighed på 0,02⁹. I fuldbeskæftigelses-

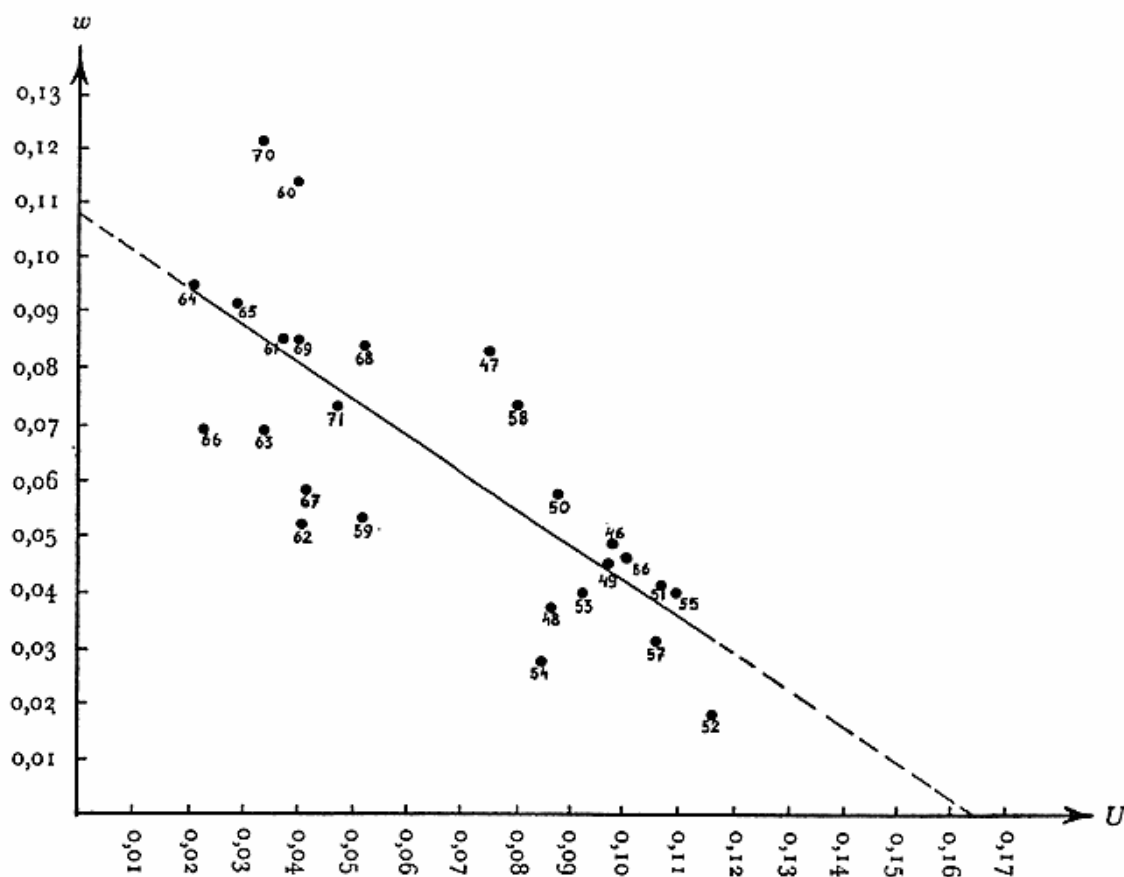


FIG. 1. Den partielle sammenhæng mellem pengelønsændring (w) og ledighed (U) estimeret for ligning (1). 1946-1971

8. R. G. Bodkin (1971) samt R. Flanagan (1973) fandt således, at regressionskoefficienten til prisændringen lå mellem 0,3 og 0,8 for England, Japan, Canada, Sverige og USA. Se også oversigtstabelen vedrørende pengelønnens elasticitet m.h.t. priserne på langt sigt i appendix 2 hos R. Agarwala, J. Drinkwater, S. D. Khosla og J. E. McMenemy (1972). Estimationsresultaterne af de mange undersøgelser, der er foretaget for Canada, England og USA udviser med få undtagelser elasticiteter mellem 0,3 og 0,8.

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

zonen med en ledighed på 0,04 til 0,02 vil der således for stabile detailpriser finde en lønstigning sted på mellem 0,080 og 0,095.

Ifølge figur 1 og ligning (1) vil et fald i ledigheden på 1 % point implicere en forøgelse af lønnen på 0,66 % points. Det estimerede *trade-off* mellem ledighed og pengelønsændring er med andre ord —0,66.

6. De forsøgte variable viste sig derimod at være ikke-signifikante for perioden 1959-1971. Regressionskoefficienten til ledigheden er imidlertid tæt på 10 % signifikansniveauet.

Når de forsøgte variable forklarer pengelønsændringen relativt dårligt for 1959-1971 skyldes dette muligvis, at prisændringen ikke indgår som variabel. Det forekommer plausibelt, at forklaringen bliver forholdsvis dårlig, når prisvirkningen ikke er taget i betragtning.

7. En sammenligning af ligning (1) for 1946-1971 og den nedenfor anførte ligning (2) for årene 1946-1966¹⁰ viser, at de estimerede pengelønselasticiteter m.h.t. priene, de fundne *trade-offs* mellem ledighed og pengelønsændring, såvel som den forklarede del af variationen i pengelønnen, alle synes at være næsten helt upåvirket af, om de sidste 5 år medtages i regressionsanalysen eller ikke.

1946-1966

$$w_t = 0,1023 + 0,4199 p_{t-7t} - 0,6135 U_t + e_t \quad (2)$$

$$t\text{-værdi} = 9,13^{***} \quad 9,31^{***} \quad -4,98^{***}$$

$$T = 21$$

$$R^2 = 0,658$$

$$D.W. = 2,262 \quad D.W. \text{ er ikke signifikant på } 1\% \text{ signifikansniveauet}$$

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

8. Den fundne ligning (1) synes endvidere at forklare inflationsårene 1968-1971 bemærkelsesværdigt godt bortset fra 1970, hvor der var flere specifikke grunde¹¹ til den særlig store lønstigning (se fig. 1). Der synes med andre ord ikke at være sket en forskydning opad af den danske Phillips-kurve. Dette resultat står i modsætning til erfaringerne for mange andre lande, hvor Phillips-

10. Estimationsresultaterne for 1946-1966 er diskuteret i pkt. 9-11 i K. Lüttichau (1972).

11. Se tabel 6 i K. Lüttichau (1972).

kurverne synes at have undergået ændringer i forbindelse med den kraftige internationale inflation i sidste del af 1960'erne og i begyndelsen af 1970'erne, idet disse lande oplevede såvel en større inflationstakt som et højere ledighedsniveau end svarende til de tidligere estimerede Phillips-kurver.

9. De senere års Phillips-kurve litteratur har bl.a. drejet sig om, hvorvidt ændrede inflationsforventninger som følge af de senere års store pris- og lønstigninger har medført, at Phillips-kurverne er brudt helt sammen, eller hvorvidt Phillips-kurverne alene er forskudt opad til højre¹².

R. G. Bodkin (1971) påpegede i sin oversigt over Phillips-kurve litteraturen, at for såvel Canada, England, Japan som USA spillede overefterspørgslen på arbejdsmarkedet, målt ved ledighedsprocenten, den vigtigste rolle for lønstigningen. Dette tyder ikke på, at Phillips-kurverne er brudt sammen i de nævnte lande.

10. M. Friedman kritiserede Phillips-kurveanalyserne for ikke at tage hensyn til virkningen af forventningerne m.h.t. de fremtidige prisstigninger ved bestemmelse af pengelønnenes stigning. Denne kritik gav anledning til en langt mere dybtgående analyse af Phillips-kurven både teoretisk og empirisk.

M. Friedman (1968) og E. S. Phelps (1967 og 1968) opstillede hver for sig neoklassiske reallønsmodeller, der explicit tager hensyn til inflationsforventningerne. Betegnelsen neoklassisk benyttes, fordi modellerne explicit forudsætter, at folk er realindkomst- og ikke pengeindkomstbevidste, eller sagt på en anden måde, at der ikke eksisterer pengeillusion i økonomien. Friedman's og Phelps' modeller implicerer en langsigtet lodret Phillips-kurve ved det såkaldte naturlige ledighedsniveau, når inflationsforventningerne er slået fuldstændigt igennem på arbejdsmarkedet. Der eksisterer med andre ord alene et trade-off mellem ledighed og lønændring på kort sigt, men intet trade-off på langt sigt. Mange forfattere, men især F. Breckling (1968), O. Eckstein (1969), G. Haberler (1972a og 1972b), A. Rees (1970), H. Rose (1971), K. W. Rotschild (1971), R. M. Solow (1969) og J. Tobin (1972), har kritiseret

12. For en diskussion af disse problemer se således:

R. J. Ball (1971), C. Bowers (1970), D. Burrows (1972), A. Espasa (1973), R. J. Flanagan (1973), L. E. Gallaway (1971), L. E. Gallaway og R. K. Koshal (1971a og 1971b), L. Godfrey (1971), R. J. Gordon (1972), A. G. Hines (1971), D. Laidler (1971), R. G. Lipsey og J. M. Parkin (1970), R. E. Lucas (1973), J. E. Meade (1971), W. D. Nordhaus (1972), F. W. Paish (1971), J. M. Parkin (1970 og 1971), J. H. Pencavel (1971), G. L. Perry (1966), E. H. Phelps Brown (1971), A. Rees (1970), G. L. Reuber (1968), K. W. Rotschild (1971), D. Sargan (1971), G. R. Sparks og D. A. Wilton (1971), L. O. Taylor (1971) og M. A. Zaidi (1969 og 1973).

Friedman-Phelps' langsigtede, lodrette Phillips-kurve stærkt, først og fremmest plausibiliteten af forudsætningerne om, at: (1) parterne på arbejdsmarkedet forhandler stigninger i reallønnen og ikke i pengelønnen; (2) arbejdsmarkedet er i stand til at forudse en kommende inflationshastighed; (3) arbejdsmarkedet efter en vis tid er i stand til at tilpasse sig fuldstændigt og korrekt til den faktiske inflation.

I praksis vil tilpasningen til inflationen imidlertid blive særdeles upræcis, fordi den fremtidige inflation ikke kan forudses nøjagtigt. Hertil kommer, at forventningerne med hensyn til den fremtidige inflation uden tvivl vil være forskellig fra person til person og fra gruppe til gruppe på arbejdsmarkedet. Endelig vil det sandsynligvis i praksis kræve flere tiårs pris- og lønstigninger – af den forholdsvis moderate type, som har været karakteristisk for Vesteuropas og Nordamerikas industrilande i efterkrigstiden – for at få opbygget inflationsforventningerne til et sådant niveau, at pengeillusionerne vil forsvinde. Se G. L. Reuber (1968).

11. I de senere år er der foretaget en del empiriske undersøgelser af M. Friedman's (1968) og E. S. Phelps' (1967 og 1968) inflationsforventningshypotese. Deres hypotese implicerer i sin *strenge formulering*, at regressionskoefficienten til inflationsforventningsvariablen er positiv og lig 1, medens den i sin *svage formulering* er positiv og mindre end 1.

For *Canada* synes J. C. R. Rowley's og D. A. Wilton's (1973a), S. J. Turnovsky's (1972) samt J. Vanderkamp's (1972) resultater at bekræfte inflationsforventningshypotesen i dens strenge formulering, hvorefter der eksisterer en langsigtet, lodret Phillips-kurve. R. G. Bodkin's m.fl. (1967) og S. F. Kaliski's (1971) resultater bekræftede derimod ikke forventningshypotesen for *Canada*. Endelig viste J. B. Beare's (1973) resultater, at inflationsforventningshypotesen i den strenge formulering kun synes at holde, når arbejdsløsheden udelades som variabel af regressionsligningen, hvilket forekommer betænkeligt, da ledighedsvariablen viste sig signifikant.

For *Danmark* synes mine (1972) resultater ikke at bekræfte inflationsforventningshypotesen, da den estimerede regressionskoefficient for den laggede pengelønsændring, der benyttes som proxyvariabel for inflationsforventningerne, viste sig at være langt fra 1 for såvel 1946-1966 og 1946-1958 som for 1959-1966¹³. Regressionskoefficienten til den laggede lønændring, der havde størrelsen 0,26, viste sig yderligere kun lige at være signifikant på 106 % signi-

13. Se ligning (1), (2) og (3) i K. Lüttichau (1972).

fikansniveauet for 1946-1958, med andre ord den delperiode, hvor ledigheden var stor, medens regressionskoefficienten er langt fra signifikans for 1946-1966 samt for inflationsårene 1959-1966. Resultaterne af en kvartalsanalyse for Danmark for 1946-1967¹⁴ (1973) bekræftede heller ikke forventningshypotesen, idet regressionskoefficienten til den laggede lønstigning viste sig at være $-0,13$, dvs. med det ikke forventede fortegn. Mod disse resultater kan der indvendes, dels at inflationsforventningshypotesen ikke er søgt testet for de år, hvor inflationen var særlig stærk, nemlig 1967-1974, og dels at den laggede lønændring er benyttet som mål for inflationsforventningerne og ikke den laggede prisændring. Resultatet vil imidlertid sandsynligvis ikke være blevet meget anderledes, hvis prisændringen anvendes i stedet som proxyvariabel for inflationsforventningerne.

Når inflationsforventningerne synes at spille en beskedent rolle for Danmark, kan dette muligvis skyldes eksistensen af den automatiske pristalsregulering idet desto stærkere inflationen er, jo mindre er lønmodtagernes dækning for prisstigningerne.

For *England* blev inflationsforventningshypotesen i den strenge formulering forkastet af såvel R. J. Flanagan (1973), W. D. Nordhaus (1972), M. Parkin (1970) som af R. M. Solow (1969).

W. D. Nordhaus' (1972) resultater for såvel *Frankrig* som *Vesttyskland* synes at vise, at inflationsforventningerne ikke er af betydning, selv i den svage formulering.

For *Japan* blev den strenge formulering af hypotesen bekræftet af W. D. Nordhaus (1972), men klart forkastet af T. Toyoda's (1972a, 1972b) resultater¹⁵. De japanske resultater er af særlig interesse på baggrund af, at intet andet industriland har haft så høj inflationstakt som Japan. Det må derfor forventes, at det japanske arbejdsmarked er særlig inflationsbevidst.

For *Sverige* blev inflationsforventningshypotesen derimod bekræftet i den strenge formulering af såvel R. J. Flanagan (1973) som af W. D. Nordhaus (1972).

Endelig blev hypotesen forkastet for *USA's* vedkommende i sin strenge formulering af O. C. Ashenfelter, G. E. Johnson og J. H. Pencavel (1972), R. J. Flanagan (1973), R. J. Gordon (1970), R. M. Solow (1969) samt af S. J. Turnovsky og M. L. Wachter (1972), hvorimod R. J. Gordon (1972)¹⁶

14. Se ligning (3) i K. Lüttichau (1973).

15. T. Toyoda's (1972b) undersøgelse blev gennemført for en hel række forskellige specifikationer af modellen, men resultaterne viste sig at være meget lidt følsomme over for de forskellige specifikationer.

16. Antallet af observationer hos Gordon synes imidlertid at være betænkelig få.

og W. D. Nordhaus (1973) finder regressionskoefficienter for inflationsforventningsvariablen, der er forholdsvis tæt på 1, medens A. Donner's (1972) og R. E. Lucas' og L. A. Rapping's (1969) resultater synes lidet overbevisende som grundlag for udtalelser om inflationsforventningernes mulige betydning.

12. I de ovenfor nævnte lande, bortset fra Danmark, Frankrig og Vesttyskland synes inflationsforventningerne at være en vigtig forklarende variabel for efterkrigstidens lønstigning. For England, Japan og USA synes inflationsforventningerne at påvirke Phillips-kurven, således at den er stejlere – omend ikke lodret – på langt sigt end på kort sigt. For Canada og muligvis for Sverige synes estimationsresultaterne derimod at være i overensstemmelse med en lodret Phillips-kurve på langt sigt, dvs. at der intet trade-off findes mellem ledighed og lønstigning på langt sigt.

Det vil ses, at for mange af de undersøgte lande er undersøgelsesresultaterne ofte indbyrdes modstridende. En medvirkende grund hertil er uden tvivl, at det er overordentligt svært at måle inflationsforventningerne over tiden, og at de forskellige forfattere har benyttet forskellige mål. Hertil kommer, at resultaterne varierer med den anvendte modelspecifikation. Der er derfor næppe tvivl om, at inflationsforventningshypotesen fortjener yderligere analyser.

Simultan estimation

13. De forklarende variable, der benyttes i ligning (1) er p_{t-7} og U_t . Det ses, at såvel den forklarede variabel w_t som den ene af de forklarende variable U_t refererer sig til samme tidspunkt. Af denne grund er det tilrådeligt at foretage en *simultan estimation* af regressionskoefficienten for U_t .

De exogene variable¹⁷, der er valgt således, at de må anses for at være bestemt uden for modellen, og som benyttes i den simultane estimation, er de *årlige relative ændringer* i:

- a. den totale eksport målt i faste priser
- b. eksportpriserne
- c. importpriserne for forbrugs- og investeringsgoder i alt
- d. de samlede offentlige udgifter til forbrug og investering målt i faste priser
- e. den normale arbejdstid i forbrugs- og investeringsgodeproduktionen i alt.

I forbindelse med den simultane estimation benyttes *two stage least squares*

17. De data, der benyttes i forbindelse med den simultane estimation, er anført som pkt. 29 i appendix.

estimation. Ved benyttelsen af denne estimationsmetode er det ikke nødvendigt at foretage en detaljeret præcisering af modellen for at kunne foretage den simultane estimation¹⁸.

Af mangel på data kan den simultane estimation kun foretages for perioden 1948-1969. Af sammenligningsgrunde er ligning (1) blevet omestimeret også for perioden 1948-1969, idet der som ved den partielle estimation af ligning (1) er benyttet ordinary least squares. Resultaterne af de to fremgangsmåder er vist i tabel 1.

TABEL 1. *Estimerede regressionskoefficienter for ledigheden for 1948-1969*

	Estimationsmetoden	
	Partiel (Ordinary Least Squares)	Simultan (Two Stage Least Squares)
Regressionskoeffi- cienter til U_t	-0,6260	-0,5590
t værdier	-5,65***	-2,68**
R^2	0,703	0,497

14. *Estimationsresultaterne* viste, at regressionskoefficienten til ledigheden synes at være af samme størrelsesorden ved benyttelse af de to anførte estimationsmetoder.

Fordelte Lags

15. *Formålet* med denne undersøgelse er at bestemme, hvorledes prisændringens og ledighedens¹⁹ påvirkning af pengelønsændringen fordeler sig gennem tiden.

16. For de nævnte variable er det den *relative ændring fra et kvartal til næste kvartal* som benyttes i analysen.

De benyttede tidsserier for kvartalsændringer og -niveauer er *sæsonjusterede*²⁰ for alle de forsøgte variable, idet fire kvartalers glidende gennemsnit bliver brugt.

18. Se J. Johnston (1972, p. 347-352).

19. Studiet af fordelte lags er alene gennemført for prisændringen og ledigheden. Dette skyldes, at disse er de eneste forklarende variable, der viser sig signifikante for årsanalysen for efterkrigstiden under ét (se således ligning (1) K. Lüttichau (1972)).

20. Sæsonkorrektionen af tidsserierne er foretaget ved hjælp af den multiplikative metode.

Ved estimationen benyttes *mindste kvadraters metode*.

De benyttede *timelags* måler alle tidsafstanden i måneder mellem kvartalsændringerne i de forklarende variables medianværdier og kvartalsændringen i pengelønnens medianværdi.

De forklarende variables påvirkning af pengelønsændringen gennem tiden er forsøgt belyst ved hjælp af *Almon-fordelte-lags metoden*²¹. Der er i den forbindelse foretaget eksperimenter vedrørende dels polynomiumsgraden²², dels de benyttede, maksimale timelags²³, dels endelig eksistensen af nedre eller øvre begrænsninger²⁴.

Den valgte undersøgelsesperiode er 1948-1971^{25a}.

17. Den således *estimerede regressionsligning* er ligning (3). For prisændringen er der benyttet to begrænsninger, nemlig at regressionskoefficienten til timelagene $-1\frac{1}{2}$ og $13\frac{1}{2}$ måned skal være 0, medens der for ledighedens vedkommende er benyttet én begrænsning, nemlig at regressionskoefficienten til ledigheden skal være 0 før timelag -3 måneder.

Ligning (3) er iøvrigt estimeret *samtidig* for prisændringen og ledigheden.

1948-1971

$$w_t = 0,0426 p_{t-1} + 0,0593 p_{t-4} + 0,0548 p_{t-7} + 0,0035 p_{t-10} \\ t\text{-værdi} \quad (0,8449) \quad (1,3681) \quad (1,2124) \quad (0,6388) \\ -0,0261 U_t - 0,0316 U_{t-3} - 0,0250 U_{t-6} - 0,0151 U_{t-9} \\ (-1,0342) \quad (-1,2734) \quad (-1,5351) \quad (-0,6483) \\ -0,0105 U_{t-12} - 0,0197 U_{t-15} - 0,0515 U_{t-18} + 2,9881 + e_t \quad (3) \\ (-0,3369) \quad (-0,7922) \quad (-1,0856) \quad (10,0071)^{***}$$

$$T = 93$$

$$R^2 = 0,215$$

D.W. = 2,00 *D.W.* statistikken er ikke signifikant på 1% signifikansniveauet

Summen af regressionskoefficienterne til $p = 0,1902$

$$t\text{-værdi} = (1,49)$$

Summen af regressionskoefficienterne til $U = -0,1795$

$$t\text{-værdi} = (-5,04)^{***}$$

21. Se J. Johnston (1972, p. 292-302).

22. Der er foretaget eksperimenter med polynomiumsgrad 3, 4 og 5 for såvel prisændringen som for ledigheden.

23. For ledigheden er følgende maksimale timelags forsøgt: 18, 21, 24 og 27 måneder. Årsagen til

(fortsættes næste side)

Determinationskoefficienten viser, at de anvendte variable kun er i stand til at forklare en lille del af variationen fra kvartal til kvartal i pengelønnen^{25b}. Det må imidlertid fremhæves, at det normalt er vanskeligere at forklare ændringen fra kvartal til kvartal tilfredsstillende end ændringen fra år til år. En grund til den lille determinationskoefficient er muligvis, at sæsonkorrektionen har været mangelfuld.

Pengelønnens elasticitet med hensyn til priserne er estimeret til 0,19 (se ligning (3)). Dette implicerer, at en 1 % stigning i priserne medfører en lønstigning på 0,19 %, hvilket ikke tyder på, at der findes en selvforstærkende accelerationsmekanisme med hensyn til løn- og prisstigningerne.

Ifølge ligning (3) vil et fald i ledigheden på 1 % point implicere en forøgelse af lønnen på ca. 0,18 % points. Det estimerede *trade-off* mellem ledighed og pengelønsændring er med andre ord —0,2.

De fundne regressionskoefficienter forekommer at være bemærkelsesværdigt lave, når de sammenlignes med estimationsresultaterne i ligning (1) og (2). En mulig grund til de fundne lave regressionskoefficienter er, at sæsonkorrektionen har været mangelfuld. En anden grund er muligvis, at der eksisterer multikollinearitet mellem de forklarende variable eller mellem de forskellige timelags for en variabel. Selvom den sidst nævnte form for multikollinearitet netop søges nedbragt ved benyttelse af fordelte lags, vil anvendelse af fordelte lags normalt kun reducere, men ikke fjerne multikollineariteten.

^a at netop disse maksimale timelags forsøges er, at arbejdsmarkedets overenskomster havde en varighed på to år, på nær 1958-1961 overenskomsten. For prisændringens vedkommende er der derimod ingen eksperimenter foretaget med det maksimale timelag, der overalt er 10½ måned.

24. Der er eksperimenteret med følgende påtvungne begrænsninger for lagfordelingen: (a) at regressionskoefficienten for det længste af de brugte timelags er lig nul; (b) at regressionskoefficienten er lig nul for det timelag, der er et kvartal mindre end det mindste af de benyttede timelags; (c) at regressionskoefficienten på en gang er lig nul for både det længste af de forsøgte timelags og for det timelag, der er et kvartal mindre end det mindste af de brugte timelags; (d) at ingen regressionskoefficienter påtvinges værdien nul. De nævnte begrænsninger er forsøgt for såvel prisændringen som ledigheden, ligesom begrænsningerne også forsøges for de forskellige kombinationer af begrænsningerne for de to forklarende variable.

25a. Den første pengelønsændring, der er medtaget i regressionsanalysen, er ændringen fra april kvartal 1948 til juli kvartal 1948, medens den sidst medtagne pengelønsændring er fra juli kvartal 1971 til oktober kvartal 1971. Det er for at kunne sammenligne års- og kvartalsanalysens resultater, at kvartalsanalysen alene er ført frem til 1971. Det er imidlertid kun muligt at føre kvartalsanalysens resultater tilbage til 1948 p.g.a. nogle manglende data. Kvartals- og årsanalyseperioderne er med andre ord ikke helt sammenfaldende.

25b. Regressionskoefficienten til prisændringen viste sig at være ikke signifikant, hvorimod ledighedens regressionskoefficient er signifikant på 1 % signifikansniveauet.

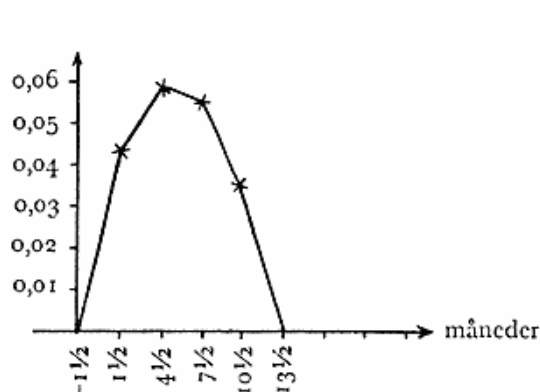


FIG. 2. Fordelte lags for prisændringens (p) regressionskoefficienter

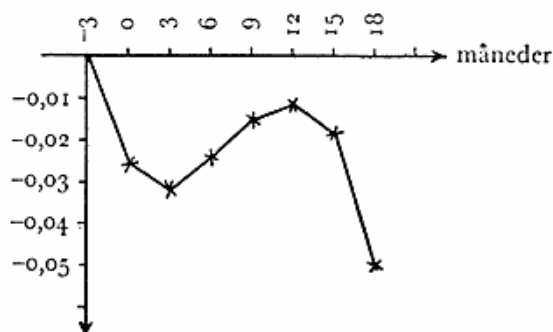


FIG. 3. Fordelte lags for ledighedens (U) regressionskoefficienter

18. De estimerede lagfordelinger for henholdsvis prisændringen og ledigheden bringes i fig. 2 og 3.

Lagfordelingen for prisændringens regressionskoefficienter udviser sin maksimumsværdi for et timelag på $4\frac{1}{2}$ måned, medens den næststørste værdi findes for et timelag på $7\frac{1}{2}$ måned (se fig. 2). Dette resultat er plausibelt, da lønreguleringer efter reguleringspristallet finder sted ved halvårlige reguleringer i efterkrigstiden.

Lagfordelingen for ledighedens regressionskoefficienter udviser sin største værdi for et timelag på 18 måneder, medens den næststørste og tredjestørste regressionskoefficient findes for timelagene 3 måneder og 0 måneder (se fig. 3). De fundne forholdsvis store regressionskoefficienter for timelagene 0 og 3 synes plausible, idet disse lags formentlig repræsenterer virkningen af lønglidingen, som må forventes at sætte sig igennem ret hurtigt i en periode med gennemgående lille ledighed, således som tilfældet var i efterkrigstiden. Den fundne store regressionskoefficient for timelag 18 måneder, synes også plausibel, idet dette lag sandsynligvis repræsenterer virkningen af lønstigningen i direkte tilknytning til de generelle overenskomster, der havde en varighed på 2 år for efterkrigstiden, på nær 1958-61 overenskomsten.

Sammenfattende bemærkninger

19. De vigtigste resultater for den *partielle estimation* er:

(a) Pengelønnens elasticitet m.h.t. priserne er estimeret til 0,42. Der synes med andre ord ikke påvist en mekanisme, der automatisk medfører en stadig stærkere inflation. Dette resultat er i øvrigt i god overensstemmelse med erfaringerne fra så at sige alle andre industrilande.

(b) I fuldbeskæftigelseszonen med en ledighed på mellem 0,04 og 0,02, vil der ved stabile detailpriser finde en pengelønsstigning på mellem 0,080 og 0,095.

(c) Det estimerede trade-off mellem ledighed og lønstigning er $-0,66$.

(d) Den estimerede regressionsligning synes at forklare inflationsårene 1968-1971 bemærkelsesværdigt godt. Der synes med andre ord ikke at være sket en forskydning opad af den danske Phillips-kurve. Dette resultat er i modsætning til erfaringerne for mange andre lande, hvor Phillips-kurven synes at have undergået ændringer under den kraftige inflation sidst i 1960'erne og i den forløbne del af 1970'erne.

(e) Inflationsforventningerne synes ikke at være af betydning her i landet, selv ikke i svag formulering af inflationsforventningshypotesen. Dette resultat er i dårlig overensstemmelse med resultaterne for de fleste lande, hvor inflationsforventningerne synes at være en vigtig forklarende variabel, selv om resultaterne kun synes at være i overensstemmelse med den strenge formulering af hypotesen for et par lande.

20. Det vigtigste resultat for den *simultane estimation* er:

Regressionskoefficienten til ledigheden viste sig at være så at sige af samme størrelse, hvadenten der blev benyttet simultan eller partiel estimation.

21. De vigtigste resultater fra analysen af *fordelte lags* er:

(a) De forklarende variable er kun i stand til at forklare en lille del af variationen i pengelønnen fra kvartal til kvartal.

(b) Pengelønnen elasticitet m.h.t. priserne er estimeret til 0,19.

(c) Trade-off mellem ledighed og pengelønsændring er fundet til $-0,18$.

(d) Lagfordelingen for prisændringen udviser sin maksimale værdi for et timelag på mellem $4\frac{1}{2}$ og $7\frac{1}{2}$ måned.

(e) Lagfordelingen for ledigheden udviser sin maksimumsværdi for et timelag på 18 måneder, medens den næst- og trediestørste værdi findes for timelagene 0 og 3 måneder.

APPENDIX

De benyttede data

22. *Gennemsnitlige nettotimefortjeneste* (i kr.). Det er nødvendigt at benytte nettotimefortjenesten, dvs. eksklusive alle andre tillæg end dyrtidstillægget, fordi lønstatistikken kun har været opgjort netto frem til 1954. Den gennemsnitlige nettotimefortjeneste er offent-

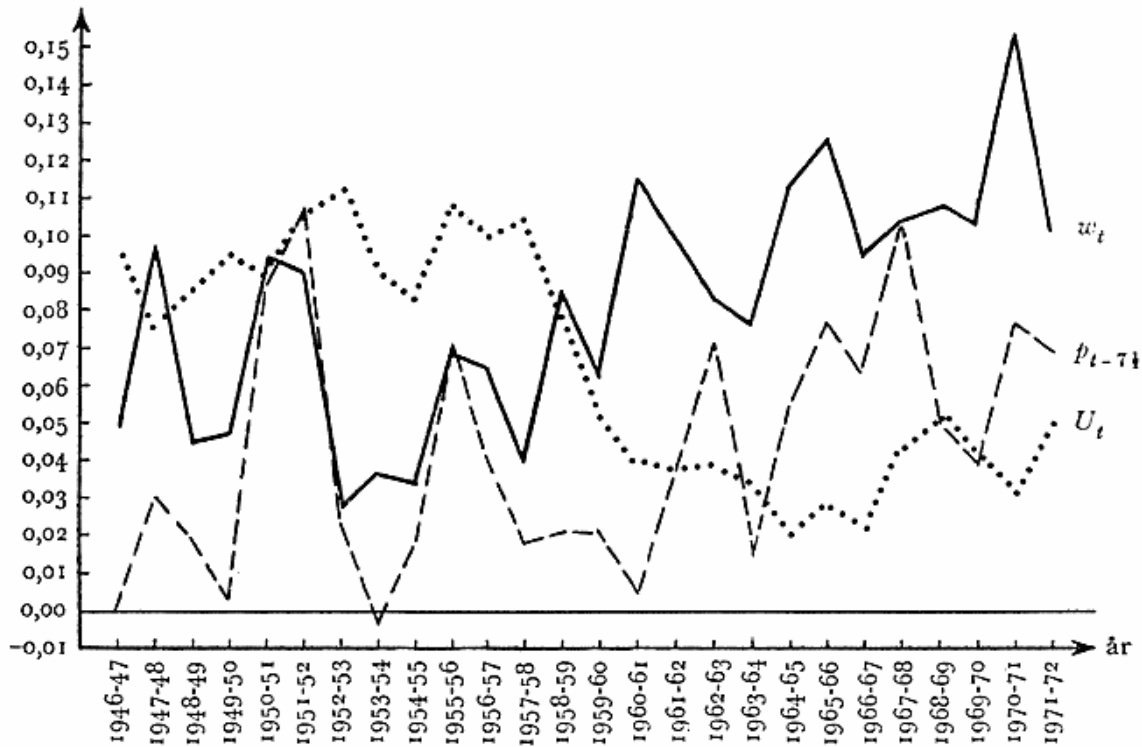


FIG. 4. Tidsserierne for pengelønsændringen (w), prisændringen (p) og ledigheden (U). 1946-1971

Litteratur

- AGARWALA, R., J. DRINKWATER, S. D. KHOSLA og J. E. MCMENOMY. 1972. A Neo-Classical Approach to the Determination of Prices and Wages. *Economica*: 250-263.
- ASHENFELTER, O. C., G. E. JOHNSON og J. H. PENCIVEL. 1972. Trade Unions and the Rate of Change of Money Wages in United States Manufacturing Industry. *The Review of Economics Studies*: 27-54.
- BALL, R. J. 1971. *Inflation and the London School Model. The Current Inflation*. London.
- BEARE, J. B. 1973. Wage and Price Relationships in Post War Canada. *Canadian Journal of Economics*: 260-65.
- BODKIN, R. G., E. P. BOND, G. L. REUBER og T. R. ROBINSON. 1967. *Price Stability and High Employment: The Options for Canadian Economic Policy*. Special Study No. 5 prepared for the Economic Council of Canada. Ottawa.
- BODKIN, R. G. 1971. Wage and Price Formation in Econometric Models, i *Inflation and the Canadian Experience*, eds. N. Swan og D. Wilton. Queen's University. 87-121.

- BOWERS, C. 1970. *The Change in the Relationship between Unemployment and Earning Increases: A Review of Some Possible Explanations*. National Institute of Economic Review.
- BRECKLING, F. 1968. The Trade-off Between Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*: 712-737.
- BRECKLING, F. 1969. Discussion. *American Economic Review Papers and Proceedings*: 161-162.
- BURROWS, P. 1972. Estimates of the Impact of Incomes Policy. *Bulletin of Economic Research*, No. 1: 42-51.
- BURTON, J. 1972. *Wage Inflation*. London.
- CHRIST, C. F. 1973. The 1973 Report of the President's Council of Economic Advisers: A Review. *American Economic Review*: 515-526.
- 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*: 267-92.
- DONNER, A. 1972. Labour Turnover, Expectations and the Determination of Money Wage Changes in U.S. Manufacturing. *Canadian Journal of Economics*: 16-34.
- ECKSTEIN, O. 1969. Discussion. *American Economic Review Papers and Proceedings*: 162-164.
- ESPASA, A. 1973. A Simultaneous Dynamic Equation Model for Wages, Earnings and Price Inflation in the United Kingdom 1949-1970. Econometric Congress, Oslo. Upubliceret.
- FEIGE, E. L. 1972. The 1972 Report of the President's Council of Economic Advisers: Inflation and Unemployment. *American Economic Review*: 509-516.
- FLANAGAN, R. J. 1973. The U.S. Phillips Curve and International Unemployment Rate Differentials. *American Economic Review*: 125-131.
- FOSTER, E. 1972. *Cost and Benefits of Inflation*. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- FRIED, J. 1973. Inflation-Unemployment Trade-offs under Fixed and Floating Exchange Rates. *Canadian Journal of Economics*: 43-52.
- FRIEDMAN, M. 1968. The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*.
- GALLAWAY, L. E. og R. K. KOSHAL. 1971a. The Phillips Curve for Italy. *Econ. Internazionale*: 466-74.
- GALLAWAY, L. E. og R. K. KOSHAL. 1971b. The Phillips Curve for West Germany. *Kyklos*: 346-350.
- GAYER, P. og R. S. GOLDFARB. 1972. Job Search, the Duration of Unemployment, and the Phillips Curve: Comment. *American Economic Review*: 714-717.
- GODFREY, L. 1971. The Phillips Curve: Incomes Policy and Trade Union Effects. *The Current Inflation*. London.
- GORDON, R. J. 1970. The Recent Acceleration of Inflation and Its Lessons for the Future, i *Brookings Papers on Economic Activity*: 8-14.
- GORDON, R. J. 1972. Wage-Price Controls and the Shifting Phillips Curve, i *Brookings Papers on Economic Activity*: 385-430.
- HABERLER, G. 1972a. Incomes Policy and Inflation, i *Inflations and the Unions*. London.
- HABERLER, G. 1972b. Incomes Policy and Inflation: Some Further Reflections. *American Economic Review*: 234-41.
- HALL, R. E. 1971. Projects for Shifting the Phillips Curve Through Manpower

- Policy, i *Brookings Papers on Economic Activity*: 659-701.
- HANSEN, B. 1970. Excess Demand, Unemployment, Vacancies and Wages. *Quarterly Journal of Economics*: 1-23.
- HINES, A. G. 1964. Trade Unions and Wage Inflation in the United Kingdom 1893-1961. *Review of Economic Studies*: 221-52.
- HINES, A. G. 1971. The Determinants of the Rate of Change of Money Wage Rates and the Effectiveness of Incomes Policy. *The Current Inflation*. London.
- HINES, A. G. 1972. The Phillips Curve and the Distribution of Unemployment. *American Economic Review*: 155-160.
- HOFFMANN, W. G. 1969. Die Phillips-Kurve für Deutschland. *Kyklos*: 219-231.
- JACOBSSON, L. og A. LINDBECK. 1969. Labor Market Conditions, Wages and Inflation - Swedish Experiences 1955-1967. *Swedish Journal of Economics*: 64-103.
- JOHNSON, H. G. 1972. *Inflation and the Monetarist Controversy*. Amsterdam.
- JOHNTSON, J. 1972. *Econometric Methods*. New York.
- KALISKI, S. F. 1971. Is the Phillips Curve Still with Us?, i *Inflation and the Canadian Experience*, eds. N. Swan og D. Wilton, Queens University, 9-19.
- KESSEL, R. A. 1972. The 1972 Report of the President's Council of Economic Advisers: Inflation and Controls. *American Economics Review*: 527-539.
- KLEIN, L. R. og G. R. J. BALL. 1959. The Determinants of Absolute Prices and Wages. *Economic Journal*: 465-82.
- LAIDLER, D. 1971. The Phillips Curve, Expectations and Incomes Policy. *The Current Inflation*. London.
- LEIJONHUFVUD, A. 1968. Comment: Is There a Meaningful Trade-off between Inflation and Unemployment? *Journal of Political Economy*: 738-43.
- LIPSEY, R. G. 1960. The Relations between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom 1862-1957: A Further Analysis. *Economica*: 1-31.
- LIPSEY, R. G. og J. M. PARKIN. 1970. Incomes Policy: A Re-appraisal. *Economica*: 115-138.
- LUCAS, R. E. og L. A. RAPPING. 1969. Price Expectations and the Phillips Curve. *American Economic Review*: 343-350.
- LUCAS, R. E. 1973. Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs. *American Economic Review*: 326-334.
- LÜTTICHAU, K. 1972. Nogle resultater vedrørende pengelønsændringens determinanter for Danmark i efterkrigstiden. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*: 64-88.
- LÜTTICHAU, K. 1973. Kvartalsresultater for pengelønsændringens determinanter for Danmark i mellem- og efterkrigstiden. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*: 92-111.
- MEADE, J. E. 1971. *Wages and Prices in a Mixed Economy*. Institute of Uconomic Affairs. London.
- MEISELMAN, D. 1968. Comment. *Journal of Political Economy*: 743-750.
- MORTENSEN, D. T. 1970a. A Theory of Wage and Employment Dynamics, i *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*. London. 167-211.
- MORTENSEN, D. T. 1970b. Job Search, the Duration of Unemployment, and the Phillips Curve. *American Economic Review*: 847-862.
- MORTENSEN, D. T. 1972. Job Search, The Duration of Unemployment, and the Phillips Curve: Reply. *American Economic Review*: 718-719.

- NORDHAUS, W. D. 1972. The Worldwide Wage Explosion, i *Brookings Papers*: 431-463.
- PAISH, F. W. 1971. *Rise and Fall of Incomes Policy*. Institute of Economic Affairs. London.
- PARKIN, M. 1970. Incomes Policy. Some Further Results on the Determination of the Rate of Change of Money Wages. *Economica*: 386-401.
- PARKIN, M. 1971. The Phillips Curve: A Historical Perspective, Lessons from Recent Empirical Studies and Alternative Policy Choices. *The Current Inflation*. London.
- PARKIN, M. 1972. The UK Evidence on the Causes of Inflation, i *Inflation and the Unions*. London.
- PARKIN, M. 1973. The 1973 Report of the President's Council of Economic Advisers: A Critique. *American Economic Review*: 535-545.
- PENCAVEL, J. H. 1971. A Note of the Comparative Predictive Performance of Wage Inflation Models of the British Economy. *Economic Journal*: 113-119.
- PERRY, G. L. 1966. *Unemployment, Money Wage Rates, and Inflation*. Boston.
- PHELPS, E. S. 1967. Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time. *Economica*: 254-281.
- PHELPS, E. S. 1968. Monetary Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium. *Journal of Political Economy*. 678-711.
- PHELPS, E. S. 1969. The New Microeconomics in Inflation and Employment Theory. *American Economic Review, Papers and Proceedings*: 147-160.
- PHELPS, E. S. 1971. Inflation, Expectations and Economic Theory, i *Inflation and the Canadian Experience*, eds. N. Swan og D. Wilton, Queens University. 31-48.
- PHELPS BROWN, E. H. 1971. The Analysis of Wage Movements under Full Employment. *Scottish Journal of Political Economy*: 233-243.
- REES, A. 1970. The Phillips Curve as a Menu for Policy Choice. *Economica*: 227-238.
- REUBER, G. L. 1968. The Specification and Stability of Estimated Price-Wage-Unemployment Adjustment Relationship. *Journal of Political Economy*: 750-754.
- ROSE, H. 1971. Discussion: Inflation, Expectations and Economic Theory. *Inflation and the Canadian Experience*, eds. N. Swan og D. Wilton. 48-49.
- ROSS, S. A. og M. L. WACHTER. 1973. Wage Determination, Inflation, and the Industrial Structure. *American Economic Review*: 675-692.
- ROTHSCHILD, K. W. 1971. The Phillips Curve and All That. *Scottish Journal of Political Economy*: 245-280.
- ROWIEY, J. C. R. og D. A. WILTON. 1973a. *Empirical Foundations for the Canadian Phillips Curve*. Queens University. Ontario.
- ROWLEY, J. C. R. og D. A. WILTON. 1973b. Quarterly Models of Wage Determination: Some New Efficient Estimates. *American Economic Review*: 380-89.
- SAMUELSON, P. A. og R. M. SOLOW. 1960. Analytical Aspects of Anti-Inflationary Policy. *American Economic Review*: 187.
- SARGAN, J. D. 1971. A Study of Wages and Prices in the UK 1949-1968. *The Current Inflation*. London.
- SARGENT, T. J. 1971. A Note on the Accelerationist Controversy. *Journal of Money, Credit and Banking* III.

- SOLOW, R. M. 1969. *Price Expectations and the Behavior of the Price Level*. Manchester University Press.
- SPARKS, G. R. og D. A. WILTON. 1971. Determinants of Negotiated Wage Increases: An Empirical Analysis. *Econometrica*: 739-750.
- STREIT, M. E. 1972. The Phillips Curve: Fact or Fancy? The Example of West Germany. *Weltwirtschaftliches Archiv*: 609-33.
- TAYLOR, L. O. 1971. Discussion: Is the Phillips Curve Still with Us? i *Inflation and the Canadian Experience*, eds. N. Swan og D. Wilton. 22-30.
- TOBIN, J. 1972. Inflation and Unemployment. *American Economic Review*: 1-18.
- TOYODA, T. 1972a. Price Expectations and the Short-Run and Long-Run Phillips Curves in Japan, 1956-1968. *Review of Economics and Statistics*: 267-274.
- TOYODA, T. 1972b. Wage Adjustment and the Expectations Hypothesis: Some Empirical Evidence for Japan. *Kobe University Review*: 43-52.
- TULLOCK, G. 1972. Inflation, Unemployment and Economic Welfare: Comment. *American Economic Review*: 1004.
- TURNOVSKY, S. J. 1970. Empirical Evidence on the Formation of Price Expectations. *Journal of the American Statistical Association*: 1441-54.
- TURNOVSKY, S. J. 1972. The Expectations Hypothesis and the Aggregate Wage Equation: Some Empirical Evidence for Canada. *Economica*: 1-17.
- TURNOVSKY, S. J. og M. L. WACHTER. 1971. A Test of the "Expectation Hypothesis" Using Directly Observed Wage and Price Expectations. *Review of Economics and Statistics*: 47-54.
- VANDERKAMP, J. 1972. Wage Adjustment, Productivity and Price Change Expectations. *Review of Economic Studies*: 61-72.
- WAUD, R. N. 1970. Inflation, Unemployment and Economic Welfare. *American Economic Review*: 631-641.
- WAUD, R. N. 1972. Inflation, Unemployment and Economic Welfare: Reply. *American Economic Review*: 1005-1006.
- ULMAN, L. 1972. Cost-Push and Some Policy Alternatives. *American Economic Review*: 242-257.
- ZAIDI, M. A. 1969. The Determinants of Money Wage Rate Changes and Unemployment-Inflation "Trade-offs" in Canada. *International Economic Review*: 207-219.
- ZAIDI, M. A. 1971. Discussion: Is the Phillips Curve Still with Us? i *Inflation and the Canadian Experience*, eds. N. Swan og D. Wilton. 19-21.
- ZAIDI, M. A. 1973. *Incomes Policies and Price Policy*. Minneapolis. (Upubliceret).

(b) I fuldbeskæftigelseszonen med en ledighed på mellem 0,04 og 0,02, vil der ved stabile detailpriser finde en pengelønsstigning på mellem 0,080 og 0,095.

(c) Det estimerede trade-off mellem ledighed og lønstigning er $-0,66$.

(d) Den estimerede regressionsligning synes at forklare inflationsårene 1968-1971 bemærkelsesværdigt godt. Der synes med andre ord ikke at være sket en forskydning opad af den danske Phillips-kurve. Dette resultat er i modsætning til erfaringerne for mange andre lande, hvor Phillips-kurven synes at have undergået ændringer under den kraftige inflation sidst i 1960'erne og i den forløbne del af 1970'erne.

(e) Inflationsforventningerne synes ikke at være af betydning her i landet, selv ikke i svag formulering af inflationsforventningshypotesen. Dette resultat er i dårlig overensstemmelse med resultaterne for de fleste lande, hvor inflationsforventningerne synes at være en vigtig forklarende variabel, selv om resultaterne kun synes at være i overensstemmelse med den strenge formulering af hypotesen for et par lande.

20. Det vigtigste resultat for den *simultane estimation* er:

Regressionskoefficienten til ledigheden viste sig at være så at sige af samme størrelse, hvadenten der blev benyttet simultan eller partiel estimation.

21. De vigtigste resultater fra analysen af *fordelte lags* er:

(a) De forklarende variable er kun i stand til at forklare en lille del af variationen i pengelønnen fra kvartal til kvartal.

(b) Pengelønnen elasticitet m.h.t. priserne er estimeret til 0,19.

(c) Trade-off mellem ledighed og pengelønsændring er fundet til $-0,18$.

(d) Lagfordelingen for prisændringen udviser sin maksimale værdi for et timelag på mellem $4\frac{1}{2}$ og $7\frac{1}{2}$ måned.

(e) Lagfordelingen for ledigheden udviser sin maksimumsværdi for et timelag på 18 måneder, medens den næst- og trediestørste værdi findes for timelagene 0 og 3 måneder.

APPENDIX

De benyttede data

22. *Gennemsnitlige nettotimefortjeneste* (i kr.). Det er nødvendigt at benytte nettotimefortjenesten, dvs. eksklusive alle andre tillæg end dyrtidstillægget, fordi lønstatistikken kun har været opgjort netto frem til 1954. Den gennemsnitlige nettotimefortjeneste er offent-



FIG. 4. Tidsserierne for pengelønsændringen (w), prisændringen (p) og ledigheden (U). 1946-1971

Litteratur

- AGARWALA, R., J. DRINKWATER, S. D. KHOSLA og J. E. MCMENOMY. 1972. A Neo-Classical Approach to the Determination of Prices and Wages. *Economica*: 250-263.
- ASHENFELTER, O. C., G. E. JOHNSON og J. H. PENCIVEL. 1972. Trade Unions and the Rate of Change of Money Wages in United States Manufacturing Industry. *The Review of Economics Studies*: 27-54.
- BALL, R. J. 1971. *Inflation and the London School Model. The Current Inflation*. London.
- BEARE, J. B. 1973. Wage and Price Relationships in Post War Canada. *Canadian Journal of Economics*: 260-65.
- BODKIN, R. G., E. P. BOND, G. L. REUBER og T. R. ROBINSON. 1967. *Price Stability and High Employment: The Options for Canadian Economic Policy*. Special Study No. 5 prepared for the Economic Council of Canada. Ottawa.
- BODKIN, R. G. 1971. Wage and Price Formation in Econometric Models, i *Inflation and the Canadian Experience*, eds. N. Swan og D. Wilton. Queen's University. 87-121.

(b) I fuldbeskæftigelseszonen med en ledighed på mellem 0,04 og 0,02, vil der ved stabile detailpriser finde en pengelønsstigning på mellem 0,080 og 0,095.

(c) Det estimerede trade-off mellem ledighed og lønstigning er $-0,66$.

(d) Den estimerede regressionsligning synes at forklare inflationsårene 1968-1971 bemærkelsesværdigt godt. Der synes med andre ord ikke at være sket en forskydning opad af den danske Phillips-kurve. Dette resultat er i modsætning til erfaringerne for mange andre lande, hvor Phillips-kurven synes at have undergået ændringer under den kraftige inflation sidst i 1960'erne og i den forløbne del af 1970'erne.

(e) Inflationsforventningerne synes ikke at være af betydning her i landet, selv ikke i svag formulering af inflationsforventningshypotesen. Dette resultat er i dårlig overensstemmelse med resultaterne for de fleste lande, hvor inflationsforventningerne synes at være en vigtig forklarende variabel, selv om resultaterne kun synes at være i overensstemmelse med den strenge formulering af hypotesen for et par lande.

20. Det vigtigste resultat for den *simultane estimation* er:

Regressionskoefficienten til ledigheden viste sig at være så at sige af samme størrelse, hvadenten der blev benyttet simultan eller partiel estimation.

21. De vigtigste resultater fra analysen af *fordelte lags* er:

(a) De forklarende variable er kun i stand til at forklare en lille del af variationen i pengelønnen fra kvartal til kvartal.

(b) Pengelønnens elasticitet m.h.t. priserne er estimeret til 0,19.

(c) Trade-off mellem ledighed og pengelønsændring er fundet til $-0,18$.

(d) Lagfordelingen for prisændringen udviser sin maksimale værdi for et timelag på mellem $4\frac{1}{2}$ og $7\frac{1}{2}$ måned.

(e) Lagfordelingen for ledigheden udviser sin maksimumsværdi for et timelag på 18 måneder, medens den næst- og trediestørste værdi findes for timelagene 0 og 3 måneder.

APPENDIX

De benyttede data

22. *Gennemsnitlige nettotimefortjeneste* (i kr.). Det er nødvendigt at benytte nettotimefortjenesten, dvs. eksklusive alle andre tillæg end dyrtidstillægget, fordi lønstatistikken kun har været opgjort netto frem til 1954. Den gennemsnitlige nettotimefortjeneste er offent-

liggjort af Dansk Arbejdsgiverforening i *Statistikken* og af Danmarks Statistik i *Statistiske Efterretninger*.

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

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

25. *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.

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

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

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

29. Fra *Ellen Andersens databank* er benyttet følgende data:

- a. Den totale eksport målt i faste priser og eksportpriserne.
- b. Importpriserne for forbrugs- og investeringsgoder, der sammenevjes - begge med vægten $\frac{1}{2}$ - til importpriserne ialt.
- c. De totale offentlige udgifter til forbrug og investering målt i faste priser.
- d. Den normale arbejdstid i henholdsvis forbrugs- og investeringsgodeproduktionen, der sammenevjes - begge med vægten $\frac{1}{2}$ - til den samlede normale arbejdstid.

Løbende tidsserier

30. I undersøgelsen er der alene benyttet *løbende tidsserier* og aldrig standardberegnedede tidsserier.

Appendix figur

31. *Tidsserierne* for de benyttede variable i ligning (1) er vist i fig. 4.