

NOGLE RESULTATER VEDRØRENDE PENGELØNSÆNDRINGENS DETERMINANTER FOR DANMARK I MELLEMKRIGSTIDEN SAMT I EFTERKRIGSTIDEN OG MELLEMKRIGSTIDEN UNDER ÉT

Af KNUD LÜTTICHAU*

Indledning

1. *Formålet* med denne undersøgelse er at bestemme pengelønsændringens determinanter for Danmark i mellemkrigstiden og pengelønsændringens determinanter for mellemkrigstiden og efterkrigstiden under ét. I en tidligere artikel er der bragt nogle resultater fra en tilsvarende analyse af pengelønsændringens determinanter for efterkrigstiden (se Lüttichau 1972). Den teoretiske problemstilling i forbindelse med den såkaldte Phillips-relation vil ikke blive diskuteret i dette bidrag, ligesom resultaterne af de mange, overvejende engelske og amerikanske empiriske undersøgelser af pengelønsændringens determinanter heller ikke vil blive omtalt (se Lüttichau 1965, 1966 og 1969).

2. De forsøgte exogene variable (regressorer) vil ikke blive nærmere omtalt i denne artikel, ligesom der heller ikke vil blive gjort rede for modellens specifikation, da disse forhold er behandlet i den tidligere artikel i dette tidsskrift (se punkterne 2-6 i Lüttichau 1972).

3. 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

* 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. 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 Almindelige Videnskabsfond for en bevilling på 5.000 kr. til aflønning af studentermedhjælp.

NOGLE RESULTATER VEDRØRENDE PENGELØNSÆNDRINGENS DETERMINANTER FOR DANMARK I MELLEMKRIGSTIDEN SAMT I EFTERKRIGSTIDEN OG MELLEMKRIGSTIDEN UNDER ÉT

Af KNUD LÜTTICHAU*

Indledning

1. *Formålet* med denne undersøgelse er at bestemme pengelønsændringens determinanter for Danmark i mellemkrigstiden og pengelønsændringens determinanter for mellemkrigstiden og efterkrigstiden under ét. I en tidligere artikel er der bragt nogle resultater fra en tilsvarende analyse af pengelønsændringens determinanter for efterkrigstiden (se Lüttichau 1972). Den teoretiske problemstilling i forbindelse med den såkaldte Phillips-relation vil ikke blive diskuteret i dette bidrag, ligesom resultaterne af de mange, overvejende engelske og amerikanske empiriske undersøgelser af pengelønsændringens determinanter heller ikke vil blive omtalt (se Lüttichau 1965, 1966 og 1969).

2. De forsøgte exogene variable (regressorer) vil ikke blive nærmere omtalt i denne artikel, ligesom der heller ikke vil blive gjort rede for modellens specifikation, da disse forhold er behandlet i den tidligere artikel i dette tidsskrift (se punkterne 2-6 i Lüttichau 1972).

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

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

e = $w^0 - w^c$ = residualen

* 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. 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 Almindelige Videnskabsfond for en bevilling på 5.000 kr. til aflønning af studentermedhjælp.

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

Estimationsresultaterne for mellemkrigstiden

4. Den valgte undersøgelsesperiode er 1922-1938¹. Denne periode er igen delt op i delperioderne 1922-1930 og 1931-1938². Opdelingen er foretaget for at kunne afgøre, om der er væsentlige forskelle på løndannelsen i en periode kendetegnet ved særdeles høj ledighed for de fleste års vedkommende, som tilfældet var for 1931-1938, og på løndannelsen i en periode med noget gunstigere konjunkturer som i årene 1922-1930.

5. De estimerede regressionsligninger³ er som følger for de tre perioder:

1922-1938

$$w_t = 0,05613 + 0,70847 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,23840 U_{t-18} - 0,04851 u_{t-8} + e_t$$

$$(0,02328)^{**} (0,11011)^{***} (0,11533)^* (0,01949)^{**} \quad (1)$$

$$T = 17$$

$$R^2 = 0,799$$

$$D.W. = 1,559. \text{ Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1\% signifikansniveauet}$$

$$r_{pU} = 0,54619; \quad r_{pu} = -0,44678; \quad r_{Uu} = -0,57454$$

1. Den første pengelønsændring, der tages med i regressionsanalysen, er fra april kvartal 1922 til april kvartal 1923, medens den sidst medtagne pengelønsændring er fra april kvartal 1938 til april kvartal 1939.
2. Estimationsresultaterne fra disse delperioder er bestemt med forholdsvis stor usikkerhed, da antallet af observationer er lille.
3. Senere i denne artikel vil også estimationsresultaterne for nogle ikke-lineære relationer blive diskuteret.

1922-1930

$$w_t = 0,01146 + 0,62527 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,05716 u_{t-8} + e_t \quad (2)$$

(0,00709) (0,13867)*** (0,02616)*

$$T = 9$$

$$R^2 = 0,893$$

$$r_{pu} = -0,66550$$

1931-1938

$$w_t = 0,13906 + 0,75959 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,60400 U_{t-18} - 0,09821 u_{t-6} + e_t \quad (3)$$

(0,05118)* (0,25447)** (0,22823)* (0,04674)*

$$T = 8$$

$$R^2 = 0,624$$

$$r_{pU} = 0,67203; \quad r_{pu} = -0,61271; \quad r_{Uu} = -0,87886$$

6. Profitændringsvariablen⁴, samspilsvariablen⁵, den laggede pengelønsændringsvariabel⁶, dummy variablen vedrørende konkurrenceintensiteten over for udlandet⁷ såvel som dummy variablen for socialdemokratisk deltagelse i regeringen⁸ viser sig alle at være ikke-signifikante for mellemkrigsperioden.

7. De estimerede regressionskoefficienter for prisændringen er mindre end én, hvilket implicerer, at pengelønnens elasticitet med hensyn til priserne er mindre end 1.

De fundne betydelige timelags for ledigheden er plausible på baggrund af den gennemgående store ledighed i mellemkrigstiden, hvor den dominerende komponent i den totale lønstigning må antages at have været lønstigningen i direkte tilknytning til de generelle overenskomster, medens lønglidningen formentlig betød lidt. De kollektive overenskomsters gennem-

4. Ændringen i aktiekursindekset for industrien er det eneste af vore profitændringsmål, hvor der er data til rådighed for mellemkrigstiden. Denne variabel er forsøgt for 1924-1938 og for 1931-1938.

5. Samspilsvariablen har været forsøgt for 1922-1938, 1922-1930 samt for 1931-1938. Variablen er faktisk netop lige signifikant på 10 % signifikansniveauet for 1922-1938. Samspilsvariablen tages imidlertid ikke med i regressionsligningen, da den er meget stærkt korreleret med prisændringsvariablen.

6. Den laggede pengelønsændringsvariabel er forsøgt for 1922-1938, 1922-1930 samt for 1931-1938. Når den laggede pengelønsændring ikke er signifikant, 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.

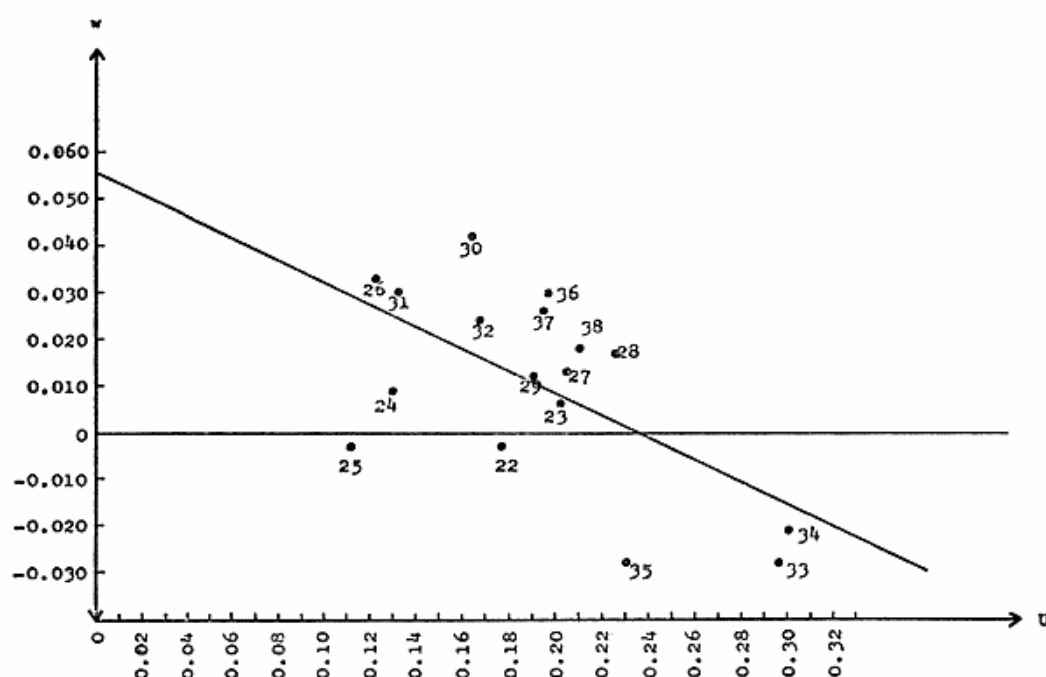
7. Dummy variablen vedrørende graden af konkurrence over for udlandet er forsøgt for 1922-1938. Det estimerede fortegn for dummy variablen viser, at pengelønnens stigningstakt er relativt mindre i perioden med stærk konkurrence fra udlandet 1922-1930 end i perioden med mindre intensiv konkurrence 1931-1938.

8. Dummy variablen for socialdemokratisk deltagelse i regeringen er forsøgt for 1922-1938. Det fundne fortegn for dummy variablen viser, at pengelønnens stigningstakt er relativt mindre i år med socialdemokratisk deltagelse i regeringen end i år, hvor socialdemokratiet ikke er regeringsdeltager.

snitlige varighed var på mellem ét og to år i såvel 1920'erne⁹ som 1930'erne¹⁰.

Ifølge regressionsligning (1) vil pengelønnen være uændret ved et stabilt detailpristal for en konstant ledighed på henved 0,23 (se figur 1). For et uændret detailpristal og en konstant ledighed på 0,30 vil faldet i pengelønnen være 0,015, medens pengelønnens stigning vil være 0,030 ved stabile detailpriser og en stabil ledighed på 0,11.

Resultaterne af fra regressionsligning (1) at ekstrapolere, hvilken lønstigning, der ved et stabilt detailpristal er forbundet med et konstant ledighedsniveau et sted i fuldbeskæftigelseszonen, må tages med stort



Figur 1: Den partielle sammenhæng mellem pengelønsændring (w) og ledighed (U) estimeret for ligning (1) 1922-1938.

9. En undersøgelse for året 1928 foretaget af Danmarks Statistik viste, at hovedparten af de kollektive overenskomster havde en varighed på et år, men at den grafiske industri, tekstilindustrien, tobaksindustrien, blikkenslagerne uden for København, bryggeriarbejderne, de faglærte murere uden for København samt murerarbejdsmændene i København alle havde afsluttet kollektive overenskomster med en varighed på to år. Endelig var varigheden af de kollektive overenskomster tre år i chokoladeindustrien og i sukkerindustrien. (Se således Danmarks Statistik 1929, p. 273 og p. 289). De kollektive overenskomsters gennemsnitlige varighed var således på mellem ét og to år i 1928.
10. I 1930'erne havde hovedparten af de kollektive overenskomster en varighed på ét år, men en hel del fag havde to-årige kollektive overenskomster. (Se således P. Milhøj 1954, p. 52.) De kollektive overenskomsters gennemsnitlige varighed i 1930'erne var således på lidt under 1½ år.

forbehold, da regressionsligning (1) er estimeret for et ledighedsniveau på mellem 0,11 og 0,30 (se figur 1).

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

Diskussion af mellemkrigstidens residualer

8. Blandt de år, der indgår i mellemkrigstidens undersøgelsesperiode, er der særlig grund til at diskutere følgende¹¹.

9. Konflikten på arbejdsmarkedet i foråret 1922 var mellemkrigstidens trediestørste med 2,3 millioner tabte arbejdsdage. Konflikten varede for de fleste fags vedkommende til 10. april. For nogle fag varede konflikten derimod til den 26. april og for fagene inden for byggesektoren i København endog til 5. maj. Den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal 1922 vil være overvurderet, da de arbejdere, der ikke var berørt af konflikten, blev betalt efter de gamle lønsatser, som var højere end de lønsatser, der kom til at gælde efter konflikten ophør. Lønfaldet for 1922-1923 vil derfor være overvurderet. Dette skulle tale for et negativt residual for 1922-1923. Det faktisk fundne residual er negativt (se fig. 2)¹².

10. Konflikten på arbejdsmarkedet i foråret 1925 var dette århundredes største konflikt med hele 4,0 millioner tabte arbejdsdage. For de fleste arbejders vedkommende blev konflikten først bragt til afslutning den 8. juni. Arbejdsgiverforeningen offentliggjorde som følge heraf ikke tal for den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal 1925, ligesom Danmarks Statistik heller ikke offentliggjorde arbejdsløshedstal for april og maj måned. Det var således nødvendigt at konstruere disse løn-¹³ og ledigheds-¹⁴ tal ved interpolation. Sådanne interpolationer vil altid være unøjagtige, og disse unøjagtigheder vil manifestere sig i residualerne¹⁵ for 1924-1925 og for 1925-1926.

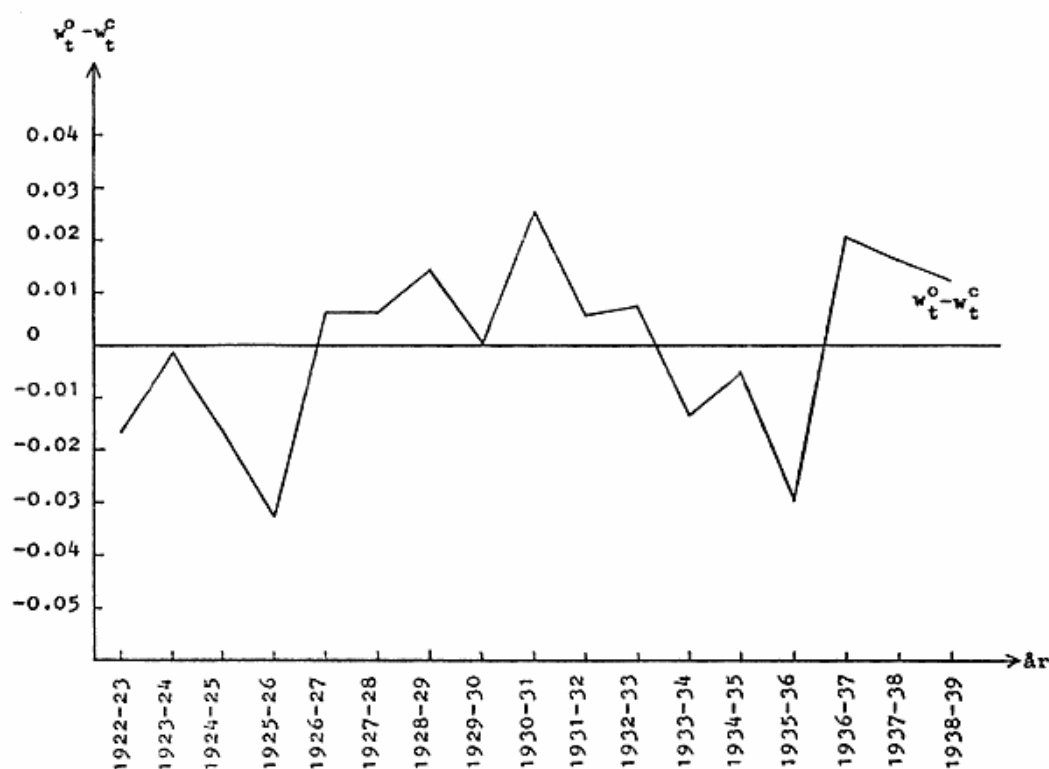
11. H. Winding Pedersen (1937) diskuterer virkningerne af mellemkrigstidens store konflikter på arbejdsmarkedet i 1921, 1922, 1925 og 1936.

12. Herudover vil den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal 1922 blive påvirket, hvis arbejdernes fordeling på undergrupper i lønstatistikken er anderledes end den ville være i en situation uden konflikt.

13. Den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal (150 øre) er beregnet som gennemsnittet af de gennemsnitlige timefortjenester for januar kvartal 1925 (148 øre) og juli kvartal 1925 (152 øre).

14. Arbejdsløshedstallene for april (0,12) og maj måned (0,10) er konstrueret ved at benytte de omliggende måneders arbejdsløshedstal.

15. Herudover vil den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal 1925 blive påvirket, hvis arbejdernes fordeling på undergrupper i lønstatistikken er anderledes, end den ville være i en situation uden konflikt.



Figur 2: Residualer fra ligning (1). 1922-1938.

Hertil kommer, at der fandt et prisfald på ca. 10 % sted for 1925-1926 i forbindelse med, at den danske krones guldværdi steg fra 66 øre i januar 1925 til 91 øre i september 1925 og til 99 øre ved udgangen af året 1926. I januar 1927 vendte Danmark tilbage til guldmøntfoden.

Det må forventes, at de danske eksporterhverv vil være tilbageholdende med at indrømme lønstigninger, da deres konkurrenceevne blev forringet ved pariferingen. Dette taler taget alene for et negativt residual for 1925-1926. Det faktisk fundne residual for 1925-1926 er negativt (se fig. 2).

11. Den næststørste konflikt i mellemkrigstiden med 2,9 millioner tabte arbejdsdage fandt sted i foråret 1936¹⁶. Konflikten varede indtil 30. marts, men de lønstigninger, der blev resultatet, fik normalt først virkning fra engang i april måned. Den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal 1936 vil derfor være undervurderet, ligesom lønstigningen for 1935-1936 vil være undervurderet, medens lønstigningen vil være overvurderet for 1936-1937. Dette skulle tale for et negativt residual for 1935-1936 og et positivt

16. Danmarks Statistik offentliggjorde arbejdsløshedstallene for såvel februar som marts måned, men antager, at disse tal er for store.

residual for 1936-1937. De faktisk fundne residualer¹⁷ har netop disse fortegn (se fig. 2).

12. 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 residualer. De store konflikter på arbejdsmarkedet med mange tabte arbejdsdage er ofte forklaringen på de for visse år fundne store residualer.

Det er derimod ikke muligt at spore det forhold, at Danmark forlod guldmøntfoden 29. september 1931, i residualerne hverken for 1931-1932 eller for 1932-1933 (se fig. 2). Den danske devaluering 30. januar 1933 på 18 %, der var et led i Kanslergadeforliget, giver sig heller ikke til kende i residualen for 1932-1933 (se fig. 2).

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

Mellemkrigstidens estimationsresultater for de ikke-lineære relationer

13. 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 *ikke-lineære relationer* mellem de exogene variable¹⁸ og pengelønsændringen også blevet forsøgt¹⁹.

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 pengelønsens variation bedre end en lineær relation. Derfor er flere forskellige degressive relationer forsøgt.

17. Herudover vil den gennemsnitlige timefortjeneste for april kvartal 1936 blive påvirket, hvis arbejdernes fordeling på undergrupper i lønstatistikken er anderledes, end den ville være i en situation uden konflikt.
18. De ikke-lineære relationer er alene forsøgt for følgende exogene variable: prisændringen, ledigheden samt dennes ændring, da de andre forsøgte exogene variable som før nævnt alle viste sig at være uden betydning.
19. I forbindelse med estimationen af de ikke-lineære relationer eksperimenteredes der med timelagene, 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.

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 hermed 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.

14. *Estimationsresultaterne* for de forskellige forsøgte ikke-lineære relationer²⁰ er angivet i regressionsligningerne (4)-(16).

15. Samtlige estimerede fortegn for regressionskoefficienterne til *prisændringen* er udtryk for en positiv sammenhæng mellem pengelønsændring

1922-1938

$$w_t = -0,01419 + 0,66626 p_{t-7} + 0,00426 \frac{1}{U_{t-18}} - 0,04144 u_{t-8} + e_t \quad (4)$$

(0,02522) (0,12381)*** (0,00455) (0,02261)*

$$T = 17$$

$$R^2 = 0,750$$

$$D.W. = 1,487. \quad \text{Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1\% signifikansniveauet}$$

$$r_{p \frac{1}{U}} = -0,56683; \quad r_{pu} = -0,44678; \quad r_{\frac{1}{U}u} = 0,62531$$

$$w_t = -0,05186 + 0,69165 p_{t-7} - 0,03674 \log U_{t-18} - 0,04619 u_{t-8} + e_t$$

(0,04049) (0,11788)*** (0,02428) (0,02121)** (5)

$$T = 17$$

$$R^2 = 0,774$$

$$D.W. = 1,490. \quad \text{Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1\% signifikansniveauet}$$

$$r_{p \log U} = 0,56294; \quad r_{pu} = -0,44678; \quad r_{\log U u} = -0,60742$$

20. 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.

$$w_t = -0,04819 + 0,67896 \log(p_{t-7\frac{1}{2}} + 1) - 0,03408 \log U_{t-18} - \\ (0,04167) (0,12034)^{***} (0,02480) \\ 0,04649 \log(u_{t-8} + 1) + e_t \quad (6) \\ (0,02479)^*$$

$$T = 17$$

$$R^2 = 0,760$$

$$D.W. = 1,514. \text{ Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1\% signi-} \\ \text{fikansniveauet}$$

$$r_{\log(p+1) \log U} = 0,56914; \quad r_{\log(p+1) \log(u+1)} = -0,47103;$$

$$r_{\log U \log(u+1)} = -0,60102$$

$$\log(w_t + 1) = -0,04428 + 0,67784 \log(p_{t-7\frac{1}{2}} + 1) - 0,03126 \log U_{t-18} - \\ (0,04288) (0,12381)^{***} (0,02552) \\ 0,04616 \log(u_{t-8} + 1) + e_t \quad (7) \\ (0,02551)^*$$

$$T = 17$$

$$R^2 = 0,751$$

$$D.W. = 1,507. \text{ Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1\% signi-} \\ \text{fikansniveauet}$$

$$r_{\log(p+1) \log U} = 0,56914; \quad r_{\log(p+1) \log(u+1)} = -0,47103;$$

$$r_{\log U \log(u+1)} = -0,60102$$

$$\log(w_t + 1) = 0,05308 + 0,70778 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,22684 U_{t-18} - 0,04875 u_{t-8} + e_t \\ (0,02410)^{**} (0,11400)^{***} (0,11941)^* (0,02018)^{**} \quad (8)$$

$$T = 17$$

$$R^2 = 0,791$$

$$D.W. = 1,520. \text{ Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1\% signi-} \\ \text{fikansniveauet}$$

$$r_{pU} = 0,54619; \quad r_{pu} = -0,44678; \quad r_{Uu} = -0,57454$$

1922-1930

$$w_t = 0,01045 + 0,61981 \log(p_{t-7\frac{1}{2}} + 1) - 0,05741 \log(u_{t-8} + 1) + e_t \\ (0,00863) (0,15548)^{***} (0,03326) \quad (9)$$

$$T = 9$$

$$R^2 = 0,875$$

$$r_{\log(p+1) \log(u+1)} = -0,70963$$

$$\log(w_t + 1) = 0,00875 + 0,61148 \log(p_{t-7\frac{1}{2}} + 1) - 0,06169 \log(u_{t-8} + 1) + e_t$$

$$(0,00914) \quad (0,16459)^{***} \quad (0,03521) \quad (10)$$

$$T = 9$$

$$R^2 = 0,864$$

$$r_{\log(p+1) \log(u+1)} = -0,70963$$

$$\log(w_t + 1) = 0,00990 + 0,61567 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,06149 u_{t-8} + e_t$$

$$(0,00749) \quad (0,14643)^{***} \quad (0,02762)^* \quad (11)$$

$$T = 9$$

$$R^2 = 0,884$$

$$r_{pu} = -0,66550$$

1931-1938

$$w_t = -0,26745 + 0,99130 p_{t-7\frac{1}{2}} + 0,05666 \frac{1}{U_{t-18}} - 0,24309 u_{t-4} + e_t$$

$$(0,07703)^{**} \quad (0,24765)^{**} \quad (0,01603)^{**} \quad (0,07590)^{**} \quad (12)$$

$$T = 8$$

$$R^2 = 0,751$$

$$r_{p \frac{1}{U}} = -0,77125; \quad r_{pu} = -0,70832; \quad r_{\frac{1}{U} u} = 0,96782$$

$$w_t = -0,29446 + 0,74871 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,19579 \log U_{t-18} -$$

$$(0,09855)^{**} \quad (0,24948)^{**} \quad (0,06450)^{**}$$

$$0,17059 u_{t-4} + e_t$$

$$(0,06594)^* \quad (13)$$

$$T = 8$$

$$R^2 = 0,688$$

$$r_{p \log U} = 0,72504; \quad r_{pu} = -0,70832; \quad r_{\log U u} = -0,94886$$

$$w_t = -0,37139 + 0,87868 \log(p_{t-7\frac{1}{2}} + 1) - 0,24229 \log U_{t-18} -$$

$$(0,11946)^{**} \quad (0,24274)^{**} \quad (0,07707)^{**}$$

$$0,22859 \log(u_{t-4} + 1) + e_t$$

$$(0,08403)^* \quad (14)$$

$$T = 8$$

$$R^2 = 0,708$$

$$r_{\log(p+1) \log U} = 0,72767; \quad r_{\log(p+1) \log(u+1)} = -0,68305;$$

$$r_{\log U \log(u+1)} = -0,96396$$

$$\log(w_t+1) = -0,36268 + 0,85892 \log(p_{t-7\frac{1}{2}}+1) - 0,23658 \log U_{t-18} - \\ (0,11758)^{**} (0,23893)^{**} (0,07586)^{**} \\ 0,22423 \log(u_{t-4}+1) + e_t \quad (15) \\ (0,08271)^*$$

$$T = 8 \\ R^2 = 0,706$$

$$r_{\log(p+1)\log U} = 0,72767; \quad r_{\log(p+1)\log(u+1)} = -0,68305; \\ r_{\log U \log(u+1)} = -0,96396$$

$$\log(w_t+1) = 0,13508 + 0,74356 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,58688 U_{t-18} - 0,09602 u_{t-6} + e_t \\ (0,05054)^* (0,25131)^{**} (0,22540)^* (0,04616) \quad (16)$$

$$T = 8 \\ R^2 = 0,618$$

$$r_{pU} = 0,67203; \quad r_{pu} = -0,61271; \quad r_{Uu} = -0,87886$$

og prisændring. Hertil kommer, at ligningerne (7), (10) og (15), hvor regressionskoefficienterne til prisændringen ligger mellem 0 og +1, alle 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) og (15) viser, at de negative relationer mellem lønændring og ledighed kun udviser en særdeles ringe grad af degressivitet²¹. Dette lyder rimeligt på baggrund af den store ledighed i mellemkrigsperioden.

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 ligningerne (7), (10) og (15) viser, at den negative relation mellem lønændring og ledighedens ændring kun udviser en særdeles ringe grad af degressivitet.

21. 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).

16. Det er kun tilladeligt (se A. S. Goldberger 1968, pp. 129-30) 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 determinationskoefficienter²², 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.

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

En sammenligning af determinationskoefficienterne for de funktionsformer, hvor pengelønsændringen er endogen variabel, afslører, at den lineære relation er den, der alt i alt har den største determinationskoefficient for mellemkrigsperioden. Tabel 1 viser imidlertid, at forskellene på de estimerede determinationskoefficienter for de forskellige funktionsformer

Tabel 1. Determinationskoefficienten(*) R^2

Perioder	w endogen variabel Regressionsligning				$\log(w+1)$ endogen variabel Regressionsligning	
	(1)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1922-1938	0,799	0,750	0,774	0,760	0,751	0,791
1922-1930	(2) 0,893	—	—	(9) 0,875	(10) 0,864	(11) 0,884
1931-1938	(3) 0,624	(12) 0,751	(13) 0,688	(14) 0,708	(15) 0,706	(16) 0,618

Note: (*) Korrigeret for frihedsgrader.

22. 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 de exogene variable 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 J. Koerts og A. P. J. Abrahamse 1969).

er så små, at det er umuligt at vælge mellem funktionsformerne ud fra determinationskoefficienterne alene.

Det forekommer i øvrigt plausibelt, at den lineære relation har den største determinationskoefficient for perioden 1922-1938. Denne periode er karakteriseret ved udelukkende at indeholde år med stor ledighed, nemlig mellem 0,11 og 0,30.

Reagerer pengelønnen asymmetrisk på prisændringer?

18. Siden Keynes' tid har flere økonomer hævdet, at pengelønnen lettere bevæger sig opad, når priserne stiger, end den bevæger sig nedad, når priserne falder. For at kunne teste denne hypotese er der estimeret dels en regressionsligning, der alene omfatter mellemkrigstidens prisstigningsår, og dels en regressionsligning alene for prisleddene.

1922-1938 ($p > 0$)

$$w_t = 0,05694 + 0,74261 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,26004 U_{t-16} - 0,02958 u_{t-6} + e_t \quad (17)$$

(0,04298) (0,57282) (0,14453) (0,04446)

$$T = 8$$

$$R^2 = 0,484$$

$$\text{Residual varians} = 0,0004032$$

$$r_{pU} = -0,10432; \quad r_{pu} = -0,57896; \quad r_{Uu} = -0,34928$$

1922-1938 ($p < 0$)

$$w_t = 0,19820 + 1,26564 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,81136 U_{t-16} - 0,11023 u_{t-6} + e_t \quad (18)$$

(0,18681) (0,52906)* (0,86095) (0,08754)

$$T = 8$$

$$R^2 = 0,673$$

$$\text{Residual varians} = 0,0004617$$

$$r_{pU} = 0,66241; \quad r_{pu} = -0,31317; \quad r_{Uu} = -0,88790$$

Regressionsligningerne²³ (17) og (18) viser, at den estimerede regressionskoefficient til prisændringen er større for prisleddene, end den estimerede regressionskoefficient til prisændringen er for prisstigningsårene. En *t*-test viser imidlertid, at den estimerede regressionskoefficient til prisændringen for prisleddene ikke er signifikant større end den estimerede regressionskoefficient til prisændringen for prisstigningsårene.

Det fundne resultat, at regressionskoefficienten til prisændringen er

23. Der burde have været benyttet et 18 måneders timelag i stedet for et 16 måneders timelag for ledigheden, og et 8 måneders timelag i stedet for et 6 måneders timelag for ledighedens ændring (se ligning (1)). Men de estimerede resultater ville næppe afvige meget fra hinanden i de to tilfælde.

større for prisfaldsårene end for prisstigningsårene, er i direkte modstrid med, hvad man ville forvente på forhånd. En af grundene til dette overraskende resultat skal muligvis søges i det faktum, at pristalsreguleringen var mere udbredt på arbejdsmarkedet i de år, hvor priserne faldt, end den var i årene med prisstigning²⁴. Asymmetrihypotesen har på grund af pristalsreguleringens forskellige udbredelse på arbejdsmarkedet i henholdsvis prisstigningsårene og i prisfaldsårene således næppe været udsat for en egentlig afprøvning.

Sammenligning af mellemkrigstidens og efterkrigstidens resultater

19. De estimerede konstante led samt deres signifikansniveau såvel som de estimerede regressionskoefficienter samt deres signifikansniveau er for mellem- og efterkrigstiden vist i tabellerne 2-6.

Tabel 2. De estimerede konstante led.

Perioder	Exogene variable				
	p, U	p, u	U, u	p, U, u	p, U, w
1922-1938				0,05613**	
1922-1930		0,01146			
1931-1938				0,13906 *	
1946-1966	0,10230***				
1946-1958					0,16079***
1959-1966			0,15706***		

Tabel 3. De estimerede regressionskoefficienter til prisændringen.

Perioder	Exogene variable			
	p, U	p, u	p, U, u	p, U, w
1922-1938			0,70847***	
1922-1930		0,62527***		
1931-1938			0,75959**	
1946-1966	0,41990***			
1946-1958				0,79876***

24. For de otte prisstigningsår er der således to år, for hvilke hele arbejdsmarkedet benytter pristalsregulering, to år, for hvilke kun de dele af arbejdsmarkedet, der har to-årige overenskomster, benytter pristalsregulering, og fire år, hvor der slet ikke benyttes pristalsregulering. For de otte prisfaldsår er der derimod tre år, for hvilke hele arbejdsmarkedet benytter pristalsregulering, to år, for hvilke mere end halvdelen benytter pristalsregulering, et år, for hvilket alene den del af arbejdsmarkedet, der har to-årige overenskomster, benytter pristalsregulering, samt to år, for hvilke kun små dele af arbejdsmarkedet benytter pristalsregulering. Pristalsreguleringen er således mere udbredt for prisfaldsårene end for prisstigningsårene. (Se således Danmarks Statistik 1929 pp. 218-72 og pp. 315-21, samt Milhøj 1954, kapitel 1).

Tabel 4. De estimerede regressionskoefficienter til ledigheden.

Perioder	Exogene variable			
	p, U	U, u	p, U, u	p, U, w
1922-1938			-0,23840*	
1931-1938			-0,60400*	
1946-1966	-0,61348***			
1946-1958				-1,52494***
1959-1966		-1,90338***		

Tabel 5. De estimerede regressionskoefficienter til ledighedens ændring.

Perioder	Exogene variable		
	p, u	U, u	p, U, u
1922-1938			-0,04851**
1922-1930	-0,05716*		
1931-1938			-0,09821*
1959-1966		-0,05779***	

Tabel 6. Den estimerede regressionskoefficient til den laggede pengelønsændring.

Periode	Exogene variable
	p, U, w
1946-1958	0,25766*

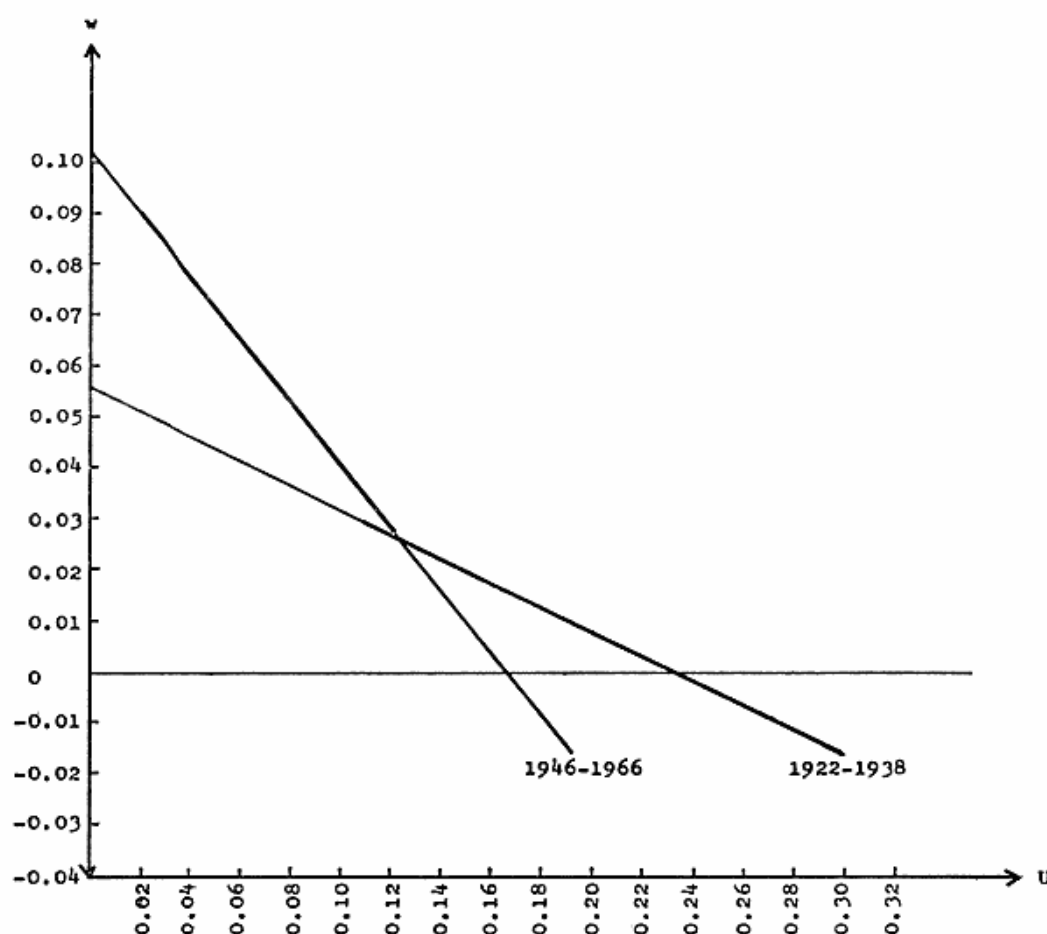
20. I tabel 7 er vist de beregnede ændringer i pengelønnen ved forskellige ledighedsniveauer.

Tabel 7. Beregnede værdier af pengelønsændringen (w^e) for alternative ledighedsniveauer (U).

Estimations- perioder	U						
	0,02	0,04	0,06	0,08	0,10	0,12	0,14
1922-1938 ^(a)	0,051	0,046	0,042	0,037	0,032	0,027	0,022
1946-1966 ^(b)	0,090	0,078	0,066	0,053	0,041	0,029	0,017

Noter: ^(a) De beregnede ændringer i pengelønnen (w^e) er udregnet for stabile detailpriser og for et konstant ledighedsniveau. ^(b) De beregnede ændringer i pengelønnen (w^e) er udregnet for uændrede detailpriser.

21. Det er ikke tilladeligt at slutte ud fra figur 3, at for et givet ledighedsniveau på mindre end 0,125 vil lønstigningen være større i efterkrigstiden end i mellemkrigstiden, eller sagt på en anden måde, at Phillips-kurven ligger højere efter anden verdenskrig end før. Det kan nemlig ikke udelukkes, at lønstigningen i efterkrigstiden ville være mindre end lønstigningen



Figur 3: De partielle sammenhænge mellem pengelønsændring (w) og ledighed (U) estimeret for ligning (1) 1922-1938 og for ligning (1) 1946-1966.

i mellemkrigstiden for efterkrigstidens ledighedsniveau, dvs. 0,02-0,12. Om dette er tilfældet, kan ikke afgøres, fordi mellemkrigstidens ledighed varierede mellem 0,11 og 0,30.

De estimerede *trade-offs* mellem ledighed og pengelønsændring er for mellemkrigstiden og efterkrigstiden henholdsvis $-0,24$ og $-0,61$ (se fig. 3 og tabel 4). Et fald i ledigheden på 1 % point implicerede således i mellemkrigstiden en forøgelse af lønnen på kun 0,24 % point, medens det implicerede en lønforøgelse på 0,61 % point i efterkrigstiden²⁵.

Figur 3 viser yderligere, at *pengelønnen vil være stabil* ved et uændret detailpristal for et konstant ledighedsniveau på 0,235 i mellemkrigstiden, medens pengelønnen vil være stabil ved konstante detailpriser for en ledighed på kun 0,165 i efterkrigstiden.

25. Det estimerede *trade-off* mellem ledighed og lønændring er på hele $-1,90$ for perioden 1959-1966 (se således tabel 4).

I alle de tilfælde, hvor der ekstrapoleres uden for de intervaller, som regressionsligningen er estimeret for, må resultaterne tages med et stort forbehold²⁶. Dette gælder især, hvis der ekstrapoleres, som det f. eks. finder sted i tabel 7, hvilke lønstigninger, der er forbundet med alternative ledighedsniveauer i fuldbeskæftigelseszonen med udgangspunkt i en regressionsligning, der er bestemt for perioden 1922-1938.

Estimationsresultaterne for mellem- og efterkrigstiden under ét

22. Den estimerede regressionsligning er som følger for mellemkrigs- og efterkrigstiden under ét:

1922-1938 + 1946-1966

$$w_t = 0,07026 + 0,63168 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,30796 U_{t-16} - 0,06437 u_{t-8} + e_t$$

(0,00704)*** (0,07144)*** (0,04544)*** (0,01298)*** (19)

$$T = 38$$

$$R^2 = 0,862$$

$$D.W. = 1,894. \quad \text{Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1\% signifikansniveauet}$$

$$r_{pU} = -0,30236; \quad r_{pu} = -0,24648; \quad r_{Uu} = -0,06039$$

23. Profitændringsvariablen²⁷, samspilsvariablen²⁸, den laggede pengelønsændring²⁹, dummy variablen vedrørende konkurrenceintensiteten over for udlandet³⁰ såvel som dummy variablen for socialdemokratiets deltagelse³¹ i regeringen viser sig alle ikke-signifikante for mellem- og efterkrigsperioden under ét.

26. Regressionsligningen for perioden 1922-1938 er bestemt for ledighedsintervallet 0,11-0,30, medens regressionsligningen for 1946-1966 er bestemt for intervallet 0,02-0,12.

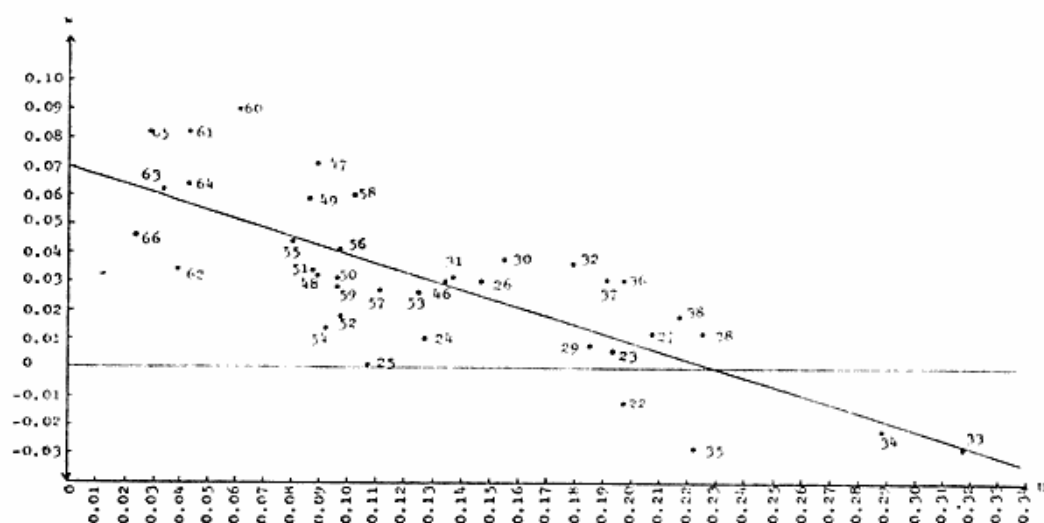
27. Ændringen i aktiekursindekset for industrien er afprøvet for perioden 1924-1938 + 1946-1966.

28. Samspilsvariablen er forsøgt for 1922-1938 + 1946-1966.

29. Den laggede pengelønsændringsvariabel er forsøgt for 1922-1938 + 1946-1966. Det estimerede fortegn for regressionskoefficienten til den laggede pengelønsændring er positiv. Pengelønsstigningen nu intensiveres altså af en tidligere stedfunden pengelønsstigning. Når den laggede pengelønsændring ikke er signifikant 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.

30. Dummy variablen vedrørende graden af konkurrence over for udlandet er forsøgt for 1922-1938 + 1946-1966. Det estimerede fortegn for dummy variablen viser, at pengelønnens stigningstakt er relativt mindre i perioder med stærk konkurrence fra udlandet 1922-1930 samt 1959-1966 end i perioder med mindre intensiv konkurrence 1931-1938 samt 1946-1958.

31. Dummy variablen for socialdemokratiets deltagelse i regeringen er forsøgt for 1922-1938 + 1946-1966. Det estimerede fortegn for dummy variablen viser, at pengelønnens stigningstakt er relativt større i de år, hvor socialdemokratiet var med i regeringen end i de år, hvor socialdemokratiet var i opposition.



Figur 4: Den partielle sammenhæng mellem pengelønsændring (w) og ledighed (U)
estimeret for ligning (19) 1922-1938 + 1946-1966.

Den estimerede regressionskoefficient for prisændringen er mindre end én. *Pengelønnens elasticitet med hensyn til priserne* er altså mindre end 1, ligesom for delperioderne.

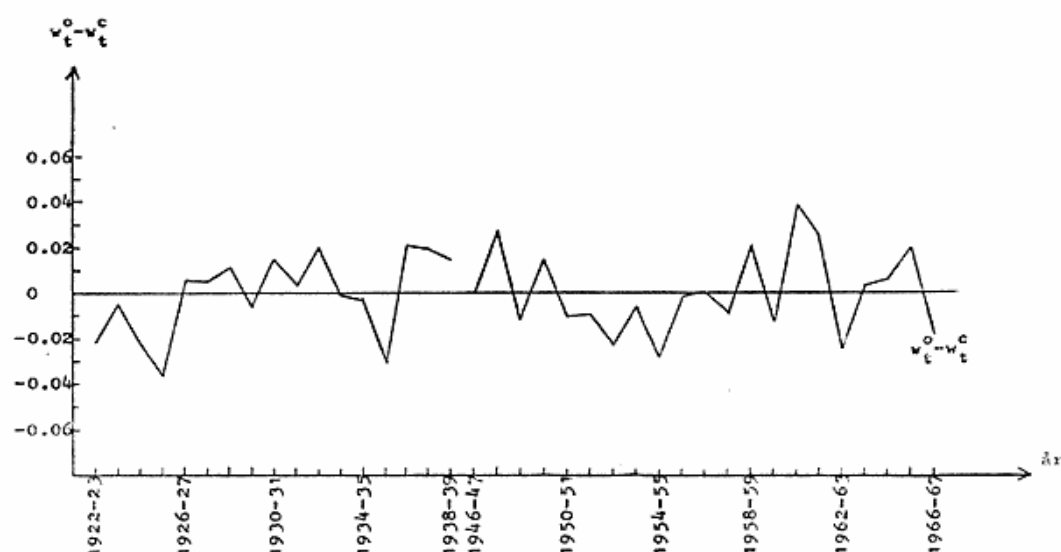
Ifølge regressionsligning (19) vil pengelønnen være konstant ved et stabilt detailpristal for en uændret ledighed på henved 0,23 (se fig. 4). For et konstant detailpristal og en uændret ledighed på 0,30 vil pengelønnen falde 0,022, medens der i fuldbeskæftigelseszonen med en ledighed på 0,04 til 0,02 for stabile detailpriser vil finde en lønstigning sted på mellem 0,058 og 0,064.

Ifølge figur 4 og ligning (19) vil et fald i ledigheden på 1 % point implicere en forøgelse af lønnen på 0,3 % point. Det estimerede *trade-off mellem ledighed og pengelønsændring* er med andre ord -0,3.

24. De stedfundne *residualer* for mellem- og efterkrigsperioden under ét er vist i figur 5. De mulige årsager til de særlig store residualer vil ikke blive diskuteret her, da mellemkrigstidens³² og efterkrigstidens residualer allerede er diskuteret hver for sig (jfr. pkt. 12-22: Lüttichau 1972).

25. Det er et åbent spørgsmål, hvorvidt det er tilladeligt at benytte samme model for hele undersøgelsesperioden. Det lyder på forhånd sandsynligt, at pengelønsændringen er påvirket af forskellige effekter i de forskellige perioder, da de institutionelle forhold på arbejdsmarkedet har ændret sig

32. Mellemkrigstidens residualer er diskuteret i denne artikel pkt. 8-12.



Figur 5: Residualer fra ligning (19) 1922-1938 + 1946-1966.

meget fra begyndelsen af 1920'erne til slutningen af 1960'erne. Der er derfor foretaget test af, om residualvariansernes størrelse for perioderne³³ 1922-1930, 1931-1938, 1946-1958 og 1959-1966 afviger signifikant fra hinanden.

Bartlett-testene (se A. Hald pp. 290-99) viser imidlertid alle, at residualvariansernes størrelse ikke afviger signifikant fra hinanden³⁴ for de fire perioder. Det synes således tilladeligt at benytte samme model for hele undersøgelsesperioden, som det er sket her.

Estimationsresultaterne for mellemkrigs- og efterkrigsperioden under ét for de ikke-lineære relationer

26. Hidtil er der kun benyttet lineære relationer mellem de exogene variable og pengelønsændringen. Forskellige *ikke-lineære relationer* mellem de exogene variable³⁵ og pengelønsændringen er imidlertid også blevet forsøgt.

33. De exogene variable, der er taget med i regressionsligningen, er for alle fire perioders vedkommende dels prisændring og ledighed og dels prisændring, ledighed samt dennes ændring. Først benyttes for alle fire perioder de timelags, der blev estimeret for 1922-1930. Dernæst benyttes for alle fire perioder de timelags, der blev fundet for 1931-1938. Derpå benyttes for alle fire perioder de timelags, der blev estimeret for 1946-1958. Endelig benyttes for alle fire perioder de timelags, der blev fundet for 1959-1966. Til sidst benyttes for hver enkelt periode de for denne periode estimerede timelags.

34. χ^2 -testene er foretaget for signifikansniveauerne 0,99 og 0,01 og for 3 frihedsgrader.

35. Se note 18 og 19.

Estimationsresultaterne for de forskellige forsøgte ikke-lineære relationer³⁶ er angivet i regressionsligningerne (20)-(24).

27. Samtlige estimerede fortegn for regressionskoefficienterne til *prisændringen* er udtryk for en positiv sammenhæng mellem pengelønsændring og prisændring. Hertil kommer, at ligning (23), hvor regressionskoefficienten

1922-1938 + 1946-1966

$$w_t = 0,00620 + 0,62096 p_{t-7\frac{1}{4}} + 0,00204 \frac{1}{U_{t-8}} - 0,05165 u_{t-6} + e_t \quad (20)$$

(0,00556) (0,08531)*** (0,00039)*** (0,01427)***

$$T = 38$$

$$R^2 = 0,817$$

D.W. = 1,335. Den fundne D.W. værdi er placeret i det nedre ubestemte interval for 1% signifikansniveauet. Der er således muligvis positiv autokorrelation i residualerne.

$$r_{p \frac{1}{U}} = 0,42330; \quad r_{pu} = -0,18168; \quad r_{\frac{1}{U}u} = -0,00568$$

$$w_t = -0,04678 + 0,59270 p_{t-7\frac{1}{4}} - 0,03487 \log U_{t-10} - 0,05114 u_{t-6} + e_t$$

(0,01153)*** (0,07509)*** (0,00517)*** (0,01252)*** (21)

$$T = 38$$

$$R^2 = 0,857$$

D.W. = 1,753. Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1% signifikansniveauet

$$r_{p \log U} = -0,43040; \quad r_{pu} = -0,18168; \quad r_{\log U u} = 0,02193$$

$$w_t = -0,04612 + 0,61411 \log(p_{t-7\frac{1}{4}} + 1) - 0,03411 \log U_{t-10} -$$

(0,01169)*** (0,07520)*** (0,00522)***

$$0,04809 \log(u_{t-6} + 1) + e_t \quad (22)$$

(0,01300)***

$$T = 38$$

$$R^2 = 0,853$$

D.W. = 1,797. Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1% signifikansniveauet

$$r_{\log(p+1) \log U} = -0,42614; \quad r_{\log(p+1) \log(u+1)} = -0,15099;$$

$$r_{\log U \log(u+1)} = 0,03884$$

36. Se note 20.

$$\log(w_t+1) = -0,04280 + 0,61380 \log(p_{t-7\frac{1}{2}}+1) - 0,03173 \log U_{t-10} - \\ (0,01156)^{***} (0,07432)^{***} (0,00516)^{***} \\ 0,04782 \log(u_{t-6}+1) + e_t \quad (23) \\ T = 38 \\ R^2 = 0,850 \\ (0,01285)^{***}$$

D.W. = 1,748. Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1% signifikansniveauet

$$r_{\log(p+1) \log U} = -0,42614; \quad r_{\log(p+1) \log(u+1)} = -0,15099; \\ r_{\log U \log(u+1)} = 0,03884$$

$$\log(w_t+1) = 0,06589 + 0,62590 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,28904 U_{t-16} - \\ (0,00690)^{***} (0,06999)^{***} (0,04452)^{***} \\ 0,06361 u_{t-8} + e_t \quad (24) \\ (0,01272)^{***}$$

$$T = 38$$

$$R^2 = 0,861$$

D.W. = 1,861. Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1% signifikansniveauet

$$r_{pU} = -0,30236; \quad r_{pu} = -0,24648; \quad r_{Uu} = -0,06039$$

til prisændringen ligger mellem 0 og +1, afslører en degressiv, positiv sammenhæng mellem pengelønsændring og prisændring.

Alle de estimerede fortegn for regressionskoefficienterne til *ledigheden* er udtryk for en negativ sammenhæng mellem pengelønsændring og ledighed. At den fundne regressionskoefficient til ledigheden er så lille i ligning (23) viser, at den negative relation mellem lønændring og ledighed kun udviser en særdeles ringe grad af degressivitet³⁷.

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 (23) viser, at den negative relation mellem lønændring og ledighedens ændring kun udviser en særdeles ringe grad af degressivitet.

28. Determinationskoefficienterne³⁸ korrigeret for frihedsgrader er vist i tabel 8 for de forskellige forsøgte funktionsformer.

Tabel 8 viser, at forskellene på de fundne determinationskoefficienter er

37. Se note 21.

38. Se note 22.

Tabel 8. Determinationskoefficienten^(a) R^2 .

Periode	w endogen variabel Regressionsligning				$\log(w+1)$ endogen variabel Regressionsligning	
	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
1922-1938 + 1946-66	0,862	0,817	0,857	0,853	0,850	0,861

Note: (a) Korrigeret for frihedsgrader.

så små, at det er umuligt at vælge³⁹ mellem disse funktionsformer alene ud fra determinationskoefficienterne. Alt andet lige vil en simpel funktionsform være at foretrække. Dette taler til fordel for (19).

Forecast

29. *Formålet* med dette afsnit er at undersøge, hvor gode de estimerede regressionsligninger for de forskellige funktionsformer er til at forecaste pengelønnens ændring uden for estimationsperioden 1922-1938 + 1946-1966, nemlig for 1967-1968, 1968-1969, 1969-70 og for 1970-1971.

30. Forskellen mellem de forskellige funktionsformers forecastevne⁴⁰ er, som tabel 9 viser, forholdsvis betydningsløs.

Tabel 9. Den gennemsnitlige kvadratafgivelsessum for de fire forecast-år.

Endogen variabel w					
Regressionsligning ^(a)	Gns. kvadratafgivelsessum ^(b)	Regressionsligning ^(a)	Gns. kvadratafgivelsessum ^(b)	Regressionsligning ^(a)	Gns. kvadratafgivelsessum ^(b)
(19)	0,0316	(20)	0,0287	(21)	0,0229
Endogen variabel w			Endogen variabel $\log(w+1)$		
Regressionsligning ^(a)	Gns. kvadratafgivelsessum ^(b)	Regressionsligning ^(a)	Gns. kvadratafgivelsessum ^(c)	Regressionsligning ^(a)	Gns. kvadratafgivelsessum ^(c)
(22)	0,0240	(23)	0,0206	(24)	0,0287

Noter: (a) Estimationsperioden er overalt 1922-1938 + 1946-1966. (b) Den gennemsnitlige kvadratafgivelsessum er beregnet for w . (c) Den gennemsnitlige kvadratafgivelsessum er beregnet for $\log(w+1)$.

39. Se punkt 16.

40. 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 9 viste gennemsnitlige kvadratafgivelsessummer for $\log(w+1)$ til de gennemsnitlige kvadratafgivelsessummer for w afslører imidlertid, at forskellene faktisk er betydningsløse.

31. I tabel 10 er de observerede og forecastede værdier for 1967-1970 vist for regressionsligning (21), der er den relation, der forecaster bedst (jfr. tabel 9).

Tabel 10. De observerede og forecastede(*) værdier 1967-1970.

År	Observeret værdi ^(b) w^o	Forecast værdi ^(b) w^e	Differens ^(b) $w^o - w^e$	Differens divideret med observeret værdi ^(b) $\frac{w^o - w^e}{w^o}$
1967-1968	0,1032	0,1010	0,0022	0,0002
1968-1969	0,1069	0,0789	0,0280	0,2619
1969-1970	0,1026	0,0927	0,0099	0,0965
1970-1971	0,1547	0,1203	0,0344	0,2224

Noter: (a) Tabel 10's forecastede værdier er beregnet for regressionsligning (21). (b) Udtrykt som decimal.

3. For de fire forecast-år 1967-1970 undervurderer den estimerede regressionslignings forecast uden undtagelse sammenlignet med den faktiske pengelønsændrings størrelse. Forecastperioden synes derfor at være en del mere inflationær end perioden, for hvilken regressionsligningen 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 Phillipskurver implicerede (se f.eks. H. G. Johnson og A. R. Nobay 1971).

Den danske devaluering den 20. november 1967 er muligvis en medvirkende grund til den store lønstigning for 1968-69, da eksporterhvervene fik deres konkurrenceevne forbedret.

Endelig må det huskes, at de overenskomstmæssige lønstigninger sammen med lønstigningerne som følge af arbejdstidsforkortelser er af helt ekstraordinær størrelsesorden for 1968-69 og 1970-71 (se således tabel 6 i Lüttichau 1972).

Reagerer pengelønnen forskelligt over for henholdsvis fald og stigninger i ledigheden?

33. A. W. Phillips (1958) fandt i sin undersøgelse for England, at for en given ledighed var ændringen i pengelønnen større, når arbejdsløsheden var aftagende under en konjunkturopgang, end når den var stigende under en konjunkturedgang, fordi arbejderne og foretagerne i det første tilfælde regner med, at ledigheden vil falde yderligere, medens de i det andet tilfælde regner med, at ledigheden vil stige yderligere.

34. I dette afsnit undersøges det, om dette også kan påvises for Danmark. I denne forbindelse er der dels estimeret en regressionsligning⁴¹ alene omfattende de år i perioden 1922-1938 + 1946-1966, hvor ledigheden faldt og dels en regressionsligning omfattende alene de år i perioden 1922-1938 + 1946-1966, hvor ledigheden steg.

1922-1938 + 1946-1966 ($u < 0$)

$$w_t = 0,06325 + 0,57443 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,31692 U_{t-16} - 0,09804 u_{t-8} + e_t$$

$$(0,01439)^{***} (0,12659)^{***} (0,05833)^{***} (0,04531)^{**} \quad (25)$$

$$T = 21$$

$$R^2 = 0,792$$

$$D.W. = 2,802. \quad \text{Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1\% signifikansniveauet}$$

$$\text{Residual varians} = 0,0003975$$

$$r_{pU} = -0,30213; \quad r_{pu} = 0,07296; \quad r_{Uu} = 0,11542$$

1922-1938 + 1946-1966 ($u > 0$)

$$w_t = 0,07320 + 0,68138 p_{t-7\frac{1}{2}} - 0,24341 U_{t-16} - 0,09365 u_{t-8} + e_t$$

$$(0,01360)^{***} (0,08801)^{***} (0,08832)^{**} (0,02236)^{***} \quad (26)$$

$$T = 15$$

$$R^2 = 0,917$$

$$D.W. = 1,453. \quad \text{Der er ingen autokorrelation i residualerne på 1\% signifikansniveauet}$$

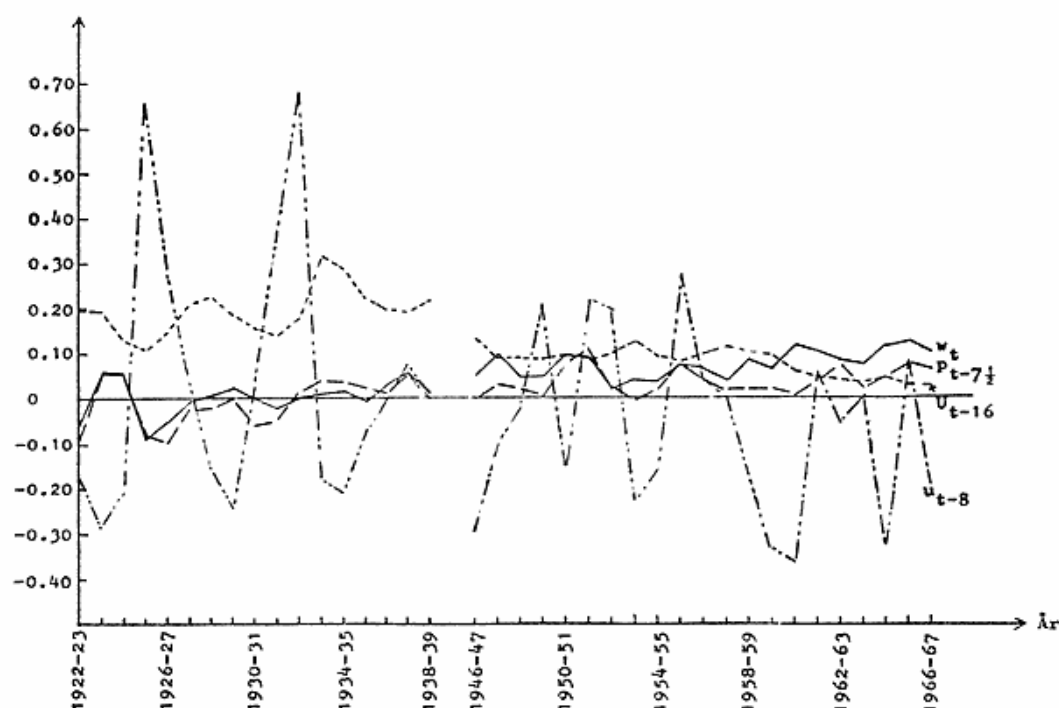
$$\text{Residual varians} = 0,0002925$$

$$r_{pU} = -0,43033; \quad r_{pu} = -0,29499; \quad r_{Uu} = 0,00366$$

Regressionsligning (25) og (26) viser, at de estimerede regressionskoefficienter til ledighedens ændring er så at sige lige store. En t-test viser da også, at den estimerede regressionskoefficient til ledighedens ændring, når arbejdsløsheden aftager, og den estimerede regressionskoefficient til ledighedens ændring, når arbejdsløsheden tiltager, ikke afviger signifikant fra hinanden.

Det er således ikke muligt for Danmarks vedkommende at eftervise, at pengelønnen ændres mere, når ledigheden falder end den gør, når ledigheden stiger.

41. Der er benyttet de timelags, der er estimeret for perioden 1922-1938 + 1946-1966.



Figur 9: Tidsserierne for pengelønsændringen (w), prisændringen (p), ledigheden (U) og ændringen i ledigheden (u). 1922-1938 + 1946-1966.

LITTERATUR

- Danmarks Statistik. 1929. *Statistiske Meddelelser* 4.81.1
- Goldberger, A. S. 1968. *Topics in regression analysis*. New York.
- Hald, A. 1952. *Statistical theory with engineering applications*. New York.
- Johnson, H. G. og A. R. Nobay. 1971. *The current inflation*. London.
- Koerts, J. og A. P. J. Abrahamse. 1969. *On the theory and application of the general linear model*. Rotterdam.
- 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. Nørregaard Rasmussen, pp. 84-106. Københavns Universitets Økonomiske Institut, Studier nr. 13. København.
- Lüttichau, K. 1972. Nogle resultater vedrørende pengelønsændringens determinanter for Danmark i efterkrigstiden. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 110: 64-88.
- Milhøj, P. 1954. *Lønudviklingen i Danmark 1914-1950*. København.
- Phillips, A. W. 1958. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom 1861-1957. *Economica*: 283-99.
- Winding Pedersen, H. 1937. Arbejdsstandsningernes økonomiske virkninger. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 85: 290-317.

APPENDIX

De benyttede data

35. *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*.

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

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

38. *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.

39. *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 indeks. Vægtene er de samme som Danmarks Statistik benyttede ved konstruktionen af forbrugerprisindekset inklusiv bolig i 1965, hvor 1964 benyttes som basisår.

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

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

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

43. *Dummy variabel for graden af konkurrence fra udlandet, 1931-1938 samt 1946-1958* er sat = 0 og 1922-1930 samt 1959-1966 er sat = 1.

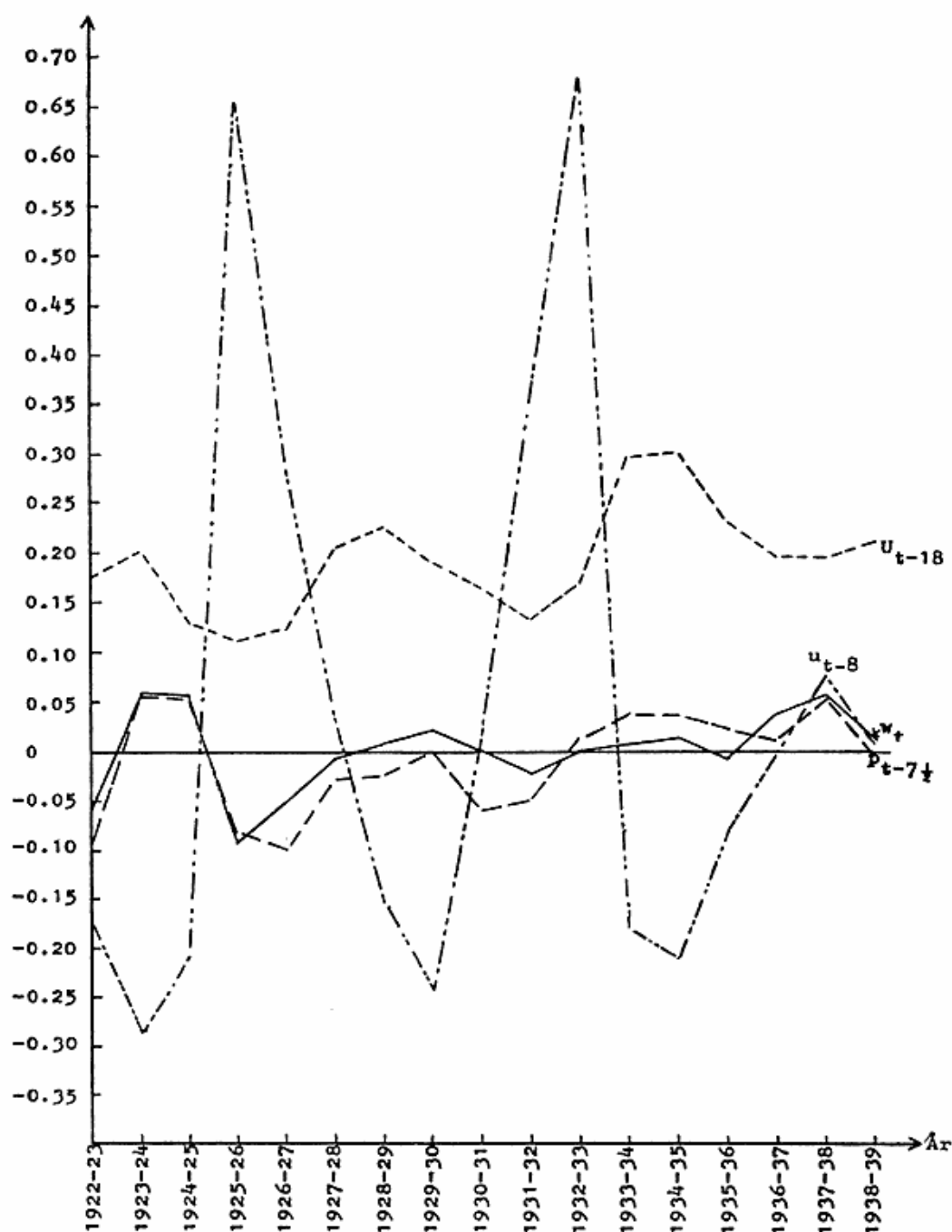
44. *Dummy variabel for Socialdemokratiets deltagelse i regeringsmagten, 1922-1923, 1926-1928, 1946 og 1950-1952* er sat = 0, medens 1924-1925, 1929-1938, 1947-1949 samt 1953-1966 er sat = 1.

Løbende tidsserier

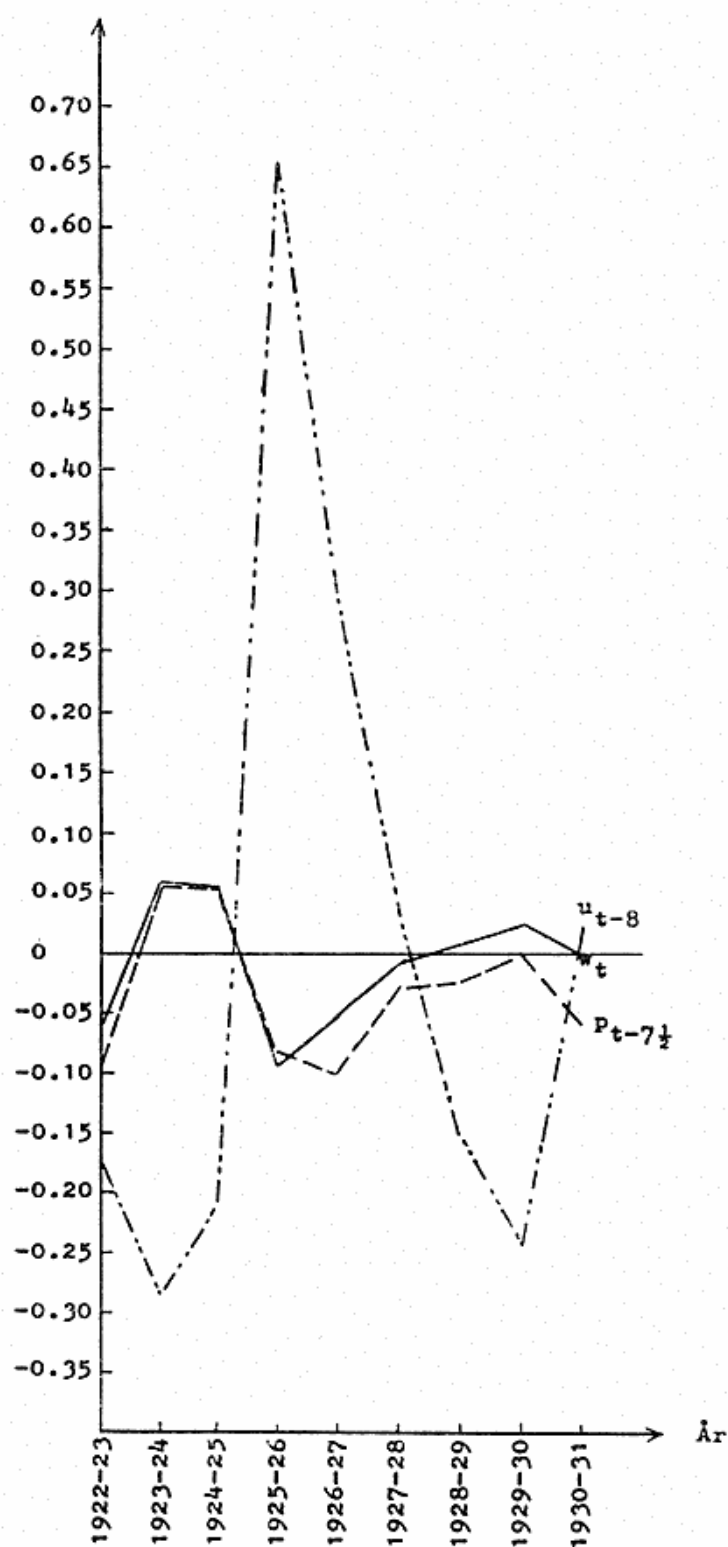
45. I undersøgelsen er alene benyttet *løbende tidsserier* og aldrig standardberegne tidsserier.

Tidsserierne for de variable

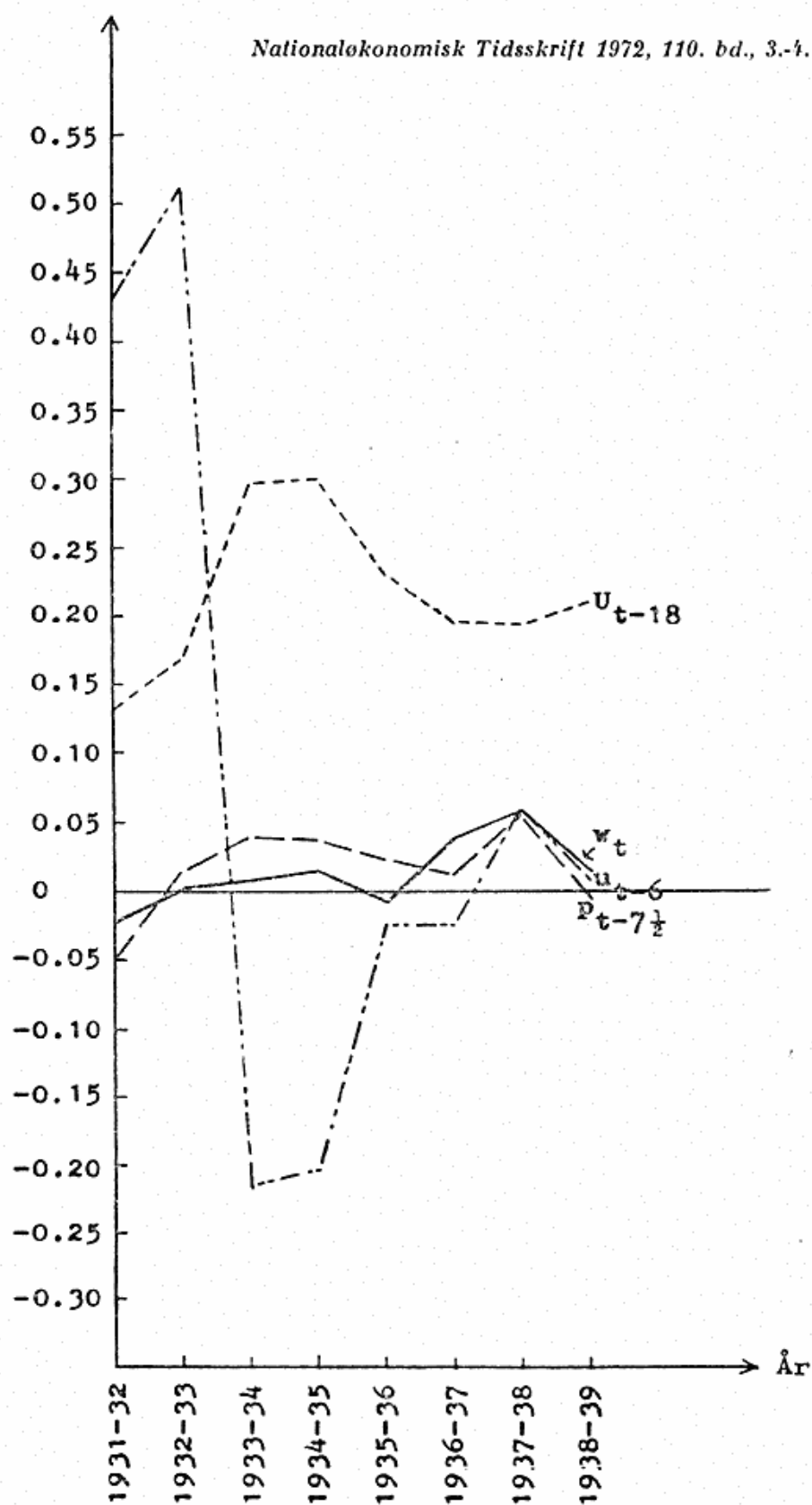
46. Tidsserierne for de benyttede variable er vist i fig. 6-9.



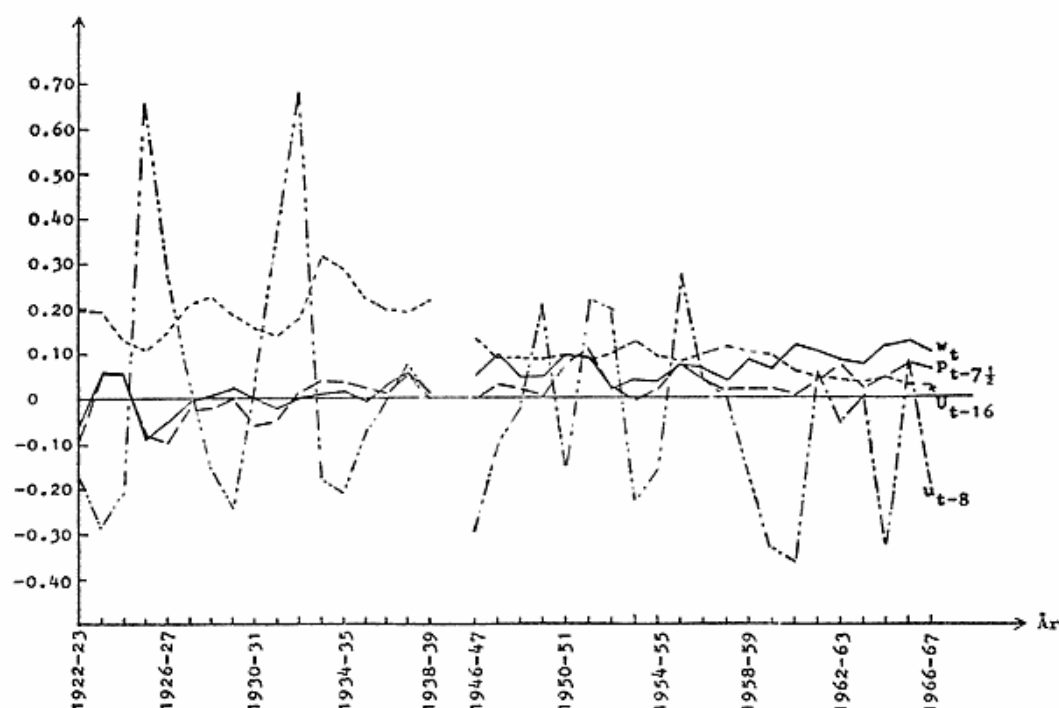
Figur 6: Tidsserierne for pengelønsændringen (w), prisændringen (p), ledigheden (U) og ændringen i ledigheden (u), 1922-1936.



Figur 7: Tidsserierne for pengelønsændringen (w), prisændringen (p) og ændringen i ledigheden (u). 1922-1930.



Figur 8: Tidsserierne for pengelønsændringen (w) prisændringen (p), ledigheden (U) og ændringen i ledigheden (u). 1931-1938.



Figur 9: Tidsserierne for pengelønsændringen (w), prisændringen (p), ledigheden (U) og ændringen i ledigheden (u). 1922-1938 + 1946-1966.

LITTERATUR

- Danmarks Statistik. 1929. *Statistiske Meddelelser* 4.81.1
- Goldberger, A. S. 1968. *Topics in regression analysis*. New York.
- Hald, A. 1952. *Statistical theory with engineering applications*. New York.
- Johnson, H. G. og A. R. Nobay. 1971. *The current inflation*. London.
- Koerts, J. og A. P. J. Abrahamse. 1969. *On the theory and application of the general linear model*. Rotterdam.
- 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. Nørregaard Rasmussen, pp. 84-106. Københavns Universitets Økonomiske Institut, Studier nr. 13. København.
- Lüttichau, K. 1972. Nogle resultater vedrørende pengelønsændringens determinanter for Danmark i efterkrigstiden. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 110: 64-88.
- Milhøj, P. 1954. *Lønudviklingen i Danmark 1914-1950*. København.
- Phillips, A. W. 1958. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom 1861-1957. *Economica*: 283-99.
- Winding Pedersen, H. 1937. Arbejdsstandsningernes økonomiske virkninger. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 85: 290-317.