

Lønudviklingen i Danmark 1911-1976 – stabilitet og specifikation

Peder J. Pedersen

Nationaløkonomisk Institut, Handelshøjskolen i Århus

SUMMARY: Three phases in the development of the Phillips curve are tested with annual Danish data covering the period 1911-76. The first phase consists in estimating a standard linear non-accelerationist Phillips curve. The second phase includes a number of supplementary variables while the third phase tests two versions of the accelerationist hypothesis. The results are: (1) generally, significantly negative coefficients to the rate of unemployment, (2) different supplementary variables contribute significantly in different periods, (3) the accelerationist hypothesis with adaptive and with extrapolative expectations is rejected.

I. Indledning

Efter en flyvende start i slutningen af 50'erne og begyndelsen af 60'erne er Phillipskurven som bekendt løbet ind i vanskeligheder. Stagflationen i slutningen af 60'erne og begyndelsen af 70'erne skabte tvivl om sammenhængens *stabilitet*. Empirisk byggede denne tvivl bl.a. på en generel tendens i retning af numerisk aftagende koefficienter til arbejdsløsheden og tiltagende koefficienter til prisstignings-takten. Teoretisk blev tvivlen med hensyn til Phillipskurvens trade-off mellem lønstigning og arbejdsløshed som bekendt formuleret skarpest af M. Friedman (1968) og E. S. Phelps (1968). En trade-off ville kun være af forbigående karakter. Ved fastholdt lav ledighed vil agenternes pengeillusion gradvis forsvinde, og trægheden i forventningsdannelsen gradvis aftage. Resultatet bliver en på langt sigt lodret Phillipskurve, som ikke levner noget spillerum for at betale en reduktion af arbejdsløsheden med en øget inflationstakt. Prisen er en stadig accelererende inflation. Tilhængere af denne accelerationshypotese anbefaler som bekendt monetær

Jeg har haft stort udbytte af kommentarer fra Jørgen H. Gelting, Svend Hylleberg, Martin Paldam og Ebbe Yndgaard. Efter udarbejdelsen af papiret blev jeg bekendt med, at Niels Kærgård (1980) samtidig har arbejdet med en pris-løn model for Danmark for perioden 1904-70 med henblik på udbygning af den empiriske vækstmodel CLEO.

Lønudviklingen i Danmark 1911-1976 – stabilitet og specifikation

Peder J. Pedersen

Nationaløkonomisk Institut, Handelshøjskolen i Århus

SUMMARY: Three phases in the development of the Phillips curve are tested with annual Danish data covering the period 1911-76. The first phase consists in estimating a standard linear non-accelerationist Phillips curve. The second phase includes a number of supplementary variables while the third phase tests two versions of the accelerationist hypothesis. The results are: (1) generally, significantly negative coefficients to the rate of unemployment, (2) different supplementary variables contribute significantly in different periods, (3) the accelerationist hypothesis with adaptive and with extrapolative expectations is rejected.

I. Indledning

Efter en flyvende start i slutningen af 50'erne og begyndelsen af 60'erne er Phillipskurven som bekendt løbet ind i vanskeligheder. Stagflationen i slutningen af 60'erne og begyndelsen af 70'erne skabte tvivl om sammenhængens *stabilitet*. Empirisk byggede denne tvivl bl.a. på en generel tendens i retning af numerisk aftagende koefficienter til arbejdsløsheden og tiltagende koefficienter til prisstignings-takten. Teoretisk blev tvivlen med hensyn til Phillipskurvens trade-off mellem lønstigning og arbejdsløshed som bekendt formuleret skarpest af M. Friedman (1968) og E. S. Phelps (1968). En trade-off ville kun være af forbigående karakter. Ved fastholdt lav ledighed vil agenternes pengeillusion gradvis forsvinde, og trægheden i forventningsdannelsen gradvis aftage. Resultatet bliver en på langt sigt lodret Phillipskurve, som ikke levner noget spillerum for at betale en reduktion af arbejdsløsheden med en øget inflationstakt. Prisen er en stadig accelererende inflation. Tilhængere af denne accelerationshypotese anbefaler som bekendt monetær

Jeg har haft stort udbytte af kommentarer fra Jørgen H. Gelting, Svend Hylleberg, Martin Paldam og Ebbe Yndgaard. Efter udarbejdelsen af papiret blev jeg bekendt med, at Niels Kærgård (1980) samtidig har arbejdet med en pris-løn model for Danmark for perioden 1904-70 med henblik på udbygning af den empiriske vækstmodel CLEO.

disciplin, som den væsentligste forudsætning for fastholdelse også på langt sigt af en høj beskæftigelsesgrad.

Groft sagt falder det empiriske arbejde med Phillipskurven i tre faser. Den *første fase* bestod i afprøvning af modeller med arbejdsløsheden, ændringer i denne og prisstigningstakten som forklarende variable med data fra mange forskellige lande og tidsperioder. I *anden fase* søges forklaringsgraden øget ved inddragelse af yderligere forklarende variable. I flæng kan nævnes produktivitetsstigning, profit, strejkeintensitet m.v. For de fleste af disse variable gælder det, at deres anvendelse i Phillipskurven har en ad-hoc karakter. Endelig består den *tredje fase* i forsøg på empirisk at vurdere accelerationshypotesen. Disse tre faser skal i det følgende gennemløbes med danske data.

Der arbejdes med enkeltligningsestimation, således at de problemer, som i øvrigt måtte forekomme, suppleres med evt. simultanitetskævheder. Regressionerne foretages for perioden under ét, for årene før og efter 2. verdenskrig og for overlappende 20-års perioder¹: Kort resumeret findes følgende

1. Generelt signifikant negative koefficienter til arbejdsløshedsprocenten. Kun årene under og umiddelbart efter 1. verdenskrig afviger fra mønstret.
2. Phillipskurven er ikke stabil over perioden.
3. Forskellige ad-hoc variable bidrager signifikant til forklaringen i forskellige perioder. At de er forskellige er næppe så kritisabelt, som det umiddelbart kan lyde. F.eks. er det trivielt, at variationer i lønstigningstakten ikke kan forklares ved variationer i den overenskomstmæssige arbejdstid i en periode, hvor denne er konstant.
4. Accelerationshypotesen afvises.²

II. Standard-Phillipskurven

Med den mangfoldighed af lønrelationer, man finder i litteraturen, er dette måske en heroisk overskrift. Det, der tænkes på her, er *en lineær version af Phillipskurven med arbejdsløshedsprocenten og prisstigningstakten som forklarende variable*. Med den oprindelige Phillips-Lipsey relation i tankerne ville det måske nok være mere rimeligt at opfatte en funktion med den inverse arbejdsløshedsprocent som standard-Phillipskurven, jvf. f.eks. O. Eckstein og J. A. Girola (1978). Lüttichaus

1. Resultaterne for 20 års-perioder er udeladt i tabellerne nedenfor af pladsmæssige grunde. En version med mere detaljerede resultater foreligger som memo 1981-1, Økonomisk Institut, Aarhus Universitet. Der findes ligeledes i denne version en diskussion af andre danske resultater vedrørende Phillipskurven samt en mere præcis beskrivelse af de data, som er anvendt i den foreliggende undersøgelse.

2. Det skal understreges, at afvisningen gælder med de her anvendte specifikationer og data.

omfattende forsøg med ikke-lineære specifikationer tyder imidlertid ikke på, at disse fungerer bedre end den lineære med danske data.³ Det er derfor valgt at tage udgangspunkt i den simple specifikation

$$\dot{w}_t = \alpha_0 + \alpha_1 UM_t + \alpha_2(0.5\dot{p}_t + 0.5\dot{p}_{t-1}) \quad (1)$$

hvor \dot{w}_t er den procentvise ændring i den gennemsnitlige årlige timeløn i industri og håndværk, UM er arbejdsløshedsprocenten beregnet som skønnet antal arbejdsløse i forhold til skønnet antal lønmodtagere, og \dot{p} er den relative ændring i forbrugerpriserne. Lagget er valgt a priori, dels ud fra en forventning om en vis træghed i tilpasningen og dels i lys af institutionelle regler med hensyn til dyrtidsreguleringen.⁴

Med denne specifikation får man de i tabel 1 anførte resultater for nogle udvalgte perioder. Kernen i Phillipskurven er en signifikant negativ koefficient til arbejdsløsheden. Hovedindtrykket er, at der i denne forstand har været tale om en Phillipskurve sammenhæng i den betragtede periode. Den iøjnefaldende undtagelse er årene under og umiddelbart efter 1. verdenskrig. Variationen i løn- og prisændringstakten var i disse år så meget voldsommere end variationen i arbejdsløshedsprocenten, at der ikke a priori er grund til at forvente nogen pæn Phillipskurve sammenhæng. Så snart disse år kommer på afstand, findes der for alle delperioder negative og i overvejende grad signifikante koefficienter til arbejdsløsheden. Koefficienten til den vejede inflationstakt er større end én i regressionerne for hele perioden og for årene før henholdsvis efter 2. verdenskrig. Dog er den kun signifikant større end én for årene 1912-39. Ved regression på overlappende 20-års perioder får koefficienten gennemgående værdier under 1, så snart årene 1912-22 er passeret. Kun i den sidste periode, 1957-76, fås igen et punkttestimat over én.

Det ses fra tabel 1, at forklaringsgraden gennemgående er tilfredsstillende for standard Phillipskurven. De eneste markante undtagelser er perioderne 1937-56 og 1942-61. Samme forhold findes ved inddragelse af de forskellige supplerende variable, som diskuteres nedenfor. Der er altså grund til at antage, at et strukturelt skift adskiller 1940'erne og 1950'erne.

Vender vi tilbage til koefficienten til den vejede inflationstakt er mønstret over tid tilsyneladende, at koefficienten er stigende, ikke kun med stigende inflationstakt, men med stigende variabilitet i prisniveauet både inflationært og deflationært.

3. Jvf. samme konklusion hos N. Kærgård (1980).

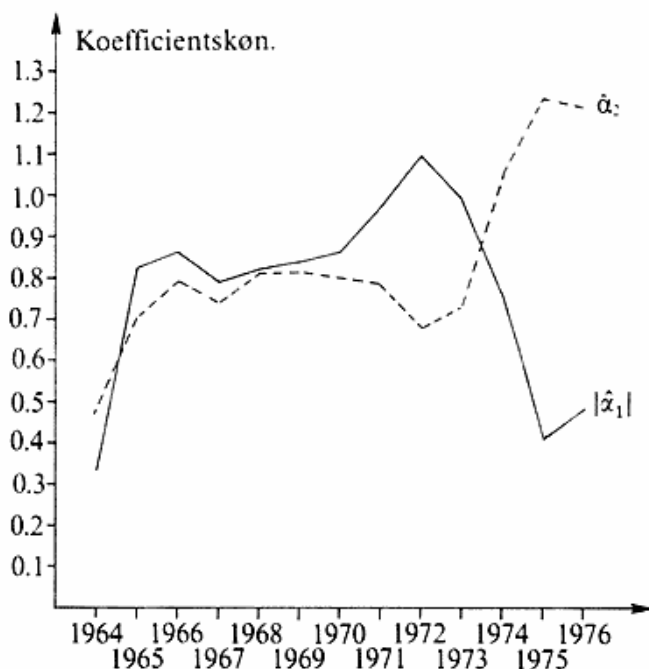
4. Hos N. Kærgård (1980) redegøres for resultaterne med en række forskellige lagstrukturer for prisstigningstakten. Det her anvendte udtryk kommer ud som det klart bedste.

Tabel 1. Standard-Phillipskurve. Udvalgte perioder, 1912-76.

Periode	KONST	UM	V \dot{p}	R ²	\bar{R}^2	DW	n
1912-76	4.6261 (2.3191)	-0.5248 (0.3472)	1.2458 (0.1587)	0.5315	0.5164	1.3444	65
1912-39	-2.1518 (5.6522)	0.3828 (0.7525)	1.6261 (0.2806)	0.5999	0.5679	1.5775	28
1922-39	5.5878 (3.0440)	-0.6081 (0.3638)	1.2086 (0.1745)	0.7620	0.7303	1.1059	18
1946-76	5.8841 (1.0622)	-0.6129 (0.1971)	1.1195 (0.1201)	0.7808	0.7651	1.3042	31
1912-31	-9.5098 (8.3304)	1.9931 (1.4267)	1.8015 (0.3407)	0.6376	0.5949	1.8469	20
1917-36	6.7285 (9.2609)	-0.6551 (1.2184)	1.7052 (0.3252)	0.6691	0.6302	1.8813	20
1922-41	4.1817 (3.6365)	-0.5444 (0.4316)	0.8232 (0.1400)	0.6777	0.6398	1.1025	20
1927-46	8.3640 (2.5348)	-0.7702 (0.3067)	0.5175 (0.1125)	0.5657	0.5146	1.5060	20
1932-51	9.7679 (2.0133)	-0.8311 (0.2494)	0.4157 (0.1245)	0.5172	0.4604	1.9070	20
1937-56	6.4754 (1.9476)	0.2197 (0.3173)	0.2673 (0.1420)	0.1810	0.0846	1.9259	20
1942-61	7.9505 (2.3668)	-0.4597 (0.5045)	0.3129 (0.2720)	0.0788	-0.0296	1.8016	20
1947-66	7.8343 (1.2825)	-0.8646 (0.2243)	0.7899 (0.1814)	0.6935	0.6574	1.8889	20
1952-71	8.1335 (1.4413)	-0.9670 (0.2350)	0.7838 (0.2000)	0.7288	0.6959	1.7372	20
1957-76	5.0218 (1.2394)	-0.4818 (0.2680)	1.2100 (0.1679)	0.7534	0.7244	1.6068	20

Ann.: Symbolforklaring: UM skønnet antal arbejdsløse i forhold til skønnet antal lønmodtagere, $V\dot{p} = 0.5\dot{p}_t + 0.5\dot{p}_{t-1}$, hvor \dot{p} er den relative ændring i forbrugerpriserne. Standardafvigelse i parentes.

Anlægger man den monetaristiske fortolkning, at graden af pengeillusion er en aftagende funktion af ændringsraten i prisniveauet, bliver den foreløbige konklusion, at en høj inflationsrate mindsker lønmodtagernes pengeillusion. En kraftig deflation kan på den anden side antages at mindske arbejdsgivernes pengeillusion, hvad rækken af stor-lock-out'er i 1920'ernes prisfaldsår giver vidnesbyrd om.



Figur 1. Koefficientskøn, relation (1), til arbejdsløshedsprocenten, $|\hat{\alpha}_1|$, og til den vejede prisstigningstakt, $\hat{\alpha}_2$. Overlappende 20-års estimationsperioder med koefficientskønnene henført til slutårene. $|\hat{\alpha}_1|$ er ikke signifikant på 5% niveau for 1964, 1975 og 1976.

Som nævnt i indledningen har en del af det empiriske grundlag for accelerationshypotesen været en observeret tendens i efterkrigsårene i retning af stigende koefficientskøn til prisstigningsvariablen og faldende koefficientskøn til arbejdsløshedsprocenten. Afprøvet med standard Phillipskurven på danske data fås de i fig. 1 viste resultater. Koefficientskønnene stammer fra regression på glidende 20-års perioder og er i figuren henført til slutåret i de respektive perioder. Indtil 1973 ligger koefficienten til den vejede inflationstakt i intervallet 0.7-0.8 uden nogen trend. Fra 1974 sker der et spring op til et niveau over 1. Koefficienten til arbejdsløshedsprocenten ændrer sig tilfældigt indtil 1974, hvorefter den falder til ca. det halve niveau og bliver insignifikant. En nærmere diskussion af accelerationshypotesens evne til at forklare efterkrigsudviklingen i Danmark følger nedenfor. Men der er måske grund til her at nævne, at M. Wachter (1976) på grundlag af en i grove træk tilsvarende udvikling i USA ikke konkluderer, at accelerationshypotesen bekræftes. Tværtimod konkluderer Wachter, på grundlag af en mere raffineret analyse end standard Phillipskurven, at arbejdsløsheden har haft tiltagende betydning for lønudviklingen.

Hovedkonklusionen på dette afsnit er, at standard Phillipskurven i det store og

hele bekræftes med danske data for dette århundrede. Relationen er ikke stabil over hele perioden. Specielt synes perioder med voldsomme fluktuationer i prisniveauet, både deflationære og inflationære, at påvirke sammenhængen. I det følgende skal det undersøges, om forklaringsgraden, som i øvrigt gennemgående er relativt høj, kan forbedres ved inddragelse af supplerende variable.

III. Andre forklarende variable

Ud over suppleret af standard Phillipskurven med andre forklarende variable har man også i en række undersøgelser på forskellig vis raffineret og modificeret de forklarende variable i standard versionen. Eksempelvis har man i en række nyere amerikanske undersøgelser anvendt arbejdsløshedstal, som har været standardiseret for demografiske forskydninger i arbejdsstyrken. Desuden kan man eksperimentere med andre mål for inflationsraten end ændringen i forbrugerpriserne, f.eks. ændringer i faktorpriserne. Endelig kan man eksperimentere næsten ubegrænset med forskellige lagstrukturer og med forskellige kombinationer af forklarende variable. Da hovedsigtet i denne undersøgelse er en vurdering af stabilitets- og specificationsproblemet i det lange sigt og ikke et forsøg på at maximere forklaringsgraden for en enkelt periode, er der kun gjort lidt ud af denne del af Phillipskurve-traditionen. Kun hvad arbejdsløhedsserien angår, er der foretaget en modifikation for at korrigere for den kraftigt stigende tilbøjelighed til arbejdsløhedsforsikring, jvf. Pedersen (1976). Der er derimod ikke gjort forsøg på at supplere med et mål for fordelingen af arbejdsløsheden på delmarkeder. På grund af mangel på anvendelige tal er der heller ikke korrigeret for variationer i antallet af ledige stillinger.

1. Produktivitetsudviklingen

I neoklassisk standardteori for faktormarkeder indgår produktivetsstigningen direkte i efterspørgselsfunktionen. På ikke-atomistiske arbejdsmarkeder kan desuden forhandlingsmodeller begrunde, at produktivetsudviklingen inddrages som forklarende variabel i Phillipskurven. Både i centrale og decentrale lønforhandlinger kan presset fra arbejderne og villigheden til at give efter hos arbejdsgiverne antages at variere positivt med produktivetsudviklingen. For en tidlig analyse, som inddrager produktivetsudviklingen som en alternativ forklaringsmekanisme til standard Phillipskurven kan henvises til E. Kuh's (1967) grundige undersøgelser. For Danmark foreligger der ikke sektorproduktivetstal for den betagtede periode, som stemmer overens med de løndata for industri og håndværk, som anvendes.⁵ I mangel

5. Resultatet her kan derfor ikke sammenlignes med resultaterne i SMEC III, jvf. afsnit II.

Tabel 2. Produktivitetsændringens betydning. Udvalgte perioder, 1912-76.

Periode	KONST	UM	Vp	PR	R ²	\bar{R}^2	DW	n
1912-76	-2.1598 (2.4801)	0.1320 (0.3320)	1.4253 (0.1427)	0.8786 (0.1885)	0.6545	0.6376	1.7376	65
1912-39	-5.1586 (4.7785)	0.4445 (0.6259)	1.6074 (0.2334)	1.2086 (0.3467)	0.7344	0.7012	1.7772	28
1922-39	6.6236 (3.0631)	-0.6361 (0.3550)	1.0377 (0.2122)	-0.4859 (0.3609)	0.7893	0.7441	1.1044	18
1946-76	5.3616 (1.5445)	-0.5786 (0.2127)	1.1373 (0.1275)	0.0681 (0.1442)	0.7826	0.7584	1.3643	31

Ann.: PR procentvis ændring i produktion pr. arbejdstime, hele økonomien.

af dette er der anvendt en serie for den aggregerede timeproduktivitet, jvf. Pedersen (1977). Denne serie er anvendt, som den foreligger, og ikke som f.eks. hos Eckstein og Girola (1978) transformeret til glidende gennemsnitsværdier for at reducere støjen. Umiddelbart forekommer det ikke velmotiveret at konjunkturrense en forklaringsvariabel, med mindre man mener, at lønudviklingen kun påvirkes af trendelementet i produktivitetstigningen. Resultatet af at inddrage produktivitetstudviklingen er for forskellige perioder vist i tabel 2. Det ses, at man for hele perioden 1912-76 får en signifikant positiv koefficient til produktivetsændringstakten. Ved opdeling på delperioder får man kun signifikant positive koefficienter i førkrigsårene. Nærmere bestemt ophører signifikansen, så snart årene under og umiddelbart efter 1. verdenskrig udgår af regressionen. At man til trods for de pauvre resultater for delperioder finder en stærkt signifikant positiv koefficient for hele perioden, kan bero på multicollinearitet mellem arbejdsløsheden og produktivetsændringen. Der kan henvises til den andetsteds (Pedersen 1977) påviste samvariation for hele perioden mellem beskæftigelsesgrad og produktivetsstigningstakt.

Generelt bliver konklusionen, at ændringer i produktivetsstigningstakten ikke bidrager signifikant til forklaringen af ændringer i lønstigningstakten bortset fra årene omkring 1920.

2. Institutionelle variable

a. Arbejdstidsforkortelser

Ændringer i den overenskomstmæssige arbejdstid er, jvf. fodn. 1, brugt som forklarende variabel både i ADAM-lønrelationer og i den foreløbige lønrelation i SMEC III. Det kan bl.a. derfor være af interesse at undersøge denne variabels forklaringssevne over en længere periode.

Ved overenskomstmæssige arbejdstidsforkortelser aftales normalt en

lønkompensation. Dette kan imidlertid ikke være den eneste grund til inddragelse af denne forklarende variabel, med mindre man mener, at der er vandtætte skodder mellem de enkelte komponenter i lønudviklingen. En efterfølgende reduktion i lønglidningen ville jo åbenbart medføre, at en arbejdstidsforkortelse blev uden selvstændig betydning for den samlede lønudvikling. Flere forhold kan tale for alligevel at inddrage arbejdstidsforkortelser som selvstændig forklarende variabel. For det første en formodning om, at en nedsættelse af arbejdstiden i et vist omfang vil være selvfinansierende på grund af produktivitetsstigning. For det andet, at tidspunktet for realisering af en arbejdstidsnedsættelse kan være påvirket af andre faktorer. F.eks. er der næppe tvivl om, at arbejdsgiverne følte sig i en meget presset situation ved indførelsen af 8-timers dagen i 1919/20. Den næste store nedsættelse af den ugentlige arbejdstid kommer først i slutningen af 1950'erne i en situation med en meget gunstig konjunkturudvikling. Det er derfor tænkeligt, at arbejdstidsforkortelser, i det omfang de bidrager signifikant som forklarende variabel i Phillipskurven, virker som proxy-variable for forskellige bagvedliggende faktorer. Resultaterne for nogle delperioder er vist i tabel 3. For hele perioden 1912-76 ses det, at arbejdstidsforkortelser målt som den procentvise ændring i overenskomstmæssig arbejdstid, DHA, bidrager signifikant til forklaringen med en *t*-værdi på ca. 6. Numerisk er koefficienten imidlertid urimelig høj, idet en ændring i arbejdstiden på 1 pct. skulle medføre en ændring i lønnen på lidt over 3 pct. Som det ses ved periodeopdelingen er denne høje værdi knyttet til årene umiddelbart efter 1. verdenskrig. Derefter er DHA insignifikant som forklarende variabel indtil den sidste 20-års periode 1957-76, hvor koefficientens størrelse (-0.75) desuden er væsentlig mere rimelig ud fra a priori overvejelser. Det varierende mønster i DHA's signifikans kan umiddelbart forbindes med den tidsmæssige koncentration af arbejdstidsforkortelser i periodens begyndelse og slutning. Konklusionen bliver derfor, at arbejdstidsforkortelser bidrager signifikant som supplerende variabel i standard Phillipskurven.

b. Arbejdsløshedsunderstøttelse

Den gennemsnitlige erstatning for tabt arbejdsfortjeneste ved arbejdsløshed er steget meget kraftigt i den betragtede periode. For arbejdere i industri og håndværk er den steget fra ca. 15% af den gennemsnitlige arbejdsindkomst i 1911 til ca. 75% i 1976, jvf. Pedersen (1979). Der kan være flere grunde til at inddrage den relative arbejdsløshedsunderstøttelse som supplerende variabel i standard Phillipskurven. For det første kan man tage udgangspunkt i søgeteoretiske modeller. I modeller af denne type vil en stigning i den relative arbejdsløshedsunderstøttelse, i det følgende benævnt kompensationsgraden, føre til en stigning i ens reservationsløn som

Tabel 3. Arbejdstidsforkortelsers betydning. Udvalgte perioder, 1912-76.

Periode	KONST	UM	Vp	DHA	R ²	\bar{R}^2	DW	n
1912-76	3.1622 (1.8938)	-0.3973 (0.2818)	0.9468 (0.1384)	-3.2957 (0.5682)	0.6981	0.6832	1.6565	65
1912-39	-1.9115 (4.3530)	0.1779 (0.5814)	1.0901 (0.2500)	-3.9312 (0.9226)	0.7722	0.7438	1.8331	28
1922-39	5.5864 (2.8331)	-0.6681 (0.3402)	1.2129 (0.16224)	-2.1846 (1.1995)	0.8076	0.7664	1.3669	18
1946-76	5.6692 (1.0665)	-0.5971 (0.1957)	1.0863 (0.1220)	-0.4467 (0.3611)	0.7925	0.7695	1.2909	31

Ann.: DHA procentvis ændring i overenskomstmæssig arbejdstid.

arbejdsløs og dermed til en stigning i den gennemsnitlige arbejdsløshedsperiodes længde. Det er argumenter af denne type, som Blomgren-Hansen og Knøsgaard (1980) lægger til grund for inddragelse af kompensationsgraden i en relation, som skal forklare lønglidningen. En anden grund til at medtage kompensationsgraden kan være en antagelse om, at den spiller en selvstændig rolle i en cost push inflation. Hvis den maximale kompensationsgrad kommer op på et vist niveau, vil understøttelsesfordelingen og lønfordelingen lappe ind over hinanden med det resultat, at en gruppe beskæftigede vil opleve, at de med fuld arbejdsindsats har en mindre indtjening end en gruppe arbejdsløse. Hvis pågældende gruppe beskæftigede reagerer med et lønpres, som efterkommes, vil en forholdsvis stiv lønstruktur bevirke, at der herfra udgår en stigning i hele lønniveauet. Med begge de her nævnte udgangspunkter for inddragelse af kompensationsgraden er det niveauet for denne og ikke, som man umiddelbart kunne forestille sig, ændringen i det, der skal anvendes som forklarende variabel. I tabel 4 er vist nogle resultater med denne variabel. I regressionen for hele perioden er kompensationsgraden ikke signifikant. Ved opdeling fremgår derimod, at den får en signifikant positiv koefficient i efterkrigsårene med en numerisk værdi svarende til, at en stigning på 10 pct. points i kompensationsgraden medfører en stigning i w på ca. 1 pct. point. Dette tidsmæssige mønster i variabelens signifikansgrad er ikke overraskende, idet førkrigsårene er karakteriseret af så lave kompensationsgrader, at man ikke a priori vil forvente nogen indflydelse på lønstigningstakten. Ved yderligere opdeling fås det, at kompensationsgraden er signifikant i delperioderne mellem slutningen af 1920'erne og begyndelsen af 1950'erne, hvor kompensationen stiger fra ca. 25% til ca. 40%. Sammenligning med standard Phillipskurven tyder imidlertid på stærk collinearitet mellem arbejdsløshedsprocenten og kompensationsgraden i denne periode. Signifikansen bør

Tabel 4. Arbejdsløshedsunderstøttelsens betydning. Udvalgte perioder, 1912-76.

Perioder	KONST	UM	Vp	KOMP	R ²	\bar{R}^2	DW	n
1912-76	3.1496 (3.4532)	-0.4611 (0.3659)	1.2276 (0.1626)	3.5129 (6.0604)	0.5341	0.5112	1.3514	65
1912-39	-7.1032 (9.4287)	-0.0953 (1.0504)	1.5197 (0.3264)	46.884 (70.994)	0.6071	0.5580	1.6078	28
1922-39	6.5357 (4.5819)	-0.5277 (0.4702)	1.2371 (0.2062)	-8.3672 (29.440)	0.7634	0.7127	1.1095	18
1946-76	2.0740 (1.6204)	-0.5998 (0.1754)	0.8802 (0.1351)	9.9566 (3.4398)	0.8327	0.8141	1.8128	31

Ann.: KOMP forholdet mellem gennemsnitlig arbejdsløshedsunderstøttelse og gennemsnitlig løn pr. uge.

derfor tages med forbehold. Ved en underopdeling af efterkrigsårene fås for det første, at kompensationsgraden er insignifikant i perioden 1947-66. Da variabelen er tilnærmelsesvis konstant i denne periode, er dette ikke overraskende. For det andet fås i følgende delperioder en stigende signifikans for koefficienten til kompensationsgraden.

Generelt bliver konklusionen, at en kompensationsgrad over et vist niveau synes at influere på lønstigningstakten.

3. Organisationsgrad og arbejdskampe

a. Organisationsgradens betydning

Det teoretiske grundlag for standard Phillipskurven er som hovedregel, jvf. f.eks. Lipsey (1960), et marked med atomistisk konkurrence, hvor prisen reagerer med en vis træghed på uoverensstemmelser mellem udbud og efterspørgsel. I dette afsnit skal der ses på nogle af de supplerende variable, som har været anvendt for at tage hensyn til, at lønfastsættelsen også søges påvirket af parterne på arbejdsmarkedet.

Et karakteristisk træk ved den problemstilling, som skal drøftes her, er den ubehageligt store afstand mellem teori og empiri. I tidens løb er der udarbejdet en række modeller for udfaldet af forhandlinger mellem to modstående parter. Et gennemgående træk i disse modeller er dels temmelig restriktive forudsætninger og dels problemer med at uddrage empirisk relevante udsagn, som kan konfronteres med data.

Dette er baggrunden for, at man i empirisk arbejde har været henvist til at bruge ad hoc prægede variable i et forsøg på at kvantificere graden af aggressivitet, udholdenhed etc. hos arbejdsmarkedets parter. En af disse variabler er

Tabel 5. Betydningen af ændringer i organisationsgraden. Udvalgte perioder, 1912-76.

Periode	KONST	UM	Vp	ΔD	R ²	\bar{R}^2	DW	n
1912-76	4.4747 (2.2309)	-0.5628 (0.3342)	1.1114 (0.1621)	1.0206 (0.4151)	0.5738	0.5528	1.5316	65
1912-39	-2.1500 (5.5957)	0.3041 (0.7477)	1.4698 (0.3056)	0.8109 (0.6603)	0.6236	0.5765	1.6974	28
1922-39	6.4430 (2.9473)	-0.9041 (0.3929)	0.9732 (0.2222)	1.6209 (1.0155)	0.7987	0.7555	1.6855	18
1946-76	6.0784 (1.0904)	-0.6553 (0.2040)	1.0687 (0.1343)	0.3109 (0.3597)	0.7867	0.7630	1.4383	31

Anm.: Symbolforklaring: ΔD ændring i pct.points i organisationsgraden blandt arbejdere.

organisationsgraden. For en tidlig Phillipskurve analyse, som inddrager organisationsgraden, kan henvises til A. G. Hines' (1964) klassiske artikel. For en senere, internationalt komparativ, analyse, som i øvrigt også inddrager danske data, kan henvises til R. L. Thomas (1977). Udgangspunktet i modeller af denne type er, at øget aggressivitet fra fagforeningerne ikke neutraliseres af en tilsvarende øget modstandskraft fra arbejdsgiverside, men resulterer i en højere lønstigningstakt end ellers. Næste trin er at antage korrelation mellem aggressivitetsgrad og organisationsgrad. Udgangspunktet kunne formentlig omformuleres til alene at være et ønske om at afprøve en hypotese om, at et højt organiseret arbejdsmarked er mere inflationært end et atomistisk.

Specielt inddragelse af organisationsgraden som supplerende variabel i Phillipskurven kan rejse tvivl om, hvad vej kausaliteten løber. Man kan udmærket argumentere for, at det er lønstigninger, som inducerer stigninger i organisationsgraden og ikke den anden vej rundt. Dette findes f.eks. for et disaggregeret engelsk materiale bekræftet for mellemkrigsårene af B. Burkitt, D. Bowers og K. J. Armstrong (1978).

Med disse forbehold in mente vises i tabel 5 resultatet af at inddrage ændringen i organisationsgraden blandt arbejdere som forklarende variabel. For hele perioden under ét fås en signifikant positiv koefficient. Ved yderligere periodeopdeling ses det imidlertid, at ændringer i organisationsgraden kun synes at give et beskedent bidrag til forklaring af lønændringen i 1920'erne og 1930'erne. I alle øvrige delperioder er den insignifikant.

I Hines' (1964) model anvendes også niveauet for organisationsgraden som forklarende variabel. Anvendt på danske data giver dette de resultater, som for nogle delperioder er vist i tabel 6. I førkrigsårene giver niveauet for

Tabel 6. Organisationsgradens betydning. Udvalgte perioder 1912-76.

Perioder	KONST	UM	Vp	D	R ²	\bar{R}^2	DW	n
1912-76	-1.9053 (4.8802)	-0.4538 (0.3468)	1.2025 (0.1597)	0.1116 (0.0736)	0.5486	0.5264	1.3607	65
1912-39	-24.079 (10.534)	-1.9604 (1.1985)	1.2453 (0.3027)	0.8722 (0.3647)	0.6769	0.6365	1.7686	28
1946-76	-3.8463 (7.0057)	-0.5468 (0.1994)	0.9199 (0.1848)	0.1533 (0.1092)	0.7957	0.7730	1.5013	31
1912-31	-33.895 (13.142)	-1.8898 (2.1452)	1.2489 (0.3918)	1.1356 (0.5033)	0.7251	0.6735	2.0228	20
1957-76	-10.887 (10.098)	-0.6173 (0.2706)	0.9114 (0.2477)	0.2551 (0.1608)	0.7869	0.7469	1.9336	20

Anm.: Symbolforklaring: D organisationsgraden blandt arbejdere.

organisationsgraden et signifikant bidrag til forklaringen, mens dette, jvf. tabel 5, ikke er tilfældet, når ændringen i organisationsgraden bruges som forklarende variabel. I efterkrigsårene er der i den sidste 20-års periode, 1957-76, tale om en relativt høj *t*-værdi for koefficienten til organisationsgraden, mens den er stærkt insignifikant, når ændringen bruges. Koefficienten bliver dog ikke signifikant på 5% niveau.

Generelt bliver konklusionen på dette afsnit, at der kun i mellemkrigsårene er tale om, at ændringer i organisationsgraden eller dens niveau får signifikante koefficienter som supplerende variable i standard Phillipskurven.

b. Arbejdskampe

Det er nærliggende, at man i forsøgene på at kvantificere organisationernes aggressivitet også har anvendt data for omfanget af konflikter på arbejdsmarkedet. Det er et grundlæggende problem i disse forsøg, at et mangedimensionalt socialt fænomen søges repræsenteret ved ét tal. En given periodes strejker og lock-out'er kan karakteriseres ved deres antal, ved deres varighed og ved antallet af involverede arbejdere og arbejdsgivere. Normalt tvinges man til at udvælge et enkelt af disse karakteristika og lade det være repræsentativt for en given periodes aggressivitetsgrad. A priori er det vanskeligt at sige, om f.eks. antallet af arbejdsstandsninger er et bedre mål end antallet af tabte arbejdsdage. Et stort antal kortvarige arbejdsnedlæggelser kan repræsentere en generel utilfredshed blandt fagbevægelsens menige medlemmer, mens et antal tabte arbejdsdage i én storkonflikt måske i højere grad afspejler strategiske overvejelser i fagbevægelsens ledelse. Hvilket af disse aktionsmønstre, som har størst udsigt til at resultere i lønstigninger, kan næppe siges

generelt.⁶ Et andet grundlæggende problem med disse variable er vanskeligheden ved på teoretisk grundlag at postulere en stabil sammenhæng mellem lønstigningstakt og f.eks. antallet af strejker eller antallet af tabte arbejdsdage. Strejker kan selvsagt startes med mange motiver og kan tænkes i nogle situationer at være offensive og i andre at være defensive. Set over lange perioder er der meget stor variation i strejkeaktiviteten.⁷ En mulig fortolkning af konfliktvariable i standard Phillipskurven vil derfor være, at de fungerer som proxy-variable for mere grundlæggende, voldsomme svingninger i bagvedliggende socialpsykologiske variable. En sådan hypotese kunne afprøves ved at forsøge en endogenisering af strejkeaktiviteten, som det f.eks. sker hos Hibbs (1978) og hos Paldam & Pedersen (1982), der gennemgående finder signifikante positive koefficienter til den nominelle lønstigningstakt i funktioner til forklaring af konfliktantallet i OECD-landene i efterkrigsårene.⁸

En anden fortolkning af konfliktvariable, som man specielt møder i amerikansk litteratur, vedrører forholdet mellem den organiserede og den uorganiserede del af arbejdsmarkedet. Opfattelsen er her, at ændringer i lønstrukturen til ugunst for de organiserede arbejdere udløser strejker med henblik på at reducere ændringen. Formentlig er denne tolkning mindre relevant for vesteuropæiske arbejdsmarkeder, selv om J. H. Pencavel (1974) mener at kunne påvise mekanismen med engelske data.

Et andet principielt problem i forbindelse med konfliktvariable vedrører behandlingen af strejker henholdsvis lock-out'er. Bruger man antallet af arbejdsstandsninger som variabel, er sondringen ligeegyldig, fordi antallet af lock-out'er altid vil være meget lille i forhold til antallet af strejker. Dette gælder derimod ikke, hvis antal tabte arbejdsdage bruges som variabel. Specielt i en tidsserie, der er så lang, at den også omfatter mellemkrigsårenes stor-lock-out'er, bliver problemet akut. Nedenfor er der søgt taget hensyn til det ved i nogle af regressionerne at arbejde med en dummy-variabel for år med stor-lock-out.

Principperne for registrering af arbejdsstandsninger har varieret noget over tiden. Indtil 1930 registreredes så vidt muligt alle konflikter af Statistisk Departement. Fra og med 1931 registreredes kun arbejdsstandsninger, som medførte tab af over 100 arbejdsdage. I perioden 1931-55 er det desuden kun arbejdsstandsninger, som

6. Med data for OECD-landene i efterkrigsårene finder M. Paldam (1983), at antallet af konflikter er det bedste mål for »klimaet« på arbejdsmarkedet.

7. En beskrivelse af udviklingen i 18 lande fra 1919-79 findes i M. Paldam & P. J. Pedersen (1983).

8. I relation til diskussionen i det foregående om valg af dimension for konflikter kan det nævnes, at det konsekvent er antallet af konflikter, der er stærkest korreleret med økonomiske variable. Samme resultat findes i Pedersen (1982) i en undersøgelse af udviklingen i mellemkrigsårene i 23 lande.

Tabel 7. Betydningen af antal arbejdsstandsninger. Udvalgte perioder, 1912-76.

Periode	KONST	UM	Vp	ABST	R ²	\bar{R}^2	DW	n
1912-76	1.5334 (1.7422)	-0.4382 (0.2536)	0.7543 (0.1333)	0.0797 (0.0107)	0.7546	0.7426	1.3756	65
1912-39	-7.2864 (3.6442)	0.3306 (0.4728)	0.5858 (0.2421)	0.1159 (0.0185)	0.8484	0.8295	1.4464	28
1922-39	9.3279 (5.1110)	0.8659 (0.4619)	1.2460 (0.1802)	-0.0576 (0.0631)	0.7754	0.7273	1.2800	18
1946-76	5.9443 (0.9374)	-0.6761 (0.1752)	0.9463 (0.1207)	0.0206 (0.0069)	0.8354	0.8172	1.9621	31

Anm.: Symbolforklaring: ABST samlet antal arbejdsstandsninger.

berører Dansk Arbejdsgiverforenings medlemmer, som registreres.⁹ Med disse forbehold med hensyn til data in mente er der i tabel 7 vist resultaterne af at inddrage antallet af arbejdsstandsninger som supplerende variabel i standard Phillipskurven. For hele perioden bliver koefficienten til denne variabel positiv med meget stærk signifikans. Tilsvarende bliver forklaringsgraden signifikant højere end med nogen af de andre afprøvede supplerende variable. For førkrigsårene under ét bidrager antallet af arbejdsstandsninger ligeledes med stærk signifikans til forklaringen. Den korrigerede R^2 -værdi er desuden væsentlig højere end i de hidtidige specifikationer. Underopdelinger af perioden før 2. verdenskrig viser klart, at det er i årene under og umiddelbart efter 1. verdenskrig, at antallet af arbejdsstandsninger får en signifikant koefficient og medfører en meget høj forklaringsgrad. For den mere »normale« periode 1922-39 er koefficienten insignifikant. For efterkrigsårene under ét er koefficienten signifikant positiv med en t -værdi på ca. 3. Ved yderligere opdeling af efterkrigsårene er koefficienten imidlertid ikke signifikant på 5%-niveau. I de to sidste delperioder fås dog t -værdier omkring 1.5. Specielt ved tolkningen af resultatet for den sidste 20-års periode bør der peges på den arbejdsretlige legalisering af kortvarige spontane arbejdsnedlæggelser, som blev indført i begyndelsen af 1970'erne. Dette kan bidrage til en falsk korrelation mellem en accelererende lønstigningstakt og et stigende antal registrerede arbejdsstandsninger. På den anden side er det ikke utænkeligt, at legaliseringen var en accept af en allerede stedfunden udvikling.

Derefter skal til sammenligning antallet af tabte arbejdsdage forsøges som forklarende variabel. Resultaterne er anført i tabel 8. Det tidsmæssige mønster i

9. En meget grundig undersøgelse af Nielsen & Rolighed (1980) viser, at det samlede antal konflikter er væsentlig større end det officielt registrerede antal.

Tabel 8. Betydningen af antal tabte arbejdsdage. Udvalgte perioder, 1912-76

Periode	KONST	UM	Vp	TAB×10 ⁻⁵	R ²	\bar{R}^2	DW	n
1912-76	4.2511 (2.4017)	-0.5139 (0.3492)	1.2516 (0.1598)	0.0731 (0.1135)	0.5347	0.5118	1.3493	65
1912-39	-2.3325 (5.8807)	0.3825 (0.7676)	1.6264 (0.2863)	0.0334 (0.2138)	0.6003	0.5504	1.5737	28
1922-39	6.5746 (3.1726)	-0.6788 (0.3685)	1.2101 (0.1738)	-0.0728 (0.0688)	0.7796	0.7324	1.4656	18
1946-76	5.2691 (1.0322)	-0.5371 (0.1876)	1.1198 (0.1125)	0.0960 (0.0432)	0.8147	0.7941	1.3692	31

Ann.: Symbolforklaring: TAB antal tabte arbejdsdage ved strejker og lock-out'er.

konfliktvariablenes signifikans er det modsatte af det, vi så i tabel 7. Koefficienten til antal tabte arbejdsdage er signifikant positiv både for efterkrigsårene under ét og opdelt i delperioder, mens den er insignifikant for førkrigsårene og for hele perioden under ét. Forskellen mellem resultaterne med de to specifikationer af konfliktvariablen er særlig markant for årene 1912-21 og for årene fra slutningen af 1940'erne til midten af 1960'erne. For den første periode er en mulig tolkning af den ringe forklaringssevne for antal tabte arbejdsdage, at sammenblandingen af strejker og lock-out'er er særlig alvorlig i disse år. Der vendes tilbage til denne hypotese nedenfor. For den anden periodes vedkommende er en mulig fortolkning af den stærkere signifikans til koefficienten til antal tabte arbejdsdage, at det i højere grad er storkonflikterne, som har haft en inflationær effekt.¹⁰ Det bemærkes, at de to specifikationer fungerer lige godt i den sidste 20-års periode.

Som nævnt skyldes en væsentlig del af de tabte arbejdsdage i førkrigsårene lock-out'er. I tabel 9 redegøres for resultaterne af et simpelt forsøg på at tage hensyn til dette ved at anvende en dummy-variabel for år med stor-lock-out'er, som sættes til værdien 1 i 1911, 1921, 1922 og 1925. Lock-out'en i 1936 blev standset med et regeringsindgreb vendt mod arbejdsgiverne og holdes derfor udenfor. Det ses, at dummy-variablen får det forventede fortegn, men ikke bliver signifikant, når den indgår som eneste supplerende variabel i standard Phillipskurven. Inddrages også antallet af arbejdsstandsninger, får begge variable signifikante koefficienter med de forventede fortegn. Stor-lock-out'erne synes altså alt andet lige at have betydet en

10. N. Kærgård (1980) finder specielt for mellemskrigsårene en tendens til ekstraordinært lave lønstigninger i år umiddelbart efter en storkonflikt.

Tabel 9. Betydningen af stor-lock-out'er i mellemkrigsårene.

Periode	KONST	UM	Vp	L	ABST	R ₂	\bar{R}^2	DW	n
1912-39	-1.3594 (5.7619)	0.3805 (0.7568)	1.5768 (0.2882)	-5.8374 (6.9133)		0.6115	0.5629	1.5973	28
1912-39	-6.1729 (3.2458)	0.3229 (0.4179)	0.4245 (0.2217)	-10.764 (3.8734)	0.1237 (0.0166)	0.8865	0.8665	2.1063	28

Ann.: Symbolforklaring: L dummy-variable = 1 i år med stor-lock-out.

gennemsnitlig lønreduktion på 10% pr. lock-out. Ved en underopdeling af perioden bliver resultaterne mindre pæne. Regression på årene 1912-25, hvorved alle stor-lock-out'er kommer med i perioden, giver således ikke en signifikant koefficient til L og ABST. I femåret 1916-20 er det gennemsnitlige antal arbejdsstandsninger meget højt, mens antallet af stor-lock-out'er er nul. I det følgende ligger det gennemsnitlige antal arbejdsstandsninger klart under gennemsnittet for hele perioden, mens dette femår indeholder samtlige stor-lock-out'er. Dette collinearitetsproblem forsvinder, når hele perioden 1912-39 inddrages.

Den generelle konklusion på dette afsnit bliver, at konfliktvariable bidrager signifikant som supplerende variable i standard Phillipskurven. I førkrigsårene får antallet af arbejdsstandsninger den stærkeste signifikans, mens antallet af tabte arbejdsdage får stærkest signifikans i efterkrigsårene. Endelig peger de foreløbige resultater i tabel 9 på, at stor-lock-out'erne i mellemkrigsårene alt andet lige resulterede i betragtelige lønreduktioner.

4. Supplerende variable i standard Phillipskurven – Resume og diskussion

Det noget kalejdoskopske billede fra de foregående afsnit skal i dette afsnit søges afrundet med en sammenligning af de forskellige supplerende variables betydning. For nogle udvalgte perioder foretages en sammenligning af de forskellige relationer dels ved at se på de supplerende variables signifikans og dels ved at se på forklaringsgraden og Durbin-Watson værdien. I tabel 10 foretages denne sammenligning dels for hele perioden og dels for nogle delperioder. For perioden under ét og for delperioderne 1912-39 og 1946-76, er antallet af arbejdsstandsninger den supplerende variabel, som bidrager mest signifikant til forklaringen. Derefter kommer for hele perioden og for førkrigsårene arbejdstidsforkortelser og produktivitetsstigningstakt i nævnte rækkefølge. For efterkrigsårene under ét kommer variable, som inddrager den relative arbejdsløshedsunderstøttelse og antal arbejdsdage tabt ved konflikter i nævnte rækkefølge. Derudover bidrager ændringer i organisationsgraden signifikant til forklaringen for hele perioden. For årene 1912-39

er niveauet for organisationsgraden den eneste yderligere supplerende variabel, som bidrager signifikant.

Ved yderligere at inddrage årene 1922-39 fremgår det fra tabel 10, at de forskellige supplerende variables signifikans i førkrigsårene beror på udviklingen under og umiddelbart efter 1. verdenskrig. I årene 1922-39 er ingen af de supplerende variable signifikante på 5% niveau. Kun arbejdstidsforkortelser og ændringer i organisationsgraden giver et vist bidrag til forklaringen. Ved underopdelinger af efterkrigsårene ombyttes konfliktvariablenes relative signifikansniveau, således at antal tabte arbejdsdage fremtræder som den vigtigste.

Det generelle indtryk er, at standard Phillipskurvens forklaringssevne forbedres signifikant ved inddragelse af ad hoc prægede supplerende variable, som skal fange periodespecifikke forhold på arbejdsmarkedet. Dette rejser det åbenbare problem i en prognosesammenhæng, at hvad der er den mest afgørende periodespecifikke arbejdsmarkedsfaktor (ud over arbejdsløsheden) i en given periode, først fremtræder klart i en retrospektiv analyse.

Et andet generelt problem ved inddragelsen af supplerende variable er, at man antagelig herved skærper simultanitetsproblemet i standard Phillipskurven. Specielt for produktivitetstigningen, organisationsgradens udvikling og konfliktvariablene gælder det, at der også må antages at løbe en påvirkning fra lønudviklingen til disse variable.

IV. Accelerationshypotesen

Vi er nu, jvf. indledningen, nået til tredje fase i den empiriske Phillipskurve tradition, nemlig afprøvning af den Friedman-Phelps'ske hypotese om, at der kun forbigående er en trade-off mellem lønstigning og arbejdsløshed. Man kan naturligvis forestille sig en fjerde fase, hvor accelerations Phillipskurver udbygges med supplerende variable, jvf. f.eks. L. Godfrey og J. Taylor (1973). Dette skal dog ikke forsøges her. Endelig kan der ved indledningen til dette afsnit henvises til pointen i M. Desai's (1975) artikel, som er, at accelerationshypotesen rettelig vedrører, hvad Desai kalder Lipseykurven for at sondre mellem Phillips' (1958) oprindelige konstruktion og alle efterfølgende arbejder på området startende med R. Lipsey's klassiske artikel (1960). Desai mener, at Phillips' estimationsmåde – sammentrækning af observationerne til intervalgennemsnit – ikke skyldtes, at det er et empirisk arbejde fra præ-computer alderen, men var udtryk for et bevidst ønske om at arbejde med langtidsligevægtpunkter. I lys af denne tolkning bliver det meningsløst at sondre mellem kort-sigts og lang-sigts Phillipskurver. Der er imidlertid ikke tvivl om, at den altovervejende empiriske tradition samt diskussionen om accelerationshypotesen vedrører lønrelationer med års- eller kvartalsdata.

Tabel 10. Sammenligning af specifikationer.

	Supplerende variabel	t-værdi	\bar{R}^2	DW
a. 1912-76	Standard	-	0.5164	1.3444
	PR	4.66	0.6376	1.7376
	DHA	-5.80	0.6832	1.6565
	KOMP	0.58	0.5112	1.3514
	ΔD	2.46	0.5528	1.5316
	D	1.52	0.5264	1.3607
	ABST	7.45	0.7426	1.3756
	TAB	0.64	0.5118	1.3493
b. 1912-39	Standard	-	0.5679	1.5775
	PR	3.49	0.7012	1.7772
	DHA	4.26	0.7438	1.8331
	KOMP	0.66	0.5580	1.6078
	ΔD	1.23	0.5765	1.6974
	D	2.39	0.6365	1.7686
	ABST	6.26	0.8295	1.4464
	TAB	0.16	0.5504	1.5737
c. 1946-76	Standard	-	0.7651	1.3042
	PR	0.47	0.7584	1.3643
	DHA	-1.24	0.7695	1.2909
	KOMP	2.89	0.8141	1.8128
	ΔD	0.86	0.7630	1.4383
	D	1.40	0.7730	1.5013
	ABST	2.99	0.8172	1.9621
	TAB	2.22	0.7941	1.3692
d. 1922-39	Standard	-	0.7303	1.1059
	PR	-1.35	0.7441	1.1044
	DHA	-1.82	0.7664	1.3669
	KOMP	-0.28	0.7127	1.1095
	ΔD	1.60	0.7555	1.6855
	ABST	-0.91	0.7273	1.2800
	TAB	-1.06	0.7324	1.4656

Udgangspunkt tages i den simpleste version af standard Phillipskurven med den forventede prisstigningstakt, \dot{p}^* , som forklarende variabel

$$\dot{w}_t = \alpha_0 + \alpha_1 UM_t + \alpha_2 \dot{p}_t^* \quad (2)$$

Accelerationshypotesen indebærer som bekendt, at $\alpha_2 = 1$. Da der ikke i Danmark foreligger direkte observerede prisstigningsforventninger, er det nødvendigt at specificere en funktion til forklaring af \dot{p}_t^* . Den simpleste er $\dot{p}_t^* = \dot{p}_t$. Afprøvning af accelerationshypotesen bliver i dette simple tilfælde ensbetydende med en kontrol af, om $\hat{\alpha}_2$ afviger signifikant fra 1 i en standard Phillipskurve, som alene indeholder den aktuelle prisstigningstakt. Denne standard Phillipskurve bliver altså endnu enklere end den i tabel 1 anvendte, hvor det implicit antages, at $\dot{p}_t^* = \sum_{i=0}^1 \frac{1}{2} \dot{p}_{t-i}$.

Nedenfor skal accelerationshypotesen vurderes med anvendelse af dels den extrapolative hypotese for forventningsdannelse

$$\dot{p}_t^* = \dot{p}_t + \theta(\dot{p}_t - \dot{p}_{t-1}) \quad (3)$$

hvor forventningerne dannes ud fra den aktuelle inflationsrate korrigeret med inflationsrateændringen fra foregående periode multipliceret med en konstant θ . Hvis $\theta > 0$, medfører denne forventningsdannelsesmodel, at en aktuel trend i inflationsraten antages at fortsætte, mens $\theta < 0$ medfører en antagelse om, at en konstateret acceleration i inflationsraten udløser forventning om en fremtidig deceleration og omvendt. Desuden skal afprøves den adaptive forventningsdannelsesmodel

$$\dot{p}_t^* = \dot{p}_{t-1}^* + \gamma(\dot{p}_t - \dot{p}_{t-1}^*) \quad (4)$$

hvor forventningerne dannes ud fra foregående periodes forventninger korrigeret med en brøkdelen af sidste periodes forventningsfejl. Problemerne med disse forventningsdannelsesmodeller er velkendte og skal ikke diskuteres nærmere her. Ved indsættelse af henholdsvis (3) og (4) i (2) fås følgende estimationsligninger

$$\dot{w}_t = \alpha_0 + \alpha_1 UM_t + \alpha_2 \dot{p}_t + \alpha_2 \theta (\dot{p}_t - \dot{p}_{t-1}) \quad (5)$$

$$\dot{w}_t = \alpha_0 \gamma + \alpha_1 UM_t - \alpha_1 (1 - \gamma) UM_{t-1} + \alpha_2 \gamma \dot{p}_t + (1 - \gamma) \dot{w}_{t-1} \quad (6)$$

Fra (5) og (6) kan fås to forskellige skøn over α_2 , koefficienten til den forventede inflationsrate. Desuden kan fås skøn over parameteren θ i den extrapolative model og over korrektionsparameteren γ i den adaptive model. Fra (6) fås, at koefficienterne til UM_t , \dot{w}_{t-1} og UM_{t-1} skal opfylde restriktionen

$$\beta_1 \cdot \beta_3 + \beta_2 = 0 \quad (7)$$

hvor β_1 er koefficienten til UM_t , β_2 er koefficienten til UM_{t-1} og β_3 er koefficienten til \dot{w}_{t-1} . Denne restriktion giver mulighed for at teste accelerationshypotesen. Et sådant test er påkrævet, idet det, jvf. S. Turnovsky (1972), er muligt at nå frem til en estimationsligning som (6) med et helt andet teoretisk udgangspunkt end accelerationshypotesen. F.eks. vil en model, hvor lagstrukturen beror på

tilpasningstrægheder kunne give en estimationsligning, som ikke statistisk kan skelnes fra (6).

Ud over Phillipskurven med den forventede inflationsrate som forklarende variabel skal også Phelps' (1968) forventningsmodel afprøves. Phelps' lønrelation på kontinuert form er

$$\dot{w}_t = f(U_t, v_t) + \dot{w}_t^* \quad (8)$$

hvor v_t er en indikator for antal ledige stilliger og \dot{w}_t^* er den forventede lønstigningstakt. Modellen bygger på en antagelse om, at virksomhederne ønsker at befæste deres konkurrenceposition på arbejdsmarkedet gennem opretholdelse af bestemte løndifferentialer. Forventningsopfyldelse i langtidsligevægt vil, jvf. (8), medføre $f(U, v) = 0$, d.v.s. der findes ingen langsigtet trade-off mellem inflation og arbejdsløshed. På diskret form med henblik på empirisk afprøvning omskrives (8) analogt med omskrivningen hos Turnovsky (1972, p. 8) til

$$\dot{w}_t = \alpha_0 + \alpha_1 UM_t + \alpha_2 UM_{t-1} + \alpha_3 \dot{w}_t^* \quad (9)$$

Den forventede lønstigningstakt kan derefter, analogt med forventnings Phillipskurven ovenfor, specificeres som bestemt af henholdsvis en extrapolativ og en adaptiv forventningsdannelsemodel. Turnovsky arbejder med estimationsligningerne

$$\dot{w}_t = \beta_0 + \beta_1 UM_t + \beta_2 UM_{t-1} + \beta_3 \dot{w}_{t-1} + \beta_4 (\dot{w}_{t-1} - \dot{w}_{t-2}) \quad (10)$$

og

$$\dot{w}_t = \beta_0 + \beta_1 UM_t + \beta_2 UM_{t-1} + \beta_3 \dot{w}_{t-1} \quad (11)$$

for henholdsvis situationer med extrapolativ og med adaptiv forventningsdannelse. Turnovsky arbejder med halvårsdata og har i estimationsligningerne (10) og (11) skåret laggene ned til dem, som giver signifikante koefficienter. Det er derfor a priori antaget, at laggene er tilstrækkelig lange i den her anvendte årsmodel. Det bemærkes, at estimationsligningerne (6), (10) og (11) indeholder den laggede endogene som forklarende variabel. Resultaterne skal derfor tages med de heraf følgende forbehold.

I tabel 11 er vist resultaterne med de her valgte specifikationer af accelerationsteorien dels for hele perioden 1913-76, og dels for nogle udvalgte delperioder. Generelt er Phelps-versionen statistisk underlegen i forhold til specifikationen med den forventede inflationsrate som forklarende variabel. Denne vil derfor i det væsentlige blive lagt til grund i det følgende. Først skal resultaterne i tabel 11 kommenteres kort. Derefter skal der tages stilling til i hvilket omfang, de støtter accelerationshypotesen. For hele perioden er resultaterne (tabel 11a) statistisk set klart dårligere end de bedste ved estimation af standard Phillipskurven med

Tabel 11. Afprøvning af accelerationshypotesen.

	Philippskurve med forventet inflationsrate som forklarende variabel		Phelps-model	
<i>a. 1913-76.</i>				
Ligning	5	6	10	11
\bar{R}^2	0.5540	0.6144	0.4588	0.3676
R^2	0.5317	0.5882	0.4221	0.3360
DW	1.2996	1.8555	1.9460	1.5610
KONST	4.5246 (2.3502)	2.4932 (2.3563)	7.1053 (2.7233)	6.0851 (2.8987)
UM_t	-0.5012 (0.3494)	-0.5568 (0.5707)	-0.2528 (0.7058)	-0.9305 (0.7206)
UM_{t-1}		0.2711 (0.5706)	-0.2367 (0.7069)	0.4223 (0.7240)
\dot{p}_t	1.2448 (0.1577)	0.8693 (0.1415)		
$\Delta\dot{p}_t$	-0.3700 (0.1653)			
\dot{w}_{t-1}		0.3504 (0.0908)	0.3910 (0.1135)	0.5645 (0.1065)
$\Delta\dot{w}_{t-1}$			0.3959 (0.1255)	
<i>b. 1913-39</i>				
Ligning	5	6	10	11
\bar{R}^2	0.6326	0.6617	0.4600	0.3809
R^2	0.5847	0.6002	0.3618	0.3001
DW	1.5247	2.0182	1.9027	1.4853
KONST	-3.7465 (6.1265)	-3.7573 (6.0468)	5.5478 (7.0430)	6.3729 (7.3598)
UM_t	0.6047 (0.8048)	0.1615 (1.2140)	-0.8704 (1.5360)	-2.0578 (1.4518)
UM_{t-1}		0.4294 (1.1047)	0.5295 (1.4626)	1.4984 (1.4235)
\dot{p}_t	1.6601 (0.2840)	1.2063 (0.2823)		
$\Delta\dot{p}_t$	-0.4596 (0.2878)			
\dot{w}_{t-1}		0.3029 (0.1424)	0.4030 (0.1863)	0.5686 (0.1695)
$\Delta\dot{w}_{t-1}$			0.3804 (0.2119)	

(fortsættes)

supplerende variable. Prisstigningstakten får en signifikant positiv koefficient i den extrapolative model (1), mens den laggede lønstigningstakt får signifikant positive koefficienter i de øvrige tre modeller. I den ekstrapolative model ses det desuden, at accelerationen i inflationsraten får en signifikant negativ koefficient. Dette er i øvrigt også tilfældet i de fleste af delperioderne. Endelig ses det, at den laggede acceleration i lønstigningstakten får en signifikant positiv koefficient i den extrapolative version af Phelps-modellen. Fra resultaterne af den overordnede periodeopdeling i førkrigs- og efterkrigsår (tabel 11b og c) fremgår for det første, at forklaringsgraden specielt for Phelps-modellen er væsentlig større i efterkrigsårene. Herudover er de væsentligste forskelle, at den laggede acceleration i lønstigningstakten bliver insignifikant i efterkrigsårene, samt – tentativt – at *ændringer* i arbejdsløsheden synes at påvirke lønstigningstakten positivt, jvf. regressionerne (3) og (4) i tabel 11c. Ved en yderligere periodeopdeling findes for førkrigsårene den – efterhånden – velkendte forskel på årene 1912-21 og årene 1922-39. Ved en underopdeling af efterkrigsårene findes for forventnings Phillipsmodellerne (1) og (2) for det første den aftagende betydning af arbejdsløsheden og den tiltagende betydning af prisstigningstakten. For det andet findes, at den laggede lønstigningstakt er insignifikant i hver af delperioderne, mens den er stærkt signifikant i hele perioden 1946-76. I Phelps-modellerne er den laggede lønstigningstakt kun signifikant i den sidste tyve-års periode, mens den laggede acceleration i lønstigningstakten, som allerede nævnt, er insignifikant i alle delperioderne. Det laggede niveau for arbejdsløsheden er derimod signifikant i samtlige Phelps-relationer for efterkrigsårene.

Sammenlignet på basis af forklaringsgraden er accelerationsmodellerne væsentlig ringere end standard Phillipskurven med supplerende variable for hele perioden 1912/13-1976. For de enkelte delperioder gælder, at kun for årene 1922-39 og 1947-66 er forventnings Phillipskurven generelt bedre end standard Phillipskurven med supplerende variable. Overraskende nok klarer accelerationsmodellerne sig næsten dårligst i den seneste – mest inflationære – 20-års periode fra 1957-76.

Dernæst skal der ses på de skøn, der fra forventnings Phillipskurverne kan udledes over koefficienten $\hat{\alpha}_2$ til den forventede inflationsrate, jvf. (2), og over parametrene θ i den extrapolative model og γ i den adaptive model. Desuden skal det undersøges i hvilket omfang restriktionen (7), som følger af accelerationshypotesen, er opfyldt. I tabel 12 er der givet en oversigt over resultaterne. Restriktionen (7) er omformuleret til, at $\beta_1\beta_3/\beta_2 = -1$, hvis accelerationshypotesen er opfyldt.

I begge modeller ses det, at $\hat{\alpha}_2$ er mindre i efterkrigsårene end i førkrigsårene. I modellen med adaptive forventninger gælder dette også, selv om de stærkt inflationære år under og umiddelbart efter 1. verdenskrig holdes ude. I efterkrigsårene opdelt i delperioder ses dels en stigende trend i $\hat{\alpha}_2$, dels ses det, at $\hat{\alpha}_2$

Tabel 12. Forventnings Phillipkurver. Afledte parameterskøn og test af accelerationshypotesen.

Periode	Extrapolative forventninger		Adaptive forventninger		
	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\gamma}$	$\beta_1\beta_3/\beta_2$
1913-76	1.24	-0.30	1.34	0.65	-0.72
1913-39	1.66	-0.28	1.73	0.70	-0.11
1946-76	1.12	-0.42	0.82	0.67	-0.07
1922-39 (OLS)	1.22	-0.42	2.08	0.68	-0.53
1922-39 (CORC)	0.93	-0.35			
1947-66	0.80	-0.25	0.58	0.95	-0.02
1952-71	0.86	-0.29	0.53	0.86	-0.05
1957-76	1.19	-0.40	0.73	0.89	-0.07

generelt er mindre end 1. I førkrigsårene er $\hat{\alpha}_2$ generelt væsentlig større end 1. Umiddelbart bekræfter disse estimater altså ikke accelerationshypotesen $\alpha_2 = 1$.

I den extrapolative model er fortegnet til $\hat{\theta}$ konsekvent negativt. Forventningsdannelsen har altså efter dette at dømme været regressiv, d.v.s. en accelererende inflation har udløst forventninger om en efterfølgende deceleration i inflationsraten og omvendt. Numerisk er der ingen klar trend i $\hat{\theta}$ over perioden. Det er der derimod for $\hat{\gamma}$'s vedkommende. Ved underopdeling af efterkrigsårene ses det, at trægheden i en adaptiv forventningsdannelse har været mindre i efterkrigsårene med deres jævnt accelererende inflation.

Endelig skal der ses på værdien af $\beta_1\beta_3/\beta_2$. Umiddelbart fremtræder de fundne værdier som en klar afvisning af accelerationshypotesen, idet de for alle delperioder er væsentlig mindre end -1 . Testet bliver dog i denne sammenhæng tvivlsomt, fordi så få af de indgående parametre er signifikante. Generelt bliver konklusionen på dette afsnit, at hverken en sammenligning af forklaringsgraden eller en undersøgelse af afledte parameterverdier som i tabel 12 støtter accelerationshypotesen.

Det fremhæves i litteraturen, jvf. f.eks. A. M. Santomero og J. J. Seater (1978, pp. 526-27), at tests af den type, som er anvendt her, har en skævhed i retning af forkastelse af accelerationshypotesen, idet $\hat{\alpha}_2$ skulle undervurdere den sande værdi af α_2 . Problemet diskuteres nærmere af T. J. Sargent (1971), som viser, at en restriktion på vægtene i udtrykket

$$\hat{p}_t^* = \sum_{i=0}^m v_i \hat{p}_{t-i} \quad (12)$$

om, at de skal summere til én i en situation, hvor inflationsprocessen er stationær, vil

resultere i for høje estimater af vægtene og et for lille estimat af α_2 . Hvis dette resultat skal bruges i en kritik af tests af den type, der er brugt her, skal det både gælde, at inflationsprocessen i den studerede periode er stationær, og at forventningsdannelsen er rationel. Det sidstnævnte punkt skal der ikke gås ind på her. Derimod skal virkninger af en ikke-stationær inflation kort berøres.¹¹ Hvis man i modsætning til Sargent – mener, at efterkrigsårene kan beskrives som en periode med trendmæssig stigning i inflationsraten, ændres standardkonklusionen med hensyn til skævheden på $\hat{\alpha}_2$. Antag at den faktiske inflationsrate genereres af en stokastisk proces med stigende middelværdi over tiden. Forudsat rationel forventningsdannelse skal en korrekt specificeret forventnings Phillipskurve i denne situation indeholde $E(\dot{p}_t)$ som forklarende variabel, hvor denne er middelværdien af den stokastiske proces. I stedet arbejdes med en vejet sum, $\sum v_i \dot{p}_{t-i}$, af fortidige inflationsrater som repræsentant for den forventede inflationsrate. Med en stigende trend i inflationstakten vil $\sum v_i \dot{p}_{t-i}$ systematisk være mindre end $E(\dot{p}_t)$, eller formelt

$$E(\dot{p}_t) = E(k) \sum v_i \dot{p}_{t-i} \quad (13)$$

hvor k er en stokastisk variabel med $E(k) > 1$. Phillipskurven, der estimeres, kan skrives

$$\dot{w}_t = A + \alpha_2 \sum v_i \dot{p}_{t-i} \quad (14)$$

hvor A samler de øvrige variable, som ikke interesserer i den foreliggende sammenhæng. Den sande relation – forudsat rationel forventningsdannelse – er

$$\begin{aligned} \dot{w}_t &= A + \alpha_2 E(\dot{p}_t) \\ &= A + \alpha_2 E(k) \sum v_i \dot{p}_{t-i} \end{aligned} \quad (15)$$

Estimation på (14) giver et estimat $\hat{\alpha}_2 \approx \alpha_2 E(k)$. Da $E(k) > 1$, får man altså $\hat{\alpha}_2 > \alpha_2$, d.v.s. det modsatte af standardkonklusionen. I en periode med jævnt stigende inflationsrate skulle man således få en skævhed i retning af enten fejlagtigt at acceptere accelerationshypotesen, hvis $\alpha_2 < 1$ og $\hat{\alpha}_2 \approx 1$ eller i retning af fejlagtigt at forkaste hypotesen, hvis $\alpha_2 = 1$. Dette kan modificeres, hvis den normalt anvendte restriktion, $\sum v_i = 1$, er fejlagtig, hvorved vægtene overvurderes, og $\hat{\alpha}_2 < \alpha_2 E(k)$, men under alle omstændigheder modificeres standardkonklusionen, hvis inflationsprocessen ikke er stationær.

Endelig gælder det generelt, at afvisningen af accelerationshypotesen i dette afsnit kun er tentativ, idet hypotesen både kan formuleres og testes på andre måder end de her anvendte.

11. Jørgen H. Gelting er ophavsmand til pointen i det følgende.

V. Konklusion

Standard Phillipskurven med korrigeret arbejdsløshedsprocent og vejet stignings-takt i forbrugerpriserne som forklarende variable findes i det store og hele bekræftet med danske data for dette århundrede. Koefficienterne er ikke stabile over tid, men er som hovedregel signifikante med det forventede fortegn. Relationen synes især at være følsom over for meget voldsomme fluktuationer i prisniveauet.

Som nævnt ovenfor sonderer Desai (1975) mellem Phillips' specifikation, som antages at vedrøre en sammenhæng mellem gennemsnitsværdier for grupperede data, og Lipsey's specifikation forstået som en Phillipsmodel estimeret med data for de enkelte år eller for endnu kortere perioder. Hvis den førstnævnte tolkning er mest relevant, hvis man ønsker at skønne over en evt. langtids trade-off mellem inflation og arbejdsløshed, er det den sidstnævnte, som er relevant i prognosesammenhæng. Det fremgår i denne sammenhæng af afsnit IV, at standard Phillipskurven med fordel kan udbygges med supplerende variable med det formål at fange virkningen af periodespecifikke ændringer i forskellige variable med betydning for løndannelsen. Specielt konfliktvariable, arbejdstidsforkortelser og arbejdsløshedsunderstøttelse relativt til lønnen bidrager i forskellige delperioder signifikant til forklaring af lønstigningstakten.

Endelig testes accelerationshypotesen i afsnit V. Med de anvendte specifikationer og tests afvises hypotesen.

Hovedkonklusionen bliver, at Phillipskurven i den betragtede periode lever, bor i bl.a. (jvf. M. Paldam 1980)) Danmark og har det relativt godt. Anvendt som lønrelation i kortsigtede konjunkturmodeller lider den dog under den skavank, at den »bedste« supplerende variabel først kan afdækkes i retrospektive analyser. Specielt på dette område vil der derfor antagelig fortsat være god brug for »judgemental forecasters« med en fingerspidsfølelse for, hvilke supplerende arbejdsmarkedsvariable som er mest relevante på et givet tidspunkt.

Litteratur

- Andersen, E. 1975. *En model for Danmark 1949-1965*. København.
- Burkitt, B., D. Bowers og K. J. Armstrong. 1978. The relationship between money wages and unionization: a reappraisal. *Bulletin of Economic Research*: 95-107.
- Desai, M. 1975. The Phillips Curve: a revisionist interpretation. *Economica*: 1-19.
- Eckstein, O. & J. A. Girola. 1978. Long-term properties of the price-wage mechanism in the United States, 1891 to 1977. *Review of Economics and Statistics*: 323-333.

V. Konklusion

Standard Phillipskurven med korrigeret arbejdsløshedsprocent og vejet stignings-takt i forbrugerpriserne som forklarende variable findes i det store og hele bekræftet med danske data for dette århundrede. Koefficienterne er ikke stabile over tid, men er som hovedregel signifikante med det forventede fortegn. Relationen synes især at være følsom over for meget voldsomme fluktuationer i prisniveauet.

Som nævnt ovenfor sonder Desai (1975) mellem Phillips' specifikation, som antages at vedrøre en sammenhæng mellem gennemsnitsværdier for grupperede data, og Lipsey's specifikation forstået som en Phillipsmodel estimeret med data for de enkelte år eller for endnu kortere perioder. Hvis den førstnævnte tolkning er mest relevant, hvis man ønsker at skønne over en evt. langtids trade-off mellem inflation og arbejdsløshed, er det den sidstnævnte, som er relevant i prognosesammenhæng. Det fremgår i denne sammenhæng af afsnit IV, at standard Phillipskurven med fordel kan udbygges med supplerende variable med det formål at fange virkningen af periodespecifikke ændringer i forskellige variable med betydning for løndannelsen. Specielt konfliktvariable, arbejdstidsforkortelser og arbejdsløshedsunderstøttelse relativt til lønnen bidrager i forskellige delperioder signifikant til forklaring af lønstigningstakten.

Endelig testes accelerationshypotesen i afsnit V. Med de anvendte specifikationer og tests afvises hypotesen.

Hovedkonklusionen bliver, at Phillipskurven i den betragtede periode lever, bor i bl.a. (jvf. M. Paldam 1980)) Danmark og har det relativt godt. Anvendt som lønrelation i kortsigtede konjunkturmodeller lider den dog under den skavank, at den »bedste« supplerende variabel først kan afdækkes i retrospektive analyser. Specielt på dette område vil der derfor antagelig fortsat være god brug for »judgemental forecasters« med en fingerspidsfølelse for, hvilke supplerende arbejdsmarkedsvariable som er mest relevante på et givet tidspunkt.

Litteratur

- Andersen, E. 1975. *En model for Danmark 1949-1965*. København.
- Burkitt, B., D. Bowers og K. J. Armstrong. 1978. The relationship between money wages and unionization: a reappraisal. *Bulletin of Economic Research*: 95-107.
- Desai, M. 1975. The Phillips Curve: a revisionist interpretation. *Economica*: 1-19.
- Eckstein, O. & J. A. Girola. 1978. Long-term properties of the price-wage mechanism in the United States, 1891 to 1977. *Review of Economics and Statistics*: 323-333.

- Friedman, M. 1968. The role of monetary policy. *American Economic Review*: 1-17.
- Godfrey, L. & J. Taylor. 1973. Earnings changes in the United Kingdom 1954-70: Excess labour supply, expected inflation and union influence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*: 197-216.
- Hibbs, D. A. 1978. On the political economy of long-run trends in strike activity. *British Journal of Political Science*: 153-175.
- Hines, A. G. 1964. Trade unions and wage inflation in the United Kingdom, 1893-1961. *Review of Economic Studies*: 221-252.
- Kuh, E. 1967. A productivity theory of wages—an alternative to the Phillips curve. *Review of Economic Studies*: 333-360.
- Kærgård, N. (red.). 1980. *Den danske løn-pris udvikling 1904-70*. Økonomisk Institut, Københavns Universitet.
- Lipsey, R. G. 1960. The relation between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom, 1862-1957: a further analysis. *Economica*: 1-31.
- Lüttichau, K. 1972a. Nogle resultater vedrørende pengelønsændringens determinanter for Danmark i efterkrigstiden. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*: 64-68.
- Lüttichau, K. 1972b. Nogle resultater vedrørende pengelønsændringens determinanter for Danmark i mellemkrigstiden samt i efterkrigstiden og mellemkrigstiden under ét. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*: 197-225.
- Nielsen, H. H. & A. J. Rolighed. 1980. *Faglige konflikter i Danmark*. Institut for Statskundskab, Aarhus Universitet.
- Paldam, M. 1980. The international element in the Phillips curve. *The Scandinavian Journal of Economics*: 216-239.
- Paldam, M. 1983. Industrial conflicts and economic conditions—an empirical macro analysis. *European Economic Review*, Vol. 20, No. 2.
- Paldam, M. & P. J. Pedersen. 1982. The macro-economic strike model: a study of seventeen countries, 1948-1975. *Industrial and Labor Relations Review*: 504-21.
- Paldam, M. & P. J. Pedersen. 1983. The large pattern of industrial conflict—a comparative study of 18 countries 1919-79. *International Journal of Social Economics*.
- Pedersen, P. J. 1977. Langtidssammenhæng mellem produktivitetstigning og beskæftigelsesgrad. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*: 175-192.
- Pedersen, P. J. 1982. *Industrial conflicts in the inter-war years—a quantitative reappraisal*. Memo 1982-2. Økonomisk Institut, Aarhus Universitet.
- Pencavel, J. H. 1974. Relative wages and trade unions in the United Kingdom. *Economica*: 194-210.
- Phelps, E. S. 1968. Money-wage dynamics and labor-market equilibrium. *Journal of Political Economy*: 678-711.
- Phillips, A. W. 1958. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957. *Economica*: 283-299.
- Santomero, A. M. og J. J. Seater. 1978. The inflation-unemployment trade-off: a critique of the literature. *Journal of Economic Literature*: 499-544.
- Sargent, T. J. 1971. A note on the "accelerationist" controversy. *Journal of Money, Credit and Banking*: 721-725.
- Thomas, R. L. 1977. Unionization and the Phillips curve-time series evidence from seven industrial countries. *Applied Economics*: 933-949.
- Turnovsky, S. J. 1972. The expectations

hypothesis and the aggregate wage equation: some empirical evidence for Canada. *Economica*: 1-17.

Wachter, M. L. 1976. The changing cyclical responsiveness of wage inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*: 115-168.