

Løn, ledighed og arbejdsløshedsunderstøttelse

Niels Blomgren-Hansen

Danmarks Nationalbank

Jan E. Knøsgaard

Arbejdsministeriet

SUMMARY: Assuming that wage-earners determine wage demands so as to maximize expected utility the Phillips curve becomes a function of unemployment, unemployment relief, and the wage – earners' attitude toward risk. In part I we derive Phillips curves under alternative assumptions regarding the wage-earners' attitude towards risk. In part II the models are used explain wage-drift in Denmark, 1957-78.

Indledning

Phillips (1958) banebrydende analyse af sammenhængen mellem ledighed og lønstigningstakt var som bekendt teoriløs i den forstand, at den ikke gav en mikroøkonomisk funderet teoretisk forklaring på den fundne empiriske sammenhæng.

Der skulle gå mere end ti år, før Dale Mortensen (1970) som den første søgte at råde bod herpå.

Dale Mortensen tager udgangspunkt i den enkelte lønmodtagers arbejdssøgning – *job search*.

Arbejdssøgning er forbundet med usikkerhed. Lønmodtageren kan ikke vide eksakt, på hvilke betingelser han vil kunne opnå beskæftigelse, eller – ækvivalent hermed – hvor lang tid der vil gå, inden han finder en arbejdsgiver, der vil honorere hans lønkrav. Han må derfor ved fastsættelse af sine lønkrav afveje den opnåede indkomst, hvis lønkravet accepteres, mod risikoen for at det afslås og den hertil

De i artiklen fremsatte synspunkter er ikke nødvendigvis sammenfaldende med Danmarks Nationalbanks og/eller Arbejdsministeriets.

Løn, ledighed og arbejdsløshedsunderstøttelse

Niels Blomgren-Hansen

Danmarks Nationalbank

Jan E. Knøsgaard

Arbejdsministeriet

SUMMARY: Assuming that wage-earners determine wage demands so as to maximize expected utility the Phillips curve becomes a function of unemployment, unemployment relief, and the wage – earners' attitude toward risk. In part I we derive Phillips curves under alternative assumptions regarding the wage-earners' attitude towards risk. In part II the models are used explain wage-drift in Denmark, 1957-78.

Indledning

Phillips (1958) banebrydende analyse af sammenhængen mellem ledighed og lønstigningstakt var som bekendt teoriløs i den forstand, at den ikke gav en mikroøkonomisk funderet teoretisk forklaring på den fundne empiriske sammenhæng.

Der skulle gå mere end ti år, før Dale Mortensen (1970) som den første søgte at råde bod herpå.

Dale Mortensen tager udgangspunkt i den enkelte lønmodtagers arbejdssøgning – *job search*.

Arbejdssøgning er forbundet med usikkerhed. Lønmodtageren kan ikke vide eksakt, på hvilke betingelser han vil kunne opnå beskæftigelse, eller – ækvivalent hermed – hvor lang tid der vil gå, inden han finder en arbejdsgiver, der vil honorere hans lønkrav. Han må derfor ved fastsættelse af sine lønkrav afveje den opnåede indkomst, hvis lønkravet accepteres, mod risikoen for at det afslås og den hertil

De i artiklen fremsatte synspunkter er ikke nødvendigvis sammenfaldende med Danmarks Nationalbanks og/eller Arbejdsministeriets.

svarende forventede ledighedsperiode. Både lønkrav (»arbejdsudbud«) og forventet ledighed er »frivillige« konsekvenser af lønmodtagernes nyttemaksimering under usikkerhed.

Nedenstående analyse kombinerer denne tankegang med den porteføljeteoretiske analysemetode. Herved er det muligt at give en mere præcis beskrivelse af, hvorledes den partielle sammenhæng mellem lønkrav og ledighed (»Phillipskurven«) afhænger af (i) lønmodtagernes vurdering af lønkravets og ledighedens betydning for sandsynligheden for, at lønkravet accepteres, (ii) af lønmodtagernes holdning til risiko, og (iii) indkomsten under ledighed.

Analysen falder i to hovedafsnit. I afsnit I udvikles den teoretiske model. I afsnit II sammenholdes den teoretiske model med lønglidningskomponenten i lønudviklingen i Danmark i perioden 1957 til 1978.

I. Teoretisk model

Generel bestemmelse af den enkelte lønmodtagers optimale lønkrav

Den enkelte lønmodtager antages at maksimere den forventede nytte af sin indkomst.

Accepteres lønmodtagerens lønkrav, w , vil den opnåede nytte af indkomsten være $U(w)$. Lykkes det ikke lønmodtageren at finde en arbejdsgiver, der vil acceptere lønkravet, vil indkomsten blive arbejdsløshedskompensationen, d . Nyttens heraf er $U(d)$.

Sandsynligheden for, at lønmodtageren finder beskæftigelse, er en funktion af hans lønkrav i forhold til den kendte, normale løn, $\bar{w}$, og ledigheden, u , inden for det relevante faglige og geografiske område, $f(w/\bar{w}, u)$.

Den forventede nytte af indkomsten som funktion af lønkrav og ledighed bliver følgende

$$E(U) = f(w/\bar{w}, u) \cdot U(w) + (1 - f(w/\bar{w}, u)) \cdot U(d) . \quad (1)$$

Uden tab af generalitet kan $\bar{w}$ sættes lig én. Det betyder blot, at lønkrav, w , og arbejdsløshedskompensation, d , måles i forhold til den kendte, normale løn på området.

Maksimering af den forventede nytte af indkomsten m.h.t. lønkravet indebærer, at

$$\frac{dE(U)}{dw} = (U(w) - U(d)) \cdot f'_w + f \cdot U'(w) = 0. \quad (2)$$

(2) kan også skrives som

$$\frac{U'(w)}{U(w) - U(d)} = - \frac{f'_w(u, w)}{f(u, w)} \quad (3)$$

Af (3) fremgår det, at lønmodtageren vil maksimere sin forventede nytte ved et lønkrav, hvor den relative mer-nytte (i forhold til differencen mellem nytten ved lønindkomst og nytten ved arbejdsløshedsunderstøttelse) af en forøgelse af indkomstkrauet netop modsvares af den relative formindskelse af sandsynligheden for, at kravet opfyldes. Denne (tautologiske) sammenhæng vil selvsagt gælde uanset nyttefunktionens og sandsynlighedsfunktionens udseende.¹

Hvor kraftig afsmitningen på lønkravene af en ændring af understøttelsesniveauet og i ledigheden vil være, vil ved given sandsynlighedsfordeling afhænge af lønmodtagerens risikoaversion.

Dette ses ved at substituere en anden ordens Taylor-ekspansion af $U(d)$ omkring w ,

$$U(d) \cong U(w) + U'(w) \cdot (d-w) + U''(w) \cdot (d-w)^2/2,$$

for $U(d)$ i (3), og omskrive det derved fremkomne udtryk til

$$w = d + \frac{U''(w)}{U'(w)} \cdot \frac{(d-w)^2}{2} - \frac{f(u, w)}{f'_w(u, w)}. \quad (4)$$

Udtrykket $U''(w)/U'(w)$ er Pratt's mål for risikoaversion (Pratt, 1964). Det er lig det dobbelte af den krævede risikopræmie per variansenhed af risiko.

$$- \frac{U''(w)}{U'(w)} \cdot \frac{(d-w)^2}{2}$$

kan følgelig fortolkes som den risikopræmie, lønmodtageren er villig til at betale i form af afstået lønkrav for at begrænse risikoen for ledighed og det dermed forbundne indkomsttab.

Specifikke forudsætninger m.h.t. nyttefunktionen

En person, hvis nyttefunktion er en *lineær funktion* af indkomsten,

$$E(U(y)) = E(y),$$

vil ikke være risikoaversion. Hans lønkrav vil være bestemt af løsningen til den implicitte funktion af w ,

$$w - d = -f(u, w)/f'_w(u, w). \quad (5)$$

Til konstant relativ risikoaversion svarer en *logaritmisk nyttefunktion*,

$$E(U(y)) = E(\ln(y)),$$

1. Jfr. Zeuthens model til bestemmelse af henholdsvis arbejdernes lønkrav og arbejdsgivernes løntilbud. Se f.eks. (Zeuthen, 1939).

eller enhver monoton transformation heraf. Nyttefunktionen

$$E(U(y)) = e^{E(\ln(y))}$$

indebærer således også konstant relativ risikoaversion. Herudover har den det æstetiske fortrin, at den måler nytten i relation til en sikker indkomst på én, svarende til den normale løn, $\bar{w}$.

Phillipskurven for en person med konstant relativ risikoaversion findes ved løsning af

$$(\ln(w) - \ln(d)) \cdot w = -f(u, w)/f'_w(u, w) . \quad (6)$$

En eksponentiel nyttefunktion

$$E(U(y)) = E(-e^{-y})$$

og følgelig også den monotone transformation heraf, der måler nytten i relation til nytten ved en sikker indkomst på 1,

$$E(U(y)) = -\ln(E(e^{-y})) ,$$

implicerer absolut konstant risikoaversion. Den hertil svarende implicitte Phillipskurve er

$$(e^{(w-d)} - 1) = -f(u, w)/f'_w(u, w) \quad (7)$$

Endelig implicerer en kvadratisk nyttefunktion,²

$$E(U(y)) = E(y^2),$$

eller

$$E(U(y)) = (E(y^2))^{\frac{1}{2}}$$

konstant relativ risikopræference. For denne nyttefunktion findes Phillipskurven ved løsning af

$$(w^2 - d^2)/2w = -f(u, w)/f'_w(u, w) . \quad (8)$$

Specifikke forudsætninger m.h.t. sandsynlighedsfunktionen

I de nedenfor beregnede relationer mellem lønkrav, ledighed og arbejdsløshedsunderstøttelse forudsættes sandsynlighedsfunktionen $f(u, w)$ at være af formen

2. Den simple kvadratiske nyttefunktion, $U=y^2$, må ikke forveksles med den Tobin-kvadratiske nyttefunktion, $U=y-h \cdot y^2$, der implicerer relativt stigende risikoaversion. Se f.eks. (Tobin, 1965).

$$f(u, w) = (1-u)^{w^k}. \quad (9)$$

Den valgte sandsynlighedsfunktion opfylder en række »naturlige« krav:

(i) til et lønkrav svarende til den »normale« løn, $\bar{w} = 1$, er sandsynligheden for at finde beskæftigelse lig med den gennemsnitlige beskæftigelsesgrad, $1-u$. For et ekstremt beskedent lønkrav vil sandsynligheden for at finde beskæftigelse nærme sig én. For et eksorbitant lønkrav vil sandsynligheden for at finde beskæftigelse omvendt nærme sig nul.

(ii) sandsynligheden for at finde beskæftigelse er en stigende funktion af beskæftigelsesgraden, $1-u$.

(iii) et lønkrav over den »normale« løn vil medføre en stærkere reduktion af sandsynligheden for at finde beskæftigelse ved stor ledighed end ved lille ledighed.

Herudover er valget af sandsynlighedsfunktion ganske arbitrært. Der findes antagelig andre funktionstyper, der opfylder de stillede »naturlige« krav.

Konstanten k måler effekten af en relativ ændring i ledigheden på sandsynligheden for at finde beskæftigelse i forhold til effekten af en relativ ændring i lønkravet,

$$\left. \frac{d \ln(u)}{d \ln(w)} \right| df = 0 \cong -k.$$

For den valgte sandsynlighedsfunktion er

$$f(u, w)/f'_w(u, w) = ((1 - \ln(1-u)) \cdot k \cdot w^{k-1})^{-1}, \quad (10)$$

eller, approksimativt,

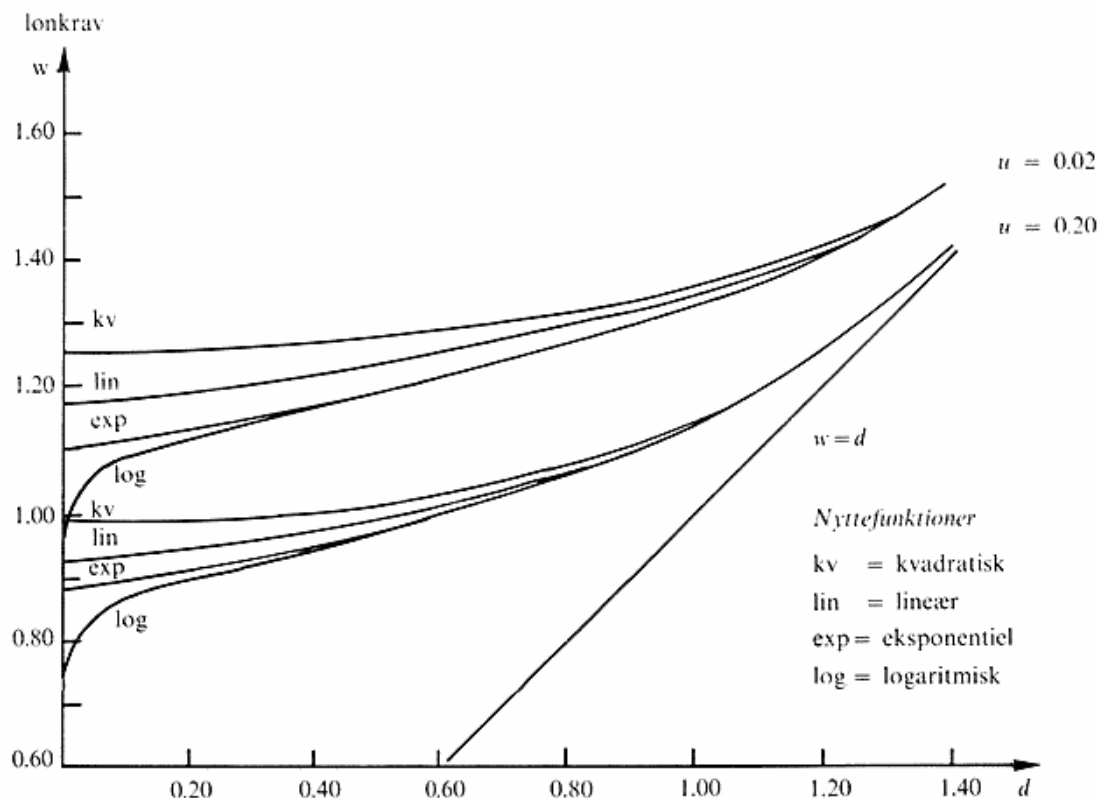
$$-f(u, w)/f'_w(u, w) \cong 1/(u \cdot k \cdot w^{k-1}) \quad (10')$$

Nyttefunktionens betydning for lønmodtagernes lønkrav

Figur 1 viser lønmodtagernes lønkrav under alternative forudsætninger m.h.t. nyttefunktionens form og arbejdsløshedsunderstøttelsens højde.

Ved ekstremt lavt arbejdsløshedsunderstøttelsesniveau vil lønkravet variere meget med de gjorde forudsætninger m.h.t. lønmodtagernes holdning til risiko. Men allerede ved et moderat understøttelsesniveau er forskellene stærkt indsnævrede. Ved et højt understøttelsesniveau er kurverne praktisk taget sammenfaldende. Lønkravets uafhængighed af nyttefunktionens udseende ved et højt understøttelsesniveau afspejler, at lønmodtagernes holdning til risiko for indkomsttab er uden betydning, når risikoen i alt væsentligt er elimineret gennem et højt understøttelsesniveau.

Alle fire opstillede modeller indicerer, at lønmodtagernes lønkrav er en



Figur 1. Lønkrav som funktion af understøttelsesniveau, ledighed og nyttefunktion. (Beregnet for $k = 10$).

accelererende funktion af understøttelsesniveauet. (For den logaritmiske nyttefunktion gælder dette dog først for et understøttelsesniveau over et beskedent niveau).

Accelerationen i lønmodtagernes lønkrav er tilsyneladende beskeden, så længe ledighed er forbundet med et føleligt indkomsttab i forhold til det forventede »normale« lønniveau, $\bar{w} = 1$. Øges understøttelsesniveauet herudover, vil der ske en gradvis forøgelse af afsmitningen på lønkravene.

En forhøjelse af understøttelsesniveauet vil have en mere inflatorisk effekt på lønkravene ved stor ledighed end ved lav ledighed.

Som ovenfor nævnt måler konstanten k i sandsynlighedsfunktionen (9) effekten af en relativ ændring i ledigheden på sandsynligheden for at finde beskæftigelse i forhold til effekten af en relativ ændring i lønkravet.

En ændring i k kan f.eks. skyldes et holdningsskifte hos arbejdsgiverne eller rettere i lønmodtagernes vurdering af arbejdsgivernes reaktion på krav om lønstigninger. Til

en indkomspolitik, der af lønmodtagerne tiltros at gøre arbejdsgiverne »stejlere«, svarer en højere værdi af k . Philipskurven forskydes nedad. Den anti-inflatoriske effekt af et sådant holdningsskifte er langt kraftigere ved et højt beskæftigelsesniveau end i en situation med udbredt ledighed.

II. Analyse af lønglidningen i Danmark 1957-78

Økonometrisk modelspecifikation

Den ovenfor udviklede teoretiske model til bestemmelse af lønmodtagernes lønkrav tager udgangspunkt i den enkelte lønmodtagers nyttemaksimering under hensyntagen til det forventede, »normale« lønniveau og sandsynligheden for, at arbejdsgiveren vil acceptere det stillede lønkrav. Den er følgelig kun en teori for den del af løndannelsen, som den enkelte lønmodtager (eller mindre grupper af lønmodtagere) over indflydelse på.³

I den økonometriske analyse defineres det forventede »normale« lønniveau, $\bar{w}$, som den gennemsnitlige løn i foregående periode med tillæg af dyrtidstillæg og generelle overenskomstillæg,

$$\begin{aligned}\bar{w} &= E(\text{»normalt« lønniveau}) = \text{løn}_{-1} + \text{dyrtidstill.} + \text{overenskomstill.} \\ &= \text{løn} - \text{lønglidning.}\end{aligned}$$

Heraf følger, at den teoretiske models lønvariabel, w , er defineret som

$$w = 1 + \text{glid}, \quad (11)$$

hvor glid er lønglidningen (reststigningen) i forhold til lønniveauet ekskl. lønglidning.

Den økonometriske models afhængige variabel er den naturlige logaritme til w . Denne variabel vil være approksimativt lig med lønglidningen i forhold til lønnen ekskl. lønglidning,

$$\ln(w) = \ln(1 + \text{glid}) \cong \text{glid}.$$

Den forventede arbejdsløshedsunderstøttelse, d , er som lønvariablen, w , defineret i forhold til den forventede »normale« løn, $\bar{w}$. Den forventede understøttelse (i kr.)

3. Også af rent praktisk-statistiske grunde er det nødvendigt med en opsplitning af lønstigningen i overenskomstmæssige tillæg, dyrtidstillæg og reststigning (lønglidning). Den tidsmæssige placering af overenskomstillæg i løbet af overenskomstperioden har således varieret meget. Disse variationer i den tidsmæssige placering af overenskomstillæggene kan selvsagt ikke bestemmes i en økonometrisk model. Ej heller forekommer det særligt hensigtsmæssigt at ville bestemme dyrtidstillæggene ved hjælp af en økonometrisk model. Her må den relevante fremgangsmåde være at modellere de på ethvert tidspunkt gældende regler så eksakt som praktisk muligt.

antages at være lig med det relative understøttelsesniveau i foregående periode, $unds_{-1}$, multipliceret med den forventede, »normale« løn. Heraf

$$d = \frac{E(\text{arbejdsløshedsunderstøt.})}{E(\text{»normalt« lønniveau})} = \frac{unds_{-1} \cdot E(\text{»normalt« lønniveau})}{E(\text{»normalt« lønniveau})} = unds_{-1}. \quad (12)$$

Indsættelse af ovenstående empiriske definitioner for w og d og substitution af (10') for $-f(u, w)/f'_w(u, w)$ i (5)-(8), giver følgende relativt simple økonometriske specifikationer:

Ingen risikoaversion (lineær nyttefunktion):

$$\ln(1 + glid) = -(\ln(u) + \ln(1 + glid - unds_{-1}) + \ln(k))/(k-1) \quad (5')$$

Konstant relativ risikoaversion (logaritmisk nyttefunktion):

$$\ln(1 + glid) = -(\ln(u) + \ln(\ln(1 + glid) - \ln(unds_{-1})) + \ln(k))/k \quad (6')$$

Konstant absolut risikoaversion (eksponentiel nyttefunktion):

$$\ln(1 + glid) = -(\ln(u) + \ln(\exp(1 + glid - unds_{-1}) - 1) + \ln(k))/(k-1) \quad (7')$$

Konstant relativ risikopræference (kvadratisk nyttefunktion):

$$\ln(1 + glid) = -(\ln(u) + \ln((1 + glid)^2 - (unds_{-1})^2) + \ln(2k))/k \quad (8')$$

Den estimerede model

Modellen er estimeret på grundlag af 44 halvårige observationer fra 1. halvår 1957 til 2. halvår 1978.

Estimationerne er gennemført dels uden restriktioner på koefficienterne til de forklarende variable, dels med den restriktion, at koefficienterne til ledighedsudtrykket, $\ln(u)$, og til udtrykket for den (reciproke) relative mernytte ved en indkomstforøgelse, $\ln(f(unds))$, skal være identiske. Den teoretiske models forklarende variable er suppleret med en sæson-dummy. Denne variabel neutraliserer sæsonen i ledigheden.

Estimationsresultaterne fremgår af tabel 1.

Beregningerne indikerer, at udviklingen i lønglidningen over den sidste snes år ikke er statistisk forenelig med de modelalternativer, der forudsætter, at lønmodtagerne er indifferente over for risiko (lineær nyttefunktion) eller endog nærer risikopræference (kvadratisk nyttefunktion). Koefficienten til den (reciproke) relative mernytte ved

en indkomstforøgelse, $\ln(f(\text{unds}))$, er for disse nyttefunktioner numerisk signifikant større end koefficienten til ledighedsudtrykket, $\ln(u)$. En numerisk større koefficient til $\ln(f(\text{unds}))$ end til $\ln(u)$ afspejler, at modellen undervurderer lønmodtagernes risikoaversion og dermed understøttelsesniveauets betydning for lønglidningen.

Det er omvendt ikke muligt at afvise de to modelalternativer, der implicerer henholdsvis konstant absolut risikoaversion (eksponentiel nyttefunktion) og konstant relativ risikoaversion (logaritmisk nyttefunktion). Koefficienten til $\ln(f(\text{unds}))$ er også i disse tilfælde numerisk større end koefficienten til $\ln(u)$, men differencen er relativ beskeden og statistisk insignifikant forskellig fra nul.

I den videre analyse af løndannelsen har vi koncentreret os om den logaritmiske nyttefunktion.

Tabel 1. Model til bestemmelse af lønglidningen, $\ln(1 + \text{glid})$, 1957.1-1978.2, logaritmisk nyttefunktion.

nr.	konst. [1]	$\ln(u) + \ln(f(\text{unds}))$ [-4.777]	$\ln(u)$ [-4.307]	$\ln(f(\text{unds}))$ [-0.469]	Sæson [1, 0]	SE	D.W.
6a	-0.026 (4.88)	-0.0096 (8.61)			-0.002 (2.64)	0.0049	1.90
6b	-0.026 (4.90)		-0.0094 (8.41)	-0.0112 (5.77)	-0.002 (2.66)	0.0049	1.96

Ann: Specifikationen af $f(\text{unds})$ fremgår af ligning 6'. Tallene i kantede parenteser er de forklarende variables gennemsnit; den forklarede variabels gennemsnit er 0.0196. Tallene i runde parenteser er koefficienternes t -værdi. t -værdien til differencen mellem koefficienterne til $\ln(u)$ og $\ln(f(\text{unds}))$ i 6b er 1.02.

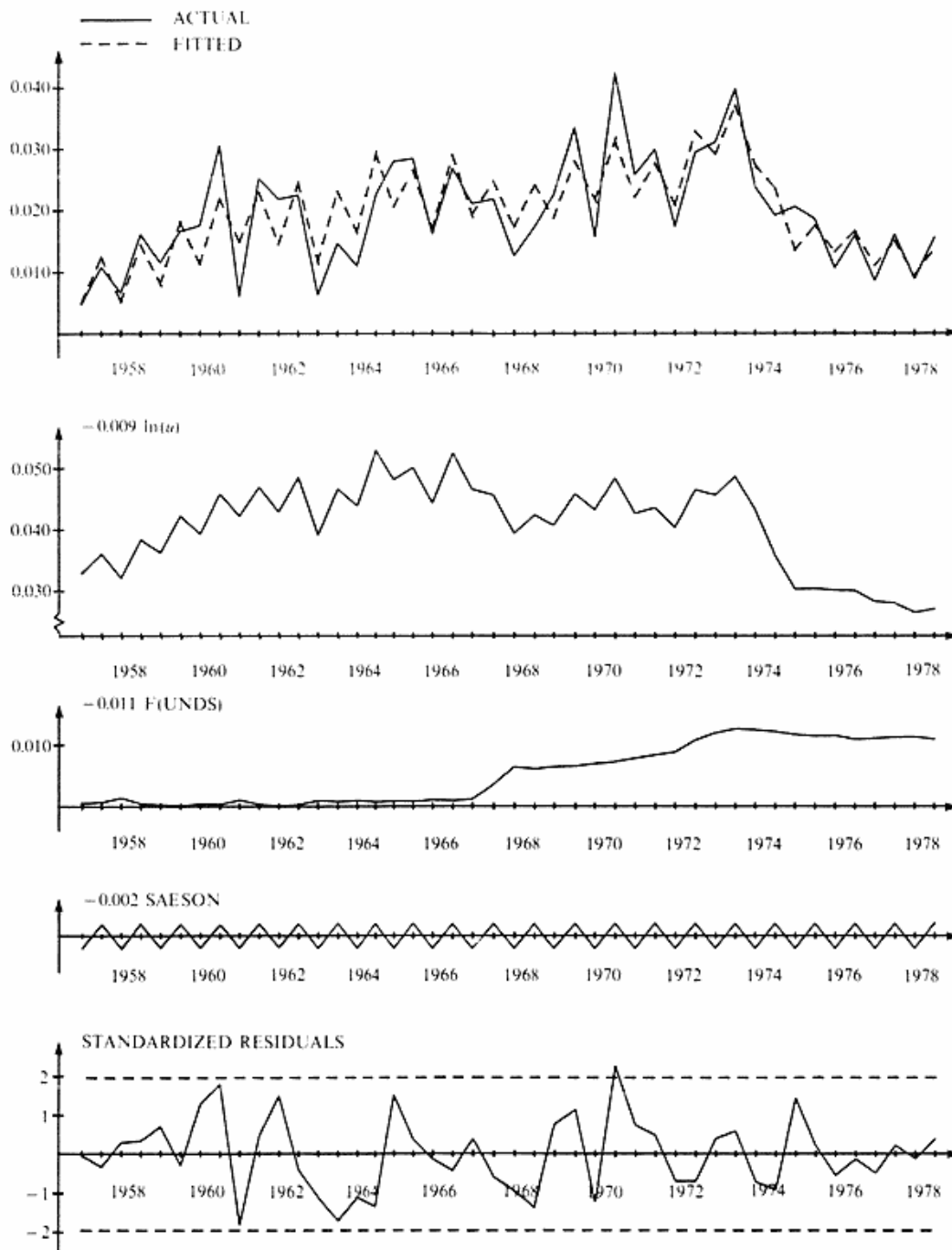
Modellens stabilitet

I en analyse af finanspolitikens effektivitet fra 1973 (Pedersen, 1973) og i en kritik fra 1975 (Pedersen, 1975) af Lüttichaus model til bestemmelse af penge-lønsændringernes determinanter i efterkrigstiden (Lüttichau, 1974) postulerer Peder J. Pedersen, »at den danske Phillipskurve forskydes mod højre omkring 1967-68«. Lüttichau afviser, men medgiver, at det med nogen ret kan hævdes, at der i de sidste par år⁴ har gjort sig ekstraordinære forhold gældende, således at spørgsmålet om Phillipskurvens stabilitet er behæftet med usikkerhed« (Lüttichau, 1975).

Tabel 2 gengiver en række regressioner, der sigter på at belyse stabiliteten i den udledte model til bestemmelse af lønglidningen med og uden hensyntagen til effekten på lønmodtagernes lønkrav af understøttelsesniveauets højde.

4. D.v.s. 1972-74.

LONGLIDNINGEN 1957,1-78,2 VERSION 6B



Figur 2. Regressionsplot.

Tabel 2. Model til bestemmelse af lønglidningen, $\ln(1 + \text{glid})$, med og uden ledighedsunderstøttelse. Alternative estimationsperioder.

Estimat periode	Konstanter			$\ln(u)$	sæson	SSR $\times 10^{-3}$	SE	DW
	k 5778	k 5767	k 6878					
<i>Model uden ledighedsunderstøttelse</i>								
57.1-78.2	-0.0081			-0.0064	-0.0026	1.7404	0.0065	1.09
57.1-78.2		-0.0225	-0.0136	-0.0087	-0.0022	0.9989	0.0050	1.90
57.1-67.2		-0.0240		-0.0091	-0.0013	0.4761	0.0050	1.78
68.1-78.2			-0.0140	-0.0088	-0.0030	0.4963	0.0051	1.81
<i>Model med ledighedsunderstøttelse</i>								
				$\ln(u) +$ $\ln(f(\text{unds}))$				
57.1-78.2	-0.0262			-0.0096	-0.0020	0.9746	0.0049	1.90
57.1-78.2		-0.0259	-0.0242	-0.0094	-0.0021	0.9417	0.0049	1.98
57.1-67.2		-0.0230		-0.0087	-0.0014	0.5006	0.0051	1.79
68.1-78.2			-0.0273	-0.0100	-0.0028	0.4057	0.0046	2.13

Anm.: SSR = kvadratafgivelsessum; SE = standardafvigelse på fejleddet; DW = Durbin-Watson's mål for autokorrelation i residualledet.

Estimation over hele observationsperioden 1957.1-1978.2 gør det klart, at en model, der bortser fra effekten af ledighedsunderstøttelsens højde på lønmodtagernes lønkrav, giver en meget dårlig forklaring på lønglidningen. Standardafvigelsen er stor, og fejleddene er stærkt autokorrelerede.

Estimation af modellen over to lige lange delperioder – 1957.1-1967.2 og 1968.2-1978.2 – indikerer, at den dårlige forklaring skyldes en forskydning til højre af den simple Phillipskurverelation. Koefficienten til logaritmen til ledigheden er praktisk taget identisk i de to delperioder, men konstanten øges fra -0.024 i første delperiode til -0.014 i anden delperiode. Forskydningen af Phillipskurven er statistisk stærkt signifikant, jfr. tabel 3.

Forskydningen af Phillipskurven fra 1957-67 til 1968-78 kan fuldt ud forklares ved effekten på lønmodtagernes lønkrav af det højere understøttelsesniveau i anden delperiode. Som det fremgår af F-testet i tabel 3, medfører uafhængig estimation over delperioderne 1957-67 og 1968-78 ingen statistisk signifikant reduktion af kvadratafgivelsessummen.

En tilsvarende analyse af modellernes stabilitet i perioden 1968.1-1978.2 giver samme resultat. Til trods for, at antallet af frihedsgrader begrænser sig til 8 i hver af delperioderne 1968.1-1973.1 og 1973.2-1978.2, må homogenitetshypotesen for den

Tabel 3. *F-test på modellens stabilitet ved opsplitning på delperioder 1957.1-67.2 – 1968.1-78.2*

	F-værdi i model		Antal frihedsgrader		Kritiske værdier	
	uden understøttelse	med understøttelse	tæller	nævner	F 0.95	F 0.99
Konstant	19.69	1.39	1	40	4.08	7.31
Koefficienter	0.52	0.74	2	38	3.25	5.22
Generel homogenitet	10.00	0.95	3	38	2.84	4.35

simple Phillipskurve forkastes på 5 pct. signifikansniveauet. For en model, der inkluderer effekten af understøttelsen på lønmodtagernes lønkrav, er der omvendt ingen indikation for en ændring i modelstrukturen.

Alternative/supplerende forklaringer

Den teoretiske model specificerer ikke *lagstrukturen* i årsagssammenhængen mellem lønglidning, ledighed og ledighedsunderstøttelse. Ifølge modellens logik vil det afhænge af informationslagget mellem en ændring i ledigheden eller i dagpengereglerne og det tidspunkt, hvor ændringerne opfattes som indikative for forholdene på arbejdsmarkedet.

I den økonometriske specifikation er det forudsat, at lønmodtagerne reagerer på den øjeblikkelige ledighed, og at understøttelsesniveauet i forhold til den normale løn på området antages at ville være uændret i forhold til niveauet i foregående halvår. Alternative regressionsanalyser understøtter det antagne reaktionsmønster, f.s.v.a. ændringer i ledigheden, hvorimod det ikke er statistisk muligt med nogen større præcision at fastlå lagmønstret for understøttelsesniveauets gennemslag på lønudviklingen.

Det øger modellens forklaringsevne at supplere ledighedsvariablen med den *akkumulerede ændring i ledigheden siden sidste overenskomstfornyelse*, $\sum \ln(u/u^0)$. Den økonometriske fortolkning af denne modelvariant er, at arbejdsmarkedets parter ved overenskomstfornyelser arbejder sig hen til en lønændring, der skaber ligevægt på arbejdsmarkedet ved det gældende ledighedsniveau. Afviger ledighedsniveauet i overenskomstperioden systematisk herfra, vil der gradvis opbygges et pres for en justering af lønningerne til det nye ledighedsniveau.

Tabel 4. Model til bestemmelse af longlidningen, $\ln(1 + \text{glid})$.

nr.	konst. [1]	$\ln(u)$ [4.307]	$\ln(f(\text{unds}))$ [-0.469]	sæson [1, 0]	$\sum \ln(u \cdot u^c)$ [-0.459]	dumhelt. [1, 0]
6b	-0.026 (4.90)	-0.0094 (8.41)	-0.0112 (5.77)	-0.0020 (2.66)		
6c	-0.029 (6.45)	-0.0096 (10.30)	-0.0122 (6.87)	-0.0023 (3.05)	-0.0023 (3.26)	-0.0087 (3.61)
6d	-0.029 (6.34)	-0.0096 (10.13)	-0.0122 (6.73)	-0.0023 (3.01)	-0.0023 (3.14)	-0.0087 (3.56)
6e	-0.029 (6.41)	-0.0096 (10.02)	-0.0116 (5.55)	-0.0024 (3.06)	-0.0024 (3.23)	-0.0089 (3.61)
6f	-0.028 (4.61)	-0.0092 (7.76)		-0.0024 (2.56)	-0.0023 (2.44)	-0.0130 (4.34)
6g	-0.029 (5.89)	-0.0097 (10.07)	-0.0116 (4.53)	-0.0023 (2.97)	-0.0024 (3.15)	-0.0090 (3.46)
6h	-0.036 (7.12)	-0.0079 (9.01)		-0.0025 (3.42)	-0.0031 (4.11)	-0.0096 (4.07)
6i	-0.033 (5.34)	-0.0087 (6.62)	-0.0055 (0.83)	-0.0024 (3.18)	-0.0028 (3.31)	-0.0092 (3.75)
6j	-0.031 (6.27)	-0.0102 (9.27)	-0.0122 (6.88)	-0.0022 (2.97)	-0.0021 (2.92)	-0.0084 (3.50)
6k	0.191 (6.16)	-0.0135 (10.44)		-0.0015 (1.90)	-0.0015 (2.20)	-0.0056 (2.17)
6l	0.060 (0.72)	-0.0113 (6.24)	-0.0077 (1.69)	-0.0019 (2.38)	-0.0020 (2.76)	-0.0073 (2.70)
6m	-0.027 (5.89)	-0.0093 (9.08)	-0.0118 (6.51)	-0.0023 (3.11)	-0.0029 (3.10)	-0.0085 (3.52)
			tid [26.5]			
6n	-0.031 (6.44)	-0.0091 (9.70)	0.0004 (6.54)	-0.0022 (2.85)	-0.0026 (3.47)	-0.0108 (4.44)
6o	-0.030 (6.54)	-0.0095 (10.19)	0.0002 (1.20)	-0.0022 (2.96)	-0.0025 (3.47)	-0.0095 (3.82)
6p	-0.030 (5.93)	-0.0090 (9.20)	0.0004 (4.18)	-0.0022 (2.83)	-0.0025 (3.28)	-0.0107 (4.16)
6q	-0.036 (6.43)	-0.0081 (7.24)	0.0001 (0.33)	-0.0025 (3.19)	-0.0030 (3.88)	-0.0098 (3.98)
6r	0.091 (1.59)	-0.117 (7.74)	0.0002 (2.05)	-0.0017 (2.26)	-0.0022 (2.97)	-0.0079 (2.91)

Ann.: Specifikationen af $f(\text{unds})$ frengår af ligning 6'. Tallene i kantede parenteser er de forklarende variables gennemsnit; den forklarede variabels gennemsnit er 0.0196. Tallene i runde parenteser er koefficienternes t -værdi. DF = antal frihedsgrader; SSR = kvadratafvigelsessum; SE = standardafvigelse.

Den teoretiske model åbner mulighed for, at *indkomstpolitiske indgreb* kan påvirke lønglidningen, nemlig i det omfang indkomstpolitiske indgreb skønnes at gøre arbejdsgiverne »stejlere« over for lønkrav. Til en »stejlere« arbejdsgiverholdning svarer en relativt stærkere negativ effekt på sandsynligheden for at finde beskæftigelse af en relativ forøgelse af lønkravet, og dermed en forskydning af Phillipskurven nedad.

Vi har forsøgt at måle effekten af periodens mange indkomstpolitiske indgreb ved at supplere modellen med allehånde kombinationer af dummy-variable. Men kun *helhedsløsningen* i 1963 synes at have haft nogen statistisk signifikant effekt. Vurderet på grundlag af den estimerede model begrænsede helhedsløsningen lønglidningen med 0.8-0.9 procentpoint pr. halvår.

Opsplitningen af den samlede stigning i den gennemsnitlige arbejds løn på overenskomstillæg, dyrtidstillæg og lønglidning (reststigning) er forbundet med betydelig usikkerhed. Til eksempel implicerer opsplitningen, at et generelt timelønstillæg udløser den samme absolutte stigning i akkordlønnes gennemsnitlige timeløn.

I det omfang, opsplitningen er genstand for statistiske »tilfældigheder«, må lønglidningskomponenten blive negativt korreleret med de øvrige lønstigningskomponenter. Det samme vil blive tilfældet, såfremt opsplitningen – omend statistisk korrekt – er økonomisk meningsløs, idet »den lønstigning, lønmodtagerne ikke får på den ene måde, vil de sikre sig på den anden måde«. Omvendt må man forvente en positiv korrelation mellem lønglidningen og overenskomstillæggene, såfremt de beregnede overenskomstillæg systematisk undervurderer overenskomstfornyelsernes effekt på lønudviklingen.

Det øger ikke modellens forklaringsevne at supplere rækken af forklarende variable med det samtidige eller laggede overenskomst- og dyrtidstillæg. Det betyder selvsagt ikke nødvendigvis, at lønglidningen er ganske uafhængig af udviklingen i de øvrige lønkomponenter, men kun at argumenterne for positiv og negativ afhængighed så nogenlunde har opvejet hinanden i den analyserende periode. Den signifikant positive koefficient til dummy-variablen *dumoverens*, der antager værdien 1 i overenskomstfornyelseshalvår og ellers 0, kan opfattes som et indicium for, hvad rimeligt er, at der i forbindelse med overenskomstfornyelser sker en justering af lokale aftaler m.v. og dermed en ekstraordinær lønglidning.

I såvel den teoretiske som den empiriske Phillipskurve litteratur indgår *prisstigningsforventningerne* – det vil sige de faktisk registrerede prisstigninger over en kortere eller længere periode – som et væsentligt supplerende argument til ledigheden i forklaringen på lønstigningstakten.

Det er ikke så svært at se, hvorfor ekstrapolative prisstigningsforventninger indgår som et meget signifikant argument i empiriske lønrelationer. Det er nu engang nemmere at forklare efterkrigstidens generelt stigende løninflation med efterkrigstidens generelt stigende prisinflation end alene med udviklingen i ledigheden!

Det er derimod mindre klart, hvilke mikroøkonomiske adfærdsrelationer, der skulle ligge bag den såkaldte modificerede Phillipskurve.

Lønovervæltning af forøget prisstigningstakt og/eller øget skattetryk synes således at måtte forudsætte, at en af følgende tre betingelser er opfyldt:

(1) Lønmodtagerne nærer relativt faldende risikoaversion (-præference), herunder konstant absolut risikoaversion. Ved konstant relativ risikoaversion (-præference), herunder indifference over for risiko vil den rationelle (d.v.s. nyttemaksimerende) lønmodtagers lønkrav i relation til det »normale« lønniveau på det relevante område være uafhængig af det forventede reallønsniveau og dermed også af den forventede prisstigningstakt og det forventede skattetryk. Ved relativt stigende risikoaversion (-præference) vil en kraftigere prisinflation eller en forøgelse af skattetrykket føre til en afdæmpning af lønkravene.

(2) Lønmodtagerne forventer, at hurtigere stigende priser og/eller stigende skattetryk fører til en mere eftergivende arbejdsgiverholdning. Men med mindre prisudviklingen afspejler forhold, der tilsiger et strammere arbejdsmarked, vil den profitmaksimerende arbejdsgivers holdning være uændret. Hvorfor skulle f.eks. stigende fødevarepriser eller en forhøjelse af skatterne få industriens arbejdsgivere til at acceptere øgede lønkrav fra de ansattes side?

(3) Lønmodtagerne maksimerer normalt ikke deres forventede nytte. På samme måde som virksomheder, der ikke maksimerer deres profit, såfremt denne anses for tilstrækkelig, vil lønmodtagerne først maksimere deres forventede nytte, når de oplever en utilfredsstillende udvikling.

Som det fremgår af relationerne 6f og 6g i tabel 4, er den forventede prisstigningstakt, defineret som den gennemsnitlige prisstigningstakt over de sidste 4 halvår, da også et pauvert alternativ til understøttelsesniveauet som forklarende variabel i lønglidningsmodellen. Som supplement til understøttelsesniveauet yder den forventede prisstigningstakt intet bidrag til modellens forklaringssevne.

I den ovenfor omtalte artikel om finanspolitikens effektivitet (Pedersen, 1973) mener Peder J. Pedersen (PJP) at have fundet belæg for, at *stigende skattetryk* afføder øget lønpres. Det er imidlertid uklart, eksakt hvilken hypotese PJP mener at teste. Den forklarende variabel i hans analyse er forøgelse af de direkte skatters provenu i forhold til de private bruttofaktorindkomster, dT/Y . Denne variabel er en funktion af den gennemsnitlige skattesats, den relative ændring i indkomsten (der af nærtliggende grunde vil være nært korreleret med den relative stigning i lønningerne,

som søges forklaret) og af ændringen i den gennemsnitlige skattesats, $dT/Y = t \cdot dY/Y + dt$. I regressionerne 6h og 6i indgår den gennemsnitlige direkte skattesats som henholdsvis alternativ og supplement til understøttelsesniveauet. Den gennemsnitlige skattesats (niveauet) er meget nært korreleret med understøttelsesniveauet og derfor, som beregningerne viser, en noget nært perfekt substitut herfor i forklaringen af lønglidningen. Ændringen i den gennemsnitlige skattesats i forhold til samme halvår før yder derimod intet bidrag til forklaringen på forskydningen af Phillipskurven. I regression 6j er koefficienten endog negativ.

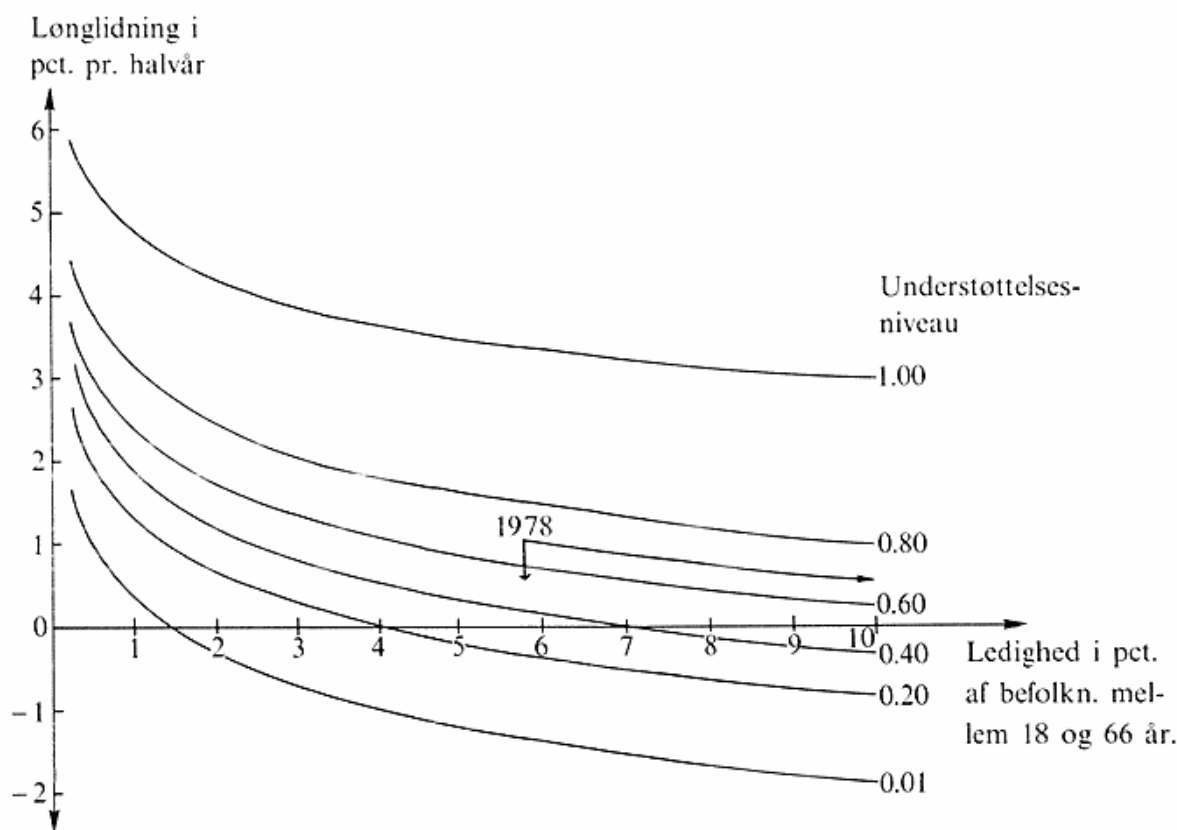
Regressionerne 6k-n sigter på at analysere, hvorvidt de fire alternative forklaringer på forskydningen af Phillipskurven – stigningen i understøttelsesniveauet, øgede prisstigningsforventninger, stigende skattetryk og indsnævring af lønforskellene mellem faglærte og ufaglærte – giver en i statistisk henseende bedre forklaring på forskydninger af Phillipskurven end *tiden* og den gradvis samfundsændring, denne måtte stå for. Svaret er ikke helt så overbevisende, som man kunne ønske sig. Modeller, der som forklarende variabel indeholder det relative understøttelsesniveau, den direkte skattesats eller forholdet mellem faglærtes og ufaglærtes løn, har en mindre standardfejl end en model, der forklarer forskydningen i Phillipskurven med en henvisning til tiden. Men af de alternative forklarende variable yder kun forholdet mellem faglærtes og ufaglærtes timeløn et statistisk signifikant supplerende bidrag til modellens forklaringsevne, såfremt tiden allerede indgår.

Konklusion

Uanset de mange økonometriske problemer, der knytter sig til en partiel analyse af sammenhænge mellem variable, der bestemmes simultant i et komplekst, interdependent økonomisk-politisk system, mener vi at have sandsynliggjort, at den ovenfor opstillede teoretiske model giver en tilnærmelsesvis gyldig beskrivelse af de grundlæggende sammenhænge mellem lønudvikling, ledighed og ledighedsunderstøttelse.

Figur 3 viser sammenhængen mellem lønglidning, ledighed og ledighedsunderstøttelse i Danmark i perioden 1957-78. Figuren er tegnet på grundlag af den simpleste modelvariant – 6a – og dermed den modelvariant, der ligger den teoretiske model nærmest. Men som det fremgår af den empiriske analyse, ændrer det ikke billedet væsentligt, om man udvider analysen til også at omfatte andre variable, der må antages at have effekt på lønglidningen.

Figuren kan også opfattes som en illustration af de alvorlige målsætningskonflikter og deraf følgende balanceproblemer, der i stigende grad har præget dansk økonomi. Det danske lønniveau er i snart mange år steget en del hurtigere end det gennemsnitlige lønniveau i den nord-vest-europæiske økonomiske region, vi er en del



Figur 3. Longlidningen som funktion af ledigheds- og understøttelsesniveau.

af. Det har svækket dansk erhvervslivs konkurrenceevne med stigende betalingsbalanceunderskud og voksende ledighed til følge.

I figuren er der med udgangspunkt i situationen i 1978 tegnet pile, der viser den forøgelse af ledigheden, alternativt den forringelse af ledighedsunderstøttelsen, det vil kræve at neddæmpe lønstigningstakten med 1/2 procentpoint per halvår – et i sig selv utilstrækkeligt indgreb for blot at hindre en yderligere opgang i dansk erhvervslivs relative lønomkostninger. Man må enten ved finans- og pengepolitiske indgreb øge ledigheden fra godt 180.000 ledige til 315.000 (fra 5,8 pct. til 10,0 pct. af befolkningen mellem 18 og 66 år), eller man må skrue den socialpolitiske udvikling på arbejdsløshedsområdet 10 år tilbage.

For os er svaret på den målsætningskonflikt mellem retten til (muligheden for) arbejde og social tryghed, som analysen afdækker, ikke at prisgive den ene, men en sådan grad af indkomstpolitisk styring, at man i rimelig grad kan realisere dem begge.

Det er unægteligt et noget upræcist svar. Med mulig undtagelse af helhedsløsningen i 1963 er de indkomstpolitiske erfaringer ikke de bedste. I hvert fald som permanent foranstaltning vil indkomstpolitisk styring kræve vanskelige ideologiske kompromisser og organisatorisk nytænkning. Men uden den nødvendige politiske evne og vilje hertil er det vanskeligt at se, hvorledes vi kan undgå en fortsat stigende ledighed og/eller en gradvis erosion af vort sociale sikkerhedssystem. Om det sker som en bevidst politisk reaktion mod velfærdsstaten eller ved uønskede kriseforanstaltninger fremkaldt af den økonomiske udvikling er i denne forbindelse ligegyldigt.

Dataappendiks

Løn

Modellens lønbegreb er den gennemsnitlige timeløn i industri og håndværk ekskl. overtidstillæg iflg. Dansk Arbejdsgiverforenings lønstatistik.

Opsplitningen af lønnen ekskl. ferie- og søgnehelligdagstillæg på overenskomstillæg, dyrtidstillæg og lønglidning (reststigning) er hentet fra Betænkningen om Inflationens Årsager (bet. nr. 421, 1966) og Det økonomiske Sekretariats *Økonomisk Oversigt*, div. årgange. Der gøres dog to undtagelser fra opsplitningen i disse publikationer, nemlig (1) kompensation for overskydende pristalspoints ved nulstilling af reguleringspristallet betragtes som dyrtidstillæg og ikke som overenskomstillæg; (2) 1977-overenskomstens forhøjelse af normalløns- og timelønssatserne med 70 øre pr. 1/3 77, 1/9 77, 1/3 78 og 1/9 78 betragtes som et generelt overenskomstmæssigt tillæg. Det indebærer, at vi i modsætning til DØS har vurderet arbejdsgivernes adgang til modregning i ikke-overenskomstmæssige tillæg, personlige tillæg og lignende som værende uden praktisk betydning.

Ledighed

Ledighedsprocenten er beregnet som alle registrerede ledige opgjort på heltidsbasis i forhold til befolkningen mellem 18 og 66 år.

Understøttelsesniveau

Understøttelsesniveauet er defineret som »årslønnen« for ledige i forhold til årslønnen for en fuldtidsbeskæftiget arbejder. »Årslønnen« er beregnet ved at dividere de samlede udbetalte dagpenge per finansår med det gennemsnitlige antal ledige forsikrede opgjort på fuldtidsbasis. Finansårstallene er omregnet til halvårstal ved simpel interpolation. »Årslønnen« for ledige er således et produkt af flere faktorer: satsændringer, ændringer i kredsen af ledige, der er berettiget til at modtage dagpenge, eller diverse tillægsydelse, karensbestemmelser, og den maksimale periode

Periode	Time-løn i kr.	Relativ ændring i timeløn					Ledig- hed u	Akkum. rel.ænd- ring i ledigh. $\sum \ln(u/u^0)$	Relat. under- støt- telse unds	Gnst. direk- te skatte- sats	Forven- tet pris- stign. $E(\dot{p}/p)$
		I alt	Over- ens- komst	Dyr- tids- tillæg glid	Løn- glid- ning	Ferie- s/h tillæg					
5501	4.45	...	...	...	...	...	.029	...	...	.127	...
5502	4.51	.013	.000	.018	.016	-.020	.020	...	.416	.127	...
5601	4.74	.051	.010	.022	-.007	.025	.036	...	.398	.132	...
5602	4.90	.034	.009	.021	.017	-.014	.020	-.58	.387	.132	...
5701	5.11	.043	.000	.014	.005	.023	.031	-.73	.394	.131	.017
5702	5.11	.000	.000	.010	.011	-.021	.022	-1.22	.415	.131	.011
5801	5.31	.039	.005	.003	.007	.024	.033	.00	.388	.137	.006
5802	5.30	-.002	.003	.000	.016	-.021	.017	-.66	.379	.137	.005
5901	5.66	.068	.020	.012	.012	.024	.022	1.09	.376	.131	.005
5902	5.75	.016	.010	.006	.017	-.017	.011	-2.16	.389	.131	.009
6001	6.02	.047	.004	.006	.018	.018	.016	-2.91	.391	.139	.013
6002	6.13	.018	.002	.002	.031	-.017	.008	-4.36	.404	.139	.013
6101	6.63	.082	.039	.006	.007	.030	.011	.00	.388	.154	.014
6102	7.02	.059	.036	.002	.026	-.006	.007	-.50	.377	.154	.015
6201	7.40	.054	.000	.017	.023	.014	.011	-.57	.386	.152	.018
6202	7.64	.032	.000	.016	.023	-.007	.006	-1.24	.401	.152	.026
6301	8.01	.048	.008	.020	.007	.014	.016	.00	.398	.163	.031
6302	8.22	.026	.007	.012	.015	-.009	.007	-.80	.403	.163	.026
6401	8.68	.056	.010	.015	.012	.019	.010	-1.30	.400	.175	.025
6402	8.93	.029	.005	.006	.023	-.005	.004	-2.75	.407	.175	.020
6501	9.58	.073	.016	.011	.030	.016	.006	.00	.405	.188	.018
6502	10.13	.057	.008	.026	.030	-.006	.005	-.21	.408	.188	.026
6601	10.83	.069	.016	.020	.017	.016	.009	.20	.408	.189	.030
6602	11.29	.042	.007	.014	.028	-.006	.004	-.26	.413	.189	.029
6701	11.93	.057	.016	.004	.022	.015	.007	.00	.492	.214	.025
6702	12.28	.029	.001	.011	.022	-.005	.008	.11	.574	.214	.032
6801	13.10	.067	.010	.027	.013	.017	.016	.88	.568	.225	.031
6802	13.96	.066	.021	.021	.018	.006	.011	1.33	.582	.225	.031
6901	14.63	.048	.015	.005	.023	.005	.013	.00	.592	.225	.032
6902	15.49	.059	.009	.009	.035	.006	.008	-.53	.592	.225	.021
7001	16.06	.037	.004	.013	.016	.004	.010	-.80	.618	.231	.020
7002	17.38	.082	.010	.021	.045	.007	.006	-1.61	.624	.231	.024
7101	18.52	.066	.017	.016	.027	.006	.011	.00	.641	.253	.025
7102	20.03	.082	.008	.014	.032	.028	.010	-.09	.646	.253	.027
7201	20.95	.046	.008	.015	.018	.005	.014	.15	.701	.257	.027
7202	22.10	.055	.004	.014	.031	.006	.007	-.25	.730	.257	.026
7301	23.55	.065	.012	.014	.033	.008	.008	.00	.752	.271	.030
7302	26.03	.105	.024	.027	.043	.012	.006	-.33	.737	.271	.037
7401	28.47	.095	.017	.041	.026	.010	.010	-.09	.727	.288	.050
7402	31.13	.093	.020	.042	.021	.010	.023	.95	.716	.288	.060
7501	34.41	.105	.032	.039	.022	.012	.040	.00	.709	.260	.060
7502	36.42	.058	.003	.029	.019	.007	.040	-.01	.706	.260	.052
7601	38.42	.055	.007	.030	.011	.006	.041	.01	.695	.258	.044
7602	40.49	.054	.010	.021	.017	.006	.042	.05	.695	.258	.041
7701	42.24	.043	.015	.015	.009	.005	.050	.00	.705	.255	.044
7702	44.51	.054	.017	.014	.017	.006	.052	.03	.700	.255	.052
7801	46.65	.048	.016	.013	.009	.010	.060	.21	.696	.256	.047
7802	48.98	.050	.015	.013	.016	.006	.057	.33	.687	.256	.040

en ledig kan oppebære dagpenge. (Bilag 1 i Knøsgaard (1979) giver en kronologisk oversigt over ændringerne i lovgivningen fra 1955 til 1977).

Litteratur

- Blomgren-Hansen, N. og Knøsgaard, J. E. 1977. Beskæftigelse, ledighed og arbejdsløshedsstatistik. Stencileret notat fra Danmarks Nationalbank af 30. september.
- Blomgren-Hansen, N. 1978. Phillipskurvens mikroøkonomiske grundlag. Stencileret notat fra Danmarks Nationalbank af 17. november.
- Inflationens årsager*. 1966. Betænkning afgivet af det af økonomiministeren den 2. juli 1965 nedsatte udvalg. Betænkning nr. 421.
- Knøsgaard, J. E. 1979. Empirisk belysning af arbejdsmarkedsrelationer. Afhandling på det statsvidenskabelige studium.
- Lüttichau, K. 1974. Pengelønsændringens determinanter i Danmark i efterkrigstiden. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bind 110.
- Lüttichau, K. 1975. Pengelønsændringens determinanter i Danmark i efterkrigstiden: Et svar. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bind 113.
- Mortensen, D. T. 1970. Job search, the duration of unemployment, and the Phillips curve. *The American Economic Review*.
- Pedersen, P. J. 1973. Har finanspolitikken mistet sin effektivitet. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bind 111.
- Pedersen, P. J. 1975. Pengelønsændringens determinanter i Danmark i efterkrigstiden: En kommentar. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bind 113.
- Philips, A. W. 1958. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957. *Economica*.
- Pratt, J. W. 1964. Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica*.
- Tobin, J. 1965. The Theory of portfolio selection. I. Hahn, F. H. and Brechling, F.P.R. (ed.): *The theory of interest rates*, London.
- Zeuthen F. 1939. *Arbejdsløn og arbejdsløshed*. København.
- Økonomisk Oversigt*. Diverse årgange. Det økonomiske Sekretariat.

en ledig kan oppebære dagpenge. (Bilag 1 i Knøsgaard (1979) giver en kronologisk oversigt over ændringerne i lovgivningen fra 1955 til 1977).

Litteratur

- Blomgren-Hansen, N. og Knøsgaard, J. E. 1977. Beskæftigelse, ledighed og arbejdsløshedsstatistik. Stencileret notat fra Danmarks Nationalbank af 30. september.
- Blomgren-Hansen, N. 1978. Phillipskurvens mikroøkonomiske grundlag. Stencileret notat fra Danmarks Nationalbank af 17. november.
- Inflationens årsager*. 1966. Betænkning afgivet af det af økonomiministeren den 2. juli 1965 nedsatte udvalg. Betænkning nr. 421.
- Knøsgaard, J. E. 1979. Empirisk belysning af arbejdsmarkedsrelationer. Afhandling på det statsvidenskabelige studium.
- Lüttichau, K. 1974. Pengelønsændringens determinanter i Danmark i efterkrigstiden. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bind 110.
- Lüttichau, K. 1975. Pengelønsændringens determinanter i Danmark i efterkrigstiden: Et svar. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bind 113.
- Mortensen, D. T. 1970. Job search, the duration of unemployment, and the Phillips curve. *The American Economic Review*.
- Pedersen, P. J. 1973. Har finanspolitikken mistet sin effektivitet. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bind 111.
- Pedersen, P. J. 1975. Pengelønsændringens determinanter i Danmark i efterkrigstiden: En kommentar. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bind 113.
- Philips, A. W. 1958. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957. *Economica*.
- Pratt, J. W. 1964. Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica*.
- Tobin, J. 1965. The Theory of portfolio selection. I. Hahn, F. H. and Brechling, F.P.R. (ed.): *The theory of interest rates*, London.
- Zeuthen F. 1939. *Arbejdsløn og arbejdsløshed*. København.
- Økonomisk Oversigt*. Diverse årgange. Det økonomiske Sekretariat.