

Langtidssammenhæng mellem produktivitetsstigning og beskæftigelsesgrad

Peder J. Pedersen

Økonomisk Institut, Aarhus Universitet

SUMMARY: The article reviews in section II the literature on the influence of demand on growth in productivity. In section III the hypothesis of a negative relationship between the rate of growth of productivity and the level of unemployment is tested using a new set of data for the Danish economy in the period 1911-1970. Using average values of the variables over business cycles a strong negative correlation is found. In section IV the consequences for the social costs of unemployment and the long run trade off between inflation and unemployment are discussed.

I. Problemstilling

Langtidssammenhængen mellem produktivitetsstigning og beskæftigelsesgrad eller efterspørgselspres udgør både teoretisk og empirisk et relativt uafklaret område. De teoretiske problemer beror bl.a. på, at vækstteoriens formaliserede modeller er langtidslige vægtsmodeller, hvor der definatorisk ikke er plads til variationer i arbejdsløsheden. Baggrunden for de empiriske problemer er mangelen på rimeligt konsistente, lange tidsserier for produktion, beskæftigelse og arbejdsløshed.

Meget hyppigt undviger man problemet ved at forudsætte, at produktivitetsstigningen antager en konstant trend-værdi. Dette ses f.eks. i diskussioner af Phillips kurven, hvor lønstignings- og prisstigningstakt ofte bruges i flæng. Bag dette ligger naturligvis en implicit antagelse om konstant produktivitetsstigning.

I det følgende vil der i afsnit II blive givet en oversigt over den foreliggende – ret sparsomme – litteratur på området. Dernæst vil der i afsnit III blive redegjort for resultaterne af en undersøgelse af langtidssammenhængen

Foredrag i Nationaløkonomisk Forening den 31. marts 1977. En tidligere version af artiklen blev fremlagt til diskussion ved konferencen på Aalborg Universitetscenter om indkomspolitikens teoretiske grundlag og forudsætningerne for at føre indkomspolitik i Danmark, 10.-12. februar 1977. Jeg har desuden haft stort udbytte af kommentarer fra Jørgen H. Gelting og Martin Paldam, Økonomisk Institut, Aarhus Universitet.

Langtidssammenhæng mellem produktivitetsstigning og beskæftigelsesgrad

Peder J. Pedersen

Økonomisk Institut, Aarhus Universitet

SUMMARY: The article reviews in section II the literature on the influence of demand on growth in productivity. In section III the hypothesis of a negative relationship between the rate of growth of productivity and the level of unemployment is tested using a new set of data for the Danish economy in the period 1911-1970. Using average values of the variables over business cycles a strong negative correlation is found. In section IV the consequences for the social costs of unemployment and the long run trade off between inflation and unemployment are discussed.

I. Problemstilling

Langtidssammenhængen mellem produktivitetsstigning og beskæftigelsesgrad eller efterspørgselspres udgør både teoretisk og empirisk et relativt uafklaret område. De teoretiske problemer beror bl.a. på, at vækstteoriens formaliserede modeller er langtidslige vægtsmodeller, hvor der definatorisk ikke er plads til variationer i arbejdsløsheden. Baggrunden for de empiriske problemer er mangelen på rimeligt konsistente, lange tidsserier for produktion, beskæftigelse og arbejdsløshed.

Meget hyppigt undviger man problemet ved at forudsætte, at produktivitetsstigningen antager en konstant trend-værdi. Dette ses f.eks. i diskussioner af Phillips kurven, hvor lønstignings- og prisstigningstakt ofte bruges i flæng. Bag dette ligger naturligvis en implicit antagelse om konstant produktivitetsstigning.

I det følgende vil der i afsnit II blive givet en oversigt over den foreliggende – ret sparsomme – litteratur på området. Dernæst vil der i afsnit III blive redegjort for resultaterne af en undersøgelse af langtidssammenhængen

Foredrag i Nationaløkonomisk Forening den 31. marts 1977. En tidligere version af artiklen blev fremlagt til diskussion ved konferencen på Aalborg Universitetscenter om indkomspolitikens teoretiske grundlag og forudsætningerne for at føre indkomspolitik i Danmark, 10.-12. februar 1977. Jeg har desuden haft stort udbytte af kommentarer fra Jørgen H. Gelting og Martin Paldam, Økonomisk Institut, Aarhus Universitet.

i dansk økonomi mellem beskæftigelsesgrad og produktivitetstigning. Konklusionen er her, at der foreligger en signifikant positiv sammenhæng, der – som diskuteret i afsnit IV – for det første antyder, at det realøkonomiske offer ved en gennem lang tid fastholdt høj arbejdsløshed ikke kun kan måles ved arbejdsløshedens niveau, men også slår ud i vækstraten og for det andet, at faldet i inflationsraten som følge af en stigning i arbejdsløsheden må formodes at være mindre end normalt antaget.

II. Eksisterer der en langtidssammenhæng mellem produktivitetstigning og arbejdsløshed?

En typisk relation for bestemmelse af ændringen i prisniveauet kan skrives som

$$\dot{p} = \alpha + \beta_1 \dot{e} + \beta_2 (\dot{w} - \dot{q}) + \beta_3 D \quad (1)$$

hvor $\dot{p}$ er den relative ændring i prisniveauet, β_1 er en koefficientvektor, $\dot{e}$ en vektor med ændringsrater i faktorpriserne excl. løn, $\dot{w}$ lønstigningstakten, $\dot{q}$ produktivitetstigningen og D er en efterspørgselsvariabel, f.eks. målt som kapacitetsudnyttelsesgraden.

I det følgende ses der bort fra ændringer i råvarepriser og priser på kapitalapparatets ydelser. Den konventionelle antagelse i (1) har været, at $\dot{w}$ var negativt korreleret med arbejdsløsheden U , mens $\dot{q}$ på langt sigt lå på en konstant trendværdi. Følgen af denne antagelse er naturligvis den almindelige forestilling om en negativ trade-off mellem prisinflation og arbejdsløshed, som yderligere kan forstærkes via D , jvf. nærmere nedenfor.

Følgerne for den langsigtete trade-off mellem prisinflation og arbejdsløshed af at antage en langsigtet sammenhæng mellem produktivitetstigning og arbejdsløshed kan belyses ved en simpel model for løn-, pris- og produktivitetstigningen

$$\dot{w} = a + bU + c\dot{p} \quad (2)$$

$$\dot{p} = d + e(\dot{w} - \dot{q}) \quad (3)$$

$$\dot{q} = f + gU \quad (4)$$

Det antages, at b og g er negative, og at c og e er positive. Ved løsning med hensyn til $\dot{p}$ fås

$$\dot{p} = (d + e(a - f)) / (1 - ce) + [e(b - g) / (1 - ce)] U \quad (5)$$

Følgen af at antage en negativ langtidssammenhæng mellem produktivitetsstigning og arbejdsløshed er altså en reduktion af koefficienten til U i (5), evt. i ekstreme tilfælde et fortegnsskift. Det skal understreges, at der i (5) er tale om en partiel sammenhæng, hvor der bortses fra indflydelsen fra råvarepriser og priser på kapitalapparatets ydelser.

Foreløbig er der ikke givet nogen grunde til at antage en negativ sammenhæng mellem $\dot{q}$ og U . Denne antagelse skal vurderes i det følgende. I den almindelige neoklassiske vækstteori finder man ikke støtte for en antagelse i denne retning. Dette er naturligt nok, da der ikke her er plads til variationer i U , som pr. definition altid er nul i modeller, som forudsætter fuldkommen konkurrence på vare- og faktormarkederne. Hvis man forlader guldaldervæksten og i stedet ser på f.eks. J. Robinson's (1962) forskellige andre »metalaldre«, hvor der er plads til arbejdsløshed i modellen, kan man naturligvis indlægge en relation som (4) som en måde at endogenisere de tekniske ændringer på, men antagelsen vil stadig have en a priori karakter. En alternativ måde at finde en sammenhæng til vækstteorien på er via Kaldor's teorier, jvf. N. Kaldor (1966 og 1975). En lav arbejdsløshed kan med rimelighed antages korreleret med høj vækst i industrisektoren, som hos Kaldor er forbundet med en høj aggregeret produktivtetsstigning¹. Endnu en mulighed foreligger i W. E. G. Salter's (1969) model med embodied tekniske fremskridt. Salter's model er benyttet af E. Lundberg (1972) som en mulig forklaring på, at man i Sverige fra 50'erne til 60'erne oplevede en stigning både i beskæftigelsesgraden og produktivtetsstigningen. Tankegangen er, at en profitklemme skabt af den højere lønstigningstakt, som følger af stigningen i beskæftigelsesgraden, har ført til øget lukning af gamle, lavproduktive anlæg og større kapitalintensitet i nye, højproduktive anlæg.

I litteraturen i øvrigt er en evt. langtidssammenhæng mellem $\dot{q}$ og U kun beskedent diskuteret i modsætning til den kortsigtede konjunktursammenhæng. J. A. Schumpeter (1942, p. 83 i 1970 udg.) fremfører det synspunkt, at vækstraten udmærket kan tænkes at være større ved en vis arbejdsløshed end ved fuld beskæftigelse, men fremlægger, såvidt det kan ses, ingen dokumenta-

1. Dette understreges af, at Kaldor (1975) i sit svar på R. E. Rowthorn's (1975) kommentar har ændret synspunkt i betydelig grad siden tiltrædelsesforelæsningsen i 1966. Hvor en af pointerne i 1966 var, at U.K.'s lave vækstrate skyldtes, at man havde nået en grad af økonomisk modenhed, hvor en effektiv bremse på udbuddet af arbejdskraft fra andre sektorer begrænsede stigningen i industriproduktionen, er Kaldor's synspunkt i 1975 skiftet til (jvf. Kaldor, 1975, p. 895), at vækstrate og implicit produktivtetsstigning er efterspørgselsafhængige. For en efterspørgselsorienteret fortolkning af Kaldor (-Verdoorn) sammenhænge kan desuden henvises til J. Cornwall (1976).

tion for sit synspunkt. J. C. R. Dow (1964, p. 360-61) diskuterer spørgsmålet kort i sin omtale af produktivitetsudviklingen i Storbritannien i perioden 1945-60. Dow bemærker, at spørgsmålet er usikkert, men mener ikke, at et højere efterspørgselspres ville have virket produktivitetsbefordrende for Storbritannien i den betragtede periode. Derimod mener han, at et lavere, men mere stabilt efterspørgselspres uden stop-go indgreb ville have virket vækstfremmende.

A. Maddison (1964, p. 48-49) opregner en række argumenter for og imod en negativ sammenhæng. Blandt argumenter for nævnes, at et højt efterspørgselspres resulterer i bedre ressourceudnyttelse og stimulerer til intensiveret forsknings- og udviklingsarbejde. Desuden vil foretagernes foruddiskontering af en konstant stigende penge- og real løn afstedkomme et øget investeringsbehov². Af argumenter imod anfører Maddison, at et højt efterspørgselspres resulterer i, at også de mindst efficiente ressourcer inddrages i produktionen³. Maddison's konklusion er éntydig: »The maintenance of high and steady levels of demand has therefore been a major condition for the vastly improved performance of the European economies as compared with the past . . .« (p. 49).

Et af problemerne i forbindelse med det forhold som diskuteres her er, at en empirisk vurdering kræver lange tidsserier for produktion, beskæftigelse og arbejdsstyrke, som kun foreligger i meget begrænset omfang. Hos Maddison findes der kun sammenhængende tal for 1950'erne, og dette er for kort et årsmål til vurdering af en evt. sammenhæng mellem $\dot{q}$ og U for de enkelte landes vedkommende. Derimod er det muligt tentativt at vurdere en evt. sammenhæng ved en international cross-section undersøgelse på gennemsnitsværdier for 50'erne. På grundlag af data hos Maddison kan bestemmes sammenhængen⁴

$$\dot{q} = 3.8732 - 0.3182 U \quad (6)$$

(0.0401)

$$R^2 = 0.9132, \quad n = 8$$

hvor $\dot{q}$ og U er gennemsnitsværdier for henholdsvis stigningen i timeproduk-

2. Som, hvis embodiment er vigtig for introduktion af ny teknik, vil resultere i en øget produktivitetstigning ud over det, som skyldes stigning i kapitalintensiteten.

3. Dette må, hvis det har betydning, antages i højere grad at have en éngangseffekt på niveauet end på vækstraten.

4. Spredning angivet i parentes under koefficientskønnet.

tivitet og antal arbejdsløse i forhold til hele arbejdsstyrken i perioden 1950–60⁵. Sammenhængen mellem $\dot{q}$ og U er signifikant negativ, men skal naturligvis fortolkes med stor forsigtighed. Det kan f.eks. ikke afvises, at helt andre faktorer forklarer, at nogle lande har både høj arbejdsløshed og lav produktivtetsstigning og omvendt.

En evt. langtidssammenhæng mellem $\dot{q}$ og U diskuteres kort af E. Lundberg (1968, p. 257), som finder, at de negative sider ved et stærkt efterspørgselspres i form af excessiv omsætning af arbejdskraft og flaskehalse for ekspanderende virksomheder mere end opvejes af de positive sider i form af bedre kapacitetsudnyttelse og det incitament til rationalisering, som et stramt arbejdsmarked giver. Lundberg understreger desuden betydningen af en positiv sammenhæng mellem arbejdskraftens mobilitet og graden af stramhed på arbejdsmarkedet.

B.-Å. Lundvall (1974) når – fortrinsvis baseret på svenske data, som går længere frem end Lundberg's – til den konklusion, at produktivtetsstigningen i nogle perioder har varieret stærkere med arbejdsløsheden end lønstignings-takten, hvorved konklusioner på grundlag af en traditionel Phillips kurve bliver uholdbare.

Mobilitetens betydning for sammenhængen mellem $\dot{q}$ og U , der som ovenfor nævnt diskuteres hos Lundberg, analyseres af J. Drud Hansen (1976) inden for rammerne af en neoklassisk vækstmodel. Arbejdsmarkedet antages opdelt i et hierarki af delmarkeder. På hvert delmarked antages at gælde Cobb-Douglas produktionsfunktioner, som kun adskiller sig fra hinanden ved neutrale efficiensforskelle. Ved fuld beskæftigelse antages det, at en bestemt brøkdel af arbejdsstyrken bevæger sig ét trin opad i produktivitetshierarkiet i hver periode. Det kan på dette grundlag vises, at den naturlige vækstrate (vækst-raten i arbejdsstyrken målt i efficiensenheder) bliver en funktion af mobilitetsgraden. Hvis det samtidig empirisk kan eftervises, at der er en positiv sammenhæng mellem beskæftigelsesgraden og mobilitetsgraden opad i produktivitetshierarkiet, er der herved etableret et grundlag for en antagelse om en

5. Observationerne udgøres af Belgien, Danmark, Frankrig, Holland, Sverige, Schweiz, Canada og USA. Vesttyskland, Italien og Storbritannien falder helt uden for mønsteret for de øvrige lande med »alt for høje« produktivtetsstigninger i Vesttyskland og Italien og en »alt for lav« stigning i Storbritannien. Vesttyskland og Italien kan med rimelighed udelukkes fra regressionen på grund af det forhold, at næsten hele faldet i arbejdsløsheden (og det høje niveau) i 1950'erne kan henføres til fald i en efterspørgselsafhængig strukturarbejdsløshed, jvf. E. F. Denison (1967, p. 275). Udelukkelsen af Storbritannien er måske mere tvivlsom. Både Dow (1964) og E. Lundberg (1968) mener, at den atypisk lave produktivtetsstigning i Storbritannien i 50'erne delvis kan forklares ved de meget hyppige retningsskift i den økonomiske politik, som har virket meget forstyrrende på virksomhedernes muligheder for at disponere mere langsigtet.

negativ sammenhæng mellem $\dot{q}$ og U . L. Slifman (1976) har estimeret en model på amerikanske data (stikprøve af familier hvis indkomst ikke overstiger 2 gange Social Security Administration's low cost budget level), hvor den aggregerede arbejdsløshedsprocent indgår som mobilitetsforklarende variabel. Slifman når frem til en ganske kraftig effekt, idet et fald på 1 pct. point i U medfører, at 1.7% af personerne i den undersøgte gruppe bevæger sig produktivtsmæssigt opad. A. M. Okun (1973) når ad andre veje til samme konklusion som Slifman: at en af de største fordele ved en økonomi med et højt efterspørgselspres er opflytningen i arbejdsstyrken til stadig mere produktive jobs.

I modsætning til de hidtil diskuterede bidrag hævder W. Fellner (1972), at de negative sider ved et højt efterspørgselspres mere end opvejer den positive påvirkning af produktivtetsudviklingen. Dette skulle bero på opkomsten af akut mangel på større grupper af specialiseret arbejdskraft, hvilket igen resulterer i, at produktivtetsstigningen aftager. Fellner's empiriske materiale (amerikanske data for perioden 1952-1970 for arbejdsløshed og timeproduktivitet) er imidlertid relativt dårligt egnet til vurdering af spørgsmålet om eksistensen af en evt. langtidssammenhæng mellem $\dot{q}$ og U , fordi arbejdsløsheden varierer meget lidt i den betragtede periode⁶.

Spørgsmålet om en evt. langtidssammenhæng mellem $\dot{q}$ og U diskuteres af E. F. Denison (1974, p. 147-48) med udgangspunkt i amerikanske tal for perioden 1929-69. For efterkrigsårene finder Denison en positiv samvariation mellem *ændringen* i potentiel produktion og forholdet mellem faktisk og potentiel produktion. Denison tillægger imidlertid ikke efterspørgselspresset større selvstændig betydning til forklaring af produktivtetsudviklingen i efterkrigsårene, som han mener i højere grad kan forklares ved fluktuationer i arbejdsstyrkens vækstrate og andre faktorer, som er uafhængige af efterspørgselspresset. Derimod antages der ved sammenligning med 30'erne at være tale om en effekt, som i vidt omfang menes forklaret ved den positive samvariation mellem kapitaltilvækst og efterspørgselspres. Ud over den negative påvirkning af investeringerne antages vedvarende høj arbejdsløshed at have ugunstige virkninger på vækstraten på grund af en række forhold på arbejdsmarkedet. Be-

6. Foretager man en regressionsanalyse mellem $\dot{q}$ og U , får man en næsten signifikant positiv koefficient til U , men forklaringsgraden er meget ringe. Alternativt kan man opdele perioden i årene 1952-61, hvor U er trendmæssig stigende og årene 1962-70, hvor den er trendmæssig faldende. Beregner man gennemsnitsværdier for disse to delperioder, får man for 1952-61 $\dot{q} = 2,4\%$ og $U = 4,9\%$ og for 1962-70 $\dot{q} = 2,6\%$ og $U = 4,6\%$, dvs. værdier, som i hvert fald ikke afviser en hypotese om en langsigtet negativ samvariation mellem $\dot{q}$ og U .

skæftigelsesfremmende foranstaltninger, som ikke har karakter af almindelig konjunkturpolitik, vil ofte resultere i en mindre effektiv anvendelse af produktionsfaktorerne. Desuden vil det høje niveau for arbejdsløsheden betyde, at den gennemsnitlige arbejdsløshedsperiode bliver længere, samt at flere bliver ramt af arbejdsløshedsperioder. Begge dele betyder et stadigt tab af erfaring og arbejdsevne. Denison nævner blandt modsat rettede effekter, at recessioner tvinger inefficente virksomheder ud. Denne effekt må formentlig være koncentreret i nedgangsfasen og kan næppe påvirke produktivitetstigningen, når det lave niveau for efterspørgselen er mere permanent etableret. Denison mener som nævnt, at en evt. langtidssammenhæng mellem $\dot{q}$ og U ikke kan have haft større betydning for efterkrigsårene (indtil 1969), og henviser til, at en behandling af dette spørgsmål kræver undersøgelser og sammenligning af en række lande over lange perioder.

Denison henviser som et eksempel til J.-L. Carré, P. Dubois og E. Malinvaud's (1975, herefter CDM) undersøgelser over langtidstendenser i fransk økonomi. CDM anfører (p. 256): »The influence of demand on growth is still poorly understood by economists. Objective studies are lacking with the result that contradictory hypotheses can still be maintained with equal authority«. CDM konkluderer på grundlag af en diskussion af den franske udvikling⁷, at der tentativt er grundlag for at antage en positiv langtidssammenhæng mellem produktivitetstigning og efterspørgselspres.

Konklusionen på denne gennemgang af diskussionen om en evt. langtidssammenhæng mellem $\dot{q}$ og U må blive, at der hverken teoretisk eller empirisk er grundlag for meget éntydige udsagn. Overvejende synes der dog grundlag for at arbejde videre med en hypotese om, at en gennem lang tid fastholdt høj arbejdsløshed har en negativ virkning på produktivitetstigningen og derved bidrager til at svække den eventuelle inflationsdæmpende virkning af den høje arbejdsløshed.

Diskussionen har hidtil kun drejet sig om den indirekte påvirkning fra efterspørgselsniveau til prisændringstakt via arbejdsmarkedet. Det er naturligvis muligt, jvf. D på højre side i (1), at efterspørgselspresset direkte påvirker ændringen i prisniveauet. I hvilket omfang dette finder sted, afhænger dels af, hvor udbredt full cost pricing er, dels af i hvilket omfang mark-up procenten ved full cost pricing er afhængig af efterspørgselspresset.

Det er ikke hensigten her at forsøge at give en oversigt over det store antal forsøg, der er gjort på at belyse det direkte samspil mellem efterspørgsels-

7. Som datamæssigt er svagt belyst, så snart man går noget tilbage i tiden.

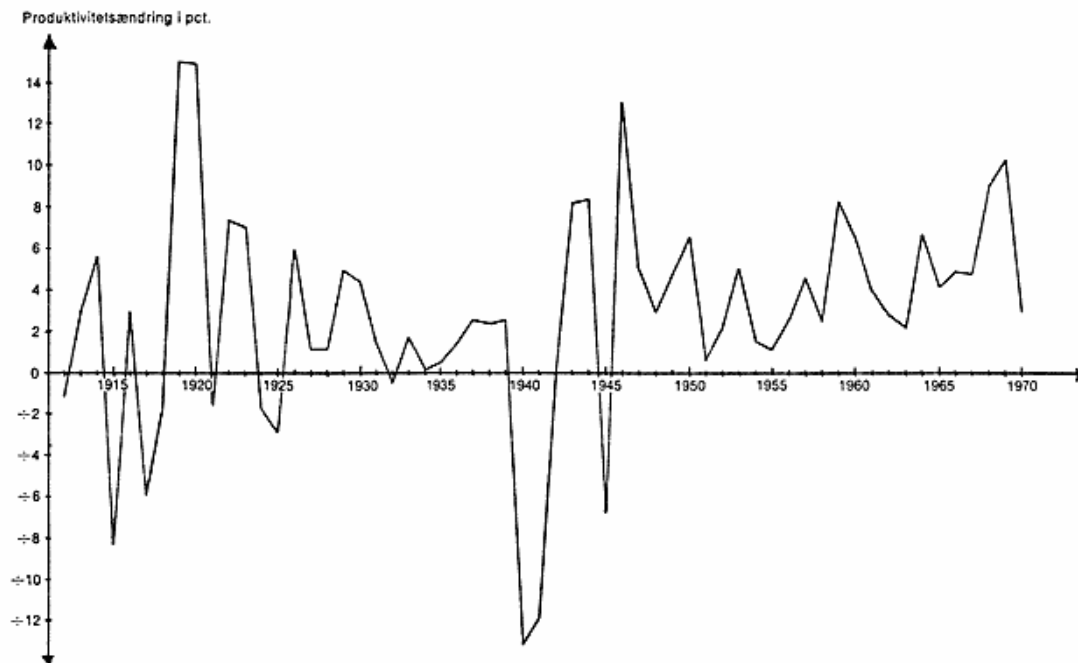
pres og inflationsrate. Kun nogle få, nyere undersøgelser skal kort omtales. R. J. Gordon (1975) mener i en undersøgelse med amerikanske tal at kunne påvise en signifikant direkte virkning fra efterspørgselspres til inflationsrate. I gennemsnit over efterkrigstiden når Gordon til, at efterspørgselsvirkningen har øget inflationsraten med 2.8 pct. points ved det øvre vendepunkt sammenlignet med nedre vendepunkt, forudsat samme lønændringstakt. Der har således tilsyneladende været tale om en ganske kraftig direkte effekt i modstrid med en hypotese om full cost pricing med fast mark-up procent. I modsætning hertil når W. D. Nordhaus (1976) til, at prisfastsættelsen (i UK) næsten totalt kan forklares ud fra normal costs, d.v.s. de fulde omkostninger ved normal kapacitetsudnyttelse. Med amerikanske tal for en række industrier når D. H. og M. R. Straszheim (1976) til, at en hypotese om full cost pricing ikke kan afvises hverken i stærkt eller svagt koncentrerede industrier. Imidlertid findes mere kortsigtede variationer i efterspørgselen også at spille en vis rolle. I en meget åben økonomi taler meget for, at full cost pricing, evt. med verdensmarkedspriser som begrænsende faktorer, vil dominere i forhold til direkte virkninger fra efterspørgselen. Det antages derfor, at påvirkningen af inflationstakten fra en evt. langtidssammenhæng mellem $\dot{q}$ og U mere end opvejer virkningerne fra en evt. sammenhæng mellem $\dot{p}$ og D .

III. Aktivitetsniveau og produktivitetsstigning i Danmark, 1911-1970

Som nævnt ovenfor henviser Denison (1974) til konstruktion af lange tids-serier for produktivitetsstigning og arbejdsløshed med henblik på en mulig afprøvning af en hypotese om langtidssammenhæng mellem de to størrelser. I dette afsnit skal denne fremgangsmåde forsøges for Danmarks vedkommende.

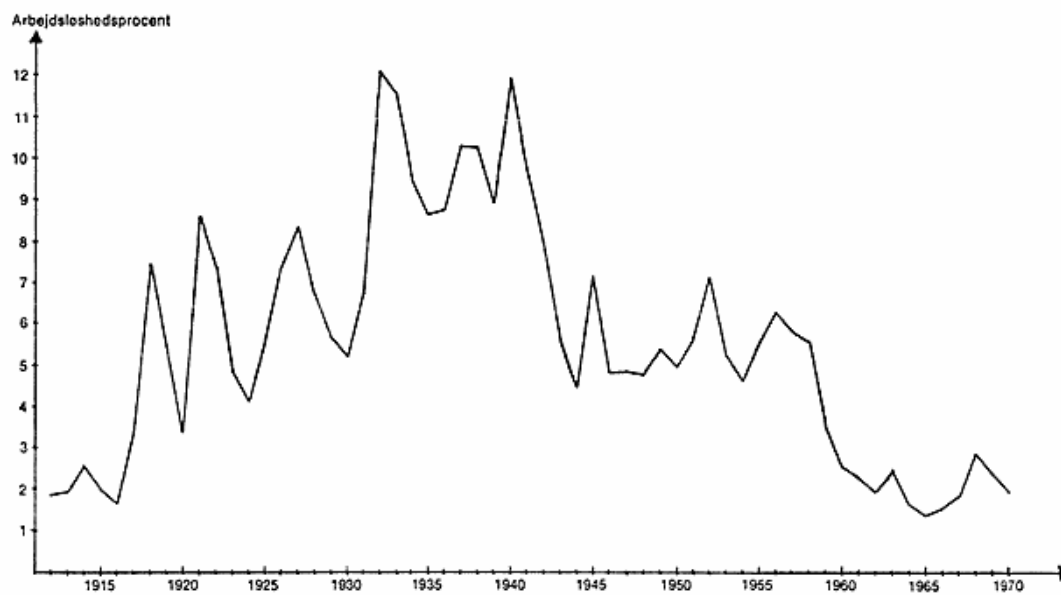
Et afgørende problem her er kvaliteten af og konsistensen i de tidsserier, som umiddelbart står til rådighed. Produktionstallene er taget for givne, idet der anvendes S. Aa. Hansen's (1974) serie for BFI i 1929-priser. Antal arbejdstimer og arbejdsløshedsprocenten er derimod beregnede størrelser baseret på en række skønsmæssige korrektioner af primære data. Der er i noterne til bilagstabel 1 redegjort nærmere for de anvendte korrektioner.

I figur 1 er vist den procentvise ændring i produktion pr. arbejdstime $\dot{q}$ (BFI i 1929-priser/skønnet antal arbejdstimer) i den betragtede periode. Iøjnefaldende er de to krigsperioders påvirkning af produktivitetsændringen samt de ganske betragtelige år til år variationer i ændringstakten. Endelig er den gennemgående lave produktivitetsvækst i 1930'erne iøjnefaldende. I figur 2 er vist arbejdsløshedsprocenten $\hat{U}/LM$ (korrigeret antal arbejds-løse/skønnet antal lønmodtagere) i den samme periode. Afvigelsen mellem den her anvendte



Figur 1. Procentvis ændring i produktion pr. arbejdstime (BFI (1929-priser)/skønnet antal arbejdstimer), 1912-1970.

korrigerede arbejdsløshedsprocent og den officielle (antal forsikrede ledige/antal forsikrede) viser sig især på to punkter. Med anvendelse af den officielle ledighedsprocent er arbejdsløsheden i 20'rne ca. 2 gange og i 30'rne ca. 3



Figur 2. Arbejdsløshedsprocent $\hat{U}/LM$ = skønnet antal arbejdslede/skønnet antal lønmodtagere, 1912-1970.

gange så høj som i 50'erne. Den korrigerede arbejdsløshedsprocent ligger på samme niveau i 20'erne og i 50'erne og ligger i 30'erne ca. 2 gange så højt som i de to andre årtier.

Med henblik på vurdering af en evt. sammenhæng mellem $\dot{q}$ og $\hat{U}/LM$ udelukkes årene 1912-21 og 1940-46 som for stærkt prægede af råstofmangel og påfølgende retablering af forsyningerne. I tabel 1 er vist resultaterne fra regression mellem $\dot{q}$ og $\hat{U}/LM$ for nogle udvalgte perioder. For at undgå en sammenblanding af konjunkturfænomener med de mere langsigtede forhold,

TABEL 1. Regression mellem produktivitetsstigning ($\dot{q}$) og arbejdsløshedsprocent ($\hat{U}/LM$).

$$\dot{q} = \beta_0 + \beta_1 \hat{U}/LM.$$

	β_0	β_1	R^2	$\bar{R}^2$	DW	n
Konjunktur-fase gns. 1922-68	6.4216* (0.4614)	-0.5651* (0.0749)	0.9193	0.9031	2.0365	7
Konjunktur-fase gns. 1922-37	5.6976* (0.2278)	-0.4618* (0.0288)	0.9961	0.9923	2.8820	3
Konjunktur-fase gns. 1949-68	6.9871* (0.8634)	-0.7172* (0.1960)	0.8700	0.8051	2.2230	4
1922-37 + 1949-68	5.7034* (0.9524)	-0.4354* (0.1526)	0.1931	0.1693	1.7191	36
1922-37	3.9430 (2.6755)	-0.2336 (0.3332)	0.0339	-0.0351	1.6841	16
1949-68	6.1203* (1.1523)	-0.4997 (0.2679)	0.1619	0.1154	1.7419	20

Anm. Spredning på koefficientskon anført i parentes. Signifikans på 5 %-niveau angivet med *.
Konjunkturfaser: 1922-27, 1928-32, 1933-37, 1949-52, 1953-56, 1957-63, 1964-68.

som interesserer her, er de første tre regressioner foretaget på gennemsnitsværdier for de variable over konjunkturfaser afgrænset med successive toppe for $\hat{U}/LM$, jvf. anm. til tabel 1. For hele perioden fås en meget høj forklaringsgrad og en signifikant negativ koefficient til arbejdsløshedsprocenten, som angiver, at en stigning på 1 pct. i arbejdsløsheden (som her defineret) har været ledsaget af et fald på ca. 0.5 pct. point i produktivitetsstigningen. Der har altså tilsyneladende i den betragtede periode været tale om en ganske kraftig negativ samvariation mellem aktivitetsniveau og vækstrate i produktiviteten pr. arbejdstime. De to følgende regressioner på konjunktur-fase gennemsnit i førkrigs- og efterkrigsårene (hvor observationstallet nærmer sig et naturligt minimum) giver ret ensartede resultater. Tentativt er der i efterkrigsårene tale om en lidt større marginal påvirkning fra arbejdsløsheds-

niveauet. De tre sidste regressioner i tabel 1 på årsobservationer giver meget lave forklaringsgrader, som afspejler det forhold, at år til år variationerne i produktivitetsændringen er meget store⁸ sammenholdt med de relativt beskedne år til år variationer i arbejdsløshedsprocenten, jvf. fig. 1 og 2.

Som et groft test af i hvilket omfang samvariationen i tabel 1 beror på det skønnede – især i årene efter 2. verdenskrig – ret kraftige fald i det gennemsnitlige antal arbejdstimer pr. år, kan man i stedet for $\dot{q}$ anvende q' , ændringen i produktiviteten pr. mand. Det giver sammenhængen

$$q' = 4.7471 - 0.3877 (\hat{U}/LM) \quad (7)$$

(0.0868)

$$R^2 = 0.7997, \quad n = 7$$

hvor observationerne er gennemsnitsværdier over de samme konjunkturfaser som anvendt i tabel 1. Forklaringsgraden falder, men er stadig høj. Fortegnet til koefficienten til arbejdsløshedsprocenten er ligeledes stadig signifikant negativt. Den negative samvariation i regressionerne i tabel 1 kan derfor ikke henføres alene til en overvurdering af faldet i det gennemsnitlige antal arbejdstimer pr. år.

Ved fortolkningen af tabel 1 kan man naturligvis rejse det spørgsmål, om det overhovedet er muligt at afprøve hypotesen om en langtidssammenhæng mellem $\dot{q}$ og U blot ved at foretage en regression mellem de to variabler. Over de lange perioder, som indgår i regressionerne, er der mellem sektorerne sket forskydninger, som udmærket kan tænkes at have haft indflydelse på produktivitetsstigningen. Der har i hele perioden været tale om overflytning til sektorer med højere produktivitet. Dette gælder specielt overflytningen fra landbrug til byerhverv. På den anden side har overflytningen, især i de senere år været til sektorer med lav eller pr. definition ingen produktivitetsstigning, som det gælder for den offentlige sektors vedkommende. Nogle summariske tal for efterkrigsårene tyder ikke på, at sektoroverflytninger alene kan forklare resultaterne i tabel 1. Denison (1967) angiver, at overflytning fra landbruget og fra stilling som selvstændig i byerhverv i perioden 1950–62 bidrager med 0.58 pct. point til en gennemsnitlig vækst i nationalindkomsten pr. indbygger på 2.56%. I OECD (1970) anføres, at af en vækst i produktionen på 74.9% i årene 1955–68 kan 17.9 pct. points forklares ved sektoroverflytninger. Både

8. Hvilket i nogen grad skyldes manglende korrektion for forskydelige helligdage og skuddage.

for de tal, som overvejende dækker 1950'erne, og de som overvejende dækker 1960'erne, gælder altså, at knap en fjerdedel af den samlede vækst kan forklare ved sektoroverflytninger. Da $(U, \dot{q})$ konstellationen som bekendt er meget forskellig i de to årtier, kan sektorskift således ikke isoleret forklare udviklingen.

En anden indvending, som kan rejses mod resultaterne fra tabel 1, er, at der ikke tages hensyn til stigningen i arbejdskraftens kvalitet. Det kan naturligvis ikke afvises, at der her kan ligge en del af forklaringen på samvariationen. Mekanismen skulle i så fald være, at arbejdsstyrken vokser særlig kraftigt målt i efficiensenheder i perioder med stærkt efterspørgselspres, fordi der i disse perioder ofres mest på uddannelse og træning. Det er formentlig umuligt på grundlag af de data, som er til rådighed at forsøge noget skøn over denne effekt. En sammenligning af 1920'erne og 1950'erne tyder ikke på, at denne effekt kan forklare hele samvariationen. Over de mellemliggende 30 år må der antages at være sket en betragtelig stigning i arbejdsstyrkens kvalitet. Dette til trods har man i de to tiår nogenlunde samme gennemsnitsværdier for produktivitetsstigning og arbejdsløshed. Endelig betyder den fejl, der sker ved, at arbejdsstyrken måles i fysiske enheder i stedet for i efficiensenheder ikke nogen invalidering af hovedpointen fra tabel 1: at en fastholdt stigning i efterspørgselspresset virker produktivitetsbefordrende. Den giver blot et bidrag til forklaring af dette forhold.

Som nævnt i afsnit II lægger Denison (1974) vægt på variationer i kapitaltilvæksten som en væsentlig bagvedliggende forklaringsmekanisme for sammenhænge som de i tabel 1 viste. Med danske tal er der for perioden 1922-39 + 1947-70 tale om en korrelation mellem bruttoinvesteringskvote (bruttoinvesteringer/ BFI) og arbejdsløshedsprocent ($\dot{U}/LM$) på -0.84. Anvendes i stedet for årsobservationer gennemsnitsværdier over konjunkturfaser, jvf. anm. til tabel 1, fås en korrelation på -0.89. Der er naturligvis ikke noget overraskende i, at den mest volatile efterspørgselskomponent sat i forhold til den samlede indkomst er korreleret med et mål for efterspørgselspresset. På den anden side gør den høje korrelation over den lange periode, der her er tale om, det naturligt også at fortolke samvariationen fra udbudssiden. Fortolkningen, som nødvendigvis bliver tentativ, bliver da, at bruttoinvesteringskvoten på langt sigt påvirker produktivitetsstigningen dels umiddelbart via en stigning i kapitalintensiteten, dels evt. i kraft af embodiment af de tekniske fremskridt i de nye bruttoinvesteringer. Det tentative ligger i, at man ikke uden mere dybtgående undersøgelser kan sige noget om, hvor stor en del af samvariationen der skyldes variationer i bruttoinvesteringskvoten sammen-

lignet med, hvor meget der skyldes de tidligere diskuterede fænomener på arbejdsmarkedet i form af variationer i mobilitet og tab af arbejdsevne og erfaring.

Konklusionen på dette afsnit bliver, at der i den betragtede periode har været tale om en signifikant negativ trade-off mellem produktivitetsstigning og arbejdsløshed. Der er nævnt en række forklaringsfaktorer, som kan ligge bag denne samvariation, men en tilbundsgående forklaring ligger uden for rammerne af denne artikel. I det afsluttende afsnit vil nogle konsekvenser af denne samvariation kort blive berørt.

IV. Konsekvenser

En umiddelbar følge af, at produktivitetsstigningen ikke, som hyppigt antaget, er uafhængig af efterspørgselspresset, er naturligvis en stigning i de samfundsmæssige omkostninger ved en fastholdt høj arbejdsløshed. Omkostningerne kan nu ikke længere måles alene ved den andel af ressourcerne, som er ubeskæftigede, men omfatter ud over niveau-faldet også et fald i vækstraten.

Den negative samvariation mellem $\dot{q}$ og U må ligeledes have betydning for den langsigtede trade-off mellem inflationstakt og arbejdsløshed. For at belyse dette forhold kræves kendskab til en simpel langsigtet Phillips kurve med henblik på at opnå en fornemmelse af størrelsesordenen for arbejdsløshedens påvirkning af lønstigningstakten. I tabel 2 er vist resultaterne fra esti-

TABEL 2. *Regression mellem lønstigningstakt ($\dot{w}$), arbejdsløshedsprocent ($\hat{U}/LM$) og prisstigningstakt ($\dot{p}$). $\dot{w} = \beta_0 + \beta_1 \hat{U}/LM + \beta_2 \dot{p}$.*

	β_0	β_1	β_2	R^2	$\bar{R}^2$	DW	n
Konjunkturfase gns. 1922-68	7.9710* (2.1557)	-1.0111* (0.3302)	0.8470* (0.1933)	0.9131	0.8696	0.7367	7
1922-37 + 1949-68	8.4862* (1.4979)	-0.9862* (0.2370)	0.6646* (0.1059)	0.7154	0.6982	1.5020	36
1922-37 1949-68	3.8359 9.3899* (1.1285)	-0.4888 -1.0339* (0.2205)	0.5850* 0.6059* (0.1586)	0.4492 0.6768	0.3644 0.6387	1.4787 2.2641	16 20

Anm.: (1) Spredning på koefficientskon anført i parentes. Signifikans på 5%-niveau angivet med *. (2) Prisstigningstakten lagged ét år i de tre sidste regressioner. (3) Symbolforklaring: $\dot{w}$ ændring i gennemsnitlig timeløn i industri og håndværk, $\dot{p}$ ændring i deflatoren for det private forbrug.

mation af en simpel Phillips kurve med arbejdsløshedsprocent og prisstigningstakt som forklarende variable for stigningen i timelønnen. Det fremgår, at $\hat{U}/LM$ er signifikant negativ i alle regressioner på nær 1922-37, hvor den

dog har det forventede fortegn. Prisstigningstakten er signifikant positiv i alle regressioner. Skal man afslutningsvis prøve at vurdere betydningen af samvariationen fra tabel 1 for påvirkningen fra arbejdsløshedsniveauet til inflationsraten, kan det gøres ved et regneeksempel, hvor koefficientskønnene fra regressionerne på konjunkturfase-gennemsnit fra tabel 1 og 2 indsættes i (5), som var løsningen med hensyn til p i den simple model (2)-(4). Sættes b (β_1 i tabel 2) til -1.0 , g (β_1 i tabel 1) til -0.6 , c (β_2 i tabel 2) til 0.8 og e til 0.4^9 fås $dp/dU = -0.24$, dvs. at prisstigningstakten ved en fastholdt stigning på 1 pct. point i arbejdsløsheden skulle reduceres med ca. $\frac{1}{4}$ pct. point. Hvis g var nul, dvs. hvis produktivitetsstigningen var uafhængig af efterspørgselspresset, ville man i stedet få $dp/dU = -0.59$, dvs. en signifikant kraftigere reaktion på inflationsraten af en stigning i arbejdsløsheden.

Disse resultater tyder derfor på, at man meget vel både kan undervurdere tabene og overvurdere de inflationsmæssige fordele ved en på langt sigt fastholdt høj arbejdsløshed. Lægges hertil de menneskelige og sociale tab en sådan situation afstedkommer, må hovedkonklusionen blive, at man bør undgå, bevidst eller ubevidst, at lade arbejdsløshedsniveauet ændre status fra målvariabel til instrumentvariabel i den økonomiske politik.

9. Baseret på J. Rosted, A. Schaumann og C. Sørensen (1974, p. 113).

BILAGSTABEL. 1. *Datagrundlag, afsnit III.*

	Beskæftigelse (1000)	Gennemsnitligt antal arbejdstimer pr. år	Antal arbejdstimer i alt (i mill. timer)	Bruttofaktorindkomst/ arbejdstimer (1929-priser)	Produktivitetsændring i pct.	Arbejdsløshedsprocent
1911	1.050	2.900	3.046	1.148	-	2.20
1912	1.066	2.884	3.074	1.138	- 0.87	1.88
1913	1.078	2.865	3.089	1.175	3.25	1.93
1914	1.088	2.846	3.097	1.245	5.96	2.56
1915	1.106	2.845	3.147	1.141	- 8.35	1.99
1916	1.124	2.845	3.197	1.170	2.54	1.68
1917	1.127	2.844	3.206	1.098	- 6.15	3.36
1918	1.112	2.843	3.163	1.077	- 1.91	7.41
1919	1.141	2.722	3.105	1.238	14.95	5.45
1920	1.172	2.416	2.831	1.422	14.86	3.38
1921	1.211	2.412	2.920	1.399	- 1.62	8.54

(fortsætter)

BILAGSTABEL I. (fortsat).

	Beskæftigelse (1000)	Gennemsnitligt antal arbejdstimer pr. år	Antal arbejdstimer i alt (i mill. timer)	Bruttofaktorindkomst/ arbejdstimer (1929-priser)	Produktivitetsændring i pct.	Arbejdsløshedsprocent
1922	1.243	2.408	2.993	1.502	7.36	7.39
1923	1.286	2.405	3.093	1.607	6.99	4.82
1924	1.315	2.400	3.156	1.580	- 1.68	4.13
1925	1.325	2.397	3.176	1.534	- 2.91	5.61
1926	1.327	2.392	3.176	1.625	5.93	7.77
1927	1.339	2.388	3.198	1.644	1.17	8.32
1928	1.372	2.384	3.271	1.663	1.16	6.73
1929	1.398	2.379	3.326	1.744	4.87	5.70
1930	1.422	2.376	3.378	1.820	4.36	5.22
1931	1.428	2.359	3.368	1.846	1.43	6.74
1932	1.401	2.352	3.295	1.837	- 0.49	12.09
1933	1.428	2.344	3.346	1.867	1.63	11.55
1934	1.473	2.337	3.441	1.870	0.16	9.46
1935	1.504	2.328	3.502	1.879	0.48	8.63
1936	1.525	2.321	3.540	1.905	1.38	8.74
1937	1.530	2.313	3.538	1.952	2.47	10.27
1938	1.552	2.281	3.541	1.997	2.31	10.25
1939	1.591	2.275	3.620	2.047	2.50	8.92
1940	1.579	2.269	3.583	1.778	- 13.14	11.92
1941	1.621	2.263	3.667	1.566	- 11.92	9.74
1942	1.663	2.257	3.753	1.564	- 0.13	7.95
1943	1.713	2.250	3.855	1.691	8.12	5.69
1944	1.753	2.243	3.931	1.832	8.34	4.48
1945	1.743	2.237	3.900	1.708	- 6.77	7.13
1946	1.790	2.230	3.991	1.929	12.94	4.83
1947	1.802	2.224	4.007	2.028	5.13	4.83
1948	1.815	2.217	4.023	2.088	2.96	4.75
1949	1.818	2.209	4.016	2.186	4.69	5.37
1950	1.836	2.203	4.045	2.327	6.45	4.95
1951	1.842	2.195	4.045	2.341	0.60	5.59
1952	1.839	2.189	4.024	2.391	2.14	7.09
1953	1.882	2.157	4.061	2.510	4.98	5.26
1954	1.912	2.150	4.111	2.548	1.51	4.62
1955	1.917	2.144	4.108	2.576	1.10	5.51
1956	1.915	2.136	4.089	2.640	2.48	6.23
1957	1.932	2.129	4.113	2.757	4.43	5.81
1958	1.953	2.102	4.105	2.824	2.43	5.54
1959	2.007	2.011	4.035	3.055	8.18	3.56

(fortsætter)

BILAGSTABEL I. (fortsat).

	Beskæftigelse (1000)	Gennemsnitligt antal arbejdstimer pr. år	Antal arbejdstimer i alt (i mill. timer)	Bruttofaktorindkomst/ arbejdstimer (1929-priser)	Produktivtetsændring i pct.	Arbejdsløshedsprocent
1960	2.048	1.966	4.028	3.254	6.51	2.54
1961	2.088	1.956	4.083	3.383	3.96	2.29
1962	2.127	1.949	4.144	3.477	2.78	1.95
1963	2.148	1.941	4.169	3.550	2.10	2.47
1964	2.186	1.934	4.228	3.782	6.54	1.65
1965	2.212	1.926	4.261	3.938	4.12	1.38
1966	2.220	1.878	4.167	4.129	4.85	1.52
1967	2.225	1.862	4.143	4.324	4.72	1.81
1968	2.216	1.811	4.012	4.708	8.88	2.82
1969	2.234	1.774	3.963	5.184	10.11	2.36
1970	2.257	1.766	3.986	5.337	2.95	1.95

ANMÆRKNINGER TIL TABELLEN

(1) Antal beskæftigede er her defineret som den totale arbejdsstyrke excl. arbejdsløse og husassistenter m.v. Den samlede arbejdsstyrke er beregnet på grundlag af folketællingsstal, som især for førkrigsårene er søgt gjort indbyrdes konsistente. Arbejdsstyrken imellem folketællingsårene er skønnet ved at anvende erhvervsfrekvenser beregnet ved lineær interpolation mellem tællingsårene på det faktiske middelfolketal i aldersgruppen 15-69 år. Der er således ikke taget hensyn til en evt. konjunkturvariation i erhvervsfrekvensen. Der er tale om en betydelig konjunkturforskel folketællingsårene imellem (1911, 1921, 1930, 1940, 1950, 1955, 1960, 1965, 1970). Udviklingen i erhvervsfrekvensen fra tælling til tælling (med den her anvendte arbejdsstyrkedefinition henholdsvis: 61.9, 60.4, 61.2, 63.0, 65.4, 66.8, 67.0, 68.0, 67.6) tyder imidlertid på, at evt. konjunkturvariationer har været domineret af en stærk trend i frekvensen.

Antallet af arbejdsløse er skønnet ud fra antallet af forsikrede arbejdsløse. Skønnet bygger på relationen $\hat{U} = 2346 + 1.165 U$, hvor $\hat{U}$ er det samlede antal arbejdsløse, og U er antallet af forsikrede arbejdsløse, jvf. P. J. Pedersen (1976, fn. 8, p. 75).

(2) Det skønnede gennemsnitlige antal arbejdstimer pr. år er en af de meget usikre størrelser i datagrundlaget. Det beregnes som den gennemsnitlige daglige arbejdstid $\times$ (306 $\div$ antal feriedage). Der er som tidligere nævnt ikke korrigeret for bevægelige helligdage og skudår. For årene 1911-18 er den gennemsnitlige daglige arbejdstid beregnet på grundlag af P. Milhøj m.fl. (1960, p. 152, tabel 2). Fra og med 1919 er den overenskomstmæssige arbejdstid anvendt som udgangspunkt:

januar 1919-januar 1920	9	t/dag
januar 1920-marts 1958	8	t/dag
marts 1958-marts 1959	7.92	t/dag
marts 1959-marts 1960	7.58	t/dag
marts 1960-marts 1966	7.5	t/dag
juni 1968-1970	7.08	t/dag

Arbejdstidsnedsættelsen 1958-60 er fordelt i overensstemmelse med oplysningerne hos P. Milhøj m.fl. (1960, p. 41) med 50% trinvis og 50% samlet. Indtil 1919 vedrører tallene den faktiske arbejdstid. Derefter er det som nævnt den overenskomstmæssige. For at korrigere for det forhold, at den faktiske arbejdstid har udviklet sig mere jævnt end den overenskomstmæssige samt for at give en grov korrektion for den faldende andel af selvstændige og den stigende andel af kvinder i arbejdsstyrken, er der fra 1920 indlagt en faldende lineær trend, som starter på 3 t/år i 1920 og slutter på 7 t/år i 1970. Kumuleret medfører denne trend, at det gennemsnitlige antal arbejdstimer i 1970 ligger 255 timer under den overenskomstmæssige. Denne trend er naturligvis en noget arbitrær måde at tage hensyn til skift i arbejdsstyrkens sammensætning på, men der foreligger ingen umiddelbare alternativer. Der er ikke forsøgt nogen korrektion for nedsættelse af arbejdstiden i forbindelse med arbejdsdelingsordninger, ligesom der ikke er forsøgt korrigeret for variationer i overtimehyppigheden. Begge dele skyldes mangel på data.

Et skøn over det gennemsnitlige antal feriedage bliver også nødvendigvis præget af en række arbitrære antagelser. I 1915 indeholdt 1/6 af de kollektive overenskomster feriebestemmelser. I 1928 var feriebestemmelser steget til at omfatte 1/3 af de arbejdere, hvis arbejdsforhold var overenskomstmæssigt reguleret, jvf. arbejdsministeriet (1968). Ved overenskomstfornyelsen i 1931 indførtes 6 dages ferie. Ferieloven af 1938 indfører 12 dages ferie, og endelig fastlægger ferieloven af 1953 18 hverdages ferie. Denne udvikling fordeles relativt arbitrært over den betragtede periode. I 1911 antages der i gennemsnit at have været holdt 3 dages ferie. Stigningen på 3 dage fra 1911 til 1931 fordeles med 1 1/2 dag som trendmæssig stigning og 1 1/2 dag på én gang i 1931. Stigningen på 6 dage fra 1931 til 1948 fordeles på samme måde med 3 dage som trendmæssig stigning og 3 dage på én gang i 1938. Tilsvarende fremgangsmåde følges for de 6 dages stigning fra 1938 til 1953. Endelig udjævner en lineær trend en stigning på 2.6 dage fra 1953 til 1970 (3 dage fra 1953-1973). Fordelingen er præget af arbitrære forudsætninger, men igen gælder det, at ingen umiddelbare alternativer er for hånden.

(3) BFI i 1929 priser, kilde S. Aa. Hansen (1974).

(4) Arbejdsløshedsprocenten $\hat{U}/LM$ angiver forholdet mellem skønnet antal arbejdsløse og skønnet antal lønmodtagere. $\hat{U}$ er beregnet som angivet i note (1). Antallet af lønmodtagere er skønnet ud fra folketællingstallene, hvor der især i førkrigsårene er foretaget væsentlige omgrupperinger, fordi den gamle folketællingskategori hovedpersoner ikke korresponderer fuldt ud med kategorien selvstændige. Imellem folketællingsårene er antallet af lønmodtagere skønnet ved lineær interpolation.

Litteratur

- | | |
|---|--|
| ARBEJDSMINISTERIET. 1968. <i>Arbejdstid og ferie</i> . København. | DENISON, E. F. 1967. <i>Why growth rates differ</i> . Washington. |
| CARRÉ, J.-J., P. DUBOIS OG E. MALINVAUD. 1975. <i>French economic growth</i> . Stanford. | DENISON, E. F. 1974. <i>Accounting for United States economic growth 1929-1969</i> . Washington. |
| CORNWALL, J. 1976. Diffusion, convergence and Kaldor's laws. <i>Economic Journal</i> : 307-314. | DOW, J. C. R. 1964. <i>The management of the British economy 1945-60</i> . Cambridge. |

Arbejdstidsnedsættelsen 1958-60 er fordelt i overensstemmelse med oplysningerne hos P. Milhøj m.fl. (1960, p. 41) med 50% trinvis og 50% samlet. Indtil 1919 vedrører tallene den faktiske arbejdstid. Derefter er det som nævnt den overenskomstmæssige. For at korrigere for det forhold, at den faktiske arbejdstid har udviklet sig mere jævnt end den overenskomstmæssige samt for at give en grov korrektion for den faldende andel af selvstændige og den stigende andel af kvinder i arbejdsstyrken, er der fra 1920 indlagt en faldende lineær trend, som starter på 3 t/år i 1920 og slutter på 7 t/år i 1970. Kumuleret medfører denne trend, at det gennemsnitlige antal arbejdstimer i 1970 ligger 255 timer under den overenskomstmæssige. Denne trend er naturligvis en noget arbitrær måde at tage hensyn til skift i arbejdsstyrkens sammensætning på, men der foreligger ingen umiddelbare alternativer. Der er ikke forsøgt nogen korrektion for nedsættelse af arbejdstiden i forbindelse med arbejdsdelingsordninger, ligesom der ikke er forsøgt korrigeret for variationer i overtimehyppigheden. Begge dele skyldes mangel på data.

Et skøn over det gennemsnitlige antal feriedage bliver også nødvendigvis præget af en række arbitrære antagelser. I 1915 indeholdt 1/6 af de kollektive overenskomster feriebestemmelser. I 1928 var feriebestemmelser steget til at omfatte 1/3 af de arbejdere, hvis arbejdsforhold var overenskomstmæssigt reguleret, jvf. arbejdsministeriet (1968). Ved overenskomstfornyelsen i 1931 indførtes 6 dages ferie. Ferieloven af 1938 indfører 12 dages ferie, og endelig fastlægger ferieloven af 1953 18 hverdages ferie. Denne udvikling fordeles relativt arbitrært over den betragtede periode. I 1911 antages der i gennemsnit at have været holdt 3 dages ferie. Stigningen på 3 dage fra 1911 til 1931 fordeles med 1 1/2 dag som trendmæssig stigning og 1 1/2 dag på én gang i 1931. Stigningen på 6 dage fra 1931 til 1948 fordeles på samme måde med 3 dage som trendmæssig stigning og 3 dage på én gang i 1938. Tilsvarende fremgangsmåde følges for de 6 dages stigning fra 1938 til 1953. Endelig udjævner en lineær trend en stigning på 2.6 dage fra 1953 til 1970 (3 dage fra 1953-1973). Fordelingen er præget af arbitrære forudsætninger, men igen gælder det, at ingen umiddelbare alternativer er for hånden.

(3) BFI i 1929 priser, kilde S. Aa. Hansen (1974).

(4) Arbejdsløshedsprocenten $\hat{U}/LM$ angiver forholdet mellem skønnet antal arbejdsløse og skønnet antal lønmodtagere. $\hat{U}$ er beregnet som angivet i note (1). Antallet af lønmodtagere er skønnet ud fra folketællingstallene, hvor der især i førkrigsårene er foretaget væsentlige omgrupperinger, fordi den gamle folketællingskategori hovedpersoner ikke korresponderer fuldt ud med kategorien selvstændige. Imellem folketællingsårene er antallet af lønmodtagere skønnet ved lineær interpolation.

Litteratur

- | | |
|---|--|
| ARBEJDSMINISTERIET. 1968. <i>Arbejdstid og ferie</i> . København. | DENISON, E. F. 1967. <i>Why growth rates differ</i> . Washington. |
| CARRÉ, J.-J., P. DUBOIS OG E. MALINVAUD. 1975. <i>French economic growth</i> . Stanford. | DENISON, E. F. 1974. <i>Accounting for United States economic growth 1929-1969</i> . Washington. |
| CORNWALL, J. 1976. Diffusion, convergence and Kaldor's laws. <i>Economic Journal</i> : 307-314. | DOW, J. C. R. 1964. <i>The management of the British economy 1945-60</i> . Cambridge. |

- FELLNER, W. 1972. Tensions at full utilization. *Acta Oeconomica*: 3-23.
- GORDON, R. J. 1975. The impact of aggregate demand on prices. *Brookings Papers on Economic Activity*: 613-670.
- HANSEN, J. DRUD. 1976. A note on employment and growth. *Scandinavian Journal of Economics*: 501-505.
- HANSEN, S. AA. 1974. *Økonomisk Vækst i Danmark II*. København.
- KALDOR, N. 1966. *Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom*. Cambridge.
- KALDOR, N. 1975. Economic Growth and the Verdoorn law: a comment on Mr. Rowthorn's article. *Economic Journal*: 891-896.
- LUNDBERG, E. 1968. *Instability and economic growth*. New Haven.
- LUNDBERG, E. 1972. Productivity and structural change - a policy issue in Sweden. *Economic Journal*: 465-485.
- LUNDVALL, B.-Å. 1974. Virker en høj arbejdsløshed dæmpende på inflationen? *Nationaløkonomisk Tidsskrift*: 395-407.
- MADDISON, A. 1964. *Economic growth in the west*. New York.
- MILHØJ, P. m.fl. 1960. *45 timers ugens indførelse 1958-60*. Socialforskningsinstituttets publikationer nr. 4. København.
- NORDHAUS, W. D. 1976. Inflation theory and policy. *American Economic Review. Papers and Proceedings*: 59-64.
- OECD. 1970. *The growth of output 1960-1980*. Paris.
- OKUN, A. M. 1973. Upward mobility in a high pressure economy. *Brookings Papers on Economic Activity*: 207-252.
- PEDERSEN, P. J. 1976. Registreret og ikke-registreret ledighed. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*: 70-77.
- ROBINSON, J. 1962. *Essays in the theory of economic growth*. London.
- ROSTED, J., A. SCHAUMANN og C. SØRENSEN. 1974. *SMEC II. Måling af finanspolitikens aktivitetsvirkninger*. København.
- ROWTHORN, R. E. 1975. What remains of Kaldor's law? *Economic Journal*: 10-19.
- SALTER, W. E. G. 1969. *Productivity and technical change*. 2. ed. Cambridge.
- SCHUMPETER, J. A. 1970. *Capitalism, socialism and democracy*. London.
- SLIFMAN, L. 1976. Job mobility and labor demand. *Industrial Relations*: 147-157.
- STRASZHEIM, D. J. og M. R. STRASZHEIM. 1976. An econometric analysis of the determination of prices in manufacturing industries. *Review of Economics and Statistics*: 191-201.