

Den funktionelle indkomstfordeling i Danmark i mellemkrigsårene

Peder J. Pedersen

1. Indledning og baggrund

I det danske nationalregnskab findes der først fra 1947 opgørelser over lønsummens størrelse, som gør det muligt at følge udviklingen i den funktionelle indkomstfordeling aggregeret og i de enkelte erhverv. For årene før 1947 har P. Milhøj (1954, p. 110-115, herefter PM) beregnet skøn over lønandelen for perioden 1921-46¹). PM's skøn viser et fald i lønandelen på ca. 10 pct.points fra primo 1920'erne til primo 1940'erne, jvf. PM (1954, tabel 46, p. 113) og nedenfor.

I afsnit 2 fremlægges nogle alternative skøn baseret på nye tal for beskæftigelsesudviklingen i førkrigsårene. Konklusionen af disse alternative skøn er, at lønandelen fra 1921 til 1945 har svinget om en konstant/svagt stigende trend. Det forsøges desuden med to forskellige skøn at beregne lønandelen tilbage til årene umiddelbart før udbruddet af 1. verdenskrig. Tallenes usikkerhed gør, at man kun tentativt kan konkludere, at lønandelen efter 1. verdenskrig springer op på et nyt højere niveau. Et tilsvarende spring findes umiddelbart efter 2. verdenskrig.

I afsnit 3 beregnes et skøn over udviklingen i den samlede andel af faktorindkomsten, som repræsenterer aflønning af arbejdsindsats. Imputering af en arbejdsindkomst til selvstændige sker ved at tilregne dem en arbejds aflønning svarende til gennemsnitsindkomsten for lønmodtagere. Den samlede arbejdsindkomst-andel udviser i hele perioden 1921-1974 en væsentlig mindre stigning end den summariske lønandel. Derefter forsøges det at opsplitte ændringen i den samlede arbejdsandel i løn-, pris- og produktivitsændringer. Endelig diskuteres udviklingen i lønandelen for landbrug og byerhverv i årene 1926-39 samt den eventuelle påvirkning af den aggregerede lønandel fra skift i bytteforholdet over for udlandet.

1. Findes for årene 1926-46 anvendt hos L. Meyer (1960), som desuden har splittet tallene op på landbrug og øvrige erhverv.

Bortset fra den selvstændige interesse, som måtte være knyttet til tal af denne art, kan de, sammenkædet med tal for efterkrigsårene, jvf. P. Kongshøj Madsen og C. Koch (1976), evt bruges til en vurdering af de modstridende teorier om den langsigtede udvikling i de relative faktorandele i lys af udviklingen i Danmark.

Som bekendt har teorien om en konstant lønandel haft stor udbredelse, jvf. f. eks. M. Bronfenbrenners (1971, p. 80-83) diskussion af spørgsmålet. J. M. Keynes (1939) og L. R. Klein og R. F. Kosobud (1961) har formuleret deres overbevisning om en konstant lønandel meget stærkt, jvf. omtalen af lønandelens konstans hos Keynes (Keynes, 1939, p. 48): (..) one of the most surprising yet best-established facts in the whole range of economics". Klein og Kosobud karakteriserer lønandelen som en af de »store konstanter« i den økonomiske udvikling, som man kan bruge til opbygning af en vækstmodel. I denne sammenhæng kan henvises til, at Cobb-Douglas produktionsfunktionen, der har været meget anvendt i vækstlitteraturen, som bekendt implicerer konstante faktorandele.

Teorien om lønandelens konstans har senere været udsat for stærkt kritik, jvf. f. eks. R. M. Solow (1958) og I. B. Kravis (1959). A. B. Atkinson (1975, p. 168) slutter sin diskussion af hypotesen om konstante faktorandele: »To sum up, the empirical evidence suggests that in most advanced countries labour receives between two-thirds and three-quarters of national income and that its share has shown a long-run tendency to rise over time«. De nedenfor følgende skøn over langtidstendensen i Danmark falder ind i dette mønster.

2. *Alternative skøn over lønandelen i Danmark*

PM's skøn over lønandelen fremkommer ved at konstruere et index for lønsummen frem til og med det første år (1947), hvor den faktiske lønsum foreligger oplyst. På dette grundlag beregnes et skøn over lønsummen tilbage i tid, hvorved lønandelen kan beregnes. Index for lønsummen fremkommer som et produkt af et beskæftigelsesindex (skønnet antal lønmodtagere i beskæftigelse) og et lønindex (årsindkomst). jvf. PM, p. 101-102. Det alternative skøn over udviklingen i lønandelen, som skal lægges frem her, bygger på et andet beskæftigelsesindex anvendt sammen med PM's lønindex.

I tabel 1 er givet en oversigt over de anvendte index. Det alternative beskæftigelsesindex B2 udviser en kraftigere stigning end PM's index B1 i 1930'erne og i årene fra 1940. De to lønsum-index LS1 og LS2 fremkommer som produktet af W og henholdsvis B1 og B2.

Dernæst beregnes forholdet mellem de to lønsum-index og et index for BFI i løbende priser (1930 = 100). De herved fremkomne index-tal for året 1947 kan sættes lig med den målte lønandel i dette år. Herved kan man ved at regne tilbage i tid beregne to alternative serier for lønandelen i de foregående år. Re-

sultatet af dette er vist i tabel 2. Det ses, at udviklingen i lønandelen er stærkt afhængig af, hvilket beskæftigelsesindex, man bruger. Brug af PM's index medfører et stærkt fald i lønandelen, som først brydes efter 2. verdenskrig. Selv bortset fra den ekstremt høje værdi i 1921 falder lønandelen med ca. 8 pct.points fra primo/medio 1920'erne til slutningen af krigen. Det alternative mål for lønandelen WS2 svinger om en konstant trend frem til 1944. Til yderligere belysning af udviklingen i de to mål, er der i tabel 3 vist gennemsnitsværdier for lønandelen i nogle delperioder. Det er åbenbart, at afvigelserne mellem de to mål overstiger det acceptable, selv under hensyn til tallenes usikkerhed. En nærmere diskussion af de to sæt skøn følger i afsnit 3.

Tabel 1. Alternative index for antal beskæftigede lønmodtagere (B1 og B2), årsløn (W) og lønsum (LS1 og LS2). 1921 - 1946. (1930 = 100)

	B1	B2	W	LS1	LS2
1921	93	84	145	135	122
1922	86	86	—	—	—
1923	92	90	111	102	100
1924	97	93	117	113	109
1925	94	93	122	115	113
1926	88	92	110	97	101
1927	88	93	103	91	96
1928	93	96	101	94	97
1929	97	98	100	97	98
1930	100	100	100	100	100
1931	94	101	99	93	100
1932	87	98	97	84	95
1933	93	101	96	89	97
1934	102	106	97	99	103
1935	105	110	100	105	110
1936	108	112	101	109	113
1937	108	113	—	—	—
1938	109	116	110	120	128
1939	112	120	117	131	140
1940	106	119	129	137	154
1941	112	123	140	157	172
1942	111	128	148	164	189
1943	122	133	160	195	213
1944	123	137	174	214	238
1945	117	135	—	—	—
1946	121	140	220	266	308
1947	121	141	237	287	334

Symbolforklaring og kilder: B1 beskæftigelsesindex for lønmodtagere (PM, p. 107). B2 beskæftigelsesindex for lønmodtagere beregnet på grundlag af P. J. Pedersen (1977 b). W index for årsløn (PM, p. 107). LS1 og LS2 lønsum-index beregnet henholdsvis som B1 x W og B2 x W. De nye serier, som ligger til grund for denne og følgende tabeller er anført i bilagstabel 1.

Tabel 2. Alternative mål for lønandelen (lønsum i forhold til bruttofaktorindkomst) 1921 - 46

	WS1	WS2		WS1	WS2
1921	59.2	46.1	1934	43.7	39.5
1922	—	—	1935	43.7	39.5
1923	44.7	37.6	1936	43.2	39.0
1924	45.6	38.1	1937	—	—
1925	49.4	42.3	1938	42.3	39.0
1926	46.5	41.8	1939	42.8	40.0
1927	45.6	41.4	1940	42.3	40.9
1928	46.1	40.9	1941	42.3	40.0
1929	44.2	38.5	1942	39.5	39.5
1930	46.5	40.0	1943	41.4	39.0
1931	46.1	42.8	1944	40.9	39.5
1932	43.2	42.8	1945	—	—
1933	42.8	40.0	1946	47.9	47.9

Symbolforklaring og kilder: WS1 og WS2 beregnes som forholdet mellem LS1 og LS2, jvf. tabel 1 og index for BF1 (1930 = 100). Omregning fra index til lønandel sker ved sammenkædning i 1947.

Tabel 3. Gennemsnitsværdier for lønsum/bruttofaktorindkomst

	1923 - 29	1930 - 39	1940 - 46
WS1	46.0	43.8	42.4
WS2	40.1	40.3	41.1

Kilde: Tabel 2.

Da især de første år i 1920'erne er præget af meget voldsomme variationer i løn- og prisudvikling, kan det have interesse at forsøge at opstille skøn for lønandelen tilbage til årene før 1. verdenskrig for at få yderligere mulighed for at vurdere langtidstendensen. Det må forudskikkes, at disse skøn bliver endnu mere usikre end de, som foreligger for mellemkrigsårene. Hvad angår beskæftigelsesudviklingen for lønmodtagere kan index B2, jvf. tabel 1, beregnes tilbage til 1911, jvf. P. J. Pedersen (1977 b). Problemet er lønindexet. Her kan man enten forsøge at konstruere et index for samtlige lønmodtagere eller udvælge et lønindex for en enkelt gruppe, som man så må antages at være rimeligt repræsentativ for hele lønmodtagergruppen. Den første mulighed er der på grund af manglende data kun meget ringe mulighed for at forsøge, jvf. dog nedenfor. Hvad den anden angår, har man rimeligt konsistente oplysninger om timelønnen i industri og håndværk tilbage til 1914 i den officielle statistik. Data hos J. P. Christensen (1975, p. 212) gør det muligt at forlænge denne serie tilbage til 1911, som er basisår for B2. Problemet med denne fremgangsmåde er, at lønstrukturen ikke har været konstant i perioden. Der kan henvises til A. Ølgaard (1976, p.39), hvor det fremgår, at lønningerne i byerne fra 1912/13 til 1923/24 er steget væ-

sentligt stærkere end på landet. Data hos PM, p. 19, tyder tentativt på, at en væsentlig del af dette skift i lønstrukturen indtræder mellem 1917 og 1920 og særlig markant er til relativ fordel for industriarbejderne.

Med de forbehold, som følger af, at industriarbejdernes lønninger ikke er så repræsentative for den generelle lønudvikling, som man kunne ønske, skal det forsøges at forlænge skøn over lønandelen tilbage til 1911 ved brug af denne indikator for lønudviklingen. Beregningerne foretages ved at erstatte PM's aggregerede årslønsindex med et index for timelønnen i industri og håndværk. Et index for antal arbejdstimer udført af lønmodtagere konstrueres ved først at beregne antallet af beskæftigede lønmodtagere efter samme metode som ved beregninger af B2 i tabel 1. Derefter multipliceres dette med et skøn over det gennemsnitlige antal arbejdstimer, jvf. P. J. Pedersen (bilagstabel 1, 1977 a). Herfra kan beregnes et index for det samlede antal lønmodtagertimer med $1930 = 100$. Ved at multiplicere dette med et tilsvarende timelønsindex, jvf. ovenfor, fås endelig et lønsum-index. Dette sættes i forhold til et BFI-index og skønnet over lønandelen beregnes som i tabel 2. De anvendte index samt resultaterne for lønandelen er vist i tabel 4. Det fremgår, at lønandelen i de tre år før 1. verdenskrig ligger på omkring en trediedel af BFI. De første krigsår giver et kraftigt fald i lønandelen. Fra 1917 vendes det til stigning op til et niveau 5 - 6 pct.points over førkrigstallene i 1919/20.

Tabel. 4. Index for timeløn i industrien (w), samlet antal arbejdstimer udført af lønmodtagere (LMT) og Lønsum (LS). 1930 = 100. Lønandel af BFI (WS). 1911 - 1920.

	w	LMT	LS	WS
1911	34	86	30	33.3
1912	36	87	31	32.9
1913	37	88	32	32.1
1914	38	89	34	30.9
1915	39	91	35	27.7
1916	44	93	41	24.9
1917	50	93	47	26.9
1918	64	91	58	27.7
1919	111	90	101	39.8
1920	146	84	122	37.8

Anm. Beregningen af tallene gennemgået i teksten.

Som nævnt ovenfor skulle lønstigningen i industrien især i årene 1917-1920 have været højere end i resten af økonomien. Der er altså grund til at tro, at stigningen i lønandelen er overvundet i disse år. Tallene hos PM (p. 19) tyder på, at lønudviklingen i industrien er svagere end i resten af økonomien fra 1914 til 1917. Alt i alt er det derfor nok rimeligt at forestille sig, at både faldet fra 1914 til 1916/17 og stigningen fra 1917 til 1920 er stærkere med de her anvendte

tal, end hvis et mere tilfredsstillende lønindex havde foreligget. Den trend, hvorom udsvingene sker, er formentlig præget af for kraftig stigning fra 1911 til 1921, fordi lønudviklingen over hele perioden må antages at have været væsentligt stærkere for industriarbejdere end for andre lønmodtagere.

En alternativ indikator, som også må tages med meget store forbehold, kan fås ved at beregne et årslønsindex på basis af tallene hos PM, p. 19. Her angives for årene 1914, 1917 og 1920 årsløn ved fuld beskæftigelse for industriarbejdere, en højt lønnet og en lavt lønnet tjenestemandsgruppe, butikspersonale samt karle og daglejere i landbruget. På basis af folketællingen i 1921 kan man beregne vægte for lønmodtageregrupper, for hvilke de foreliggende lønoplysninger skønnes at være repræsentative. Herved kan beregnes et lønindex med følgende værdier: 1914 = 100, 1917 = 139 og 1920 = 284². En sammenkædning med lønindex W i tabel 1 kræver et skøn over ændringen i den gennemsnitlige årsindkomst for fuldt beskæftigede lønmodtagere fra 1920 til 1921. Dette skøn er afgørende for det *niveau*, man når frem til for lønandelen i de tre omhandlede år. På basis af skattestatistikken kan man beregne et vejet gennemsnit for lønmodtagerindkomster over et vist niveau (1000 kr.) i de to år. Herved fås, at den gennemsnitlige indkomst i 1920 skulle ligge ca. 16% højere end i 1921. Dette skøn er imidlertid ikke anvendeligt, fordi arbejdsløsheden tredobles fra 1920 til 1921 og det, der søges, er ændringen i indkomsten ved fuld beskæftigelse. Det er derfor valgt i stedet at kombinere oplysninger fra lønstatistikken med skattestatistikens tal. For industriarbejdere antages årsindkomsten ved fuld beskæftigelse at have fulgt udviklingen i timelønnen, da timeantallet har været omtrent det samme i de to år. Dette giver et skønnet fald i indkomsten på ca. 7% fra 1920 til 1921. Karle og daglejere antages ikke at være påvirket af stigningen i arbejdsløsheden. På basis af skattestatistikken skønnes deres gennemsnitlige indkomst at være steget med ca. 6%. Endelig kan det fra skattestatistikken skønnes, at indkomsten for lønmodtagere inden for handel m. v. er faldet med ca. 11%. Heraf må en væsentlig del antages at hidhøre fra øget arbejdsløshed. Vejet med 1921-vægte resulterer dette i et skøn, som må tages med mere end de sædvanlige forbehold, gående ud på, at den gennemsnitlige årsløn i 1920 antages at ligge 4% højere end i 1921. Det er herefter muligt at sammenkæde med index i tabel 1. Resultatet er vist i tabel 5. Det ses ved sammenligning med tabel 4, at niveauet for lønandelen ligger 5 - 6 pct. points højere efter dette skøn i 1914 og 1917. Desuden fremgår det, at både faldet i lønandelen fra 1914 til 1917 og stigningen fra 1917 til 1920 er mindre voldsomt end i tabel 4. Da industrilønningerne vides at være steget kraftigere end de øvrige lønninger fra 1914 til 1920 og desuden må antages mere konjunkturfølsomme, forekommer resultaterne i tabel 5 rimelige.

2. De anvendte vægte er: industriarbejdere 44,4%, overordnede funktionærer 11,1% (højt lønnet tjenestemand som lønbasis), underordnede funktionærer 25,9% (gennemsnit af løn til lavtlønnet tjenestemand og butikspersonale som lønbasis), karle 11,1% og daglejere 7,4%.

Tabel 5. Lønandel og index for antal beskæftigede lønmodtagere, årsløn og lønsum med 1930 = 100

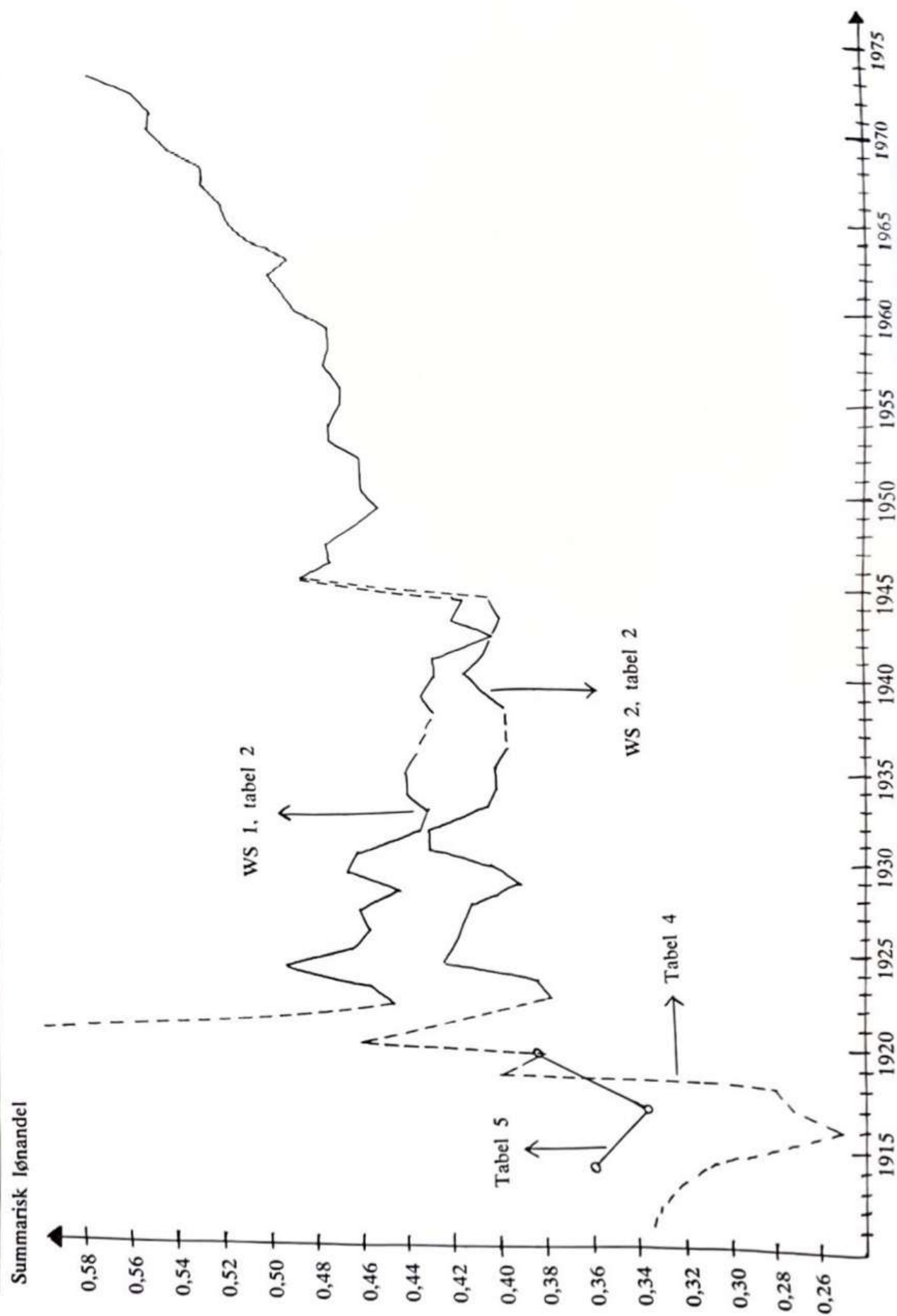
	B2	W	LS2	WS
1914	74	53	39	35.8
1917	78	74	58	33.3
1920	82	151	124	38.2

Anm. Beregning gennemgået i teksten.

Et samlet overblik over udviklingen i lønandelen er givet i fig. 1. Langtids-tendensen er en meget klar stigning fra et niveau lidt over en trediedel af BFI i årene omkring udbruddet af 1. verdenskrig til et niveau på ca. 55% medio 1970'erne. Hos J. P. Christensen (1975, fn. 9, p. 231) anføres som et tentativt skøn, at den summariske lønandel er steget med 30 - 35 pct. fra 1870 til 1914. Anvendt på niveauet for lønandelen i 1914, som anført i tabel 5, skulle lønandelen i 1870 have været ca. 27 pct. af BFI. Det samlede billede synes på dette grundlag at være en stærk stigning fra 1870 til 1914, en stærk stigning umiddelbart efter 1. verdenskrig, en stationær/svagt voksende lønandel i mellemkrigsårene, en stærk stigning umiddelbart efter 2. verdenskrig³ og endelig en svag stigning i 1950'erne afløst af en meget kraftig stigning i 1960'erne og de første år af 1970'erne. I modsætning til dette giver hidtidige skøn (PM + nationalregnskabstabel efter 2. verdenskrig) et nærmest U-formet forløb for lønandelen i Danmark fra 1921-74. En nærmere diskussion af de her fremlagte skøn over lønandelen i mellemkrigsårene følger i næste afsnit.

3. Den stærke stigning i den summariske lønandel efter de to verdenskrige findes også med engelske data, jvf. J. King og P. Regan (1976, p. 19). For vurderingen af den danske udvikling bør det tilføjes, at seriesammenkædningerne finder sted umiddelbart efter de to krige. Det bør desuden tilføjes, at J. P. Christensens (1975) tal for perioden 1870 - 1914 kun omfatter byerhverv.

Figur 1. Alternative mål for den summariske lønandel, 1911 - 1974



3. Diskussion af udviklingen

Forskellen mellem de her fremlagte og tidligere skøn over lønandelen i perioden 1921-46 beror, som det fremgår af beregningerne i afsnit 2, på de anvendte index for antallet af beskæftigede lønmodtagere B1 og B2, jvf. tabel 1. PM's index B1 stiger i perioden med 30.1%, mens B2 stiger 66.7%. Selv uden henvisning til de nye skøn for arbejdsstyrken før 1940 (P. J. Pedersen, 1977 b), som ligger bag B2, forekommer B1 at undervurdere udviklingen. Fra 1921 til 1946 stiger således middelfolketallet i alderen 15 - 64 år med 34.8%. Hertil kommer, at arbejdsløsheden var ca. dobbelt så høj i 1921 som i 1946. B1 implicerer således, at lønmodtagerne skulle udgøre en stadig faldende andel af befolkningen i den betragtede periode. I modsætning til dette fås i den ovenfor nævnte undersøgelse (P. J. Pedersen, 1977 b) for det første en stigende erhvervsfrekvens⁴ og for det andet en stigende lønmodtagerandel af arbejdsstyrken. En indirekte kontrolmetode kan underbygge, at B1 giver en kraftig undervurdering af stigningen i antallet af beskæftigede lønmodtagere. I slutningen af 1940'erne stiger arbejdsstyrken meget langsomt. Antallet af beskæftigede lønmodtagere i 1946 kan derfor approximeres med antallet af lønmodtagere (excl. husassistenter) fra folketællingen i 1950 reduceret med et skøn over antallet af arbejdsløse. Dette giver et skønnet antal beskæftigede lønmodtagere i 1946 på 1.250.000. Stigningen i B1 på 30.1% fra 1921 implicerer, at antallet af beskæftigede lønmodtagere i dette år skulle have været ca. 960.000. Hertil kommer et skønnet antal arbejdsløse på 70.000, d.v.s. i alt ca. 1.030.000 lønmodtagere. Med en skønnet samlet arbejdsstyrke i 1921 (defineret som i fn. 4) på ca. 1.170.000, bliver der kun 140.000 »til overs« til gruppen selvstændige, d.v.s. ca. 75.000 under antallet af selvstændige alene i landbruget. Alt i alt skønnes det derfor, at B2 giver et bedre billede af den faktiske udvikling. For en nærmere redegørelse for de bagvedliggende beregninger henvises til P. J. Pedersen (1977 b).

Det er en almindelig antagelse i diskussionen om udviklingen i lønandelen, at den antages at variere konjunkturmodløbende, d.v.s. at falde under opgangs-konjunkturer og stige i nedgangskonjunkturer. Tabel 6 illustrerer den evt. samvariation i mellemkrigsårene. Mens ændringen i WS2 kun er i modstrid med hypotesen i 6 ud af de 14 tilfælde, er WS1 konjunkturmedløbende i 10 tilfælde. Da år til år variationer er usikre indikatorer med den type af tal, som anvendes her, kan der være grund til også at se på forløbet over konjunkturfaser. Dette sker i tabel 7. Mens ændringen i WS2 er konjunkturmodløbende i alle fire konjunkturfaser, ændres WS1 i modstrid med hypotesen i 2 af 4 tilfælde, mens den er konstant i de to resterende tilfælde. Der kan i denne sammenhæng også henvises til J. Fabritius' artikel (1974) om indkomspolitik i 1930'erne og 1960'erne. Det konkluderes her på basis af WS1, at de indkomst-

4. For arbejdsstyrken excl. husassistenter og excl. medhjælpende ægtefæller.

politiske indgreb fra 1933 og frem tilsyneladende ikke har presset lønandelen nedad. Anvendes WS2 i stedet, ses det, at denne konklusion ikke længere er holdbar. Hermed er det naturligvis ikke sagt, at faldet i WS2 i 1933, 1934 og 1936 kan tilskrives politiske indgreb. Som det fremgår af tabel 7, kan udviklingen lige så vel tænkes forklaret ved konjunkturvariation i lønandelen.

Tabel 6. Ændring fra år til år (i pct.points) i arbejdsløshedsprocent (Ø/LM) og alternative mål for lønandelen. 1924-36 og 1939.

	Δ WS1	Δ WS2	$\Delta(\text{Ø/LM})$
1924	0.9	0.5	-0.7
1925	3.8	4.2	1.5
1926	-2.9	-0.5	2.2
1927	-0.9	-0.4	0.6
1928	0.5	-0.5	-1.6
1929	-1.9	-2.4	-1.0
1930	1.3	1.5	-0.5
1931	-0.4	2.8	1.5
1932	-2.9	0	5.4
1933	-0.4	-2.8	-0.5
1934	0.9	-0.5	-2.1
1935	0	0	-0.8
1936	-0.5	-0.5	0.1
1939	0.5	1.0	-1.3

Anm. Ø/LM: skønnet arbejdsløse i forhold til skønnet antal lønmodtagere, jvf. anm. til bilagstabel 1.

Tabel 7. Ændring i lønandelen fra første til sidste år i konjunkturfasen 1925-35.

	Δ WS1	Δ WS2
1925 - 1927, Ø/LM stigende	0.0	3.3
1928 - 1930, Ø/LM faldende	-0.1	-1.4
1931 - 1932, Ø/LM stigende	-3.3	2.8
1933 - 1935, Ø/LM faldende	0.5	-3.3

Beregningerne og diskussionen har indtil nu alene omhandlet den summariske lønandel af den simple grund, at data ikke gør det muligt at disaggregere på sektorer bortset fra en ret usikker opdeling på landbrug og byerhverv for årene 1926-39, jvf. nedenfor. Selv om en sektoropdeling ikke er mulig, kan man foretage en simpel standardberegning med henblik på at korrigere for det forhold, at lønmodtagerne har udgjort en stigende andel af arbejdsstyrken i den betragtede periode. For at belyse langtidstendensen er denne standardberegning også foretaget for efterkrigsårene. Fremgangsmåden er, at der på basis af LS2, jvf. tabel 1, og den faktiske lønsum i 1947 beregnes skøn over løn-

summen 1921-46. På grundlag af skøn over antallet af beskæftigede lønmodtagere i de enkelte år, jvf. anm. til bilagstabel 1, findes den gennemsnitlige lønmodtagerindkomst. En imputeret arbejdsindkomst for de selvstændige erhvervsdrivende beregnes som produktet af antallet af selvstændige og den gennemsnitlige lønmodtagerindkomst. En korrigeret lønsum svarende til den totale arbejdsindkomst fremkommer derefter som summen af lønmodtagernes lønsum LS og den til de selvstændige imputerede arbejdsindkomst. Ved beregning af forholdet mellem denne og BFI fås endelig en standardiseret lønandel, som tager hensyn til skift i arbejdsstyrkens fordeling på lønmodtagere og selvstændige. Resultaterne af disse beregninger er vist i tabel 8. Det fremgår umiddelbart af tabel 8, at den standardiserede lønandel udvikler sig anderledes end WS2, jvf. fig. 1. Det ses i fig. 2, at den standardiserede lønandel svinger omkring et konstant niveau i 1920'erne. Fra 1932 til slutningen af krigen falder den meget kraftigt. Derefter stiger den i 1946 til niveauet fra primo 1930'erne. Efter et mindre fald indtil 1950 stabiliseres den på et konstant niveau frem til 1965, hvorefter den er stigende frem til midten af 1970'erne. Mens der ikke, jvf. fig. 2, er tale om en kraftig stigning, som tilfældet var for den summariske lønkvote, er der dog heller ikke tale om konstans. Gennemsnitsværdier for nogle delperioder er anført i tabel 9. Det fremgår, at gennemsnitsværdien af den standardiserede lønandel for efterkrigsårene under ét ligger ca. 3 pct. points højere end i førkrigsårene. Udviklingen i årene efter 1950 stemmer godt overens med udviklingen i den sektorstandardberegnete lønkvote, jvf. P. Kongshøj Madsen og C. Koch (1976, p. 87).

Tabel 8. Lønsum, gennemsnitlig lønmodtagerindkomst, imputeret arbejdsindkomst for selvstændige, samlet arbejdsindkomst og denne i forhold til bruttofaktorindkomsten 1921 - 1974

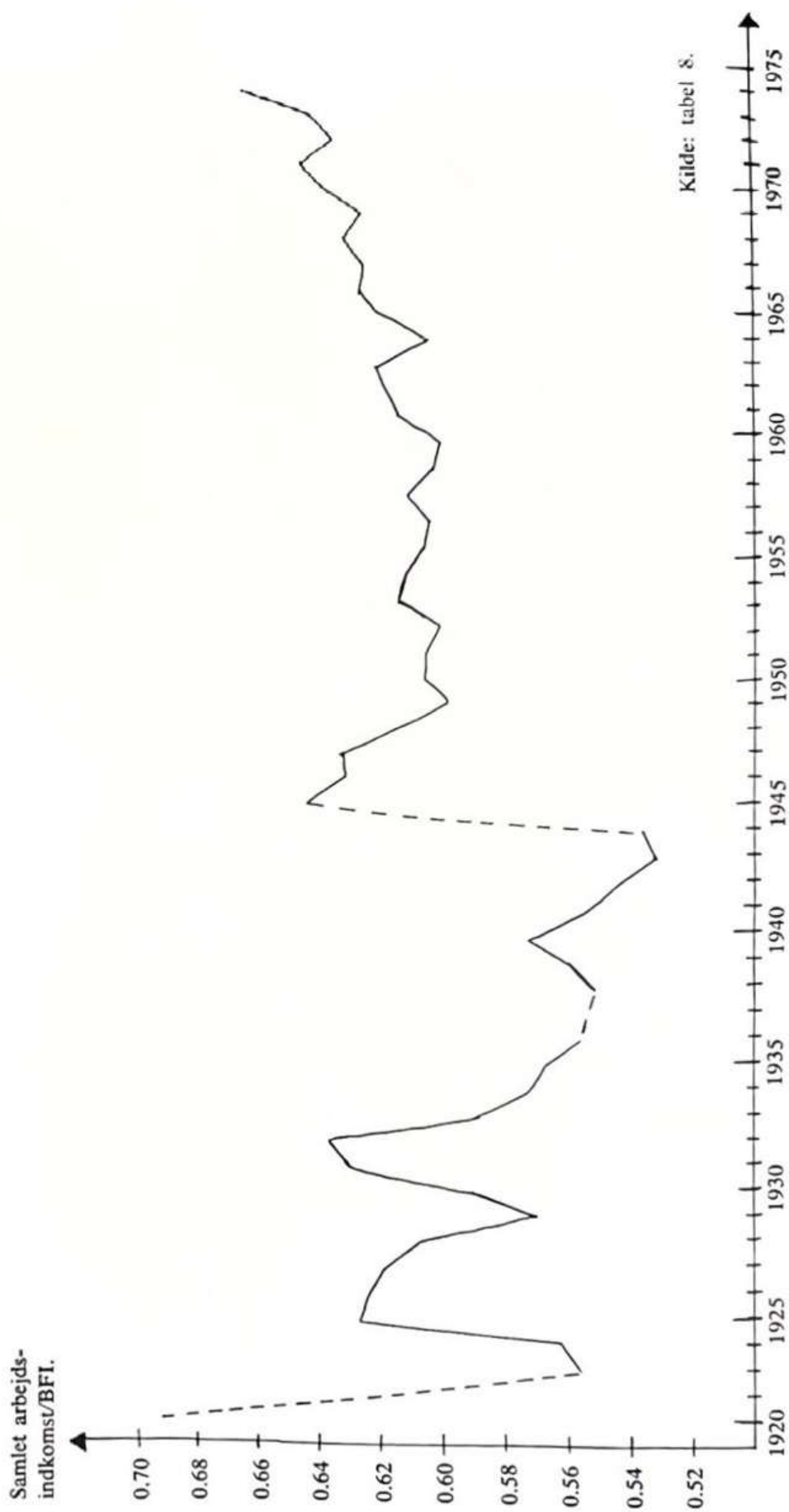
	Lønsum (LS) (mill. kr.)	Gennemsnitlig lønmodtager- indkomst (LS/(LM-Ø)) (1000 kr.)	Imputeret ar- bejdsindkomst for selv- stændige (ILS) (mill. kr.)	Samlet arbejds- indkomst (LS + ILS) (mill. kr.)	Samlet arbejds- indkomst/BFI (i pct.)
1921	2.792	3.791	1.393	4.185	69,1
1922	—	—	—	—	—
1923	2.267	2.850	1.084	3.351	55,6
1924	2.502	3.068	1.187	3.689	56,2
1925	2.603	3.185	1.253	3.856	62,7
1926	2.311	2.847	1.137	3.448	62,4
1927	2.202	2.693	1.088	3.290	61,9
1928	2.224	2.637	1.079	3.303	60,8
1929	2.234	2.588	1.072	3.306	57,0
1930	2.282	2.592	1.087	3.369	59,1
1931	2.298	2.590	1.086	3.384	63,0

(tabellen fortsættes næste side)

	Lønsum (LS) (mill. kr.)	Gennemsnitlig lønmodtager- indkomst (LS/(LM-Ø)) (1000 kr.)	Imputeret ar- bejdsindkomst for selv- stændige (ILS) (mill. kr.)	Samlet arbejds- indkomst (LS + ILS) (mill. kr.)	Samlet arbejds- indkomst/BFI (i pct.)
1932	2.188	2.545	1.070	3.258	63,7
1933	2.202	2.482	1.044	3.246	59,0
1934	2.357	2.528	1.065	3.422	57,3
1935	2.520	2.613	1.100	3.620	56,7
1936	2.609	2.644	1.112	3.721	55,6
1937	—	—	—	—	—
1938	2.930	2.880	1.209	4.139	55,1
1939	3.251	3.074	1.288	4.539	55,9
1940	3.526	3.367	1.410	4.936	57,3
1941	3.916	3.607	1.516	5.432	55,5
1942	4.353	3.875	1.640	5.993	54,4
1943	4.867	4.165	1.778	6.645	53,2
1944	5.471	4.550	1.958	7.429	53,6
1945	—	—	—	—	—
1946	7.055	5.733	2.498	9.553	64,7
1947	7.651	6.165	2.689	10.340	63,5
1948	8.332	6.652	2.907	11.239	63,6
1949	8.667	6.913	3.024	11.691	61,9
1950	9.683	7.620	3.335	13.018	60,2
1951	10.655	8.331	3.616	14.271	61,0
1952	11.381	8.915	3.842	15.223	60,9
1953	12.122	9.173	3.929	16.051	60,5
1954	12.988	9.611	4.093	17.081	61,8
1955	13.486	9.936	4.207	17.693	61,6
1956	14.251	10.488	4.433	18.684	61,0
1957	15.203	11.027	4.659	19.862	60,8
1958	16.039	11.450	4.854	20.893	61,5
1959	17.554	12.075	5.149	22.703	60,6
1960	19.021	12.727	5.460	24.481	60,4
1961	21.913	14.249	6.067	27.980	61,7
1962	24.873	15.726	6.637	31.510	62,1
1963	26.539	16.493	6.882	33.421	62,5
1964	29.727	17.961	7.387	37.114	60,8
1965	34.390	20.342	8.218	42.608	62,4
1966	38.357	22.368	8.763	47.120	63,0
1967	42.258	24.328	9.235	51.493	62,9
1968	46.926	26.897	9.861	56.787	63,6
1969	53.099	29.835	10.562	63.661	63,0
1970	60.752	33.381	11.404	72.156	64,1
1971	67.840	36.271	12.644	80.484	65,0
1972	76.313	39.740	12.993	89.306	64,0
1973	88.157	45.393	14.796	102.953	64,8
1974	104.654	53.542	17.287	121.941	66,9

Anm. Skøn over antal selvstændige fremkommer som skønnet arbejdsstyrke excl. husassistenter og medhjælpende hustruer ÷ skønnet antal lønmodtagere. Beregningerne gennemgået i teksten.

Figur 2. Samlet arbejdsindkomst = lønsum + imputeret løn til selvstændige/BFI.



Kilde: tabel 8.

Tabel 9. Gennemsnitsværdier for standardiseret lønandel. $(LS + ILS)/BFI$

$(LS + ILS) / BFI$	
1921-29 (-1922)	60.7
1923-29	59.5
1930-39 (-1937)	58.4
1940-49 (-1945)	58.6
1946-49	63.4
1950-59	61.0
1960-69	62.2
1970-74	65.0

Kilde: tabel 8.

Den her anvendte standardiserede lønandel afviger begrebsmæssigt fra den normalt anvendte, hvor man som bekendt standardiserer ved at anvende faste vægte for de enkelte sektorer. Ved omskrivning af den summariske lønandel kan man få:

$$\begin{aligned} WS &= (LM \cdot W) / BFI = (LMT \cdot w) / BFI \\ &= (w/p) / (\overline{BFI} / LMT) \\ &= (w/p) / [(\overline{BFI} / (LMT + ST)) ((LMT + ST) / LMT)] \end{aligned} \quad (1)$$

hvor LM er antal lønmodtagere, W gennemsnitlig årsløn, LMT antal arbejdstimer udført af lønmodtagere, w gennemsnitlig timeløn, p BFI-deflatoren, $\overline{BFI}$ real bruttofaktoringdomst og ST er antal arbejdstimer udført af selvstændige. Ved at multiplicere denne identiske omskrivning af den summariske lønandel med $(LMT + ST) / LMT$ fås:

$$WS' = (w/p) / [\overline{BFI} / (LMT + ST)] \quad (2)$$

Beregningen af den standardiserede lønandel, jvf. samlet arbejdsindkomst/BFI i tabel 8, foregik ved at imputere den gennemsnitlige årsløn for lønmodtagere til selvstændige som arbejdsaf lønning, d.v.s.:

$$\begin{aligned} \text{standardiseret lønandel} &= (LM \cdot W + S \cdot W) / BFI \\ &= [LM \cdot W / BFI] [(LM + S) / LM] \end{aligned} \quad (3)$$

Da der i beregningerne er forudsat samme antal arbejdstimer for lønmodtagere og selvstændige, følger det, at (2) og (3) er identiske, d.v.s. at den standardiserede lønandel, som anvendes her, giver et mål for udviklingen i forholdet mellem real-timeløn og total timeproduktivitet, jvf. (2).

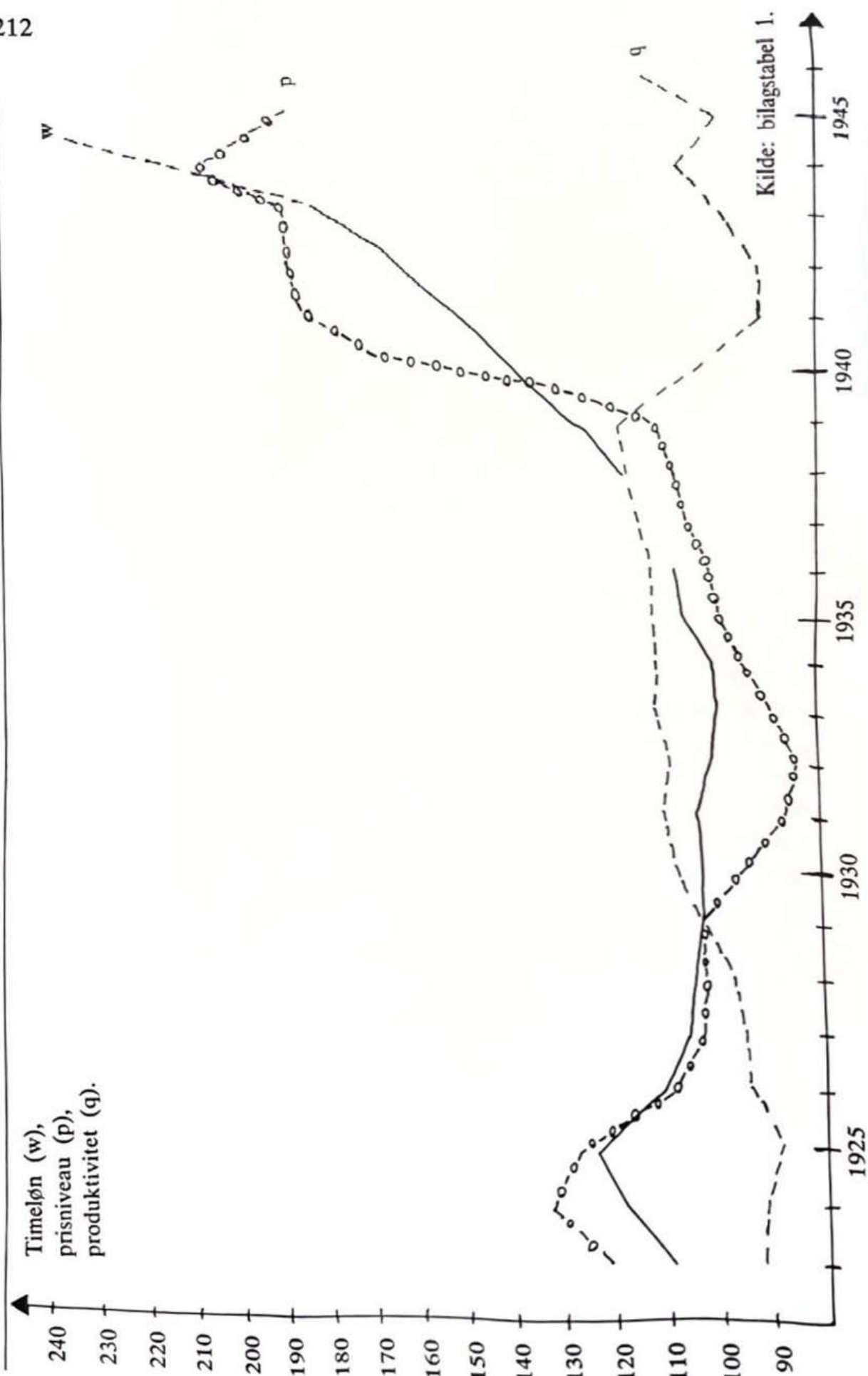
Tabel 10. Gennemsnitlig ændringsrate i timeløn ($\dot{w}$), BFI deflator ($\dot{p}$) og samlet timeproduktivitet ($\dot{q}$)

	$\dot{w}$	($\dot{w}/\dot{p}$)	$\dot{p}$	$\dot{q}$
1924 - 29	- 1.46	- 3.13	1.72	1.38
1930 - 39	2.16	0.96	1.19	1.61
1940 - 44	8.50	11.78	-2.93	-2.19
1947 - 49	6.72	3.80	2.81	4.21
1950 - 59	6.72	3.52	3.09	3.40
1960 - 69	10.86	4.87	5.71	5.43
1970 - 74	14.90	9.03	5.38	4.10

Symbolforklaring: $\dot{w}$ implicit timeløn for lønmodtagere = lønsum/skønnet antal lønmodtagertimer, $\dot{p}$ ændring i BFI-deflator beregnet som forhold mellem BFI i løbende og i 1929-priser, $\dot{q}$ ændring i (BFI i 1929-priser/skønnet samlet antal arbejdstimer). $(\dot{w}/\dot{p}) = (1+\dot{w}) / (1+\dot{p}) - 1$. De grundlæggende data er anført i bilagstabel 1.

Den udvikling i den standardiserede lønandel, som er vist i fig. 2, kan naturligvis fremkomme som resultat af mange forskellige kombinationer af ændringer i timeløn, prisniveau og produktivitet. For nærmere at belyse udviklingen er den gennemsnitlige ændring pr. år i de relevante størrelser vist i tabel 10 for nogle udvalgte delperioder. Den implicitte timeløn er i gennemsnit faldende i de medtagne år i 1920'erne, men prisniveauet falder endnu stærkere, hvorved man får en reallønsstigning, som ikke afviger meget fra den gennemsnitlige produktivitsstigning. I 1930'erne ligger lønstigningstakten på et højere niveau, mens prisstigningstakten vokser endnu mere. Resultatet er et fald i den gennemsnitlige stigningstakt i reallønnen på ca. 0.5 pct.points, som sammenholdt med en svag stigning i produktivitsstigningstakten ligger bag faldet i den standardiserede lønandel i 1930'erne, jvf. fig. 2. I krigsårene falder den standardiserede lønandel som følge af et kraftigere fald i reallønnen end i produktiviteten. Faldet i lønandelen i årene 1947-49 skal ses i lys af den meget kraftige stigning fra 1944 til 1946, jvf. fig. 2. I 1950'erne udvikler realløn og produktivitet sig parallelt. Ved overgangen til den fulde beskæftigelse i 1960'erne øges lønstigningstakten med ca. 4 pct.points, prisstigningstakten med ca. 1.3 pct.points og reallønsstigningen følgelig med ca. 2.7 pct.points. Da produktivitsstigningen kun øges med ca. 2 pct.points indledes i dette årti en stigning i den standardiserede lønandel. Som i 1930'erne synes det altså at forholde sig sådan, at meget kraftig over- og eller underefterspørgsel efter arbejdskraft påvirker pengelønsstigningen så stærkt, at den funktionelle fordeling påvirkes. Produktivitsstigningen er ganske vist også positivt korreleret med graden af stramhed på arbejdsmarkedet, jvf. P. J. Pedersen (1977a), men tilsyneladende ikke så kraftigt, at det kan ophæve virkningerne fra variationer i pengelønnens ændringstakt. Endelig er der ved overgangen til 1970'erne tale om en parallel stigning i løn- og prisstigningstakt, som sammenholdt med en afsvækket produktivitsstigning resulterer i en fortsat tendens til stigning i den standardiserede lønandel.

Figur 3. Implicit timeløn (w), BFI-deflator (p) og produktivitet (q). 1929 = 100. 1923 - 1946.



Da hovedinteressen her er samlet om forholdene i årene før 1947, skal oplysningerne i tabel 10 suppleres med et overblik over udviklingen i de enkelte år fra 1923 til 1946, jvf. fig. 3. Mens de medtagne år fra 1920'erne er præget af voldsomme ændringer i pengeløn og prisniveau, er årene 1929-32 med en meget kraftig stigning i lønandelen domineret af et kraftigt prisfald, en næsten konstant pengeløn og en svag stigning i produktiviteten. Årene fra 1932 til 1936 med et meget kraftigt fald i lønandelen er præget af, at pengelønnen ikke følger med prisniveauet op. Samtidig forstærker den svage stigning i produktiviteten virkningen på lønandelen fra den faldende realløn. Krigsårene er indtil 1942 præget af et reallønsfald, som er kraftigere end produktivitsfaldet. Fra 1942 til 1943 stiger reallønnen men ikke så stærkt, at det kan afbøde virkningerne på lønandelen af den stigning i produktiviteten, som samtidig sætter ind. Endelig bliver reallønsfremgangen fra 1943 til 1944 så stærk, at den dominerer produktivitsstigningen, hvorved faldet i lønandelen vendes til en svag stigning.

Selv om det som nævnt ovenfor ikke er muligt at beregne lønkvoter for de enkelte erhverv før 1947, må udviklingen i mellemkrigsårene antages at være så påvirket af de stærke forskydninger imellem landbrug og byerhverv, at det kan berettiggte et forsøg på at beregne lønkvoten for hver af disse to erhvervsgrupper. I tabel 11 er anført resultaterne, som for så vidt angår niveau og ændringer fra år til år må tages med store forbehold. Derimod er tendensen i tallene formentlig mere troværdig.

Den summariske lønandel i landbruget falder voldsomt fra midten til slutningen af tyverne. Derefter stiger den meget stærkt fra 1929 til 1931, hvorefter den i 1932 og 1933 falder tilbage til 1929-niveauet. I resten af 1930'erne svinger lønandelen med små udsving omkring 35 pct. Hvad angår den summariske lønandel i byerhvervene genfindes stigningen, omend langt mere beskeden, i begyndelsen af 1930'erne. For perioden under ét er der dog tale om stor stabilitet med ret beskedne udsving omkring et niveau på ca. 40 pct.

Ser man på de standardberegneede lønkvoter, hvor de selvstændige i de to erhverv tilregnes et arbejdsvederlag svarende til den gennemsnitlige lønmodtagerindkomst i erhvervet, er billedet noget anderledes. For landbrugets vedkommende er der ikke tale om voldsomme forskydninger i forholdet mellem antal lønmodtagere og antal selvstændige. Den standardberegneede lønkvote følger derfor samme udvikling som den summariske. Den meget høje værdi, der nås i nogle af årene, afspejler dybden i periodens landbrugskrise. Den standardberegneede lønkvote for byerhvervene udviser stigning fra 1929 til 1932 og falder derefter langt stærkere end den summariske frem igennem 1930'erne.

Sammenholdes tabel 11 med udviklingen i den aggregerede standardberegneede lønkvote, jvf. tabel 8 og fig. 2, ses det, at faldet i denne fra 1926 til 1929 er bestemt af udviklingen i landbruget. Fra 1929 til 1931 stiger den standardberegneede lønkvote aggregeret og i begge erhvervsgrupper. Derimod er faldet

fra 1933 til slutningen af 1930'erne i den aggregerede lønkvote bestemt af faldet i den standardberegnete lønkvote i byerhvervene.

Tabel 11. Summarisk og standardberegnet lønkvote i landbrug m. v. og byerhverv. 1926 - 1939 og 1947

	Summarisk lønkvote		Standardberegnet lønkvote	
	Landbrug m. v.	Byerhverv	Landbrug m. v.	Byerhverv
1923	(43.4)	—	—	—
1926	47.9	40.1	87.2	53.7
1927	45.7	40.3	84.1	54.0
1928	39.6	41.3	72.5	55.3
1929	34.0	39.9	62.6	53.1
1930	36.4	41.0	67.0	54.5
1931	43.8	42.6	81.5	56.2
1932	40.0	43.4	76.4	57.7
1933	35.1	41.1	67.0	54.3
1934	34.8	40.5	65.8	52.7
1935	34.8	40.5	65.4	52.2
1936	35.6	39.7	67.3	50.8
1937	37.0	—	70.7	—
1938	34.2	40.1	65.7	50.5
1939	34.3	41.3	65.2	51.6
1947	37.1	49.6	75.7	60.0

Anm. Summarisk lønkvote angiver forholdet mellem erhvervets lønsum og BFI. Lønsummen beregnet efter samme princip som i tabel 2. Index for antal lønmodtagere i erhvervene beregnet ud fra folketællingspublikationer samt P. J. Pedersen (1977b), jvf. også bilagstabel 1. Det skønnede antal arbejdsløse, jvf. bilagstabel 1, er i mangel af bedre fordelt mellem erhvervene proportionalt med fordelingen af lønmodtagerne. Lønindex for landbrug m.v. fra P. M., tabel 43, p. 102. Lønsummen i byerhverv beregnet residualt.

Standardberegnet lønkvote angiver lønsum og arbejdsvederlag til selvstændige sat i forhold til erhvervets BFI. Arbejdsvederlag til selvstændige fremkommer ved at tilregne de selvstændige en aflønning svarende til den gennemsnitlige lønmodtagerindkomst i erhvervet. Antal selvstændige i de to erhverv beregnet ved interpolation ud fra folketællingspublikationer og P. J. Pedersen (1977b), jvf. bilagstabel 1.

BFI i løbende priser i landbrug m.v. og byerhverv, S. Aa. Hansen (1974). Den summariske lønkvote i landbrug m.v. i 1923 skønnet på basis af lønoplysninger hos A. Ølgaard (1976) sammenkædet med det her anvendte beskæftigelsesindex.

Til yderligere belysning af den påvirkning, der er udgået fra periodens voldsomme pris- og lønforskydninger, er udviklingen i løn- og prisniveau for landbrug m. v. og industri og håndværk m. v. anført i tabel 12. Ved sammenligning med tabel 11 ses det, at der især for landbrugets vedkommende er god overensstemmelse mellem udviklingen i lønandel og i erhvervets reallønsomkostninger. I søjlen yderst til højre i tabel 12 er vist udviklingen i den relative reallønsomkostning imellem industri og landbrug. Tallene illustrerer både de voldsomme bevægelser erhvervene imellem og den langsigtede tendens til stærkere stigning i landbrugets reallønsomkostning.

Tabel 12. Løn- og prisniveau i landbrug m. v. og industri og håndværk m. v. 1926-39 og 1947. 1926 = 100

	w_I	w_L	P_I	P_L	w_I/P_I	w_L/P_L	$(w_I/P_I)/(w_L/P_L)$
1926	100	100	100	100	100	100	100
1927	96	90	95	90	101	100	100
1928	95	84	94	92	101	91	112
1929	96	80	94	92	102	87	118
1930	98	77	90	78	109	99	110
1931	98	74	91	61	108	121	89
1932	96	70	94	56	102	125	82
1933	96	67	94	62	102	108	94
1934	98	69	97	69	101	100	101
1935	98	72	100	75	98	96	103
1936	98	78	101	77	97	101	95
1937	—	86	103	80	—	108	—
1938	104	89	108	86	96	103	92
1939	108	96	111	88	97	109	89
1947	193	268	201	209	96	128	75

Anm. Symbolforklaring: w_I og p_I , lønindex og implicit BFI-deflator for industri, håndværk m.v., w_L og p_L tilsvarende for landbrug m.v.

Kilder: lønindex, PM (1954, tabel 43, p. 102). BFI-deflatorer beregnet på grundlag af S. Aa. Hansen (1974).

Endnu et forhold, som kan antages at have påvirket udviklingen i lønandelen, er ændringer i bytteforholdet over for udlandet. Den standardiserede lønkvote, som anvendes her, kan som nævnt ovenfor fortolkes som forholdet mellem real timeløn og total timeproduktivitet. Påvirkningen fra en bytteforholdsændring vil derfor afhænge af, hvordan denne påvirker lønninger, priser og produktivitet. Hvad angår produktiviteten, anvendes der her som mål produktionsværdien målt i basisårets priser⁵ pr. time. I princippet skal der derfor ikke foretages nogen umiddelbar korrektion for bytteforholdsændringer, som tilfældet ville have været, hvis man i stedet for real produkt havde arbejdet med real indkomst pr. time. Hvordan en bytteforholdsændring påvirker produktiviteten, vil derfor afhænge af foretagernes reaktioner med hensyn til de producerede mængder og den anvendte mængde arbejdskraft. Et muligt udgangspunkt er at antage, at kraftige skift i bytteforholdet vil udløse kraftige bevægelser i den økonomiske aktivitet i samme retning som bytteforholdsændringen. Kombineres dette med en antagelse om, at produktiviteten på kort sigt bevæger sig pro-cyklisk, skulle man altså herfra få tendens til, at en bytteforholdsforbedring alt andet lige resulterer i et fald i lønandelen, mens en forringelse skulle trække i retning af en stigning i lønandelen. Dette forenklede billede modificeres af, at påvirkningen fra en bytteforholdsændring i konkrete

5. Dette er et princip, man stræber efter at følge. For en række BFI-komponenter kan det ikke realiseres i praksis.

tilfælde bl. a. må afhænge af, hvilke prisændringer som forårsager ændringen i bytteforholdet. F. eks. har et devalueringssinduceret fald i eksportpriserne jo næppe samme virkning som en stigning i verdensmarkedspriserne på importerede råvarer.

Hvad angår udviklingen i reallønnen er det om muligt endnu sværere á priori at gøre nogen antagelse om virkningen af en bytteforholdsændring. Pristalsregulering af lønningerne og de af bytteforholdsændringen afledte ændringer i den økonomiske aktivitet kan meget vel tænkes at påvirke pengelønnen i hver sin retning med et ubestemt nettoresultat til følge.

Tabel 13. Ændring af standardiseret lønkvote, real timeløn og timeproduktiviteten i år med store bytteforholdsændringer

	Gennemsnitlig ændring i stan- dardiseret løn- kvote	Gennemsnitlig ændring i real timeløn	Gennemsnitlig ændring i pro- duktion pr . time
1926/27 - 1939/40			
År med fald i bytteforholdet	+1.70%	-0.04%	-1.05%
År med stigning i bytteforholdet	-5.53%	-2.31%	+2.69%
1946/47 - 1973/74			
År med fald i bytteforholdet	-0.78%	+5.41%	+5.08%
År med stigning i bytteforholdet	-0.44%	+3.44%	+4.00%

Anm. 1. Stor ændring i bytteforholdet defineret i fn. 6. Følgende år indgår: 1927, 1929, 1931, 1932, 1933, 1935, 1938 (Set i forhold til 1936, da lønkvoteobservation mangler for 1937), 1940, 1947, 1948, 1949, 1950, 1951, 1952, 1953, 1957, 1958, 1959, 1960, 1963, 1974.

Anm. 2. Standardiseret lønkvote, jvf. tabel 8. Real timeløn beregnet på basis af w og p i bilagstabel 1. Produktion pr. time, jvf. bilagstabel 1.

Der er derfor af mangel på bedre valgt at se på, om der kan observeres nogen systematisk samvariation mellem ændringer i bytteforholdet og ændringer i lønkvoten. For mellemkrigsårene (1919-39) er der ingen sammenhæng mellem niveauet for bytteforholdet og niveauet for den standardberegnete lønkvote (korrelationskoefficient 0.02). Ser man i stedet på år med store ændringer i bytteforholdet⁶, får man det i tabel 13 viste forhold. I mellemkrigsårene er bytteforholdsændringer og ændringer i lønkvoten modsat rettede. Det ses, at dette for år med stort fald i bytteforholdet fremkommer som resultat af en nærmest konstant realløn og et fald i produktiviteten. For år med stor stigning i bytteforholdet fremkommer det kraftige gennemsnitlige fald i lønkvoten som resultat af et fald i den gennemsnitlige realløn og en stigning i den gennemsnit-

6. En stor ændring defineres ret arbitrært som en ændring på over 5% i bytteforholdet som angivet i A. Ølgaard (1966, p. 242).

lige produktivitet. Til sammenligning er der i tabel 13's nederste halvdel vist de tilsvarende tal for efterkrigsårene. I modsætning til mellemkrigsårene er der ikke her tale om nogen systematik i forholdet mellem bytteforholdsændringer og ændringer i lønkvoten. Både for år med store fald og for år med store stigninger i bytteforholdet gælder det, at den gennemsnitlige ændring i lønkvoten næppe er signifikant forskellig fra nul. Tallene i tabel 13 skal dog tages med forbehold netop, fordi der arbejdes med gennemsnitlige ændringer i de anførte størrelser. Kun for mellemkrigsår med stor stigning i bytteforholdet og for efterkrigsår med stor stigning i bytteforholdet, er der tale om éntydige ændringsretninger for lønkvoten (henholdsvis fald i 3 af 3 tilfælde og fald i 4 af 5 tilfælde). For de øvrige år fremkommer den gennemsnitlige ændring i lønandelen som resultat af nogenlunde lige mange modsat rettede bevægelser.

For hele perioden er der altså kun tale om systematisk samvariation imellem bytteforholdsændringer og ændringer i lønkvoten i den retning, man *a priori* ville forvente, for mellemkrigsår med stor stigning i bytteforholdet (1929, 1933 og 1935). Det er imidlertid vanskeligt at kvantificere effekten af bytteforholdsændringer på lønandelen i denne periode, fordi udviklingen i 1930'erne i den standardiserede lønandel samtidig må antages at være påvirket af en række andre faktorer.

4. Konklusion

Brug af en ny serie for udviklingen i antallet af beskæftigede lønmodtagere fører som vist til et radikal omvurdering af udviklingen i den funktionelle indkomstfordeling i Danmark i mellemkrigsårene.

Hvor man på basis af de hidtidige tal når frem til, at lønandelen i de sidste 50 år udviser et nærmest U-formet forløb, får man ud fra de reviderede beskæftigelsestal en konstant/svagt stigende lønandel i mellemkrigsårene og en stærk stigning i efterkrigsårene. Endnu mere usikre skøn for årene umiddelbart før 1921 tyder som vist på, at lønandelen umiddelbart før og under 1. verdenskrig lå på et lavere niveau end i mellemkrigsårene. Disse mere usikre tal underbygger hovedkonklusionen, at lønandelen på langt sigt har været stigende i Danmark som i en række andre lande, jvf. også henvisningen ovenfor til J. P. Christensens (1975) skøn for perioden 1870 - 1914. Det diskontinuerte spring op til et nyt højere niveau efter hver verdenskrig genfindes også i andre lande.

Ved at tilregne de selvstændige en aflønning for deres arbejdsindsats svarende til den gennemsnitlige løn for lønmodtagere beregnedes dernæst en standardiseret kvote for samlet arbejdsindkomst som andel af BFI. Den standardiserede lønandel svinger kraftigt om en konstant værdi i årene frem til 1932 og falder derefter voldsomt indtil slutningen af krigen. Efter krigen springer den kraftigt i vejret til et niveau, som er relativt stabilt indtil midten af 1960'erne. Endelig stiger den kraftigt frem til midten af 1970'erne. Set over hele perioden

er der kun tale om en beskeden stigning i den standardberegncdc lønkvote. Dette resultat bør fortolkes med forsigtighed, idet den tilregning af et arbejdsvederlag til de selvstændige, som er anvendt ovenfor, kun er én blandt flere måder at standardisere lønkvoten på.

Bilagstabel 1. Antal lønmodtagere (LM) excl. husassistenter m. v., samlet antal arbejdsløse ($\bar{O}$), antal selvstændige (S), gennemsnitligt antal arbejdstimer pr. år (T). Implicit løn pr. time (w), BFI-deflator (p) og produktion i 1929-priser pr. arbejdstime (q). 1929 = 100 for w, p og q. 1921-74

	LM	$\bar{O}$	S	T	w	p	q
	 1000 personer			timer	 1929 = 100		
1921	805	69	367	2.412	144	148	80
1922	821	61	374	2.408	—	120	86
1923	836	40	380	2.405	109	121	92
1924	851	35	387	2.400	117	132	91
1925	866	49	393	2.397	122	126	88
1926	880	68	399	2.392	109	107	93
1927	892	74	404	2.388	104	101	94
1928	904	61	409	2.384	102	100	95
1929	916	52	414	2.379	100	100	100
1930	929	49	419	2.376	100	93	104
1931	951	64	419	2.359	101	86	106
1932	978	118	420	2.352	98	84	105
1933	1.003	116	421	2.344	97	88	107
1934	1.030	97	421	2.337	98	93	107
1935	1.055	91	421	2.328	103	97	108
1936	1.081	95	421	2.321	105	99	109
1937	1.107	114	420	2.313	—	103	112
1938	1.134	116	420	2.281	116	106	115
1939	1.161	104	419	2.275	124	110	117
1940	1.189	142	419	2.269	136	135	102
1941	1.203	117	420	2.263	146	171	90
1942	1.221	97	423	2.257	158	188	90
1943	1.239	70	427	2.250	170	191	97
1944	1.259	56	430	2.243	186	192	105
1945	1.279	91	434	2.237	—	210	98
1946	1.293	63	436	2.230	236	192	111
1947	1.304	63	436	2.224	254	200	116
1948	1.315	63	437	2.217	275	210	120
1949	1.325	71	437	2.209	287	215	125
1950	1.337	66	438	2.203	317	230	133
1951	1.355	76	434	2.195	349	247	134
1952	1.374	97	431	2.189	373	260	137
1953	1.395	73	428	2.157	390	260	144
1954	1.417	65	426	2.150	410	264	146
1955	1.436	79	423	2.144	425	271	148
1956	1.449	90	423	2.136	450	284	151
1957	1.464	85	423	2.129	475	288	158
1958	1.483	82	424	2.102	500	293	162
1959	1.507	54	426	2.011	550	304	175
1960	1.534	39	429	1.966	594	309	187
1961	1.574	36	426	1.956	668	328	194
1962	1.613	31	422	1.949	740	352	199
1963	1.650	41	417	1.941	780	361	204

(tabellen fortsættes næste side)

	LM	Ø	S	T	w	p	q
	1000 personer			timer		1929 = 100	
1964	1.683	28	411	1.934	852	382	217
1965	1.714	24	404	1.926	969	407	226
1966	1.741	26	392	1.878	1.093	434	237
1967	1.769	32	380	1.862	1.199	457	248
1968	1.795	51	367	1.811	1.362	473	270
1969	1.823	43	354	1.774	1.543	489	297
1970	1.856	36	342	1.766	1.734	525	306
1971	1.912	42	349	1.724	1.930	558	317
1972	1.959	39	327	1.706	2.138	600	331
1973	1.972	30	326	1.687	2.469	668	340
1974	2.012	57	323	1.597	3.075	753	364

- Anm. 1. LM: skønnet antal lønmodtagere. For 1921 - 1970 beregnet på basis af skøn over antal lønmodtagere ved folketællingerne anført i P. J. Pedersen (1977 b). Imellem folketællingerne er antallet beregnet ved at anvende lineært interpolerede lønmodtagerfrekvenser på middelfolketallet mellem 15 og 69 år. For 1971-1974 baseret på beskæftigelsesundersøgelserne.
2. Ø: skønnet samlet antal arbejdsløse. Beregnet på basis af antallet af forsikrede arbejdsløse som angivet i P. J. Pedersen, (1976, fn. 8, p. 75).
3. S: antal selvstændige erhvervsdrivende. Beregnet efter samme principper som 1.
4. T: gennemsnitligt årligt antal arbejdstimer. Kilde: P. J. Pedersen (1977 a) for 1921-1970. For 1971-1974 beregnet efter samme principper.
5. w: lønsum/skønnet antal arbejdstimer udført af lønmodtagere. Lønsum indtil 1946 beregnet på basis af LS2, jvf. tabel 1, og faktisk lønsum i 1947. 1929 = 100.
6. p: BFI i løbende priser/BFI i 1929-priser. 1929 = 100. Kilde: S. Aa. Hansen (1974).
7. q: BFI i 1929 priser/skønnet totalt antal arbejdstimer. 1929 = 100. Kilde: P. J. Pedersen (1977 a) for 1921-1970. For 1971-1974 beregnet efter samme principper.

Litteraturoversigt

- Atkinson, A. B. 1975. *The economics of inequality*. Oxford.
- Bronfenbrenner, M. 1972. *Income distribution theory*. Chicago.
- Christensen, J. P. 1975. *Lønudviklingen inden for dansk håndværk og industri 1870 - 1914*. Kbhvn.
- Fabritius, J. 1974. Indkomstpolitik i tredive og tresserne. Betingelserne for dansk indkomstpolitik. *Økonomi og Politik*: 287-301.
- Hansen, S. Aa. 1974. *Økonomisk vækst i Danmark*. II. København.
- Keynes, J. M. 1939. Relative movements of real wages and output. *Economic Journal*: 34-51.
- King, J. og P. Regan. 1976. *Relative income shares*. London.
- Klein, L. R. og R. F. Kosobud. 1961. Some econometrics of growth: great ratios of economics. *Quarterly Journal of Economics*: 173-198.
- Koch, C. og P. Kongshøj Madsen. 1976. Den funktionelle fordeling i efterkrigstiden. I *Fordeling, indkomstpolitik og arbejdsløshed i Norden*. Nordisk Tidsskrift for Politisk Økonomi, nr. 4, 1976, pp. 72-113. Roskilde.
- Kravis, I. 1959. Relative income shares in facts and theory. *American Economic Review*: 917-949.
- Meyer, L. 1960. Belysning af indkomstfordelingen. Bilag 1 i E. Hoffmeyer: *Stabile priser og fuld beskæftigelse*, pp. 235-246. København.
- Milhøj, P. 1954. *Lønudviklingen i Danmark 1914 - 1950*. København.
- Pedersen, P. J. 1976. Registreret og ikke-registreret ledighed *Nationaløkonomisk Tidsskrift*: 70-77.
- Pedersen, P. J. 1977a. Langtidssammenhæng mellem produktivitetsstigning og beskæftigelsesgrad. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*: 175-192.
- Pedersen, P. J. 1977b. Arbejdsstyrke og beskæftigelse 1911-70. *Socialt Tidsskrift*: 31-56.
- Solow, R. M. 1958. A skeptical note on the constancy of relative shares. *American Economic Review*: 618-631.
- Ølgaard, A. 1966. *Growth, productivity and relative prices*. Amsterdam.
- Ølgaard, A. 1976. *Arbejdslønnen i byerne og i landbruget i Danmark 1875-1955*. Blåt memo nr. 49, Københavns Universitets Økonomiske Institut.