

Skattefrie pensionsordninger ved høj inflation og højt skattetryk

Christen Sørensen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet

SUMMARY: The effects of tax free pension schemes on total private consumption or savings in economies with ongoing inflation and a high level of income tax is investigated. The investigation is carried out inside the framework of a life-cycle model of consumption. The developed model is, however, only a partial steady-state model with consumption as the only behavioral relation. The simulated effects of the tax free pension schemes must therefore be interpreted with great care. With non implausible parameter values for the Danish economy it is e.g. calculated, that the level of private consumption in a steady state situation, ceteris paribus, will be more than 10 per cent higher as a result of the tax free pension schemes.

1. Problemstilling

Væksten i livsforsikringsselskabernes og pensionskassernes aktiver har i de senere år tiltrukket sig en stigende interesse. Fra at udgøre 36,5 mia. kr. ultimo 1975 steg aktivmassen til 73,8 mia. kr. ultimo 1979; den gennemsnitlige årlige vækst har altså været godt 19 pct. over den betragtede periode.¹ Det er især det høje renteniveau kombineret med skattefrihed for pensionskasser og tilsvarende skattesubsidier til livsforsikringsselskabernes virksomhed samt endvidere et stigende deltagerantal over tiden, der er årsag til den høje vækstrate.²

1. Redegørelse fra arbejdsgruppen vedrørende livsforsikringsselskabers og pensionskassers overførsel af risikovillig kapital til erhvervslivet. Afgivet 2. juni 1980.

2. Skattesubsidierne til livsforsikringsvirksomhed er på den ene side en følge af forsikringsselskabernes generelle fradragsret for beløb, der henlægges til dækning af forpligtelser indgået overfor de forsikrede. Selvom forpligtelserne f.eks. er finansieret af renteindtægter, har forsikringsselskaberne således også fradragsret, jf. selskabsskattelovens § 13, stk. 2. Dette kombineret med, at forsikringstagerne på den anden side ikke skal medtage nogen del af henlæggelserne i forsikringsselskaberne ved opgørelsen af deres skattepligtige indkomst, er hovedårsagen til skattesubsidierne. Skattefriheden for pensionskasser følger af selskabsskattelovens § 3, stk. 1, nr. 11. Iøvrigt skal de tekniske skatteregler for livsforsikringsvirksomhed ikke diskuteres i denne sammenhæng.

Skattefrie pensionsordninger ved høj inflation og højt skattetryk

Christen Sørensen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet

SUMMARY: The effects of tax free pension schemes on total private consumption or savings in economies with ongoing inflation and a high level of income tax is investigated. The investigation is carried out inside the framework of a life-cycle model of consumption. The developed model is, however, only a partial steady-state model with consumption as the only behavioral relation. The simulated effects of the tax free pension schemes must therefore be interpreted with great care. With non implausible parameter values for the Danish economy it is e.g. calculated, that the level of private consumption in a steady state situation, ceteris paribus, will be more than 10 per cent higher as a result of the tax free pension schemes.

1. Problemstilling

Væksten i livsforsikringsselskabernes og pensionskassernes aktiver har i de senere år tiltrukket sig en stigende interesse. Fra at udgøre 36,5 mia. kr. ultimo 1975 steg aktivmassen til 73,8 mia. kr. ultimo 1979; den gennemsnitlige årlige vækst har altså været godt 19 pct. over den betragtede periode.¹ Det er især det høje renteniveau kombineret med skattefrihed for pensionskasser og tilsvarende skattesubsidier til livsforsikringsselskabernes virksomhed samt endvidere et stigende deltagerantal over tiden, der er årsag til den høje vækstrate.²

1. Redegørelse fra arbejdsgruppen vedrørende livsforsikringsselskabers og pensionskassers overførsel af risikovillig kapital til erhvervslivet. Afgivet 2. juni 1980.

2. Skattesubsidierne til livsforsikringsvirksomhed er på den ene side en følge af forsikringsselskabernes generelle fradragsret for beløb, der henlægges til dækning af forpligtelser indgået overfor de forsikrede. Selvom forpligtelserne f.eks. er finansieret af renteindtægter, har forsikringsselskaberne således også fradragsret, jf. selskabsskattelovens § 13, stk. 2. Dette kombineret med, at forsikringstagerne på den anden side ikke skal medtage nogen del af henlæggelserne i forsikringsselskaberne ved opgørelsen af deres skattepligtige indkomst, er hovedårsagen til skattesubsidierne. Skattefriheden for pensionskasser følger af selskabsskattelovens § 3, stk. 1, nr. 11. Iøvrigt skal de tekniske skatteregler for livsforsikringsvirksomhed ikke diskuteres i denne sammenhæng.

Skattefritagelsen for pensionskasser og skatteregelejerne iøvrigt for livsforsikringsvirksomhed er et brud på princippet om horisontal lighed, ifølge hvilket skattemæssigt »ens« tilfælde skal behandles ens. Udsagnet gælder i hvert fald, såfremt indskud på alm. opsigelsesvilkår i pengeinstitutter og indskud i pensionskasser o.lign. betragtes som ens tilfælde. Skattefritagelsen for kapitalforvaltende institutioner og ordninger i et indkomstskattesystem med et gennemsnitligt højt skattetryk bevirker, at placering i disse institutioner og ordninger subsidieres med deraf følgende øgede forbrugsmuligheder for deltagerkredsen.³ Dette betyder alt andet lige, at skattetrykket for alle må forhøjes, såfremt det samlede forbrug ikke må stige med deraf følgende konsekvenser for inflation og betalingsbalance m.m. Ovenstående konklusion forudsætter dog, at skattesubsidierne til pensionsformål ikke fører til en så stor stigning i opsparringstilbøjeligheden over livsløbet, at forbruget over livsløbet falder.

Det er ovenstående problemkreds, der søges beskrevet i denne artikel. Da konsekvenserne af deltagelse i ordninger med henblik på overførsel af midler fra de erhvervsaktive år til pensionsårene kun kan analyseres i et livsperspektiv, tages udgangspunkt i livsløbshypotesen om forbrugets bestemmelse, se bl.a. Modigliani og Brumberg (1954) og Heien (1972).

Med udgangspunkt i denne model analyseres betydningen af deltagelse/ikke-deltagelse i pensionsordninger under forskellige forudsætninger om beskatning, inflation m.v.

I punkt 2 opstilles en forbrugsmodel ud fra livsløbshypotesen for en vilkårlig, men given person, der f.eks. foretager indskud i en pensionskasse. Overgangen fra forbruget for en vilkårlig, men given person til forbruget for samtlige personer forudsætter, at der opstilles en befolkningsmodel. Den antagne – og uhyre enkle – befolkningsmodel er beskrevet i pkt. 3. I pkt. 3 gives endvidere en sammenfattende oversigt over de antagne parameterværdier i den anvendte grundversion af den opstillede model. Da parameterværdierne ikke er estimeret, men blot fastsat, foregår simuleringen af modellen altså tildels på syntetiske data; for lignende anvendelser kan henvises til White (1978) og Ståhlberg (1980). De med modellen simulerede resultater beskrives i pkt. 4.

3. Af skattefrie institutioner og ordninger kan bl.a. nævnes: Pensionskasser, henlæggelsesregler for livsforsikringsselskaber (se note 2), fonde, foreninger, ATP, kapitalpensionskonti, selvpensionering m.v., se her bl.a. Zacchi (1978).

2. Forbrugsmodellen for en vilkårlig, men given person

Forbrugsmodellen antages at kunne gælde for en vilkårlig, men given person. Af hensyn til overskueligheden er modellen dog opstillet uden personmarkering.⁴

2.1. Livslobsmodellen

Personens indkomst i periode t består af lønindkomst ekskl. evt. bidrag til pensionsordninger W_t , pensionsindtægt P_t , folkepension F_t samt nettorenteindtægter:

$$Y_t = W_t + P_t + F_t + r \cdot NW_{t-1}; \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Det fremgår af (1), at det dels er forudsat, at debitorrenten er lig kreditorrenten, idet rentebeløbet beregnes af nettoformuen NW_{t-1} (ultimo foregående periode) og dels, at den nominelle rente før skat er konstant over hele planlægningsperioden.

Indkomstkatterne forudsættes udskrevet efter en proportional skala med en over planlægningsperioden konstant marginalsattesats u ($0 < u < 1$) og med et bund- eller personfradrag B_t :

$$S_t = u \cdot (Y_t - B_t); \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

Budgetrestriktionen i periode t er, idet C_t betegner forbruget i periode t :

$$NW_t = NW_{t-1} + Y_t - S_t - C_t; \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

Som nævnt er det antaget, at forbruget bestemmes efter livsløbshypotesen. Nyttefunktionen antages givet ved CES-funktionen:

$$U = \sum_{t=1}^T \alpha_t \cdot (1 + \delta)^{-t} \cdot c_t^\varrho + \beta_T \cdot (1 + \delta)^{-T} \cdot nw_T^\varrho; \quad (4)$$

$$\varrho < 1; \quad \delta \geq 0; \quad \alpha_t > 0 \quad \text{og} \quad \beta_T > 0$$

- hvor: α_t forbrugstilbøjelighedsparameter, periode t
 β_T formuetilbøjelighedsparameter bestemt af arveladermotiver, ultimo planlægningsperioden
 ϱ parameter, der bestemmer substitutionselasticiteten $\sigma = 1/(1 - \varrho)$ mellem c_t ($t = 1, \dots, T$) og nw_T i (4)
 δ subjektiv tidspreferencerate

Under livsindkomsthypotesen (uden kreditrestriktioner) bestemmes forbruget ved

4. Alle beløbsvariable forudsættes ved udledningen af de efterfølgende formler henført til slutningen af vedkommende periode, selv om der er tale om flow-variable. Beløbsvariable med store bogstaver er opgjort i løbende priser, de tilsvarende små bogstaver er reale variable.

maksimering af (4) under bibetingelse af livsindkomstrestriktionen.⁵ Ved indsættelse af (1) og (2) i (3) for $t = T$ og efter gentagen substitution kan livsindkomstrestriktionen udtrykkes ved:

$$\sum_{t=1}^T [(1-u) \cdot (W_t + P_t + F_t) + u \cdot B_t] \cdot (1+r(1-u))^{-t} + NW_0 = \sum_{t=1}^T C_t \cdot (1+r(1-u))^{-t} + NW_T \cdot (1+r(1-u))^{-T} \quad (5)$$

Idet indkomstsiden antages udefra givet, jf. pkt. 2.2, kan (4) maksimeres under bibetingelse af (5), når forbrugerpriserne er fastsat over planlægningsperioden, så overgangen mellem henholdsvis C_t og c_t samt NW_t og nw_t kan bestemmes.

Under forudsætning af, at forbrugerpriserne $p c_0$ primo planlægningsperioden er lig 1 (idet mængdeenheden vælges, så $p c_0 = 1$) og stiger med samme rate $p\dot{c}$ fra periode til periode fås:

$$C_t = c_t \cdot (1+p\dot{c})^t; \quad t=1, \dots, T \quad (6)$$

$$NW_T = nw_T \cdot (1+p\dot{c})^T \quad (7)$$

idet det er forudsat, at det er den med forbrugerpriserne deflaterede nettoformue, der indgår i nyttefunktionen (4).

Indsættes (6) og (7) i (5), og maksimeres (4) under bibetingelse af (5) fås via de nødvendige førsteordens betingelser for maksimum:⁶

$$\alpha_t \cdot (1+\delta)^{-t} \cdot \varrho \cdot c_t^{\varrho-1} = \gamma \cdot \left(\frac{1+r(1-u)}{1+p\dot{c}} \right)^{-t}; \quad t=1, \dots, T \quad (8)$$

$$\beta_T \cdot (1+\delta)^{-T} \cdot \varrho \cdot nw_T^{\varrho-1} = \gamma \cdot \left(\frac{1+r(1-u)}{1+p\dot{c}} \right)^{-T} \quad (9)$$

hvor γ er Lagrange-multiplikatoren for bibetingelsen.

Bestemmes γ ved indsættelse af udtrykkene for c_t og nw_T fra (8) og (9) i budgetrestriktionen, fås ved indsættelse af γ -værdien i de således omskrevne (8) og (9) formler:

$$c_t = v_t \cdot R; \quad t=1, \dots, T \quad (10)$$

5. CES-nyttefunktionen er strengt taget lig $U^{1/\varrho}$. Imidlertid påvirkes efterspørgselsfunktionerne ikke af en streng monoton stigende transformation af nyttefunktionen.

6. Det antages, at de tilstrækkelige betingelser (anden ordens betingelserne) for maksimum er opfyldt.

$$\begin{aligned}
 \text{hvor: } v_t &= \frac{\alpha_t^\sigma \cdot \left(\frac{1+\delta}{1+r_{uc}}\right)^{-t\sigma}}{\sum_{h=1}^T \alpha_h^\sigma \cdot \left(\frac{1+\delta}{1+r_{uc}}\right)^{-h\sigma} \cdot (1+r_{uc})^{-h} + \beta_T^\sigma \cdot \left(\frac{1+\delta}{1+r_{uc}}\right)^{-T\sigma} \cdot (1+r_{uc})^{-T}} \\
 R &= \sum_{h=1}^T [(1-u) \cdot (W_h + P_h + F_h) + u \cdot B_h] \cdot (1+r(1-u))^{-h} + NW_0 \\
 1+r_{uc} &= \frac{1+(1-u) \cdot r}{1+p\bar{c}} \\
 nw_T &= \frac{\beta_T^\sigma \cdot \left(\frac{1+\delta}{1+r_{uc}}\right)^{-T\sigma}}{[\text{nævner som for } v_t]} \cdot R \quad (11)
 \end{aligned}$$

Af (10) fremgår bl.a., at det er den (forventede) disponible realrente r_{uc} , der skal anvendes, når forbrugets eller opsparingens rentefølsomhed søges estimeret. Økonometriske undersøgelser af rentefølsomheden af det løbende forbrug (= c_1) eller den løbende opsparing er iøvrigt overraskende få, se f.eks. Boskin (1978), der iøvrigt kritiserer de få tidligere undersøgelser for ikke at anvende det korrekte rentebegreb: forventet disponibel realrente. Substitutionselasticitetens betydning for det løbende forbrugs rentefølsomhed er beskrevet i appendiks.

2.2. Lønindkomsten

Bruttoindkomsten for en given person består af lønindkomst, pensionsindtægt, folkepension og renter (netto) i den anvendte model, jf. (1).

Lønindkomsten i periode t for en arbejdstager af køn k , fagkode f og alder a bestemmes med udgangspunkt i lønstatistikken for en kohorte af køn k og fagkode f i et givet år t_0 .

Betegner $W_{t_0}(k, f, a)$ årslønnen for en i periode t_0 a -årig arbejdstager af køn k og fagkode f , antages lønnen i periode t for en $a+t-t_0$ årig arbejdstager af samme køn og fagkode bestemt ved:

$$\begin{aligned}
 W_t(k, f, a+t-t_0) &= \\
 W_{t_0}(k, f, a) \cdot (1+p\bar{w})^{t-t_0} \cdot \frac{W_{t_0}(k, f, a+t-t_0)}{W_{t_0}(k, f, a)} &= \quad (12) \\
 W_{t_0}(k, f, a+t-t_0)(1+p\bar{w})^{t-t_0} &
 \end{aligned}$$

hvor $p\bar{w}$ er en konstant kalenderårsbetinget lønstigningsrate.

I denne fremskrivningsprocedure ligger, at årgangs- og alderseffekten som udtrykt

ved $W_{t_0}(k, f, a + t - t_0)/W_{t_0}(k, f, a)$ antages at være uafhængig af arbejdstagerens generation, se bl.a. Spånt (1976, pp. 51-61).

I den opstillede befolkningsmodel i pkt. 3 opereres kun med to fagkoder og ét køn (mænd). De to fagkoder er:

360: mandlige smede o.lign.

279: mandlige statistikere, aktuarer, økonomer og translatorer (i det følgende benævnt økonomer o.lign.)

De aldersfordelte medianlønninger baseret på indkomststatistikregistret for indkomståret 1976 fremgår af figur 1 for de to fagkoder.⁷ Det antages i den opstillede simuleringmodel, at personerne er i arbejdsstyrken fra og med alderen ta (= 21 år) til og med alderen tp (= 67 år), d.v.s. i $tp - ta + 1$ år (= 47 år).

2.3. Pensionsindtægt og folkepension

Deltager den betragtede person i en pensionsordning, antages pensionsbidraget i periode t , PB_t , at svare til en bestemt andel b af lønnen ekskl. pensionsbidrag.⁸

$$PB_t = b \cdot W_t; \quad t = 1, \dots, tp \quad (13)$$

Idet det antages, at overgang til pensionstilværelse finder sted ved udgangen af periode $tp < T$ (d.v.s. $W_t = 0$ for $t > tp$), er der på dette tidspunkt akkumuleret følgende beløb i pensionskassen, når skattesatsen for pensionskassens renteindtægt er up (evt. = 0) og der ses bort fra administrationsomkostninger:

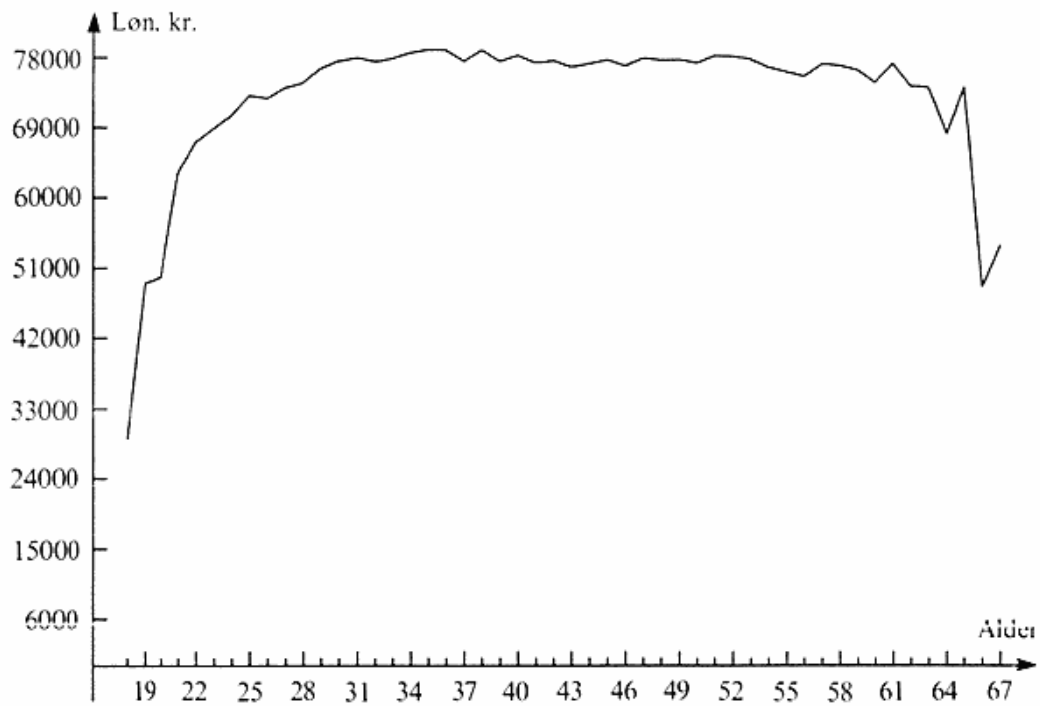
$$PK_{tp} = \sum_{t=1}^{tp} b \cdot W_t \cdot (1 + r \cdot (1 - up))^{tp-t} \quad (14)$$

Idet det er forudsat, at PK_{tp} udbetales som en annuitet i pensionsperioden ($t = tp + 1, \dots, T$), bliver:

$$P_t = \frac{(1 - up) \cdot r}{1 - \left(\frac{1}{(1 - up) \cdot r}\right)^{T-tp}} \cdot PK_{tp}; \quad t = tp + 1, \dots, T \quad (15)$$

7. Indkomststatistikregistret er baseret på selvangivelsesmaterialet. Det valgte lønbegreb er det i oplysningssedlen anvendte begreb, d.v.s. ekskl. arbejdsgivers og arbejdstagers bidrag til pensionsordninger. Godtgørelser for udgifter til befordring er fratrukket, såfremt de indgår i oplysningssedlens lønbeløb. Der er her kun medtaget lønmodtagere med lønindkomster på mindst 15.000 kr.

8. I den videre analyse er det antaget, at pensionskasser repræsenterer samtlige former for subsidierede pensionsordninger.



Figur 1. Aldersfordelte medianlønninger i 1976 for henholdsvis mandlige smede o.lign. (øverste del af figuren) og mandlige økonomer o.lign. (nederste del af figuren).

Kilde: Indkomststatistikregistret 1976.

Det ligger i den opstillede model, at pensionsbidragssatsen er udefra givet for deltagerne. Dette viser sig også ved, at det er marginalsattesatsen u , der indgår i den effektive disponible realrente, som indgår i forbrugs- og formuevalget, jf. (10) og (11).

Betegner F_{t_0} folkepensionen i år t_0 , antages folkepensionen i år t givet ved:

$$F_t = (1 + p'w)^{t-t_0} \cdot F_{t_0} \quad (16)$$

idet folkepensionen forudsættes at blive velfærdsreguleret (med $p'w$).

3. Befolkningsmodel og modelparametre

I pkt. 2 er der opstillet en forbrugsmodel for en vilkårlig, men given person. Overgangen fra forbruget i periode t for en vilkårlig, men given person til forbruget for samtlige personer i periode t forudsætter som nævnt med det givne mikrobaserede oplæg, at der opstilles en befolkningsmodel, der kan anvendes til summering af personernes forbrug i en vilkårlig periode t . I denne analyse er der valgt en uhyre enkel befolkningsmodel. Alle årgange antages at være lige store, alle indtræder i

Tabel 1. Grundversionens parameterverdier

Betegnelse	Verdi	Kommentarer
r	.10	
$p'c$.05	
$p'w$.08	
u	.50	
up	.00	
ta	21	alder ved indgang i arbejdsstyrken ^(a)
tp	67	Alder ved udgang fra arbejdsstyrken (d.v.s. i alt 47 år i arbejdsstyrken)
td	80	alder ved død (d.v.s. 13 års pensionistilværelse)
andel	.20	relativ andel med pensionsordninger
b	.10	sats for pensionsbidrag
B_{76}	10.800	personfradrag i 1976 ^(b)
F_{76}	12.900	pension for enlig pr. 1. okt. 1976
σ	1	substitutionselasticiteten i en Cobb-Douglas nyttefunktion
δ	0	
z_t	1	$t = ta, \dots, td$
β_T	4	$T = td$

Anm: I grundversionen er den disponible realrente lig 0 ved en marginalsattesats på $\frac{1}{2}$ ($=u$) og lig .0476 ved en marginalsattesats på 0 ($=up$).

Noter: ^(a) Fra samme tidspunkt bliver personen også en selvstændig forbrugsenhed. ^(b) Reguleres på samme måde som F_{t_0} d v s $B_t = (1 + p'w)^{t-t_0} \cdot B_{t_0}$ ($t_0 = 1976$)

arbejdsstyrken ved alderen t_a (= 21 år), alle opnår samme alder t_d (= 80 år) og overgang til pensionisttilværelse sker for alle ved alderen t_p (= 67 år), jf. pkt. 2.2. Som nævnt i pkt. 2.2. opereres endvidere kun med to fagkoder og et køn. Kun personer med den ene fagkode (økonomer o.lign.), antages at deltage i pensionskasselignende ordninger. Denne andel antages at udgøre 20 pct. af befolkningen. Forsigtigt vurderet antages pensionsbidragssatsen endvidere at være .10.⁹

I tabel 1 er grundversionens parameterværdier sammenfattende anført. Af tabel 1 og det ovenfor anførte fremgår, at den opstillede model er en partiel vækstmodel, hvor den årlige reallønstigning er knap 2,9%. Formålet med analysen har netop også været især at undersøge nogle langsigtede konsekvenser af skattefrie pensionsordninger i økonomier med høj inflation og et højt indkomstskattetryk. Den partielle analyse er naturligvis ikke særlig tilfredsstillende.

4. Simulationsresultater

De partielle konsekvenser af subsidieringen af pensionsordninger ved skattefritagelse for pensionskasser m.v. er søgt belyst ved at sammenligne det samlede forbrug i grundversionen/udgangssituationen med det samlede forbrug i en række alternative situationer jf. tabel 2. Dette sammenligningsgrundlag er naturligvis af større relevans end f.eks. en sammenligning af det totale skatteprovenu fra personbeskatning og den evt. beskatning af pensionskasser m.v.

Af tabel 2 fremgår (alternativ nr. 1), at skattefritagelsen for pensionskasser m.v. bevirker et 5,3% højere forbrugsniveau i »lav« inflationssamfundet. Væksten i forbruget er i begge alternativer 2,9% p.a. Alternativ 2 viser tillige, at konsekvenserne af subsidieringen ikke er uafhængig af inflationstakten under de antagne overvæltningsforudsætninger, hvor den disponible realrente forudsættes konstant ved marginalsattesatsen u . I »høj« inflationssamfundet ligger forbruget godt 8% højere end i udgangssituationen. I forhold til en situation med beskatning af pensionskasser ($u_p = .50$) ligger forbruget altså 13,8% højere. Dette kan som nævnt i pkt. 1 modvirkes af, at opsparingstilbøjeligheden over livsløbet stiger som følge af skattesubsidieringen af pensionsordninger, hvorigennem renteafløstet friholdes for indkomstbeskatning. Såfremt samtlige forbrugere, som i alternativ 3, efterlader en formue på 6-gange forbruget i sidste periode ($\beta_{td}/z_{td} = 6$) mod en efterladt formue på 4-gange forbruget i sidste periode i grundversionen ($\beta_{td}/z_{td} = 4$) vil dette således isoleret føre til et 3%

9. Deltagerkredsens relative størrelse og pensionsbidragssatsen er baseret på oplysninger i redegørelsen: Socialindkomst 2. Redegørelse fra arbejdsgruppen om socialindkomst. Socialministeriet, København 1980.

lavere forbrugsniveau, jf. alternativ 3. De øgede krav til de øvrige beskatningsformer, der følger af skattefritagelsen for pensionskasser m.v. i »høj« inflationssamfundet, skal ses på baggrund af disse tal.

Tabel 2. Det samlede forbrug under alternative forudsætninger

Alternativ givet ved:	Det samlede forbrug i alternativsituationen i forhold til det samlede forbrug i udgangssituationen. Ændring i pct.:
1. $up = .50$	- 5,3 ^(a)
2. $r = .16$, $pc = .08$, $pw = .1108571$ ^(b)	8,5
3. $\beta_1 = 6$	- 3,0
4. $b = .15$	3,7
5. andel = .25	3,9

Noter: ^(a) Det samlede skatteprovenu fra indkomstbeskatning af personer og pensionskasser m.v. er knap 10 pct. højere i alternativ 1 end i udgangssituationen. ^(b) Med de valgte parameterværdier, er den disponible realrente dels lig den disponible realrente i udgangssituationen ($= 0$) og reallønsstigningen dels den samme som i udgangssituationen.

Tabel 3. Forholdet mellem det årlige forbrug for en person i henholdsvis høj- og lavindkomstgruppen.

	Det årlige forbrug for en person i højindkomstgruppen i pct. af det årlige forbrug for en person i lavindkomstgruppen
Udgangssituationen	193
Alternativ givet ved:	
1. $up = .50$	161
2. $r = .16$, $pc = .08$, $pw = .1108571$	243
4. $b = .15$	215

Anm.: Alternativ 3 og 5 giver samme resultat i denne tabel som udgangssituationen.

Såfremt den personkreds, der deltager i pensionsordninger, hører til den bedre stillede del af befolkningen, forøges forbrugsforskellene i øvrigt af skattefritagelsen for pensionskasser m.v. Forbrugsundersøgelserne viser, at dette i gennemsnit er tilfældet. I den foregående analyse er det antaget, at det er højindkomstgruppen, der er deltagergruppen. I tabel 3 er det årlige forbrug for en person i lavindkomstgruppen sammenlignet med det årlige forbrug for en person i højindkomstgruppen i

henholdsvis udgangs- og alternativsituationerne. Begge antages at indtræde i arbejdsstyrken primo 1976.

4.1. Fortolkning af de simulerede resultater

Ved fortolkningen af de i pkt. 4 anførte resultater må analysens partielle karakter have for øje. En generel incidensanalyse er som hovedregel nødvendig, når det skal afklares, hvem der endeligt bærer byrden af en skat, se (McLure 1975). Fører en ophævelse af skattesubsidieringen af pensionsordninger til lønkrav fra grupper, der deltager med betydelige indskud i disse ordninger, og imødekommes disse lønkrav helt eller delvist, vil en partiel analyse f.eks. være utilstrækkelig.

Resultaterne fra de gennemførte simuleringer kan tillige kritiseres på grund af de gjorte forudsætninger om renteforhold, renteovervæltning, tid i arbejdsstyrken o.lign. Den uhyre enkle befolkningsmodel giver givetvis endvidere et for forenklet billede af virkeligheden i relation til det omhandlede problem.

Analysen har endvidere kun beskæftiget sig med nogle langsigtede sammenhænge mellem f.eks. beskatning og forbrug. Hvis kortsigtseffekterne af en rentestigning på det løbende forbrug f.eks. skulle have været analyseret, havde det været stærkt utilfredsstillende blot at tage udgangspunkt i især en gættet σ -værdi, idet en renteændrings virkning på det løbende forbrug er afgørende afhængig af værdien σ , se appendiks. I en langsigtet sammenhæng, hvor det offentlige har andre instrumenter end indkomstbeskatning til påvirkning af den private opsparing, er forbrugets rentefølsomhed omvendt ikke så afgørende for den førte indkomstskattepolitik, se f.eks. King (1980).

5. Konklusion

I ovenstående analyse er forbrugsudviklingen sammenlignet i et antal stiliserede alternativer. Af analysen kan således ikke slutes, at det historisk har været yderst fordelagtigt at placere i pensionsordninger. Tværtimod har stigende skattetryk og inflation gjort pensionsordninger til en tvivlsom placeringsmåde for mange, som pensioneres i disse år, især fordi pensionsbidragene i stort omfang blev placeret i fast forrentede nominelle fordringer med lang løbetid og med lav rente (sammenlignet med det nuværende renteniveau). Men dette udelukker ikke, at indskud i skattefrie pensionsordninger i økonomier med høj inflation og et højt indkomstskattetryk, hvor pensionsmidlerne endvidere placeres i nominelle fordringer, kan give et højt reelt afkast. Dette skal i en dansk sammenhæng ses i relation til, at arbejdere kun deltager med beskedne indskud til disse ordninger. Faren for, at værdien af de tilsyneladende gunstige pensionsordninger bliver udhulet af en accelererende inflation begrundet i fordelingspolitiske spændinger, er da også blevet nævnt i denne sammenhæng.

herfor tiltager, jo kortere planlægningsperioden er. Er $T=1$ bliver $\frac{\partial R^0}{\partial r} = \frac{1-u}{1+pc} \cdot NW_0$.

Det er ved udledning af (3') forudsat, at indkomstelementerne W_h , P_h og F_h samt primo formuens værdi NW_0 er uafhængige af r . Sidstnævnte antagelse kan begrundes med, at analysen forudsætter variabelt forrentede fordringer.

Litteratur

- Boskin, M. J. 1978. Taxation, saving and the rate of interest, *Journal of Political Economy*, Vol. 86, pp. S3-S27.
- Heien, D. M. 1972. Demographic Effects and the Multiperiod Consumption Function, *Journal of Political Economy* Vol. 80, pp. 125-38.
- King, M. A. 1980. Savings and Taxation, i: *Public Policy and the Tax System*, pp. 1-35 red. G. A. Hughes og G. M. Heal. London.
- McLure, C. E. 1975. General Equilibrium Incidence Analysis. The Harberger model after ten years, *Journal of Public Economics*, Vol. 4, pp. 125-61.
- Modigliani, F. & R. Brumberg 1954. Utility analysis and the consumption function. i: K. Kurihara (ed.), *Post-Keynesian economics*. New Brunswick.
- Spånt, R. 1976. *Den svenska inkomstfordelingens udvikling*. Almquist & Wiksell: Stockholm.
- Ståhlberg, A.-C. 1980. *Effect of the Swedish Supplementary Pension System on Personal and Aggregate Saving*. The Scandinavian Journal of Economics, Vol. 82, pp. 25-44.
- White, B. B. 1978. Empirical Tests of the Life Cycle Hypotheses, *The American Economic Review*, Vol. 68, pp. 547-60.
- Zacchi, O. 1978. Opsparingsfremmende foranstaltninger. *Working Paper 78-3*. Institut for finansiering, Handelshøjskolen i København.

Appendiks*Substitutionselasticiteten σ og det løbende forbrugs rentefølsomhed*

Ved udledning af det løbende forbrugs rentefølsomhed er det hensigtsmæssigt at omformulere formel (10) til:

$$c_t = v_t^0 \cdot R^0 \quad (1')$$

$$\text{hvor: } v_t^0 = v_t \cdot (1+r_{uc})^{-1}$$

$$R^0 = R \cdot (1+r_{uc})$$

En renteændrings virkning på »forbrugskvoten« i den løbende periode v_1^0 er givet ved:

$$\frac{\partial v_1^0}{\partial r} = -\frac{1-u}{1+\dot{p}c} \left[\sum_{h=1}^T (\sigma-1) \cdot z_{1,h} + (\sigma-1) \cdot z_2 \right] / z_3^2 \quad (2)$$

$$\text{hvor: } z_{1,h} = (h-1) \cdot \left(\frac{\alpha_h}{\alpha_1} \right)^\sigma \cdot \left(\frac{1+\delta}{1+r_{uc}} \right)^{-\sigma \cdot (h-1)} \cdot (1+r_{uc})^{-h} \geq 0; \quad h=1, \dots, T$$

$$z_2 = (T-1) \cdot \left(\frac{\beta_T}{\alpha_1} \right)^\sigma \cdot \left(\frac{1+\delta}{1+r_{uc}} \right)^{-\sigma(T-1)} \cdot (1+r_{uc})^{-T} \geq 0$$

$$z_3 = \sum_{h=1}^T \left(\frac{\alpha_h}{\alpha_1} \right)^\sigma \cdot \left(\frac{1+\delta}{1+r_{uc}} \right)^{-\sigma(h-1)} \cdot (1+r_{uc})^{-(h-1)} + \left(\frac{\beta_T}{\alpha_1} \right)^\sigma \cdot \left(\frac{1+\delta}{1+r_{uc}} \right)^{-\sigma(T-1)} \cdot (1+r_{uc})^{-(T-1)} > 0$$

Heraf ses, at forbrugskvoten $\frac{\partial v_1^0}{\partial r} \geq 0$ for $\sigma \leq 1$, når $0 \leq u < 1$, $\dot{p}c > -1$ og $r_{uc} > -1$.

For $T=1$ er $\frac{\partial v_1^0}{\partial r}$ desuden nul. σ -parameterens betydning for den kortsigtede forbrugsvirkning af en renteændring er derfor åbenbar. En endelig vurdering af en renteændrings forbrugsvirkning kræver også, at $\frac{\partial R^0}{\partial r}$ vurderes. Mens en renteændrings virkning på R er entydig, idet $\frac{\partial R}{\partial r} < 0$, er virkningen på $R^0 = R \cdot (1+r_{uc})$ ikke entydig, jf. også:

$$\frac{\partial R^0}{\partial r} = -\frac{1-u}{1+\dot{p}c} \left[\sum_{h=1}^T (h-1)((1-u)(W_h + P_h + F_h) + u \cdot B_h) \cdot (1+r(1-u))^{-h} - N W_0 \right] \quad (3')$$

For tilstrækkeligt store værdier af $N W_0 (> 0)$, kan $\frac{\partial R^0}{\partial r}$ blive positiv. Muligheden

herfor tiltager, jo kortere planlægningsperioden er. Er $T=1$ bliver $\frac{\partial R^0}{\partial r} = \frac{1-u}{1+pc} \cdot NW_0$.

Det er ved udledning af (3') forudsat, at indkomstelementerne W_h , P_h og F_h samt primo formuens værdi NW_0 er uafhængige af r . Sidstnævnte antagelse kan begrundes med, at analysen forudsætter variabelt forrentede fordringer.

Litteratur

- Boskin, M. J. 1978. Taxation, saving and the rate of interest, *Journal of Political Economy*, Vol. 86, pp. S3-S27.
- Heien, D. M. 1972. Demographic Effects and the Multiperiod Consumption Function, *Journal of Political Economy* Vol. 80, pp. 125-38.
- King, M. A. 1980. Savings and Taxation, i: *Public Policy and the Tax System*, pp. 1-35 red. G. A. Hughes og G. M. Heal. London.
- McLure, C. E. 1975. General Equilibrium Incidence Analysis. The Harberger model after ten years, *Journal of Public Economics*, Vol. 4, pp. 125-61.
- Modigliani, F. & R. Brumberg 1954. Utility analysis and the consumption function. i: K. Kurihara (ed.), *Post-Keynesian economics*. New Brunswick.
- Spånt, R. 1976. *Den svenska inkomstfordelingens udvikling*. Almquist & Wiksell: Stockholm.
- Ståhlberg, A.-C. 1980. *Effect of the Swedish Supplementary Pension System on Personal and Aggregate Saving*. The Scandinavian Journal of Economics, Vol. 82, pp. 25-44.
- White, B. B. 1978. Empirical Tests of the Life Cycle Hypotheses, *The American Economic Review*, Vol. 68, pp. 547-60.
- Zacchi, O. 1978. Opsparingsfremmende foranstaltninger. *Working Paper 78-3*. Institut for finansiering, Handelshøjskolen i København.