

**Estimation af sundhedsudgifternes afhængighed af  
alder og afstand til død**

**Søren Arnberg  
Thomas Bue Bjørner**

**Working Paper 2010:1**

Sekretariatet udgiver arbejdsrapporter, hvori der redegøres for tekniske, metodemæssige og/eller beregningsmæssige resultater. Emnerne vil typisk være knyttet til dele af formandskabets redegørelser. Sekretariatet har ansvaret for arbejdsrapporterne

Lars Haagen Pedersen  
Sekretariatschef

ISSN 0907-2977 (Arbejdsrapport - De Økonomiske Råds Sekretariat)

Fås ved henvendelse til:  
De Økonomiske Råds Sekretariat  
Amaliegade 44  
1256 København K  
Tlf.: 33 44 58 00  
Fax: 33 32 90 29  
E-post: [dors@dors.dk](mailto:dors@dors.dk)  
Hjemmeside: [www.dors.dk](http://www.dors.dk)

# Estimation af sundhedsudgifternes afhængighed af alder og afstand til død

Søren Arnberg

Thomas Bue Bjørner

Working paper 2010:1

## **Abstract:**

An empirical analysis is presented separating the individual public health expenditures of the Danish population into the individual effects of age and proximity to death (reflecting terminal costs of dying). The analysis is based on micro data from the period 2000 to 2007, covering a random sample of 10 percent of the Danish population. Health expenditures include treatment in hospitals, subsidies to prescribed medication and health care provided by general practitioners and specialists. The results show that proximity to death has a significant impact on the health costs of the individual.

The results are combined with a long term population forecast in order to predict the impact on public health expenditure of demographic change (cohort effects and the effect of improved life expectancy). When life expectancy increases, the terminal costs are postponed and the increases in health expenditure that follow from longer life expectancy are not as large as the increase in the number of elderly persons would suggest. This is referred to as “healthy ageing”. Based on the empirical estimates healthy ageing is expected to reduce the impact of increased life expectancy on real health expenditures by 50 percent compared to a situation without healthy ageing.

**Keywords:** Public health expenditures forecast, ageing, cost of dying, two-part model

**JEL:** H51, I12, J14

## Indholdsfortegnelse

1. Indledning	5
2. Data	7
3. Empirisk model	10
4. Estimationsresultater	13
5. Udviklingen i de aldersfordelte sundhedsudgifter	16
6. Endogenitet af afstand til død	19
7. Konklusion	22
8. Bilag A Estimationsresultater	23

## 1. Indledning

I de kommende årtier vil der blive flere ældre i befolkningen, og dette ventes at lede til et øget pres på en række offentlige serviceydelser inden for sundhed og ældrepleje, hvor udgifterne pr. person er højere for ældre. Forventet vækst i sundhedsudgifterne er således blevet fremhævet som en af de største udfordringer for finanspolitiske holdbarhed, jf. DREAM (2009).

En række nyere bidrag fra den sundhedsøkonomiske litteratur peger imidlertid på, at det demografiske pres på sundhedsudgifterne ikke bliver så markant, som stigningen i antallet af ældre umiddelbart tilsiger. Dette skyldes, at en stor del af sundhedsudgifterne afholdes i de sidste leveår, jf. f.eks. Felder mfl. (2000); Hoover mfl. (2002). Når levetiden forlænges, vil disse såkaldte "terminaludgifter" også blive udskudt. Forlængelser af levetiden kan således give sig udslag i flere raske leveår uden større behov for sundhedsydelser. Dette betegnes som "sund" aldring. Alternativt kunne forlængelser af levetiden lede til flere behandlingskrævende leveår med høje sundhedsudgifter. Dette betegnes ofte som "usund" aldring. Det vil have stor betydning for udviklingen i de fremtidige sundhedsudgifter, hvorvidt forlænget levetid leder til sund eller usund aldring.

I dette paper præsenteres en mikroøkonometrisk analyse af betydningen af alder og andre demografiske effekter for de offentlige sundhedsudgifter. Formålet er at bestemme størrelsen af terminaludgifterne i Danmark og deres betydning for de fremtidige sundhedsudgifter, når levetiden forlænges. Resultaterne fra analysen er anvendt i forbindelse med fremskrivninger af de offentlige sundhedsudgifter i sundhedskapitlet i De Økonomiske Råd (2009).<sup>1</sup>

I analyserne fokuseres på betydningen af demografiske faktorer for sundhedsudgifterne. Det er i andre sammenhænge dokumenteret, at en væsentlig del af den hidtidige historiske vækst i sundhedsudgifterne skyldes ikke-demografiske faktorer, som f.eks. en høj indkomstelasticitet for sundhedsydelser og fremkomsten af nye behandlinger, som gør det muligt at behandle flere sygdomme. I de sidste årtier har kun en mindre del af væksten i sundhedsudgifterne kunne tilskrives demografiske ændringer, jf. f.eks. Hansen og Pedersen (2006), OECD (2006) og Fogel (2008). I de kommende årtier vil forlængelser af levetiden og de store efterkrigsårgange imidlertid give en væsentlig stigning i andelen af ældre. Det vil øge betydningen af demografiske effekter på de fremtidige offentlige sundhedsudgifter.

---

<sup>1</sup> I den forbindelse vil forfatterne gerne takke formandskab og sekretariat for sparring i forbindelse med de præsenterede analyser. Endvidere har Mette Møller Jørgensen ydet et afgørende bidrag i forbindelse med konstruktion af data. Marianne Frank Hansen fra DREAM gruppen har bistået med konsekvensberegningerne i afsnit 5.

I et af de første mere formaliserede forsøg på at adskille effekterne af alder og terminaludgifter argumenteres der for, at de høje sundhedsudgifter for ældre skyldes, at en høj andel af de ældre er ved at blive behandlet for en livstruende sygdom, jf. Zweifel mfl. (1999). Den observerede korrelation mellem alder og sundhedsudgifter kan således tilskrives, at dødeligheden stiger med alderen. For at adskille alderseffekter fra terminaludgifter medtog Zweifel mfl. variabler for senere afdødes afstand til død i estimation af individers sundhedsudgifter. Når variabler for afstand til død blev medtaget, blev aldersvariablene insignifikante. På den baggrund konkluderede Zweifel mfl., at alder overhovedet ikke har nogen direkte effekt på sundhedsudgifterne (ud over den indirekte effekt af alder, som skyldes at dødeligheden stiger med alderen). På den baggrund konkluderede Zweifel mfl. at sammenhængen mellem sundhedsudgifter og alder var en "red-herring", dvs. noget der ikke findes. I litteraturen refereres til red-herringhypotesen, som hypotesen om, at alder ikke har betydning for den enkeltes sundhedsudgifter efter, at der er taget højde for afstand til døden. Der har været kritik af den konkrete økonometriske specifikation anvendt i Zweifel mfl. (1999), fordi denne kan undervurdere den eventuelle alderseffekt. Senere bidrag tyder da også på, at selvom afstand til død er en væsentlig faktor i beskrivelsen af sundhedsudgifterne, så spiller alder også en rolle i sig selv, jf. f.eks. Häkkinen mfl. (2008), Zweifel mfl. (2004), Seshamani og Gray (2004a) og Seshamani og Gray (2004b).

Der har også været danske undersøgelser på området, men disse tager kun højde for afstand til død i et enkelt år inden dødstidspunktet, jf. Madsen mfl. (2002) og Serup-Hansen mfl. (2002). Hvis afstand til død har betydning i flere år inden dødstidspunktet vil det give en forkert vurdering af de samlede terminaludgifter og rene alderseffekter. I DREAM's fremskrivning af de offentlige udgifter og holdbarhedsproblemet tages ikke højde for muligheden for sund aldring, jf. DREAM (2009). Finansministeriet tager højde for afstand til død i 3 år før dødstidspunktet, men synes ikke at have udført en egentlig økonometrisk analyse for at adskille effekten af alder og afstand til død, jf. Finansministeriet (2007).

Vores analyser viser, at terminaludgifterne udgør en væsentlig del af de samlede sundhedsudgifter, og at dette giver sig udslag i faldende sundhedsudgifter for ældre, når levetiden forlænges. Dette svarer til sund aldring. De faldende aldersfordelte sundhedsudgifter har stor betydning for udviklingen i de samlede sundhedsudgifter. Når der tages højde for sund aldring, halveres stigningen i de reale sundhedsudgifter som følge af forlængelser af levetiden sammenlignet med en beregning, hvor der ikke tages højde for sund aldring.

I det følgende afsnit beskrives de anvendte data. I afsnit 3 præsenteres den anvendte økonometriske model. Estimationsresultater beskrives i afsnit 4, og på baggrund heraf kvantificeres betydningen af sund aldring for de fremtidige sundhedsudgifter i afsnit 5. I afsnit 6 diskuteres de potentielle endogenitetsproblemer i forbindelse med at medtage afstand til død som en eksogen variabel til forklaring af sundhedsudgifterne.

## 2. Data

De empiriske analyser er baseret på en database, som kobler oplysninger om udgifterne ved personers brug af offentlige sundhedsydelse for perioden 2000 til 2007. Database er baseret på oplysninger fra en række registre: *Landspatientregisteret* indeholder oplysninger om indlæggelser og ambulante behandlinger på somatiske (dvs. ikke psykiatriske) hospitalsafdelinger. Omkostningen ved hospitalsbehandlinger er beregnet ud fra de såkaldte DRG og DAGS takster, som er mål for driftsomkostningen ved forskellige typer af henholdsvis indlæggelser og ambulante behandlinger. *Det psykiatriske centrale forskningsregister* indeholder oplysninger om behandling på psykiatriske hospitalsafdelinger bl.a. antal indlæggelsesdage og antal ambulante psykiatriske behandlinger. For at beregne udgiften anvendes en standard sengedagstakst og en standard takst for ambulante psykiatriske behandling. *Lægemedeldatabasen* indeholder oplysninger om salgspriser og offentligt medicintilskud for receptpligtig medicin. I de præsenterede analyser indgår kun det offentlige medicintilskud (ikke patienters egenbetaling). *Sygesikringsstatistikregisteret* indeholder oplysninger om udgiften ved besøg hos læge, speciallæge og andre ambulante sygesikringsydelser. Endelig er der fra *dødsårsagsregisteret* indhentet oplysninger om dødstidspunkt (indtil primo 2009).

Database indeholder individuelt fordelte sundhedsudgifter svarende til knap 80 pct. af det samlede offentlige forbrug på individuelle sundhedsydelser.<sup>2</sup> De manglende godt 20 pct. skyldes især, at de individuelt fordelte hospitalsudgifter er mindre end de samlede offentlige hospitalsudgifter, bl.a. fordi DRG og DAGS taksterne kun medregner driftsomkostninger, og således ikke medtager udgifter til hospitalsudstyr og bygninger mv. Endvidere har der ikke været tilgængelige registeroplysninger for en række sundhedsydelser som f.eks. kommunal børnetandpleje.

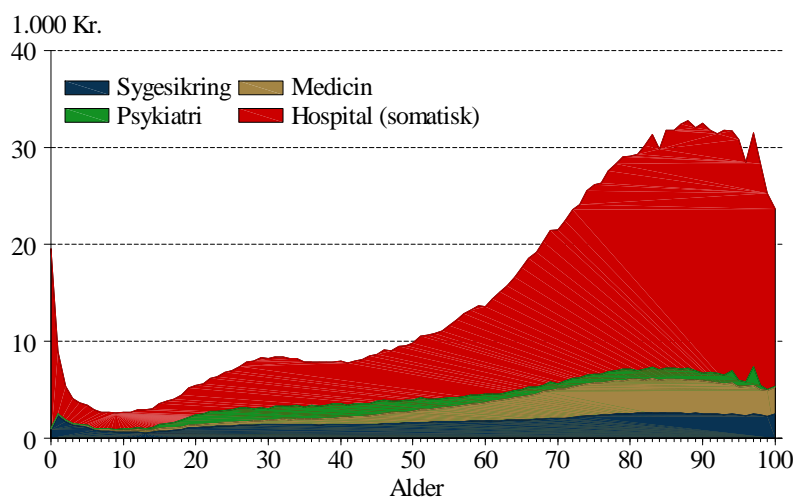
De gennemsnitlige årlige sundhedsudgifter pr. person varierer betydeligt over livsforløbet, jf. figur 1. Således er sundhedsudgifterne kraftigt stigende fra ca. 60-års alderen

---

<sup>2</sup> I Danmarks Statistiks opgørelse af sundhedsudgifter indgår også udgifter til plejehjem og dele af de øvrige ældreplejeudgifter. Der har ikke været registeroplysninger til rådighed om disse ældreplejeudgifter. Database indeholder individuelt fordelte sundhedsudgifter svarende til knap 80 pct. af de samlede sundhedsudgifter, når man ikke medregner de sundhedsudgifter, som har karakter af ældrepleje.

frem til omkring 85-års alderen. For yngre er sundhedsudgifterne relativt høje omkring 30-års alderen. Dette skyldes høje sundhedsudgifter for kvinder i de år, hvor de føder børn.

Figur 1. Gennemsnitlige offentlige sundhedsudgifter pr. person i 2000



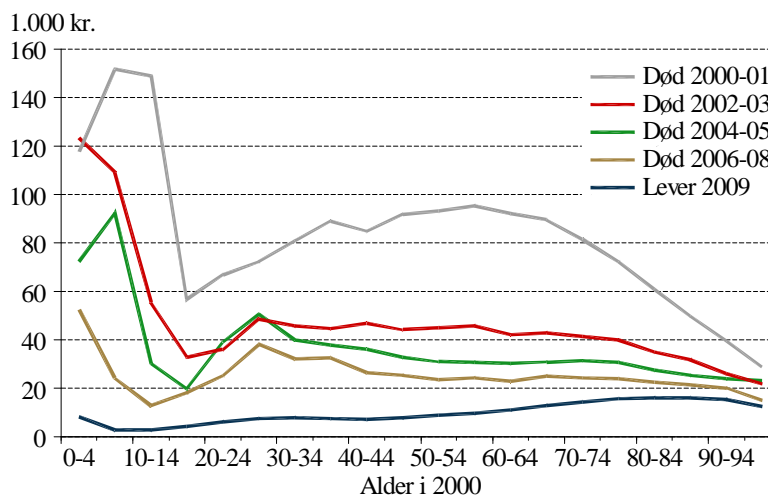
Anm: 2007 priser

Sundhedsudgifterne i de sidste leveår (terminaludgifterne) er særligt høje. Dette er illustreret i figur 2, som viser de gennemsnitlige aldersfordelte sundhedsudgifter i 2000 opdelt for personer med forskellig afstand til død. Den øverste grå kurve angiver således de aldersfordelte sundhedsudgifter for personer, der dør i samme år eller året efter (dvs. i 2000 og 2001). Den røde kurve er udgiften for personer, der dør 2-3 år efter (i 2002 og 2003) osv. Den blå kurve er sundhedsudgiften i 2000 for personer, som endnu levede primo 2009.

Det fremgår, at sundhedsudgifterne i 2000 er betydeligt højere for dem, der er tæt på at dø sammenlignet med personer, som ikke var døde primo 2009. Den blå kurve i figur 2 viser også, at alderen i sig selv har relativt begrænset indflydelse på sundhedsudgifterne for personer, som har mange leveår tilbage. De med alderen stigende sundhedsudgifter i figur 1 er således et udtryk for en sammenblanding af alderseffekter og terminaleffekter, idet dødeligheden stiger kraftigt med alderen.



Figur 2. Gennemsnitlige sundhedsudgifter i 2000 for personer med forskellig afstand til død



Anm: Gennemsnitlige offentlige sundhedsudgifter pr. person i 2000 i 2007 priser. Angivet for 5-års aldersintervaller.

Terminaludgiften begynder at aftage fra 60-70 års alderen, jf. figur 2. Aftagende terminaludgifter for de ældste er også fundet i amerikanske og europæiske undersøgelser, jf. f.eks. Cutler og Sheiner (1998), Cutler og Meara (1999) og OECD (2006). I modsætning hertil er terminaludgifterne for børn meget høje. Der kan være forskellige forklaringer på de aftagende terminaludgifter for de ældste. En forklaring er, at det kan være vanskeligt at behandle ældre svækkede mennesker med succes, eller at det er andre sygdomme, som rammer de ældre. En anden mulig forklaring er, at de ældre "sover stille ind" uden at blive behandlet i nævneværdig grad. Endelig kan de faldende terminaludgifter være udtryk for, at sundhedsvæsenet prioriterer unges liv højt i forhold til de ældstes liv.<sup>3</sup>

Den anvendte databasen dækker hele befolkningen i perioden 2000 til 2007. I estimationerne præsenteret i afsnit 4 er anvendt et udtræk på 10 pct. af befolkningen for perioden 2000 til 2003. Årene 2004 til 2007 er ikke medtaget, fordi vi gerne vil have mulighed for, at identificere effekten af afstand til død i en årrække inden dødstidspunktet. I afsnit 6 præsenteres supplerende estimationer baseret på data for hele perioden 2000 til 2007. Deflatoren for offentligt forbrug fra ADAM's databank er anvendt til at beregne sundhedsudgifterne i faste priser.

<sup>3</sup> Selv om terminaludgifterne til mindre børn er høje pr. barn, så er de samlede terminaludgifter til børn små i forhold til de samlede sundhedsudgifter, fordi dødeligheden for børn er lille. Terminaludgifterne har således størst samlet betydning for ældre. I 2000 var det i alt 14 pct. af de samlede sundhedsudgifter, som blev anvendt til personer, der døde samme år eller året efter og 34 pct. til personer, der døde inden for ni år. Ses alene på sundhedsudgifterne for de 65+ årige, så er de tilsvarende tal 28 pct. og 68 pct.

### 3. Empirisk model

Lad  $E_{it}$  angive de offentlige sundhedsudgifter i år  $t$  for person  $i$ . Der ønskes en model, der bestemmer  $E_{it}$  som en funktion af observerede demografiske karakteristika.<sup>4</sup> Variablen  $E_{it}$  er meget højreskæv, da der er store sundhedsudgifter for personer, som rammes af alvorlig sygdom. Derfor foretages traditionelt en logtransformation af sundhedsudgifterne. Omkring 7 pct. af den danske befolkning har ingen offentlige sundhedsudgifter i et givet år. Det kan give en alvorlig bias at udelade disse personer med relativt godt helbred. Derfor estimeres en såkaldt two-part model, hvor første del er en probit, som angiver sandsynligheden for at have positive sundhedsudgifter, mens anden del bestemmer  $\ln(E_{it})$  givet  $E_{it} > 0$ .

$$\ln(E_{it}) = \beta X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$$P(E_{it} > 0) = \gamma X_{it} + v_{it} \quad (2)$$

Two-part modellen er også anvendt i andre nylige bidrag af terminaludgifternes betydning for sundhedsudgifterne, jf. f.eks. Häkkinen mfl. (2008) og Seshamani og Gray (2004a). Nogle af de første bidrag på området (f.eks. Zweifel mfl. (1999)) anvendte en Heckman selektionsmodel, hvor der tages højde for potentiel korrelation mellem  $u_{it}$  og  $v_{it}$  ved i ligning (2) at medtage Mills ratios beregnet efter estimation af ligning (1). Denne metode er efterfølgende blevet kritiseret, fordi det i praksis er vanskeligt at finde information, som forklarer, at man har positive sundhedsudgifter, og som ikke samtidig forklarer sundhedsudgifternes størrelse. I dette tilfælde vil inklusion af Mills ratios i estimationen af  $\ln(E_{it})$  i andet trin medføre meget høj multikolaritet, som f.eks. kan medføre at alder bliver insignifikant, jf. f.eks. Salas og Raftery (2001). I two-part modellen antages, at  $u_{it}$  og  $v_{it}$  er uafhængige, således at de kan estimeres hver for sig, hvilket også letter prediktion i modellen jf. nedenfor.<sup>5</sup>

Lidt forenklet kan (1) opskrives som følger, hvor fodtegn for  $i$  og  $t$  er undertrykt (bortset fra i fejllede  $u_{it}$ ):

---

<sup>4</sup> I den empiriske model medtages kun demografiske variabler, som også er tilgængelige i befolkningsfremskrivinger (alder, køn og variabler relateret til forventet restlevetid). Dette er gjort for at kunne fremskrive de fremtidige sundhedsudgifter ved demografiske ændringer. Socioøkonomiske variabler, som f.eks. uddannelse og ægteskabelig status er derfor ikke medtaget i modellen.

<sup>5</sup> A priori antagelsen om uafhængighed kan naturligvis kritiseres, men omvendt synes estimation af covariancen mellem  $u_{it}$  og  $v_{it}$  også at være meget afhængig af metode (to trins selektionsmodel overfor f.eks. maksimum likelihood model) specielt når der ikke er forskellige forklarende variabler til rådighed, jf. Cameron og Trivedi (2005).

$$\ln(E) = \beta_0 + \beta_1 A + \beta_2 A^2 + \beta_3 A^3 + \beta_4 S + \beta_5 S \cdot A + \beta_6 S \cdot A^2 + \beta_7 S \cdot A^3 +$$

$$\sum_{j=0}^4 \beta_{8+j} DB(j) + \sum_{c=1}^4 \beta_{12+c} DF(c) + \sum_{k=1}^6 \beta_{16+k} AD(k-1, k) +$$

$$\beta_{23} D2000 + \beta_{24} D2001 + \beta_{25} D2002 + u_{it} \quad (3)$$

Her er  $A$  alder, mens  $S$  er en dummyvariabel for køn ( $S=1$  for kvinder). Første linje i (3) angiver således sundhedsudgifterne som en funktion af personernes alder, hvor alderseffekterne er tilladt at variere for mænd og kvinder. De to næste led er medtaget for at tage højde for, at sundhedsudgifterne for små børn er meget høje ( $DB(j)$ ) og at sundhedsudgifterne for kvinder i fødedygtige aldersklasser er relativt høje ( $DF(c)$ ), jf. figur 1. Således er  $DB(j)$  dummyvariabler for mindre børn i alderen 0 til 4 år, mens  $DF(c)$  er dummyvariabler for kvinder i aldersintervallerne 20-24 år, 25-29 år, 30-34 år og 35-39 år. Betydningen af afstand til død måles ved parametrene til dummyvariablerne  $AD(0,1) \dots AD(5,6)$ . Dummyvariablen  $AD(0,1)$  angiver således, om individet dør i løbet af samme år, mens dummyvariablen  $AD(1,2)$  angiver, om individet dør året efter osv. Hvis alle afstand til død dummyvariablerne har værdien 0, betyder det, at pågældende individ ikke dør inden for seks år efter årsobservationen for sundhedsudgiften. Endelig er  $D2000$  til  $D2002$  årsummyer, som er medtaget for at korrigere for effekten af årseffekter, som påvirker sundhedsudgiften i et givet år på tværs af individer. Det kan f.eks. være ændringer i det samlede offentlige ydelsesniveau pr. person eller ændringer som skyldes særlige behov i et givet år, f.eks. på grund af influenzaår. Året 2003 er base case.

Medtagelsen af dummyvariablerne for afstand til død svarer til den metode, der er anvendt i tidligere udenlandske undersøgelser, som har søgt at adskille alderseffekter og terminaleffekter. I formuleringen i ligning (3) er det antaget, at betydningen af afstand til død er ens på tværs af aldersgrupper. Dette harmonerer ikke med figur 2, hvor der er et "knæk" terminaludgifterne, som aftager for de ældre. Ligning (3) bør modificeres for at tage højde for dette knæk.

Ved fremskrivning af de fremtidige sundhedsudgifter i forhold til forøget levetid bør det overvejes, om terminaludgifterne også fremover vil aftage ved 60-70 års alderen, eller om "knækket" i terminaludgifterne forskydes i takt med, at levetiden forlænges. I førstnævnte tilfælde bør knækket modelleres som en funktion af personers alder, mens knækket bør beskrives som en funktion af forventet restlevetid for personer i en given aldersklasse, hvis det forventes, at knækket udskydes i takt med stigninger i levetiden.

Empirisk kan dette kun afklares, hvis man har individ data for en længere periode, hvor der sker ændringer i de ældres restlevetid. Det forekommer dog mest plausibelt, at forlængelser af levetiden også udskyder faldet i terminaludgifterne. Dette opnås i den empiriske model ved at lade parametrene til terminaludgifterne afhænge af den aldersbetingede restlevetid. Konkret implementeres dette ved at medtage fire dummyvariablerne for forventet restlevetid (*DR0-3*, *DR3-6*, *DR6-11* og *DR11-16*). Her angiver f.eks. *DR0-3*, at restlevetiden er mellem 0-3 år for personer i en given aldersklasse. Disse fire dummyvariabler for restlevetid indgår som interaktionseffekter med de seks dummyvariabler for afstand til død, hvilket giver i alt yderligere 28 yderligere parametre i modellen.<sup>6</sup>

Ligning (3) estimeres på individer med positive sundhedsudgifter. Probitmodellen i ligning (1) estimeres med samme variabler for alle individer for at bestemme sandsynligheden for at  $E_{it} > 0$ .

#### *Beregning af forventede sundhedsudgifter*

Beregningen af de forventede sundhedsudgifter ud fra ligning (3) kompliceres en smule af, at sundhedsudgifterne estimeres i logaritmer. Det er nemt at beregne den forudsagte værdi:  $E[\text{Ln}(E_{it}) | \mathbf{X}_{it}; E_{it} > 0]$ , hvor  $\mathbf{X}_{it}$  er vektoren med højresidevariable, men vi er interesseret i  $E[E_{it} | \mathbf{X}_{it}; E_{it} > 0]$ , fordi vi ønsker at forudsige niveauet for sundhedsudgifterne. Det er ikke nok at retransformere ved at tage den inverse logaritme, idet  $\exp[E[\text{Ln}(E_{it}) | \mathbf{X}_{it}; E_{it} > 0]] \neq E[E_{it} | \mathbf{X}_{it}; E_{it} > 0]$ . Den gængse metode for at korrigere for dette ved retransformation er følgende (hvor  $E[\bullet]$  er forventningsoperatoren):

$$E[\text{Ln}(E_{it}) | \mathbf{X}_{it}; E_{it} > 0] = \exp[\mathbf{X}_{it}' \hat{\boldsymbol{\beta}}] \times E[\exp(u_{it})] \quad (4)$$

hvor  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  er de estimerede parametre fra ligning 3.  $E[\exp(u_{it})]$  er et korrektionsled, som kan beregnes som gennemsnittet af residualerne i estimationssamplet, jf. Duan (1983). Denne metode forudsætter imidlertid homoscedastiske residualer. Hvis residualerne i stedet er heteroscedastiske, vil det resultere i skæve estimater af de forventede niveauer for sundhedsudgiften, jf. Manning og Mullahy (2001). Et test for homoscedasticitet afviser kraftigt nulhypotesen (om homoscedasticitet). For at løse dette problem estimeres ligning (3) i stedet som en generaliseret lineær model (GLM) med en loglink relation, jf.

---

<sup>6</sup> Bemærk at disse dummyvariabler er ens på tværs af individer med samme alder og køn (man kan således godt have en forventet restlevetid mellem 3 til 6 år selv om man dør året efter). I 2003 var restlevetiden knap 16 år for en henholdsvis 65-årig mand eller 69-årig kvinde, mens restlevetiden er knap 3 år for en 92-årig mand eller 95-årig kvinde, jf. Hansen og Barington (2009). Medtagelsen af interaktionsledene mellem faktisk afstand til død og intervaller for forventet restlevetid er medtaget for at få "knækket" i terminaludgifterne til at udskydes i takt med at levetiden forlænges (i forbindelse med forudsigelser på baggrund af modellen).

f.eks. Manning og Mullahy (2001) og Seshamani og Gray (2004a).<sup>7</sup> Denne model giver unbiased estimater af de forventede niveauer for sundhedsudgiften selv med heteroscedastiske residualer:

$$\ln[E[E_{it} | \mathbf{X}_{it}; E_{it} > 0]] = \mathbf{X}_{it}'\boldsymbol{\beta}, \quad E_{it} \sim \text{Poisson} \quad (5)$$

De forventede sundhedsudgifter kan herefter beregnes som følger:

$$E[E_{it} | \mathbf{X}_{it}] = \exp[\mathbf{X}_{it}'\hat{\boldsymbol{\beta}}] \times E[P[E_{it} > 0 | \mathbf{X}_{it}]] \quad (6)$$

Her er de forventede sundhedsudgifter beregnet ved at multiplicere den forventede sandsynlighed for positive sundhedsudgifter ud fra probit estimationen med de forventede sundhedsudgifter i niveauer beregnet for alle i samplet.

#### 4. Estimationsresultater

I dette afsnit præsenteres resultater ved estimation af ligning (3) givet fordelingsantagelsen i ligning (5) samt resultater for probit modellen. Estimation af foretaget med STATA version 10.

Selve estimationsresultaterne er vist i tabel A1 i bilag A. Det er vanskeligt direkte at tolke de estimerede parametre, dels fordi den afhængige variabel i GLM modellen er i logaritmer, dels fordi nogle af de forklarende variabler indgår som polynomier med flere led, og endelig fordi den samlede effekt afhænger af parametrene fra både GLM og probit modellerne. Da andelen af personer med positive sundhedsudgifter er meget høj (94 pct.), er det dog især parametrene i GLM modellen, som har betydning for de samlede resultater.

Det fremgår af tabel A1, at alle afstand til død dummy variablerne er signifikante i GLM modellen. Som forventet er parametrene aftagende med afstand til død. Det fremgår dog også, at betydningen af afstand til død stadig er væsentlig større end nul ved afstand til død 5-6 år. Dette tyder på, at dummier for afstand til død i mere end 6 år også

---

<sup>7</sup> Det er ganske vigtigt i forhold til forudsigelsen i modellen at anvende GLM modellen i stedet for den traditionelle model med logtransformation. Den logtransformerede model giver en god prediktion af  $\ln(E_{it})$  for alle aldersgrupper, men ved retransformation til  $E_{it}$  fås en meget kraftig overvurdering af de predikterede sundhedsudgifter for de ældste.

burde inkluderes i modellen, hvis der var oplysninger om sundhedsudgifterne længere tid tilbage. I Seshamani og Gray (2004a) og Seshamani og Gray (2004b) findes også effekter af afstand til død i længere end 6 år, mens andre undersøgelser finder effekter af afstand til død i færre år, jf. f.eks. Zweifel mfl. (2004).

Interaktionsledene mellem afstand til død dummy variablerne og intervallerne for forventet restlevetid for alle i samme aldersklasse giver generelt de forventede resultater. Således har afstand til død stor betydning for sundhedsudgifterne, men for de ældste med kort forventet restlevetid er der en betydelig reduktion i effekten af afstand til død, som afspejler knækket i betydningen af afstand til død, jf. figur 2. Som eksempel er parameteren til afstand til død fra 0 til 1 år på 2,34 i GLM modellen, jf. bilagstabel A1. For de ældste med restlevetid 0-3 år er der dog et fradrag på 1,56 (parameteren til interaktionseffekten mellem afstand til død 0 til 1 år og restlevetid 0-3 år), således at netto-parameteren af afstand til død 0 til 1 år for de ældste er på 0,78.

For at lette tolkningen af de estimerede parametre er beregnet predikterede værdier for sundhedsudgifterne for personer med forskellig alder, køn og afstand til død ved brug af ligning (6), dvs. den samlede effekt fra GLM og probit modellen, jf. tabel 1. Kolonnerne med "ikke død efter 5-6 år" er de predikterede sundhedsudgifter for personer, som ikke var døde i op til 6 år efter observationen for sundhedsudgiften. Med den givne specifikation kan dette tolkes som den "rene" alderseffekt. Det fremgår, at alder fortsat har væsentlig betydning for sundhedsudgifterne. For eksempel er den forventede sundhedsudgift for en 30-årig mand på ca. 5.600 kr. pr. år, mens det tilsvarende tal for en 80-årig er på 19.500 kr. pr. år. Analysen på danske data støtter således ikke "red-herring" hypotesen om, at sundhedsudgifterne ikke afhænger af alder, når der tages højde for terminaleffekter. Aldersafhængigheden i sundhedsudgifterne er dog væsentlig mindre end det, der kommer til udtryk i figur 1.

Det fremgår endvidere, at for givne aldersklasser indtil 60-års alderen er de predikterede sundhedsudgifter ca. 11 gange højere for personer, der dør i løbet af året. For ældre mindskes den relative forskel i sundhedsudgifterne mellem personer, der dør i løbet af året, og overleverne.

Tabel 1. Predikterede sundhedsudgifter i forhold til alder, køn og afstand til død

Alder	Mænd			Kvinder		
	Dør 0-1 år	Dør 3-4 år	Ikke død efter 5-6 år	Dør 0-1 år	Dør 3-4 år	Ikke død efter 5-6 år
	----- 1000 kr. -----					
10	39,5	14,5	3,5	37,3	13,9	3,3
20	48,6	18,0	4,3	76,3	30,6	7,2
30	61,9	23,3	5,6	113,7	45,7	10,8
40	79,0	30,2	7,2	91,8	36,5	8,6
50	98,2	38,0	9,0	110,9	44,3	10,5
60	115,9	45,1	10,7	124,4	49,7	11,7
70	102,0	40,1	16,4	102,3	41,2	16,9
80	82,7	38,8	19,5	78,2	37,0	18,7
90	58,0	30,3	19,4	52,5	27,6	17,7
100	33,7	21,0	14,6	30,0	18,7	13,0

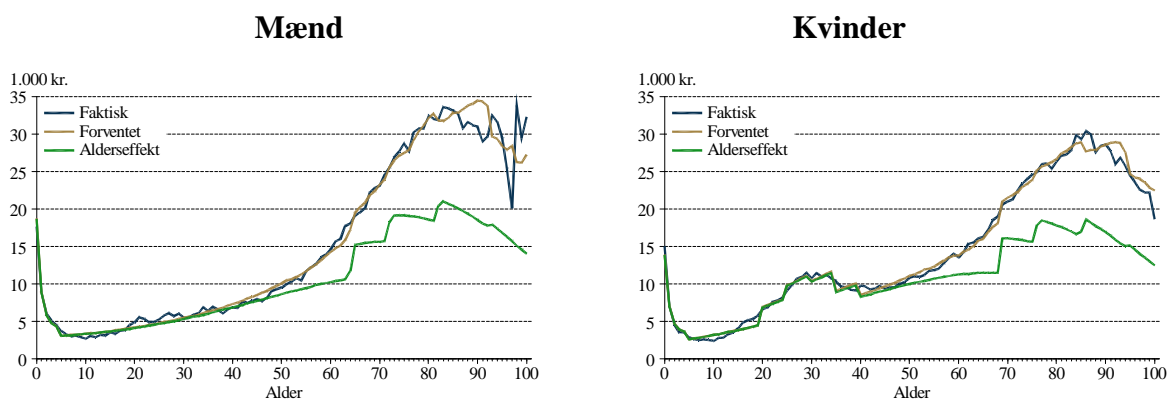
Anm.: Effekten af andre aldersrelaterede variabler (f.eks. dummier for kvinder i fødedygtige aldersklasser og dummier for restlevetid) indgår også i prediktionerne i tabel 1. Sundhedsudgifter målt i faste 2006 priser beregnet på baggrund af serviceniveau i sundhedsudgifterne i 2003.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af registerdata.

Der er god overensstemmelse mellem de faktiske gennemsnitlige aldersfordelte sundhedsudgifter og de predikterede aldersfordelte sundhedsudgifter, jf. figur 3. For de ældste ses nogle forskelle mellem de observerede og forventede sundhedsudgifter, men dette kan tilskrives det mindre antal personer (gælder især for de ældste mænd).

Endvidere viser den nederste (grønne) kurve, hvor meget af den predikterede sundhedsudgift, som kan tilskrives alderseffekt, hvor bidraget fra terminaludgifter sættes til nul. Mere præcist er alderseffekten de predikterede sundhedsudgifter for personer, som ikke dør inden for 6 år. Frem til omkring 40-års alderen består sundhedsudgifterne stort set udelukkende af alderseffekter, men herefter udgør terminaludgifterne en stigende andel af sundhedsudgifterne. Dette afspejler, at dødeligheden er lille for børn og yngre. Selv om terminaludgifterne er høje for børn og yngre, så er dødeligheden trods alt så beskedne for disse aldersgrupper, at terminaludgifterne gennemsnitligt har meget lille betydning.

Figur 3. Faktisk og forventet sundhedsudgift



Anm: Sundhedsudgifter på baggrund niveau for serviceniveau i sundhedsudgifterne i 2003 målt i 2006 priser. Alderseffekten er beregnet i prediktion ved at sætte alle afstand til død dummy variabler til nul. "Hakkene" i alderseffekterne er udtryk for, at de tre dummyvariable for forskellige niveauer af restlevetid er en lidt ufleksibel beskrivelse af betydningen af alder for de ældste.

I de empiriske analyser er sundhedsudgifterne bestemt som en funktion af afstand til død, som således antages eksogen. Der kan sættes spørgsmålstegn ved det rimelige i en sådan antagelse. Dette diskuteres nærmere i afsnit 6.

## 5. Udviklingen i de aldersfordelte sundhedsudgifter

Sundhedsudgifterne blev i afsnit 4 estimeret som en funktion af alder, køn og indikatorer for den enkeltes restlevetid, som tager højde for terminaludgifterne. Det fremgik, at en væsentlig del af de gennemsnitlige aldersfordelte sundhedsudgifter for de ældre kan tilskrives terminaludgifterne. Dette vil påvirke de gennemsnitlige aldersfordelte sundhedsudgifter ved forlængelser i levetiden og i sidste ende udviklingen i de samlede sundhedsudgifter. I dette afsnit vurderes den kvantitative betydning for de fremtidige sundhedsudgifter af at tage højde for terminaludgifter.

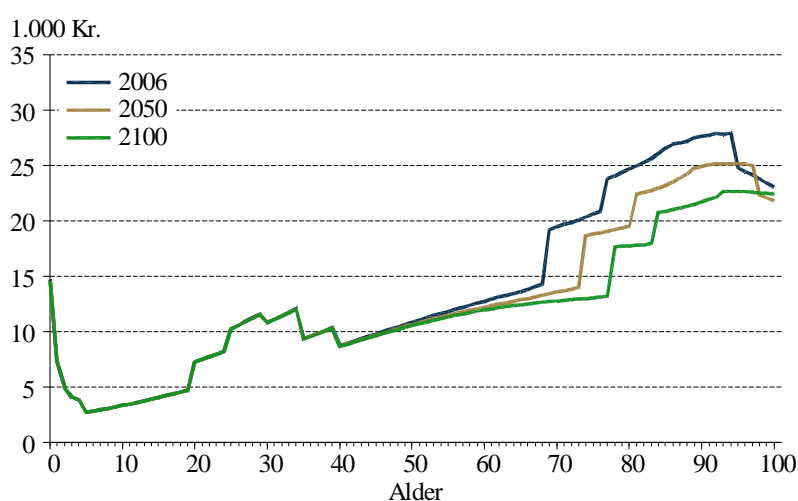
En vurdering af det fremtidige demografiske pres på sundhedsudgifterne kan fås ved at kombinere estimationsresultaterne med befolkningsfremskrivninger, som indeholder en prognose for udviklingen i de aldersbetingede dødeligheder. Ved beregningen erstattes de observerede afstand til død dummier med de forventede sandsynligheder for, at en person i en given aldersklasse vil dø samme år, året efter osv. Der ventes fremover en fortsat stigning i levetiden som følge af fald i de aldersbetingede dødeligheder, jf. Hansen og Barington (2009). For eksempel havde en 85-årig kvinde i 2006 en dødsrisiko på 8,3 pct. inden for ét år. I 2050 er den forventede dødsrisiko ifølge prognosen reduceret til 5,3 pct. for denne aldersgruppe, mens den er 3,2 pct. i 2100. De tilsvarende tal for en mand er henholdsvis 11,5 pct., 7,7 pct. og 4,6 pct. Derved reduceres de forventede terminaludgifter for en fremtidig 85-årig. Dvs. efterhånden som restlevetiden for ældre øges, vil terminaldelen af sundhedsudgifterne forskydes.

Prediktion af aldersbetingede sundhedsudgifter på baggrund af estimationsresultaterne og befolkningsprognosen for udviklingen i dødeligheden giver en udvikling i aldersprofilen for sund-



hedsudgifterne, som er illustreret i figur 4. Sund aldring afspejler, at stigningen i sundhedsudgifterne afhænger af nærhed til død i stedet for alder i sig selv. Sund aldring giver sig derfor udslag i, at de gennemsnitlige aldersfordelte sundhedsudgifter pr. person falder i takt med, at de aldersfordelte dødeligheder over tid falder. Det ses, at sund aldring især har betydning for de gennemsnitlige aldersfordelte reale sundhedsudgifter for personer over 65 år. Som eksempel falder de forventede årlige sundhedsudgifter for en 85-årig kvinde med 13 pct. fra 2006 til 2050. Frem til 2100 ventes faldet at være på i alt 21 pct.

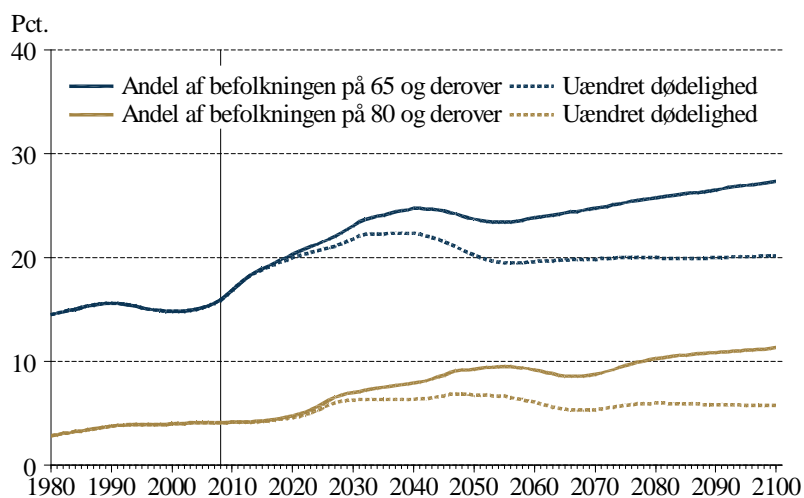
Figur 4. Fremtidige årlige aldersfordelte sundhedsudgifter for kvinder



Anm: Sundhedsudgifter beregnet på baggrund af niveau for serviceniveau i sundhedsudgifterne i 2003 målt i faste 2006 priser.

Udviklingen i de fremtidige aldersfordelte sundhedsudgifter pr. person kan kombineres med udviklingen i befolkningens sammensætning med henblik på at vurdere de fremtidige sundhedsudgifter. Der vil i de kommende år være en kraftig stigning i andelen af ældre, jf. figur 5. En del af denne stigning kan tilskrives en årgangseffekt, som skyldes de store efterkrigsårgange. I figur 5 er årgangseffekten illustreret ved udviklingen i andelen af ældre givet, at restlevetiden er konstant (uændret aldersbetinget dødelighed). Den øvrige stigning i andelen af ældre kan tilskrives den øgede restlevetid.

Figur 5. Udviklingen i andelen af ældre



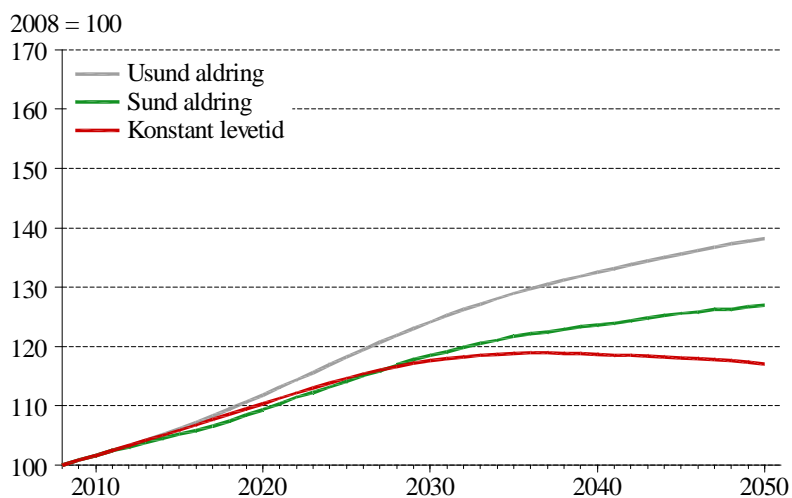
Kilde: DREAM's befolkningsfremskrivning jf. Hansen og Barington (2009). Befolkningsudvikling givet uændret dødelighed beregnet af Hansen.

Betydningen af demografiske ændringer og sund aldring kan bedst illustreres ved at skelne mellem tre forskellige demografiske effekter, som påvirker sundhedsudgifterne fremover. Dels er der årgangseffekten, som vil bidrage til flere ældre frem mod midten af dette århundrede. Dels forventes middellevetiden at stige, således at de ældre trækker på sundhedssystemet i flere år. Endelig vil effekten af længere levetid delvist blive modvirket af sund aldring.

Størrelsen af disse tre effekter er illustreret i figur 6. Hvis det hypotetisk antages, at levetiden er uændret, følger de offentlige sundhedsudgifter den nederste (røde) kurve. Væksten i sundhedsudgifterne er her alene bestemt af årgangseffekterne. Ud over årgangseffekter vil den forlængede levetid bidrage til, at der kommer flere ældre. Den samlede effekt af dette er vist ved den øverste (grå) kurve under antagelse af, at de gennemsnitlige aldersfordelte sundhedsudgifter pr. person ikke ændres med forlængelser af levetiden (dvs. en antagelse om usund aldring). Når der tages højde for, at forlængelser af levetiden leder til sund aldring (grøn kurve) vil dette omtrent halvere stigningen i sundhedsudgifterne, som skyldes forlænget levetid.

Frem mod 2050 vil der være en demografisk betinget vækst i de reale sundhedsudgifter på omkring 27 pct. Heraf kan ca. 17 pct. point tilskrives årgangseffekter, mens de resterende 10 pct. point kan tilskrives forlænget levetid (efter der er korrigeret for sund aldring).

Figur 6. Demografiske effekters betydning for sundhedsudgifterne



Anm: Beregninger foretaget med DREAM model og befolkningsfremskrivninger på baggrund af egne estimationsresultater. Sundhedsudgifter opgjort i fast lønniveau (opgjort ved pris- og produktivetskorrigerede offentlige sundhedsudgifter).

Ud over de demografisk betingede stigninger i sundhedsudgifterne kan der i fremtiden også ventes en yderligere stigning, som skyldes at sundhedsudgifterne historisk er vokset mere end indkomsten selv efter, at der er korrigeret for demografiske ændringer, jf. f.eks. De Økonomiske Råd (2009), Pedersen og Hansen (2006) og OECD (2006).

## 6. Endogenitet af afstand til død

I den estimerede økonometriske model er det antaget, at sundhedsudgifterne kan beskrives som en funktion af afstand til død. Et grundlæggende problem er spørgsmålet om kausaliteten mellem sundhedsudgifter og alder. Behandling i sundhedsvæsenet har netop til formål at forbedre helbredstilstanden og forlænge livet. I andre dele af den sundhedsøkonomiske litteratur betragtes sundhedsudgifter som et instrument til at opnå forlængelser af levetiden i stedet for noget, som er en funktion af (eksogene) stigninger i levetiden, jf. f.eks. Hall og Jones (2007).

Der er ikke i den estimerede model taget højde for dette potentielle endogenitetsproblem. I den tidligere litteratur om terminaludgifter er endogenitetsproblemet noteret, jf. Salas og Raftery (2001), men i de hidtidige empiriske undersøgelser er endogenitetsproblemet ignoreret. Eneste undtagelse er Felder mfl. (2008), som instrumenterer afstand til død ud fra en model for dødeligheden for en tidligere periode. Felder mfl. konkluderer, at det ikke formelt kan afvises, at afstand til død er endogen. Størrelsen af endogenitetsbias er imidlertid beskeden, og ændrer ikke ved, at man bør tage højde for afstand til døden.

Endogenitet af afstand til død opstår, hvis høje (lave) sundhedsudgifter til en given person er med til at forlænge (forkorte) restlevetiden. Der kan korrigeres for endogenitetsbias, hvis afstanden til død kan instrumenteres med en anden variabel, som er korreleret med afstand til død, men

som samtidig er uafhængig af de sundhedsudgifter, den enkelte person modtager. Den forventede restlevetid for personer opdelt på alder, køn og år opfylder disse kriterier. Udviklingen i restlevetiden for en given kohorte er således korreleret med udviklingen i afstand til død for den enkelte og samtidig vil udviklingen i restlevetiden ikke være påvirket af sundhedsudgiften til enkeltpersoner. Anvendelse af den forventede restlevetid for personer i en given aldersklasse i stedet for den faktiske afstand til død har endvidere den fordel, at det er muligt at medtage sundhedsudgifter for en længere (og mere aktuell) tidsperiode. Estimationer med restlevetid kan derfor foretages med data for perioden 2000 til 2007.

Der er imidlertid også ulemper ved at bruge forventet restlevetid i stedet for observeret afstand til død. Der er således langt mindre variation i forventet restlevetid – som i et givet år er ens for alle med samme alder og køn – sammenlignet med faktisk afstand til død. Endvidere er alder og forventet restlevetid meget korrelerede, hvilket i praksis kan gøre det vanskeligt at adskille effekten af de to. Der har dog i den pågældende periode været en forbedring i restlevetiden, som betyder, at der er variation i restlevetiden for personer i givne aldersklasser.

I estimationerne med restlevetid i stedet for observeret afstand til død er det antaget, at restlevetid kun har betydning for personer med restlevetid under 35 år. I 2003 svarer dette til mænd over 42 år og til kvinder over 45 år. Denne begrænsning er lagt ind, fordi terminaludgifter ikke har nogen praktisk betydning for yngre, hvor dødeligheden er beskeden, jf. figur 3. Restlevetider (under 35) indgår både lineært og kvadreret. I modellen er endvidere medtaget en dummy variabel for, hvorvidt restlevetiden er under 35. For at få en relativ fleksibel beskrivelse af effekten af restlevetid og alder, er det endvidere tilladt, at parametrene til restlevetiden kan ændre sig, når restlevetiden er mindre end 10 år samt at parametre til aldersvariablerne også kan ændre sig for personer på 75 år eller derover.<sup>8</sup>

Estimationsresultater fra en sådan model er gengivet i tabel A2 i bilag A. Det fremgår, at også denne model giver en høj grad af overensstemmelse mellem de faktiske og de predikterede aldersfordelte offentlige sundhedsudgifter, jf. figur 7. Endvidere er den rene alderseffekt illustreret. Det fremgår, at alderseffekten har et forløb, som svarer nogenlunde til alderseffekten i modellen med observeret afstand til død, jf. figur 3.

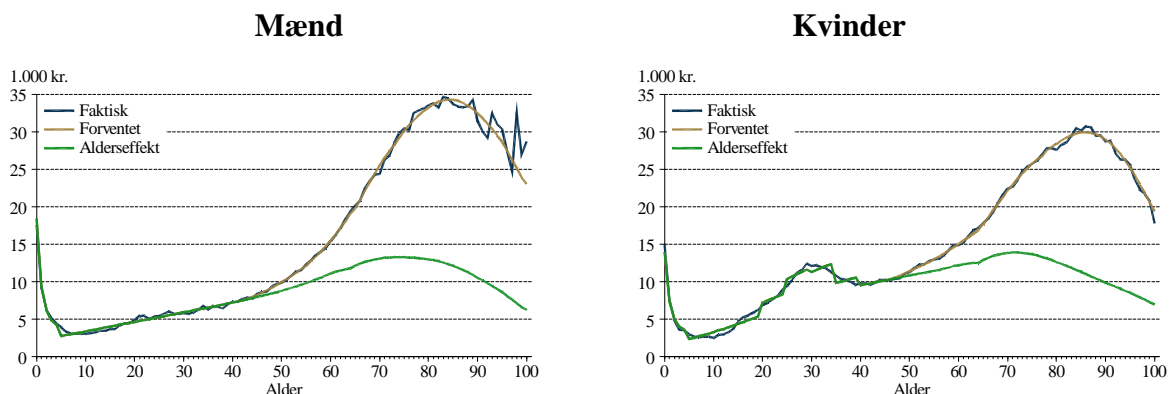
Endelig viser figur 8 udviklingen i de fremtidige aldersfordelte sundhedsudgifter betinget af de forventede ændringer i restlevetiden. Det fremgår, at der også i denne model vil ske et fald i de forventede sundhedsudgifter for ældre i takt med at levetiden forlænges. Aldersafhængigheden og betydningen af ændringer i restlevetiden er dog relativt følsomme over for den konkrete mo-

---

<sup>8</sup> Det er implementeret ved splines i parametrene til restlevetiden, når denne er mindre end 10 år og splines i parametrene til alder, når alderen er over 65 år.

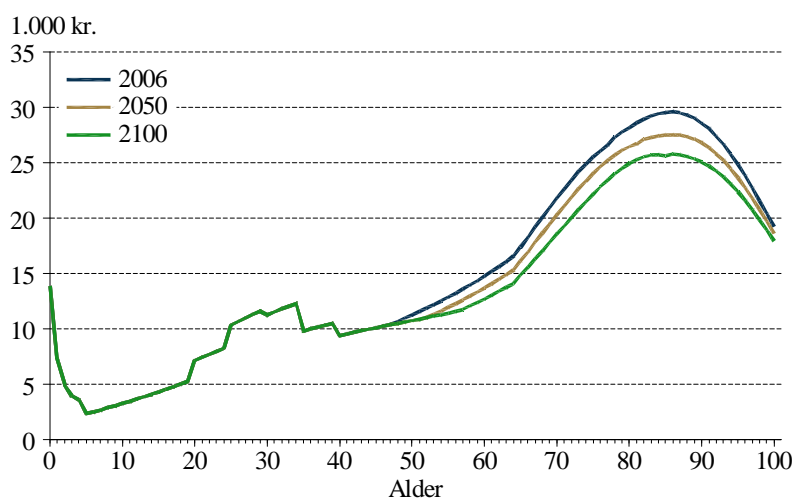
delspecifikation, hvilket afspejler, at korrelationen mellem forventet restlevetid og alder gør det svært at adskille effekterne af de to variabler.

Figur 7. Faktisk og forventet sundhedsudgift (restlevetidsmodel)



Anm: Alderseffekten er i dette tilfælde beregnet ved at sætte restlevetiden til 35 år for alle, som har en faktisk restlevetid mindre end 35 år.

Figur 8. Fremtidige årlige aldersfordelte sundhedsudgifter for kvinder (restlevetidsmodel)



Alt i alt giver modellen med forventet restlevetid resultater, som er sammenlignelige med modellen med observeret afstand til død. Da forventet restlevetid kan antages for eksogen i forhold til den enkeltes sundhedsudgifter, tyder dette på, at modellen med observeret afstand til død ikke er behæftet med alvorlig endogenitetsbias. De to modeller er dog ikke helt analoge, og der er derfor ikke udført et egentligt test af eksogenitet af afstand til død. En enkelt udenlandsk undersøgelse tyder ligeledes på, at endogenitetsbias er beskednen. Endvidere tyder analyserne på, at det vil være behæftet med en meget betydelig fejl i fremskrivningen af sundhedsudgifter, hvis man ikke søger at tage højde for betydningen af terminaludgifter og sund aldring. Den potentielle endoge-

nitetsbias vurderes således som beskeden i forhold til den fejl i fremskrivningen af sundhedsudgifterne, der vil være resultatet, hvis man ikke korrigerer alderseffekterne for terminaludgifter.

## **7. Konklusion**

I de kommende år bliver der flere ældre på grund af forlænget levetid og de store årgange født lige efter anden verdenskrig. Det vil give et demografisk pres for øgede sundhedsudgifter. Sundhedsudgifterne er høje i årene op til døden, og disse terminaludgifter udgør en væsentlig del af de gennemsnitlige sundhedsudgifter for de ældre. Ved forlænget levetid vil disse terminaludgifter blive udskudt. Dette vil dæmpe væksten i sundhedsudgifterne som følge af forlængelser af levetiden.

Analyserne viser, at det er vigtigt at tage højde for tilstedeværelsen af terminaludgifter ved beregning af den fremtidige demografisk betingede vækst i sundhedsudgifterne. Frem mod 2050 halveres væksten i sundhedsudgifterne som følge af forlænget levetid, når der tages højde for terminaludgifternes betydning.

Selv om analyserne bekræfter tilstedeværelsen af såkaldt sund aldring, så viser analysen også, at sund aldring ikke fjerner, men kun lægger en dæmper på væksten i sundhedsudgifterne som følge af forlænget levetid. Forlænget levetid vil således bidrage til et betydeligt pres på de offentlige sundhedsudgifter. I de kommende årtier vil der være et særlig stort pres på sundhedsudgifterne som følge af de store ældreårgange.

## Bilag A Estimationsresultater

Tabel A1. Estimation af sundhedsudgifter for perioden 2000 til 2003

Variabel	GLM model		Probit	
	Estimat	t-værdi	Estimat	t-værdi
Alder	0,01**	5,7	-0,01**	-13,0
Alder <sup>2</sup> /1000	0,39**	7,6	0,78**	25,1
Alder <sup>3</sup> /1000000	-4,15**	-11,0	-7,38**	-25,7
Kvinde	-0,27**	-12,2	-0,20**	-17,3
Kvinde×alder	0,02**	11,4	0,03**	26,2
Kvinde×alder <sup>2</sup> /1000	-0,44**	-8,3	-0,55**	-15,6
Kvinde×alder <sup>3</sup> /1000000	2,13**	5,9	2,30**	8,6
Nul-årig	1,81**	66,1	0,30**	21,9
Et-årig	0,98**	32,0	1,83**	40,9
To-årig	0,55**	20,1	1,60**	47,3
Tre-årig	0,34**	6,5	1,19**	53,2
Fire-årig	0,24**	5,6	1,00**	52,9
Kvinde 20-24 år	0,35**	16,9	0,62**	44,7
Kvinde 25-29 år	0,54**	31,3	0,54**	40,9
Kvinde 30-34 år	0,45**	28,9	0,42**	33,5
Kvinde 35-39 år	0,18**	12,0	0,27**	23,6
Afstand til død 0-1år	2,34**	123,0	0,49**	10,7
Afstand til død 1-2 år	2,21**	91,9	0,11**	3,2
Afstand til død 2-3 år	1,71**	62,9	-0,02	-0,7
Afstand til død 3-4 år	1,45**	47,9	-0,08**	-2,8
Afstand til død 4-5 år	1,28**	41,9	-0,11**	-4,1
Afstand til død 5-6 år	1,15**	35,5	-0,02	-0,8
Forventet restlevetid 0-3 år	0,63**	6,2	1,27**	10,7
Forventet restlevetid 3-6 år	0,62**	20,3	0,83**	21,8
Forventet restlevetid 6-11 år	0,50**	28,5	0,39**	19,5
Forventet restlevetid 11-16 år	0,33**	27,0	0,08**	7,2
Afstand til død 0-1år×Restlevetid 0-3 år	-1,56**	-15,2		
Afstand til død 0-1 år×Restlevetid 3-6 år	-1,29**	-45,5		
Afstand til død 0-1 år×Restlevetid 0-6 år			0,58**	5,7
Afstand til død 0-1 år×Restlevetid 6-11 år	-0,94**	-38,6	0,38**	4,7
Afstand til død 0-1 år×Restlevetid 11-16 år	-0,56**	-20,2	0,33**	3,5
Afstand til død 1-2 år×Restlevetid 0-3 år	-1,66**	-15,5	0,35*	2,2
Afstand til død 1-2 år×Restlevetid 3-6 år	-1,44**	-41,6	0,44**	6,7
Afstand til død 1-2 år×Restlevetid 6-11 år	-1,06**	-34,8	0,28**	5,5
Afstand til død 1-2 år×Restlevetid 11-16 år	-0,68**	-19,2	0,13*	2,4
Afstand til død 2-3 år×Restlevetid 0-3 år	-1,32**	-11,3	0,37*	2,3
Afstand til død 2-3 år×Restlevetid 3-6 år	-1,17**	-31,0	0,30**	5,4
Afstand til død 2-3 år×Restlevetid 6-11 år	-0,88**	-25,7	0,24**	5,2

Afstand til død 2-3 år×Restlevetid 11-16 år	-0,61**	-14,9	0,10*	2,0
Afstand til død 3-4 år×Restlevetid 0-3 år	-1,11**	-8,9	0,37*	2,1
Afstand til død 3-4 år×Restlevetid 3-6 år	-1,01**	-24,8	0,21**	4,0
Afstand til død 3-4 år×Restlevetid 6-11 år	-0,77**	-20,5	0,24**	5,6
Afstand til død 3-4 år×Restlevetid 11-16 år	-0,55**	-12,6	0,07	1,4
Afstand til død 4-5 år×Restlevetid 0-3 år	-1,00**	-7,4	0,20	1,1
Afstand til død 4-5 år×Restlevetid 3-6 år	-0,94**	-22,0	0,21**	4,0
Afstand til død 4-5 år×Restlevetid 6-11 år	-0,74**	-19,5	0,21**	5,1
Afstand til død 4-5 år×Restlevetid 11-16 år	-0,45**	-9,9	0,09*	2,1
Afstand til død 5-6 år×Restlevetid 0-3 år	-0,94**	-6,6	0,18	0,8
Afstand til død 5-6 år×Restlevetid 3-6 år	-0,92**	-20,7	0,05	0,9
Afstand til død 5-6 år×Restlevetid 6-11 år	-0,71**	-17,9	0,06	1,5
Afstand til død 5-6 år×Restlevetid 11-16 år	-0,49**	-10,3	0,02	0,4
År 2000	-0,10**	-15,3	-0,02**	-5,5
År 2001	-0,07**	-10,4	-4,27E-03	-1,1
År 2002	-0,03**	-4,9	-8,38E-03*	-2,1
Konstant	8,15**	360,5	1,16**	123,5
Antal observationer	1.996.332		2.122.823	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,201		0,071	

Anm.: Afstand til død >5-6 år" er referencekategorien for "afstand til død"-dummiene. Restlevetid>16 år er referencekategorien for restlevetid-dummiene. År 2003 er referencekategori for årsdummiene. \*\* angiver signifikans på 1 pct. niveau, mens \* angiver signifikans på 5 pct. niveau. T-værdier er beregnet ud fra robuste standardafvigelser (tilnærmede t-værdier ud fra ML).



Tabel A2. Estimation af sundhedsudgifter i model med forventet restlevetid i stedet for afstand til død for perioden 2000 til 2007

Variabel	GLM model		Probit	
	Estimat	t-værdi	Estimat	t-værdi
Alder	0,06**	15,6	-0,06**	-37,5
Alder <sup>2</sup> /1000	-1,34**	-8,5	2,64**	38,5
Alder <sup>3</sup> /1000000	12,70**	6,5	-30,40**	-31,7
Kvinde	-0,26**	-13,9	-0,13**	-13,4
Kvinde×alder	0,02**	8,3	0,02**	15,6
Kvinde×alder <sup>2</sup> /1000	-0,26*	-2,5	0,01	0,2
Kvinde×alder <sup>3</sup> /1000000	-1,37	-1,4	-2,72**	-5,4
Nul-årig	2,13**	66,3	0,16**	13,1
Et-årig	1,34**	42,8	1,60**	49,2
To-årig	0,86**	27,4	1,30**	59,1
Tre-årig	0,56**	14,9	0,89**	61,6
Fire-årig	0,40**	11,9	0,74**	59,9
Kvinde 20-24 år	0,20**	10,6	0,65**	65,5
Kvinde 25-29 år	0,40**	24,6	0,52**	51,9
Kvinde 30-34 år	0,35**	24,8	0,36**	36,0
Kvinde 35-39 år	0,12**	9,5	0,14**	15,2
65 år og derover (dummy)	-14,14**	-2,6	31,94**	4,9
Alder over 65	0,43*	2,1	-1,09**	-4,4
Alder over 65 <sup>2</sup> /1000	-3,24	-1,3	10,59**	3,3
Alder over 65 <sup>3</sup> /1000000	-0,49	0,0	-20,40	-1,5
Kvinde over 65 (dummy)	10,74*	2,3	-25,56**	-3,9
Kvinde×alder over 65	-0,43*	-2,4	1,07**	4,2
Kvinde×alder over 65 <sup>2</sup> /1000	5,37*	2,4	-14,92**	-4,5
Kvinde×alder over 65 <sup>3</sup> /1000000	-19,90*	-2,1	68,60**	4,9
Restlevetid under 35 år (dummy)	0,42	1,3	3,20**	16,9
Restlevetid (i år hvis under 35)	-0,01	-0,5	-0,18**	-17,2
Restlevetid <sup>2</sup> /1000 (i år hvis under 35)	-0,10	-0,4	2,49**	16,4
Restlevetid under 10 år (dummy)	0,43*	2,3	-1,17**	-4,1
Restlevetid (i år hvis under 10)	-0,08*	-2,1	0,18**	3,1
Restlevetid <sup>2</sup> /1000 (i år hvis under 10)	3,38	1,7	-7,19*	-2,2
År 2000	-0,09**	-13,0	-0,03**	-7,2
År 2001	-0,06**	-9,0	-0,01*	-2,5
År 2002	-0,03**	-4,2	-0,01*	-2,2
År 2004	0,02**	2,9	-0,01	-1,4
År 2005	0,06**	8,4	0,02**	4,0
År 2006	0,06**	9,3	0,04**	9,9
År 2007	0,08**	12,1	0,04**	10,0
Konstant	7,74	255,1	1,40	141,9
Antal observationer	3.994.637		4.243.342	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,1232		0,0762	

Ann.: År 2003 er referencekategori for årsummerne. \*\* angiver signifikans på 1 pct. niveau, mens \* angiver signifikans på 5 pct. niveau. T-værdier er beregnet ud fra robuste standardafvigelse (tilnærmede t-værdier ud fra ML).

## Litteratur

- Cameron, A. Colin and Trivedi, Pravin K. (2005): *Microeconometrics - Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- Cutler, D.M. og E. Meara (1999): *The Concentration of Medical Spending: An update*. NBER Working Paper NBER Working paper 7279.
- Cutler, D.M. og L. Sheiner (1998): *Demographics and Medical Care Spending: Standard and Non-Standard Effects*. NBER Working Paper No. 6866.
- De Økonomiske Råd (2009): *Dansk Økonomi, efterår 2009*. De Økonomiske Råd.
- DREAM (2009): *Langsigtet økonomisk fremskrivning 2009*. DREAM.
- Duan, N. (1983): *Smearing estimate: A nonparametric retransformation method*. *Journal of the American Statistical Association*, 78 , s. 605-610.
- Felder, S., M. Meiers og H. Schmitt (2000): *Health care expenditure in the last months of life*. *Journal of Health Economics*, 19 (5), s. 679-695.
- Felder, S., A. Werblow og P. Zweifel (2008): *Do Red Herrings Swim in Circles?* *Ruhr Economic Papers* 73.
- Finansministeriet (2007): *Mod nye mål - Danmark 2015: Teknisk baggrundsrapport*. Finansministeriet.
- Fogel, R.W. (2008): *Forecasting the Cost of U.S. Health Care in 2040*. NBER Working Paper 14361.
- Häkkinen, U., P. Martikainen, A. Noro, E. Nihtilä og M. Peltola (2008): *Aging, Health Expenditure, Proximity to Death, and Income in Finland* . *Health Economics, Policy and Law*, 3 , s. 165-195.
- Hall, R.E. og C.I. Jones (2007): *The Value of Life and the Rise in Health Spending*. *Quarterly Journal of Economics*, 122 (1), s. 39-72.
- Hansen, M.F. og M.L. Barington (2009): *Danmarks fremtidige befolkning - Befolkningsfremskrivning 2009*. DREAM.
- Hoover, D.R., S. Crystal, R. Kumar, U. Sambomorthi og J.C. Cantor (2002): *Medical Expenditures during the Last Year of Life: Findings from the 1992-1996 Medicare Current Beneficiary Survey*. *Health Services Research*, 37 (6), s. 1625-1642.
- Madsen, J., N. Serup-Hansen, J. Kragstrup og I. Sønbo Kristiansen (2002): *Ageing may have limited impact on future costs of primary care providers*. *Scandinavian journal of primary health care*, 20 (3), s. 169

652-173.

Manning, W.G. og J. Mullahy (2001): Estimating log models: to transform or not to transform? *Journal of Health Economics*, 20 (4), s. 461-652-494.

OECD (2006): *Projecting OECD Health and Long-term Care Expenditures: What are the main Drivers*, Economics Department Working Papers, 477.

Pedersen, L.H. og M.F. Hansen (2006): Stigende sundhedsudgifter - et aldrings- eller et velstands-fænomen? *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 144 (3), s. 304-325.

Salas, C. og J.P. Raftery (2001): Econometric issues in testing the age neutrality of health care expenditure. *Health Economics*, 10 , s. 669-652-671.

Serup-Hansen, N., J. Wickstrøm og I. Sønbo Kristiansen (2002): Future health care costs - do health care costs during the last year of life matter? *Health Policy*, 62 , s. 161-652-172.

Seshamani, M. og A. Gray (2004a): Ageing and health-care expenditure: The red herring argument revisited. *Health Economics*, 13 (4), s. 303-652-314.

Seshamani, M. og A. Gray (2004b): Time to death and health expenditure: an improved model for the impact of demographic change on health care costs. *Age and Ageing*, 33 (6), s. 556-561.

Zweifel, P., S. Felder og M. Meiers (1999): Ageing of Population and Health Care Expenditure: A Red Herring? *Health Economics*, 8 (6), s. 485-652-496.

Zweifel, P., S. Felder og A. Werblow (2004): Population Ageing and Health Care Expenditure: New Evidence on the "Red Herring". *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 29 (4), s. 652-666.