



Nationalekonomiska institutionen
Lunds Universitet

Gemensam pension? En studie av gifta pars pensionsbeslut

Anton Nilsson
Magisteruppsats (NEKM01)
26 maj 2009

Handledare:
Martin Nordin
Inga Persson

Innehållsförteckning

1. Inledning	3
1.1 Allmän bakgrund	3
1.2 Syfte och frågeställningar	3
1.3 Metod, data, avgränsningar	4
1.4 Disposition	4
2. Det svenska pensionssystemet	5
3. Teoretiska modeller	7
4. Ekonometrisk modell	12
5. Tidigare forskning	17
6. Data	20
6.1 Val av datamaterial	20
6.2 Undersökning av datamaterialet	21
6.3 Konstruktion och användning av variabler	25
7. Resultat	28
7.1 Beroendetest	28
7.2 Icke-parametrisk durationsanalys	32
7.3 Parametrisk durationsanalys	34
8. Slutsatser	39
9. Referenser	40
10. Appendix 1 – Kvinnornas pensionsår givet männens	43
11. Appendix 2 – Skattade hazardfunktioner under cloglog-modellen	43
12. Appendix 3 – Skattningar under logit-modellen utan makens pensionering	44

1. Inledning

1.1 Allmän bakgrund

Äldre personers arbetskraftsdeltagande är en viktig samhällsekonomisk fråga eftersom detta påverkar såväl kostnaden för pensionssystemen som storleken på de skatter staten förvärvar. Traditionellt sett har främst män förvärvsarbetat och nationalekonomiska studier av äldres arbetskraftsdeltagande och pensionsbeteende har därför ofta bara behandlat män (se t.ex. Hausman och Wise, 1985; Tanner, 1998; Parsons, 1991). I takt med att kvinnors arbetskraftsdeltagande ökat har det blivit allt mer relevant att studera även deras pensionsbeteende, men också (det eventuella) sambandet mellan makars pensionsbeteende.

Sverige har länge varit ett av de länder inom OECD med högst kvinnligt arbetskraftsdeltagande (se bl.a. Jaumotte, 2003). År 1976 uppgick detta till 69 %, vilket gav Sverige en förstaplats bland de 15 länder som rapporterat kvinnligt arbetskraftsdeltagande till OECD Labour Market Statistics (se Johnston, 2003, figur 15). Andelen arbetande kvinnor har därefter stigit ytterligare och uppgick år 2008 till 81,5 % (SCB, Arbetskraftsundersökningarna, årsmedeltal för kvinnor i åldern 20-64 år). Det förefaller därför vara av särskilt stor relevans att studera kvinnors arbetskraftsdeltagande, och bestämningsfaktorerna till detta, i Sverige. Äldre kvinnors arbetskraftsdeltagande är också internationellt sett mycket högt i Sverige och exempelvis uppgick detta för 60-64-åringar år 1990, dvs. vid mittpunkten av tidsperioden för min studie, till ca 50 % (se Wadensjö, 1996, figur 3).

En förklaring till det höga kvinnliga arbetskraftsdeltagandet i Sverige är troligen den internationellt sett mycket stora offentliga sektorn, vilken minskar behovet av hushållsarbete på flera områden, såsom barnpassning och vård. Man kan därför t.ex. tänka sig att svenska kvinnor är mindre benägna än kvinnor i andra länder att gå i pension för att ta hand om en sjuk make. Mer allmänt, och även som ett resultat av den sociala normen bland kvinnor att liksom män förvärvsarbeta upp till ungefär 65 års ålder, kan man tänka sig att beroendet mellan makars pensionsbeslut är svagare i Sverige än i andra länder.

1.2 Syfte och frågeställningar

I denna uppsats studeras äldre gifta kvinnors pensionsbeteende och sambandet mellan detta

och makens pensionsbeteende. Jag undersöker också hur variabler såsom kvinnans ålder, arbetsinkomst, förmögenhet och hälsa spelar in. Korseffekter med avseende på såväl inkomst som hälsa undersöks. Den centrala frågan är huruvida, och i så fall i vilken utsträckning, kvinnan blir mer benägen att gå i pension om hennes make är pensionerad än om hennes make inte är pensionerad. Jag diskuterar även huruvida korrelerade preferenser mellan makar eller en preferens för delad fritid utgör den viktigaste förklaringen till ett sådant beteende.

1.3 Metod, data, avgränsningar

Data från Inkomst- och Förmögenhetsstatistiken från databasen LINDA mellan 1981 och 1998 används. Ett χ^2 -test appliceras och det konstateras att det finns ett beroende mellan makars pensionsår. För att modellera beroendet tillämpas en durationsmodell därefter på kvinnans pensionsår. Jag använder en diskret durationsmodell där makens arbetsmarknadsdeltagande ingår som ett tidsvarierande kovariat. Effekter av inkomst, hälsa och makens arbetsmarknadsdeltagande skattas. Däremot skattas ej effekten av erhållna pensionspoäng, eftersom detta inte ingår i Inkomst- och Förmögenhetsstatistiken.

Jag begränsar mig till att studera gifta par som lever tillsammans, där maken är äldre än kvinnan, och där båda makar befinner sig i möjlig pensionsålder ungefär samtidigt; närmare bestämt att maken är mellan ett och tre år äldre än kvinnan. Jag studerar endast par där båda makar går i pension senare än vid 59 års ålder.

1.4 Disposition

Uppsatsen är disponerad på följande sätt. Avsnitt 2 ger en introduktion till det svenska pensionssystemet; avsnitt 3 beskriver några teoretiska modeller som använts för att analysera hushålls arbetsutbud; avsnitt 4 beskriver den ekonometriska modellen, dvs. durationsanalysen; avsnitt 5 ger en översikt av tidigare forskning på området; avsnitt 6 beskriver datamaterialet; avsnitt 7 presenterar, kommenterar och illustrerar de ekonometriska resultaten; och avsnitt 8 avslutar uppsatsen med några slutsatser.

2. Det svenska pensionssystemet

Sammantaget kan det svenska ålderspensionssystemet sägas bestå, bortsett från privat pensionssparande och delpension, av två delar: allmän pension och tjänstepension. Tjänstepensionens utformning bestäms av arbetsmarknadens parter, och skiljer sig därför något mellan olika sektorer: statligt anställda, kommun- och landstingsanställda, privatanställda inom LO-området, privatanställda tjänstemän samt kooperativt anställda har alla olika avtal.¹ En större del av pensionssystemet utgörs dock av den allmänna pensionen. Denna introducerades successivt och med stigande grad av generositet under 1900-talet.

År 1913 fattade den svenska riksdagen för första gången beslut om en allmän pensionsförsäkring. Beloppet var till största delen behovsprövat och mycket lågt. Systemet kom senare att börja benämnas *allmän folkpension* (AFP), dess pensionsnivåer höjdes och gjordes oberoende av behov och tidigare inkomst.²

Som en andra komponent i det allmänna pensionssystemet infördes *allmän tilläggspension* (ATP) år 1963 efter en folkomröstning i frågan. Ett uttalat syfte med ATP-systemet var att jämna ut skillnaden mellan de pensionärer som hade tjänstepension och det stora flertal som inte hade sådan. Både AFP och ATP finansierades genom proportionella arbetsgivaravgifter.

Från och med 1999 började ett nytt pensionssystem träda i kraft i Sverige. Under detta nya system utgörs istället den allmänna pensionen av *inkomstpension* och *premiepension*. De som endast hade folkpension under det gamla systemet får under det nya *garantipension*. Denna ger en lägsta garanterad levnadsstandard för alla pensionärer. Eftersom jag i denna uppsats endast studerar pensionsbeteende före 1999 kommer jag dock inte att närmare diskutera detta nya system.

Storleken på den allmänna pensionen var i det gamla systemet relaterat till *basbeloppet*, vilket årligen bestämdes av staten på grundval av det allmänna prisläget (fram till 1981 bestämdes basbeloppet månadsvis). Under 1990-talet valde man dock att inte helt räkna upp basbeloppet med inflationen pga. en omfattande statsskuld. Folkpensionen för en ogift person uppgick årligen till 96 % av basbeloppet och för en gift person till 78,5 % av basbeloppet. Före 1995 var summan även 96 % av basbeloppet för gifta om deras make/maka ej hade folkpension (Palme och Svensson, 2001.) Ett basbelopp uppgick år 1998, slutåret för

¹ 2009-04-06, Statens Pensionsverk, <http://www.spv.se/Hem/Pensionsskola/Tjanstepension.htm>

² 2009-04-24 Nationalencyklopedin, http://www.ne.se/lang/folkpension?i_whole_article=true

min studie, till 36 400 kronor.

Storleken på individens ATP bestämdes genom ett poängsystem, som baserades på individens pensionsgrundande arbetsinkomst mellan 16 och 64 års ålder. Som pensionsgrundande inkomst räknades inkomst som anställd eller företagare vilken översteg ett basbelopp, men inkomster över 7,5 basbelopp räknades ej. Även sjukpenning, föräldrapenning, arbetslöshetsbidrag, värnpliktsbidrag, arbetsskadelivränta och delpension räknades. För varje inkomstår samlade individen pensionspoäng. Vid beräkning av pensionens storlek inräknades endast de 15 inkomståren med högst poäng. Om individen fått pensionspoäng under färre än 30 år, sänktes ATP i proportion till detta.³ Individer med låg eller ingen ATP var berättigade till ett tillägg till folkpensionen, vilket utgjordes av ungefär ett halvt basbelopp och minskades med en krona för varje krona i ATP-inkomst (Palme och Svensson, 2001).

Den allmänna ålderspensionen kunde börja tas ut tidigast vid 60 års ålder och senast vid 70.⁴ För varje månad pensionen började tas ut före 65-årsdagen reducerades pensionen med 0,5 procentenheter, vilket t.ex. innebar en minskning med 30 % om individen valde att gå i pension vid 60-årsdagen. Omvänt, för varje månad efter 65-årsdagen som pensionen inte togs ut ökades den med 0,7 procentenheter, vilket innebar en 42 % högre pension om individen uppsköt pensionstidpunkten till 70 års ålder. Det var fullt möjligt för individer att arbeta samtidigt som de tog ut pension.

³ 2009-04-24 Nationalencyklopedin, http://www.ne.se/lang/atp/120200?i_whole_article=true

⁴ Från och med 1998 kunde den allmänna pensionen börja tas ut tidigast vid 61.

3. Teoretiska modeller

De modeller för familjers arbetskraftsutbud som förekommer i den nationalekonomiska litteraturen kan indelas i följande tre kategorier.

1. Modeller med "familjenytta" - familjen antas maximera en gemensam nyttofunktion.
2. Chauvinistiska modeller.
3. Modeller med individuella nyttofunktioner, men med ett beroende mellan båda parter arbetsutbudsbeslut. (Eller mellan *alla* parter, om familjen består av fler än två individer).

Nyttofunktionerna i dessa modeller inkluderar konsumtion och fritid, och är ursprungligen inte avsedda för att analysera pensionsbeslut. Det är dock inga problem att tillämpa dem på pensionsbeteende; den enda modifieringen som behöver göras är att introducera pension som en särskild sorts fritid. Alternativt kan vi, för enkelhets skull, välja att betrakta pension på exakt samma sätt som vanlig fritid. Som en ytterligare förenkling kan vi också anta att den dagliga arbetstiden fram till pension är fix, varmed vi helt kan bortse från vanlig fritid, och ovanstående modeller helt och hållet handlar om pensionsbeteende.

Den första modelltypen är ganska generell och kan leda fram till nästan vilket sorts pensionsbeteende som helst. Familjen maximerar en gemensam, "aggregerad", nyttofunktion⁵, (3.1), vilken antas bero på familjens totala konsumtion samt varje familjemedlems individuella fritid (eller arbetstid).

$$U = U(C, H_1, H_2) = U(C, T_1 - L_1, T_2 - L_2), \quad L_i + H_i = T_i, \quad (3.1)$$

där C betecknar familjens konsumtion, T tolkas som förväntad återstående livslängd för respektive individ, H tolkas som antalet återstående arbetsår och L betecknar fritid för respektive individ. Denna fritid tolkar vi här som förväntad tid mellan pensionering och frånfälle, dvs. antalet pensionsår. Det är rimligt att anta att nyttan är växande med avseende på konsumtion, avtagande med avseende på arbetsår och att marginalnyttan är avtagande med

⁵ Denna nyttofunktion kan betraktas som något familjen kommit överens om, s.k. Samuelson-nyttfunktion, eller som nyttofunktionen tillhörande en "altruistisk" och allsmäktig familjemedlem, s.k. Becker-nyttfunktion (se Lundberg och Pollak, 1996).

avseende på konsumtion och marginalsgraden ökande med avseende på arbetsår, men några mer specifika antaganden om nyttofunktionen görs ej. Nyttofunktionen maximeras med avseende på H och givet budgetrestriktionen

$$w_1 N_1 H_1 + w_2 N_2 H_2 + V \geq pC, \quad (3.2)$$

där w betecknar lön per timme, N betecknar antalet arbetstimmar per år, p betecknar prisnivå och V betecknar en positiv och fix kapitalinkomst. För enkelhets skull bortser vi från diskonteringen. Genom derivering av Lagrangefunktionen följer villkoren

$$\frac{\partial u / \partial H_1}{\partial u / \partial H_2} = \frac{w_1 N_1}{w_2 N_2} \quad (3.3)$$

samt

$$\frac{\partial u / \partial H_i}{\partial u / \partial C} = -\frac{w_i}{p} N_i, \quad i = 1, 2. \quad (3.4)$$

Genom att stuva om budgetrestriktionen så att C står ensamt på vänster sida, och därefter derivera, finner vi från uttryck (3.4) att lutningen av indifferenskurvan är lika med lutningen av budgetrestriktionen i C - H_i -planet. Analogt finner vi från uttryck (3.3) att lutningen av indifferenskurvan är lika med lutningen av budgetrestriktionen också i H_1 - H_2 -planet. Från implicita funktionssatsen följer exakta uttryck för båda familjemedlemmars arbetsutbud.

Som en illustration kan vi, liksom Hurd (1989), betrakta Stone-Geary-nyttofunktionen i uttryck (3.5).

$$U(C, H_1, H_2) = (C - A)^{1-\beta_1-\beta_2} (B_1 - H_1)^{\beta_1} (B_2 - H_2)^{\beta_2}, H_i = T_i - L_i, \quad (3.5)$$

där H_1 och H_2 betecknar antalet framtida arbetsår (t.ex. antalet arbetsår efter 60 års ålder, om vi antar att individen fattar ett pensionsbeslut vid denna tidpunkt) och A , B_1 , B_2 , β_1 och β_2 är preferensparametrar. A kan betraktas som en minsta nödvändig konsumtionsnivå och B_1 och B_2 kan betraktas som högsta accepterbara antal framtida arbetsår. Nyttofunktionen (3.5)

förenklar till en Cobb-Douglas-nyttofunktion av konsumtion och fritid om vi låter $A = 0$, $B_1 = T_1$ och $B_2 = T_2$.

Från (3.5) följer

$$\begin{aligned} H_1 &= (1 - \beta_1)B_1 - \beta_1 \left(B_2 \frac{w_2 N_2}{w_1 N_1} + \frac{V}{w_1 N_1} - A \frac{P}{w_1 N_1} \right), \\ H_2 &= (1 - \beta_2)B_2 - \beta_2 \left(B_1 \frac{w_1 N_1}{w_2 N_2} + \frac{V}{w_2 N_2} - A \frac{P}{w_2 N_2} \right). \end{aligned} \quad (3.6)$$

Notera att arbetsutbudsfunktionerna är lineära i parametrarna. Ju lägre makens/makans lön och arbetstimmar är, ju mindre kapitalinkomsten är och ju större värde på A , desto större blir antalet framtida arbetsår för respektive individ. Ju högre den egna arbetsinkomsten är, desto mindre roll spelar övriga finansiella variabler. När den egna arbetsinkomsten konvergerar mot oändligheten, konvergerar antalet arbetsår mot $(1 - \beta_i)B_i$. Som tidigare noterats kan B_i exempelvis tolkas som förväntad återstående livslängd. I detta fall följer att en lång förväntad egen återstående livslängd ger ett ökat arbetsutbud, medan en lång förväntad återstående livslängd för makan/maken ger ett minskat arbetsutbud.

Det finns alltså korseffekter mellan makarnas pensionsbeslut: kors-inkomsteffekter och kors-substitutionseffekter, utöver de vanliga egen-substitutionseffekterna och egen-inkomsteffekterna. Kors-inkomsteffekten kommer under normala antaganden, liksom egen-inkomsteffekten, att verka i riktning mot ökad fritid, dvs. tidigare pension (vilket också gäller i ovanstående specifikation). Kors-substitutionseffekten, å sin sida, kommer att verka i olika riktningar under olika förutsättningar. Riktningen på denna kommer att bero på om mannens och kvinnans fritid är komplement eller substitut. Man kan visa att kors-substitutionseffekten kommer att vara exakt lika för båda familjemedlemmarna i denna modelltyp (se Green, 1971, s. 306-312 och Cohen, Rea och Lerman, 1970, s. 184-186).

Något som kan anses vara negativt med denna sorts modell är att de enskilda individernas nyttor och beteenden inte modelleras. Modell 2, den chauvinistiska modellen, försöker åtgärda detta på ett enkelt sätt. Mannen (eller eventuellt kvinnan) antas fatta sitt arbetsutbudsbeslut på helt individuell basis, utan hänsyn till partners existens. Därefter antas kvinnan (mannen) fatta sitt arbetsutbudsbeslut, betraktande mannens (kvinnans) inkomst som en fix kapitalinkomst. Arbetsutbudsfunktionerna kan i detta fall skrivas

$$\begin{aligned} H_1(w_1 / p, V / p), \\ H_2(w_2 / p, (w_1 N_1 H_1(\cdot) + V) / p), \end{aligned} \quad (3.7)$$

där 1 betecknar mannen och 2 betecknar kvinnan.

Om exempelvis individernas nyttofunktioner ges av

$$\begin{aligned} U_1(C, H_1) &= (C - A_1)^{1-\beta_1} (B_1 - H_1)^{\beta_1}, \\ U_2(C, H_2) &= (C - A_2)^{1-\beta_2} (B_2 - H_2)^{\beta_2} \end{aligned} \quad (3.8)$$

blir arbetsutbudsfunktionerna

$$\begin{aligned} H_1 &= (1 - \beta_1)B_1 - \beta_1 \left(\frac{V}{w_1 N_1} - A_1 \frac{p}{w_1 N_1} \right), \\ H_2 &= (1 - \beta_2)B_2 - \beta_2 \left(\frac{V}{w_2 N_2} + \frac{w_1 N_1}{w_2 N_2} H_1 - A_2 \frac{p}{w_2 N_2} \right) \end{aligned} \quad (3.9)$$

I denna modell är alla korseffekter i riktning från kvinnan till mannen noll, medan mannens inverkan på kvinnan endast går genom en inkomsteffekt. I övrigt är detta uttryck mycket snarlikt arbetsutbudsuttryck (3.6) i den första modelltypen.

Den chauvinistiska modellen är den äldsta av modellerna för familjers arbetskraftsutbud (Killingsworth, 1983, s. 30), och har i viss mån varit framgångsrik i att prediktera kvinnors arbetskraftsutbud (Bosworth, Dawkins och Stromback, 1996, s. 55). Den viktigaste fördelen med modellen är dess enkelhet. Svagheten med modellen är antagandet om att mannens arbetsutbudsbeslut sker oberoende av kvinnan. Detta antagande blir troligen mindre realistiskt ju högre kvinnans inkomst, arbetskraftsutbud och status är. En annan tänkbar svaghet med modellen är att individerna endast antas bry sig om sin egen fritid, trots att värdet på fritiden kan upplevas som högre om den delas med partnern.

Modeller tillhörande den tredje och sista kategorin antar, liksom den chauvinistiska modellen, att alla individerna i hushållet maximerar varsin individuell nyttofunktion, men är mer generella i det att de antar att det finns ett beroende mellan samtliga familjemedlemmars arbetsutbudsbeslut. Ett enkelt specialfall av denna modelltyp är *Leutholds modell* (se Renaud och Siegers, 1984, s. 7). I denna modell antas att varje familjemedlem maximerar en nyttofunktion som endast beror på familjens konsumtion samt

individens egen arbetstid fram till pension, dvs.

$$U_i(C, H_i), \quad i = 1, 2. \quad (3.10)$$

Man kan låta utfallet definieras genom att varje familjemedlems uppfattning om storleken på de andras arbetsutbud infrias. Eftersom varje familjemedlem endast bryr sig om sin egen fritid (arbetstid) i denna modell, kommer några kors-substitutionseffekter ej att uppstå. Däremot kommer kors-inkomsteffekter att uppstå eftersom varje individ är beroende av de andra individernas inkomster eftersom konsumtionsvaror är kollektiva inom familjen. Man kan exempelvis tänka sig att båda individers beteende är analogt med kvinnans beteende i den chauvinistiska modellen. Arbetsutbudsfunktionerna kan då skrivas analogt med kvinnans arbetsutbudsfunktion i uttryck (3.9), men längden på makens/makans tid fram till pension blir endogen och måste uppfylla ett jämviktsvillkor.

De modeller och nyttofunktioner som diskuterats ovan har varit helt deterministiska. För att kunna tillämpa ekonometriska metoder måste en slumpmässig komponent på ett eller annat sätt introduceras. Det är rimligt att tänka sig att preferenserna varierar något mellan olika individer och familjer, och att de preferensparametrar som ingått i ovanstående modellspecifikationer därför kan skrivas som funktioner av dels en deterministisk parameter som reflekterar det genomsnittliga beteendet, och dels av en stokastisk komponent. Exakt hur detta skall göras är dock långt ifrån självklart. En viktig lärdom från nyttofunktionerna i detta avsnitt handlar istället om vilka variabler som bör inkluderas: Kapitalinkomsten bör divideras med den egna arbetsinkomsten, det kan vara en bra idé att inkludera inversen av den egna reala arbetsinkomsten osv. En annan lärdom är att det under relativt enkla antaganden kan uppstå både korsinkomst- och korssubstitutionseffekter mellan mannen och kvinnan.

Flera potentiellt viktiga variabler och aspekter har utelämnats i ovanstående modeller och diskussion. Den chauvinistiska modellen tillåter inte omedelbart att värdet på fritid är beroende av huruvida fritiden delas av makarna. Det är dock möjligt att modifiera modellen och inkludera makens fritid som en term i B_2 . Andra variabler som påverkar värdet av fritid (eller påfrestningen av att arbeta, och därmed alternativkostnaden av fritid), t.ex. hälsa, kan också tänkas på ett eller annat sätt påverka B-variablerna i nyttofunktionerna (3.5) och (3.8).

4. Ekonometrisk modell

Detta avsnitt ger en kort introduktion till durationsmodeller - även kallade överlevnadsmodeller - och hur de kommer att användas i denna uppsats. Betydligt mer omfattande beskrivningar ges av bl.a. Jenkins (2005) och Kiefer (1988). Kärnan i denna typ av modeller är tiden fram till tidpunkten, T , då någon händelse, HE, inträffar. Det kan vara tiden tills att en individ hittar ett arbete, gifter sig, skiljer sig, dör, eller som i denna uppsats, går i pension. Vi säger att individen befinner sig i sitt *ursprungstillstånd* fram till T . En orsak till att det är problematiskt att använda OLS-metoden i denna typ av fall är att vi inte alltid observerar tidpunkten T – helt enkelt därför att den ännu inte har inträffat vid mätperiodens slut. Tiden fram till T benämns *överlevnadstiden*.

En annan anledning till att använda durationsmodeller istället för OLS är att man vill koncentrera sig på den intensitet med vilken HE inträffar. Sannolikheten för utflöde från ursprungstillståndet modelleras som en funktion av relevanta kovariat. Inom durationsanalysen finns ett relativt stort antal modeller att välja mellan som utarbetats för olika ändamål. Ytterligare en anledning till att använda durationsmodeller är att man vill använda kovariat som varierar över tiden, vilket inte låter sig göras i OLS-modellen, se Jenkins (2005, s. 9).

Det finns durationsmodeller som tillåter att individer upplever flera händelser efter varandra, vid olika tidpunkter, så att individen rör sig mellan flera olika, fördefinierade, tillstånd. Jag kommer dock för enkelhets skull i denna uppsats enbart studera durationsmodeller där endast en händelse inträffar. Detta är rimligt eftersom pensionering i många fall är ett oåterkalleligt beslut.

Jag kommer vidare i denna uppsats enbart studera fallet diskreta durationsmodeller. Detta innebär att observationerna endast görs vid en uppräknelig mängd tidpunkter (se bl.a. Jenkins, 2005, s. 19), och är rimligt eftersom vi endast studerar arbetskraftsdeltagandet årsvis.⁶ De centrala funktionerna i durationsanalysen ges i detta fall av

$$S(j) = P(T > j) = \sum_{k=j+1}^{\infty} f(k), \quad (4.1)$$

⁶ Det är fullt möjligt att tillämpa en kontinuerlig durationsmodell på ett tidsdiskret datamaterial, men detta är olämpligt då avstånden mellan tidsperioderna är långa i förhållande till de vanligaste överlevnadstiderna.

vilken benämns överlevnadsfunktionen och f betecknar sannolikhetsfunktionen för T , samt

$$h(j) = P(T = j | T \geq j) = \frac{f(j)}{S(j-1)}, \quad (4.2)$$

vilken benämns hazardfunktionen och mäter den intensitet med vilken händelsen HE inträffar, dvs. sannolikheten att HE inträffar givet att den ännu inte inträffat.

Hazardfunktionen ligger alltid mellan noll och ett i diskreta modeller. I en population med många individer kan den tolkas som andelen av det kvarvarande antalet individer som upplever händelsen HE vid den aktuella tidpunkten.

I kontinuerliga durationsmodeller betecknas ofta istället hazardfunktionen $\theta(j)$. Tolkningen av denna blir något annorlunda än i det diskreta fallet och den behöver inte ligga mellan 0 och 1. Den är dock aldrig negativ.

Ett viktigt begrepp inom durationsanalysen är *censurering*. Detta innebär att start- eller sluttidpunkten för överlevnadstiden är okänd. Speciellt *högercensurering* innebär att händelsen HE ännu inte inträffat under mätperioden.

Två enkla diskreta durationsmodeller är *cloglog-modellen* samt den *logistiska modellen*. Namnet på den förstnämnda står för *complementary log-log* och härrör från det faktum att i denna modell gäller att

$$\ln(-\ln[1 - h(j, X)]) = \beta' X + \gamma_j, \quad (4.3)$$

där X är en vektor med kovariat. Namnet på den logistiska modellen kommer från att logit-funktionen av hazardfunktionen i denna modell kan uttryckas som en linjär funktion av de förklarande variablerna enligt

$$\text{logit}[h(j, X)] \equiv \ln\left[\frac{h(j, X)}{1 - h(j, X)}\right] = \alpha_j + \beta' X. \quad (4.4)$$

Denna modell går även under namnet proportionella odds-modellen eftersom oddset av sannolikheten för att HE ska inträffa om den ännu inte gjort det kan uttryckas som en

exponentialfunktion av kovariaten enligt

$$\frac{h(j, X)}{1 - h(j, X)} = \exp(\alpha_j + \beta' X). \quad (4.5)$$

Parametrarna i modellen ger oddsets ökning då motsvarande kovariat ökar med ett.

För små värden på hazardfunktionen kan de båda modellerna visas vara approximativt lika (se Jenkins 2005, s. 44). Cloglog-modellen är utarbetad för att användas då vi observerar individernas tillstånd i ändpunkter av fördefinierade intervall, t.ex. huruvida individen lever vid sin 85-årsdag, 86-årsdag osv., men händelsen HE (t.ex. fränfälle) inträffar i kontinuerlig tid under intervallen. Den logistiska modellen är å sin sida utarbetad för modellering av fenomen som modelleras så att de både inträffar och observeras i diskret tid. I denna modell kan hazardfunktionen skrivas

$$h(j, X) = \frac{1}{1 + \exp(-\alpha_j - \beta' X)}. \quad (4.6)$$

där β är en okänd vektor och α är en okänd parameter som tillåts vara beroende av den förflutna tiden j , och i cloglog-modellen kan hazardfunktionen (för den observerade processen) skrivas

$$h(j, X) = 1 - \exp[-\exp(\beta' X + \gamma_j)]. \quad (4.7)$$

Båda modellerna kan dock användas oavsett om händelserna inträffar i diskret eller kontinuerlig tid.

Ofta lägger man in en restriktion på α eller γ . Man kan t.ex. välja att låta denna ges av den logaritmiska funktionen $r \ln(j)$ av tidsvariabeln j , av ett polynom $z_1 j + z_2 j^2 + z_3 j^3 + \dots$ i variabeln j , eller av en lineärkombination av dummyvariabler, vilka antar värdet ett under olika fördefinierade intervall.

I många fall väljer man dock att inte specificera något uttryck för γ eller α , utan låter dessa variera fritt under varje tidsperiod. Detta är lämpligt om antalet tidsperioder är få

eftersom antalet dummyvariabler då inte blir alltför stort, eller om det är svårt att ha någon uppfattning om hur variationen över tiden ser ut.

Det finns inget som hindrar att mer än en tidsvarierande parameter används, dvs. att istället för γ_j eller α_j används en summa av parametrar. Det finns heller inget som hindrar att dessa istället för parametrar är funktioner av exempelvis kovariaten X .

Jag kommer att definiera pensionstidpunkten så att den sker vid ett bestämt år, dvs. en diskret tidpunkt. Av denna anledning kommer analysen att kretsa kring den logistiska modellen. För att undersöka robustheten i mina resultat kommer jag dock även att skatta cloglog-modellen.

De skattningar som görs inom durationsanalysen är av två slag:

1. Skattningar av överlevnads- och hazardfunktionerna utan hänsyn till kovariatens inverkan. Någon matematisk specifikation (t.ex. cloglog eller logit) av dessa funktioner görs ej, dvs. skattningen är icke-parametrisk. Undantaget är om observationerna görs i diskret tid medan den bakomliggande processen är kontinuerlig; vill man skatta de bakomliggande hazard- och överlevnadsfunktionerna (i samtliga inre punkter) måste då antaganden om dessa göras.
2. Skattningar av hur olika kovariat påverkar den intensitet med vilken händelsen HE inträffar. För att utföra dessa skattningar måste en specifik durationsmodell väljas, t.ex. cloglog-modellen eller logit-modellen.

Jag börjar med att diskutera den första sortens skattning ovan. Denna kan bland annat erhållas genom *Kaplan-Meier-skattaren* eller *lifetable-skattaren*. Eftersom den sistnämnda är mest lämplig i diskret tid, väljer jag denna. Skattningen av överlevnadsfunktionen ges av

$$\hat{S}(j) = \prod_{k=1}^j \left(1 - \frac{d_k}{n_k}\right), \quad (4.8)$$

där d_k betecknar antalet individer som upplever HE vid tidpunkt k och n_k betecknar antalet existerande individer vid tidpunkten k . Såväl Kaplan-Meier-skattaren som lifetable-skattaren ges av (4.8). Om materialet hade varit uppdelat i intervaller där vi endast observerat individernas tillstånd i intervallernas ändpunkter hade vi emellertid tvingats modifiera uttrycket så att n_k istället betecknade ett medelvärde av antalet existerande individer under

intervallet k . Eftersom jag kommer att definiera pensionstidpunkten som en exakt tidpunkt, t.ex. åldern 63, istället för att låta pensionstidpunkten inrymmas i något visst intervall, använder jag emellertid inte denna medelvärdesbildning.

Lifetable-skattaren av täthetsfunktionen ges av

$$\hat{f}(j) = \frac{\hat{S}(j) - \hat{S}(j+1)}{t_{j+1} - t_j}, \quad (4.9)$$

medan skattningen av hazardfunktionen helt enkelt ges av

$$\hat{h}(j) = \frac{\hat{f}(j)}{\hat{S}(j-1)}. \quad (4.10)$$

Ovanstående funktioner är beroende av kovariatvektorn X trots att detta inte skrivits ut.

Skattningar av den andra typen, dvs. skattningar av kovariatens inverkan på hazardfunktionen, görs med maximum likelihood-metoden. Likelihoodfunktionen visar sig i det diskreta fallet bli exakt likadan som likelihoodfunktionen för en binär regressionsmodell, där s.k. person-period-data använts. Se Jenkins (2005) för en närmare beskrivning av detta.

Jag kommer att tillämpa en durationsanalys på kvinnors pensionering. Vilka kovariat som kommer att inkluderas diskuteras i ett senare avsnitt. Jag kommer att använda två tidsvarierande kovariat utöver en dummyvariabel för kvinnans ålder.

5. Tidigare forskning

Mäns arbetskraftsutbud, även i äldre åldrar, är ett ganska välutforskat område i nationalekonomin. Men det är först under senare år, efter att kvinnornas arbetskraftsdeltagande kommit upp i nivåer jämförbara med männens, som det har dykt upp studier av hushålls simultana arbetsutbud och pensionsbeteende. Det tycks inte finnas några tidigare svenska studier med denna fråga som sitt huvudsakliga fokus, även om Palme och Svensson (2001) i sin studie av pensionsårets bestämningsfaktorer inkluderar maken/makan och dennas finansiella variabler.

De studier som undersöker frågan om ett samband mellan makars pensionsålder finner i allmänhet att par har en tendens att gå i pension ungefär samtidigt, se t.ex. Hurd (1989), Blau (1998), Blau och Riphahn (1999), Neumann (2008), An, Christensen och Gupta (1999) eller Maestas (2001). Flera studier diskuterar vidare vilka orsakerna till denna tendens kan vara. Det finns tre hypoteser: Att makarna har liknande preferenser eftersom individer tenderar att gifta sig med liknande individer (och att makar tenderar att påverka varandras preferenser över tiden), att makarna delar samma ekonomiska miljö, samt att makarna har en preferens för delad fritid - ”komplementär fritid”. De studier som analyserar denna fråga finner i första hand stöd för hypotesen om komplementär fritid, medan hypotesen om påverkan genom gemensamma finansiella variabler får svagt stöd. Inte bara kors-ekonomiska effekter utan även egna ekonomiska variabler visar sig i allmänhet ha liten betydelse.

Hurd (1989) utgår från den gemensamma hushålls-nyttofunktionen, (3.5), samt ett antagande om på vilket sätt preferenser skiljer sig mellan olika hushåll. Från detta härleder han arbetsutbudsfunktioner uttryckta i bakgrundsvariabler såsom lön, förmögenhet och hälsa. OLS-metoden används för att skatta variablernas påverkan på pensionsåret. Datamaterialet är baserat på intervjuer i USA av individer som för första gången erhöll pension under 1980 eller 1981. Kors-ekonomiska effekter visar sig vara små, men också egna ekonomiska variabler har begränsad betydelse. En sämre hälsa är, föga förvånande, förknippat med tidigare pension. Genom att inkludera makens/makans pensionsår i regressionen studeras även effekten av detta. En ökning av makans pensionsålder med ett år visar sig medföra en ökning av väntevärdet av mannens pensionsålder med ca 0,25 år, medan en ökning av makens pensionsålder med ett år visar sig medföra en ökning av väntevärdet av makans pensionsålder med ca 0,37 år - alltså en något större påverkan i det sistnämnda fallet. Att makens beteende har större påverkan på maken än vice versa är i linje med flertalet resultat i

arbetsmarknadsekonomiska studier.

Blau (1998) studerar äldre gifta par i USA arbetsmarknadsbeteende ur ett dynamiskt perspektiv, med ett datamaterial som främst är baserat på intervjuer mellan 1969 och 1979. Par studeras från att mannen fyller 55 år. Fyra tillstånd definieras: 1. båda makar arbetar; 2. endast mannen arbetar; 3. endast kvinnan arbetar; samt 4. ingen av makarna arbetar. Modellen definieras genom att ställa upp fyra multinoma logit-ekvationer för övergångar från respektive tillstånd, där förklarande variabler såsom utbildning, inkomst, hälsa, ålder och vilka av ovanstående tillstånd paret tidigare befunnit sig i, ingår. Det visar sig finnas ett starkt beroende mellan makars övergångar mellan arbete och icke arbete. Exempelvis är sannolikheten månatligen 63 % högre att kvinnan slutar arbeta om mannen ej arbetar jämfört med om mannen arbetar. Omvänt är sannolikheten 53 % högre att mannen slutar arbeta om kvinnan ej arbetar än om hon arbetar. Laggade tillståndsvariabler visar sig också ha betydelse. Till exempel är kvinnans sannolikhet att lämna sitt arbete 37 % högre om båda makar tidigare har stått utan arbete.

I stort sett samma modell som tillämpades på USA i Blau (1998) tillämpas på Västtyskland i Blau och Riphahn (1999). Data mellan 1984 och 1994 studeras, inkluderande par där åtminstone en av makarna är mellan 50 och 69 år gammal. Beroendet mellan makarnas beteende visar sig här vara ännu starkare än i USA. Sannolikheten att mannen slutar arbeta om kvinnan ej arbetar är 94 procent högre än om hon arbetar, och sannolikheten att kvinnan slutar arbeta är 73 procent högre om mannen ej arbetar än om han arbetar. Kvinnans sannolikhet att sluta arbeta blir högre om hennes make har ett kroniskt hälsoproblem och inte arbetar, vilket kan tänkas vara ett resultat av att kvinnan vill vara i hemmet och ta hand om sin make. Om istället kvinnan har ett kroniskt hälsoproblem och inte arbetar, blir effekten intressant nog den motsatta: mannens sannolikhet att sluta arbeta blir mindre, vilket kan tänkas förklaras av att behovet av pengar för sjukvård blir större. På det stora hela finns en tendens bland makar att tillbringa fritid tillsammans, och författarna argumenterar för att komplementär fritid utgör en viktig förklaring till detta fenomen.

Neimann (2008) använder i huvudsak samma modell som Blau (1998) och Blau och Riphahn (1999) och studerar också Tyskland. Hon introducerar dock, i motsats till de flesta andra studier på området, arbetslöshet som ett separat tillstånd, vid sidan av tillstånden arbetande och utanför arbetskraften. Detta gör analysen något mera komplex, men tycks också fånga upp nya och relativt betydelsefulla effekter. Neimann (2008) finner liksom tidigare studier en tendens bland makar att tillbringa fritid tillsammans. Om en av makarna är arbetslös istället för arbetande ökar emellertid sannolikheten att den andra går i pension

endast om denna har ett arbete.

An, Christensen och Gupta (1999) tillämpar en bivariat durationsmodell för att studera pensionsbeteendet bland makar i USA från 60 års ålder. Tre durationer, en för mannen, en för kvinnan och en ”gemensam”, Y^m , Y^f och Y^c , specificeras. Tiden fram till mannens pensionering antas ges av minimivärdet $\min(Y^m, Y^c)$ medan tiden fram till kvinnans pensionering antas ges av minimivärdet $\min(Y^f, Y^c)$. På detta sätt fångas ett beroende mellan makarnas beteende upp. En kontinuerlig durationsmodell med en proportionell hazard antas.⁷ Liksom andra studier finner An, Christensen och Gupta (1999) en stark tendens till gemensam pensionering. Båda makars pensionsbeslut tycks vara beroende av den andras hälsa och inkomst. Korseffekten av inkomst är inte symmetrisk mellan mannen och kvinnan, medan det inte går att förkasta hypotesen att korseffekten av hälsa är symmetrisk mellan mannen och kvinnan. Det sistnämnda resultatet står bl.a. i motsättning till Blau och Riphahn (1999) enligt ovan.

Maestas (2001) studerar betydelsen av de tre hypoteserna för att förklara gemensam pensionering genom att tillämpa en förhandlingsmodell på hushåll i USA, baserat på *the Health and Retirement Study* mellan 1992 och 1998. Såväl de båda makarnas inbördes förhandlingsstyrka som deras preferens för delad fritid undersöktes genom intervjufrågor. I omkring 60 % av hushållen är båda makars inflytande lika stort, medan mannens inflytande är störst i ungefär 30 % av hushållen. Maestas (2001) finner att komplementär fritid utgör den viktigaste förklaringen till gemensam pension och att denna effekt förstärks eller dämpas beroende på makarnas inbördes förhandlingsposition och beroende på vem av makarna som går i pension först.

⁷ Med proportionell hazard avses att hazardfunktionen kan skrivas $\theta(t, X) = \theta_0(t) \exp(\beta' X)$, där X är en vektor med förklarande variabler.

6. Data

6.1 Val av datamaterial

Datamaterialet är hämtat från Inkomst- och Förmögenhetsstatistiken mellan åren 1981 och 1998 från databasen *LINDA* (Longitudinell *INDIVID*DATA för Sverige). Materialet är således relativt aktuellt, vilket är av betydelse då kvinnornas arbetsmarknadsbeteende förändrats kraftigt över tiden. Att jag inte använder nyare data beror på att ett nytt pensionssystem trädde i kraft 1999 och individernas beteende därmed kan tänkas ha förändrats. Databasen inkluderar individer och deras familjemedlemmar - totalt ingår ca 3 % av befolkningen varje år. Jag begränsar datamaterialet till gifta par som delar hushåll.

Jag använder variablerna ålder, kön, utbildning, civilstånd, familjens sammanlagda förmögenhet, individens arbetsinkomst, pensionsinkomst, sjukpenning, hushållstillhörighet och län.

För enkelhets skull begränsar jag mig till att inkludera par där mannen är äldre än kvinnan. Därmed kommer samtliga kvinnor som uppnått lägsta pensionsålder att ha makar som uppnått lägsta pensionsålder. Denna begränsning görs även av An, Christensen och Gupta (1999).

Det finns olika sätt att definiera en individ som pensionerad. Palme och Svensson (2001, s. 32-33) studerar två alternativ. För det första att individens totala inkomst till minst 80 % procent utgörs av bl.a. allmän pension, tjänstepension, sjukpension, efterlevandepension, sjukpenning och arbetslöshetsersättning. För det andra att individens arbetsinkomst⁸ understiger ett basbelopp. Jag kommer att studera den första av dessa båda definitioner, men modifierar för enkelhets skull den till att summan av individens arbets- och pensionsinkomst till minst 80 % utgörs av pension. Detta kan också uttryckas som att pensionsinkomsten är minst fyra gånger så stor som arbetsinkomsten. Alla individer klassificeras som antingen arbetande eller icke-arbetande/pensionerade. Individer som saknar såväl arbets- som pensionsinkomst kommer sålunda att tillhöra den icke-arbetande/pensionerade kategorin. Denna uppdelning är i linje med bl.a. Palme och Svensson (2001) och Blau (1998), vilka enbart klassificerar individer som antingen pensionerade eller arbetande.

⁸ Arbetsinkomst definieras som summan av löneinkomst, sjukpenning, dagpenning vid utbildning, föräldrapenning samt ersättning för tjänstgöring vid totalförsvaret.

Det är troligt att individen uppnår en arbetsinkomst som är högre än en fjärdedel av pensionsinkomsten det år han eller hon pensioneras, såvida inte pensioneringen sker tidigt under året. Av denna anledning låter jag, i likhet med Palme och Svensson (2001, s. 34), pensionsåldern definieras som året innan detta villkor uppfylls. Jag väljer att studera par där mannen är född mellan 1922 och 1926 och kvinnan är mellan ett och tre år yngre än mannen. Därmed kommer endast par som befinner sig i möjlig pensioneringsålder ungefär samtidigt att inkluderas. För att exkludera individer som gifter om sig, kontrollerar jag att männen är gifta och sammanboende med samma kvinna såväl när mannen är 59 som 72 år gammal. Därmed exkluderas även familjer där någon av makarna avlider under denna tidsperiod. Jag inkluderar endast par där både mannen och kvinnan vid 60 års ålder har en arbetsinkomst som är mer än en fjärdedel av pensionsinkomsten, dvs. ej är pensionerade vid 59 års ålder (se diskussionen i föregående stycke). Eftersom jag vill använda arbetsinkomsten vid 59 års ålder som ett kovariat exkluderar jag det fåtal individer som saknar arbetsinkomst vid 59 års ålder. Detta ger ett datamaterial om 1571 par.

6.2 Undersökning av datamaterialet

Urvalsmedelvärden och urvalsstandardavvikelser av några av de finansiella variabler som har inhämtats ges i tabell 6.1. De flesta finansiella variabler i Inkomst- och Förmögenhetsstatistiken är under den aktuella perioden rapporterade i hundratals kronor. I tabellen nedan har jag emellertid låtit uttrycka samtliga variabler i kronor.

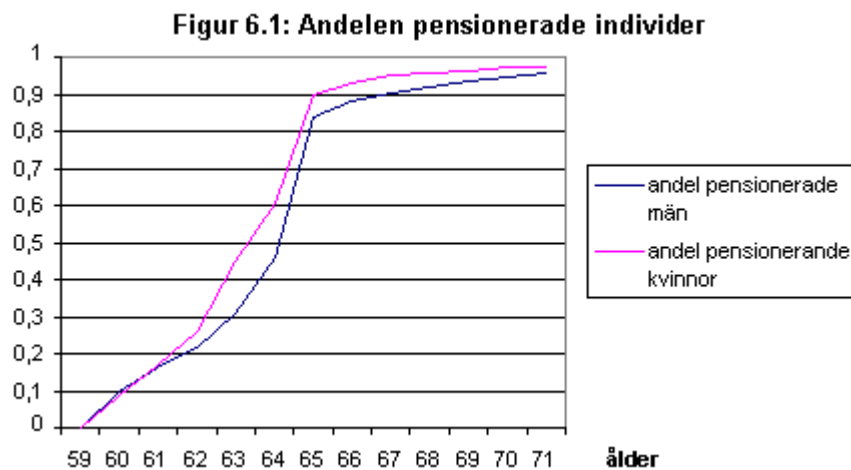
Tabell 6.1: Finansiella variabler

	medelvärde	standardavvikelse
familijs förmögenhet då kvinnan är 59 år	309 011	373 623
kvinnans arbetsinkomst vid 59 års ålder	71 387	38 943
mannens arbetsinkomst vid 59 års ålder	111 560	53 722
kvinnans sjukpenning vid 59 års ålder	4 310	11 328
mannens sjukpenning vid 59 års ålder	3 152	9 828
kvinnans pensionsinkomst vid 68 års ålder	88 471	46 994
mannens pensionsinkomst vid 68 års ålder	156 247	70 687

Att pensionsinkomsterna vid 68 års ålder är högre än arbetsinkomsterna vid 59 års ålder torde främst bero på den höga inflationen under 1980-talet; konsumentprisindex steg t.ex. med hela 87 % mellan 1982 och 1991. Notera också att kvinnornas sjukpenning var högre än mäns

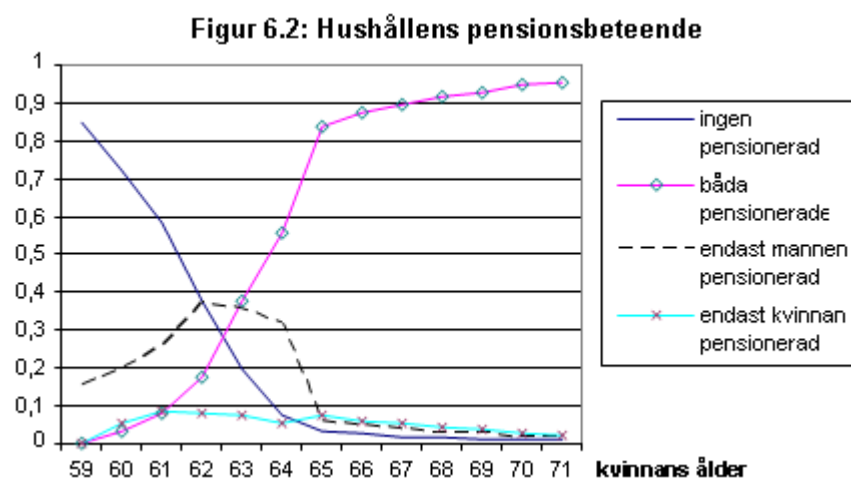
trots att männens arbetsinkomster var betydligt högre än kvinnornas.

Jag övergår nu till att studera individernas pensionsbeteende. Figur 6.1 visar antalet observerat pensionerade individer dividerat med det totala antalet observerade individer vid olika åldrar. Med pensionerad avses att pensionsinkomsten är minst fyra gånger så stor som arbetsinkomsten under det påföljande året.



Figurens principiella utseende är ungefär som förväntat. Kvinnorna är oftare pensionerade än männen (med undantag av 60-åringar, av någon anledning). Merparten av individerna tycks gå i pension mellan 60 och 65 års ålder, med en mycket stor tillströmning vid 65.

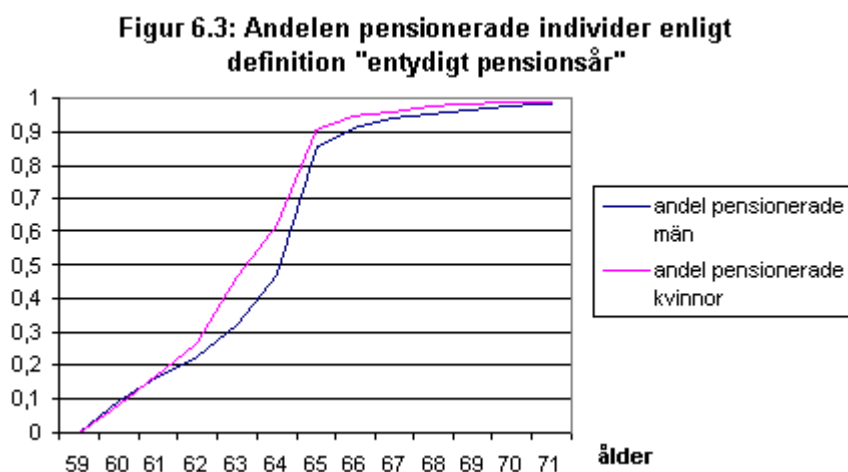
Därefter studeras hushållens gemensamma pensionsbeteende i figur 6.2. Eftersom mannens och kvinnans beteende i denna figur studeras gemensamt, måste en gemensam tidsdimension väljas – jag låter denna representeras av kvinnans ålder.



Den höga graden av pensionering bland män i tidigare åldrar i figuren förklaras av att

männen är äldre än kvinnorna. När kvinnan uppnått 69 års ålder förekommer det endast i en procent av fallen att båda makar fortfarande inte är pensionerade. En liten grupp individer är dock obenägra att lämna arbetskraften; när kvinnan uppnått 71 års ålder förekommer det i fem procent av fallen att båda makar ej är pensionerade.

Att individer kan återvända till arbetskraften är ett problem då jag vill utföra en durationsanalys med endast en händelse. Jag väljer därför att låta pensionstidpunkten definieras som den första tidpunkt efter 59 års ålder som individen lämnar arbetskraften, dvs. den första tidpunkt då individen observeras påbörja en period utan arbete. Detta är samma definition som i An, Christensen och Gupta (1999). Andelen individer i samplet som är pensionerade vid olika åldrar under denna definition ges i figur 6.3.



Resultatet visar sig snarlikt figur 6.1, men andelen pensionerade individer är naturligtvis något större i figur 6.3. Kvinnor har uppenbarligen en tendens till att gå i pension tidigare än män. Vid 63 och 64 års ålder har 14 respektive 15 procentenheter fler kvinnor än män lämnat arbetskraften. Vid högre åldrar blir skillnaden mindre. Skillnaden mellan mäns och kvinnors beteende i högre åldrar än 64 visar sig mindre i figur 6.3 än i figur 6.1. Detta förklaras av en större tendens bland män än bland kvinnor att återvända till arbetskraften efter pensionering.

Den definition av pensionsår som används i figur 6.3 kommer att användas fortsättningsvis i uppsatsen.

Eftersom kvinnorna är födda senare än männen observeras inte samtliga kvinnor i åldrarna 69-71. Andelen kvinnor som gått i pension vid 69 års ålder är därför endast beräknad baserat på kvinnor födda mellan 1923 och 1928; andelen kvinnor som gått i pension vid 70 års ålder är beräknat baserat på kvinnor födda mellan 1923 och 1927; andelen kvinnor som gått i pension vid 71 års ålder är beräknat baserat på kvinnor födda mellan 1924 och 1926.

Makars simultana pensionsålder ges i tabell 6.2, där rader svarar mot kvinnans pensionsålder och kolumner mot mannens. Det tal som återfinns exempelvis i rutan (61,62) anger hur stor andel paren utgör där kvinnan går i pension vid 61 års ålder och mannen vid 62 års ålder. Personer som går i pension senare än vid 67 års ålder har, eftersom dessa individer är relativt få, som synes samlats i en enda kategori.

Tabell 6.2: Simultan pensionsålder uttryckt i kvinnans och mannens ålder

k/m	60	61	62	63	64	65	66	67	68+	summa
60	0,011	0,011	0,006	0,013	0,013	0,024	0,004	0,001	0,003	0,086
61	0,011	0,009	0,010	0,013	0,013	0,025	0,001	0,001	0,003	0,087
62	0,011	0,008	0,007	0,009	0,014	0,038	0,003	0,001	0,003	0,094
63	0,018	0,015	0,018	0,017	0,036	0,075	0,010	0,003	0,006	0,197
64	0,014	0,010	0,007	0,014	0,027	0,059	0,011	0,005	0,008	0,154
65	0,023	0,013	0,011	0,020	0,040	0,131	0,018	0,014	0,018	0,288
66	0,004	0,002	0,001	0,004	0,005	0,013	0,004	0,002	0,005	0,039
67	0,001	0,001	0,000	0,001	0,001	0,005	0,001	0,001	0,005	0,015
68+	0,003	0,001	0,002	0,003	0,003	0,011	0,003	0,001	0,012	0,039
summa	0,096	0,069	0,062	0,094	0,151	0,382	0,055	0,029	0,062	1,000

Knappt 40 % av männen och knappt 30 % av kvinnorna går i pension vid 65 års ålder.

Tabell 6.2 ger ingen omedelbar uppfattning om i vilken utsträckning par väljer att gå i pension ungefär samtidigt eftersom åldersdifferensen mellan makarna ej framgår. Detta illustreras istället i tabell 6.3, där båda makars pensionstidpunkter är uttryckta i mannens ålder; dvs. ruta (61,62) anger hur stor andel paren utgör där kvinnan går i pension när mannen är 61 år och mannen går i pension när mannen är 62 år. Par som hamnar i rutor av typen (x,x) går alltså i pension samtidigt. Den genomsnittliga ålderskillnaden mellan makar är i mitt sample ungefär två år. I 33 % av familjerna är kvinnan ett år yngre än mannen, i 33 % av familjerna är hon två år yngre än mannen och i 34 % av familjerna är hon tre år yngre än mannen.

Tabell 6.3: Simultant pensionsår uttryckt i mannens ålder

k/m	60	61	62	63	64	65	66	67	68+	summa
61	0,004	0,006	0,002	0,002	0,004	0,005	0,003	0,001	0,001	0,029
62	0,009	0,008	0,005	0,008	0,006	0,014	0,000	0,001	0,002	0,052
63	0,009	0,004	0,010	0,015	0,015	0,029	0,002	0,001	0,003	0,088
64	0,014	0,012	0,010	0,015	0,024	0,041	0,003	0,001	0,003	0,123
65	0,011	0,010	0,010	0,012	0,024	0,069	0,006	0,003	0,007	0,151
66	0,016	0,016	0,010	0,018	0,033	0,098	0,018	0,004	0,010	0,222
67	0,019	0,008	0,008	0,013	0,024	0,058	0,011	0,013	0,009	0,163
68+	0,014	0,005	0,006	0,010	0,022	0,067	0,011	0,007	0,027	0,171
summa	0,096	0,069	0,062	0,094	0,151	0,382	0,055	0,029	0,062	1,000

Det är vanligt att båda makar går i pension då mannen är 65 år; detta inträffar i ca 7 % av fallen. Det är dock ännu vanligare att kvinnan går i pension ett år senare, dvs. mannen vid 65 års ålder och kvinnan när mannen är 66 år; detta inträffar i ca 10 % av fallen. Pga. åldersdifferensen mellan makarna i samplet och eftersom även kvinnor tenderar att gå i pension vid 65 års ålder, är det rimligt att rutorna (66,65), (67,65) samt (68+,65), där den första koordinaten svarar mot raden och den andra mot kolumnen, har höga värden. Värdet i rutan (66,65) är dock påfallande högt, vilket indikerar en tendens bland kvinnor att gå i pension kort efter att mannen pensionerats.

6.3 Konstruktion och användning av variabler

Variabeln för utbildning sätts konventionellt till värdena i tabell 6.4 nedan, baserat på den s.k. SUN-koden från Inkomst- och Förmögenhetsstatistiken 1992.⁹ Även andelen kvinnor och män i de olika kategorierna rapporteras i tabell 6.4. Orsaken till att det är relevant att inkludera utbildning i analysen är att det kan finnas ett samband mellan individens utbildningsnivå och preferenser samt ett samband mellan utbildningsnivå och hur fysiskt och psykiskt påfrestande arbetet är, vilket torde påverka pensionsbeslutet. Vidare är det troligt att skattningen av utbildningsvariabelns effekt även fångar upp inkomsteffekter.

⁹ För 20 individer fanns ingen utbildningsnivå rapporterad. Jag valde att sätta dessas utbildningsvariabel till 9 då de var kvinnor och till 10 då de var män, eftersom detta var medelvärdet av utbildningsvariabeln för de kvinnor respektive män vars utbildningsnivå rapporterades.

Tabell 6.4: Variabeln utbildning

Högsta uppnådda utbildningsnivå	Värde	Andel av kvinnorna	Andel av männen
mindre än 9 års förgymnasial utbildning	7	0,488	0,468
9 (10) års förgymnasial utbildning eller motsvarande	9	0,087	0,032
-	10	ej konstruerad	0,008
högst 2-årig gymnasial utbildning	11	0,281	0,182
gymnasial utbildning längre än 2 år	12	0,033	0,160
eftergymnasial utbildning kortare än 3 år	14	0,047	0,064
eftergymnasial utbildning 3 år eller längre	16	0,063	0,079
forskarutbildning	20	0,001	0,007

Knappt hälften av såväl männen som kvinnorna i de studerade åldersgrupperna hade uppenbarligen endast folkskoleutbildning. Omkring 30 % av både männen och kvinnorna hade gymnasieutbildning, vilken i kvinnornas fall sällan var längre än 2-årig.

De variabler som kommer att inkluderas i durationsanalysen är båda makarnas utbildningsvariabler, dummyvariabler för kvinnans länstillhörighet vid 59 års ålder (ett län, Stockholms, exkluderas för att inte perfekt multikolinearitets ska uppstå), båda makars sjukpenning vid 59 års ålder dividerat med deras arbetsinkomst vid 59 års ålder, inversen av kvinnans reala arbetsinkomst vid 59 års ålder¹⁰, familjens förmögenhet då kvinnan är 59 år dividerat med hennes arbetsinkomst vid 59 års ålder, kvoten mellan makarnas arbetsinkomster vid 59 års ålder multiplicerat med makens återstående antal arbetsår¹¹ (noll om maken redan gått i pension), dummyvariabler för kvinnans ålder (65 års ålder exkluderas för att inte perfekt multikolinearitets skulle uppstå) samt en dummyvariabel som indikerar huruvida maken arbetar eller gått i pension (dvs. gick i pension senast det aktuella året). De tre sistnämnda variablerna är tidsvarierande. För en motivering till varför de finansiella variablerna inkluderas på detta sätt, se diskussionen i teoriavsnittet, speciellt uttryck (3.9) för kvinnans arbetsutbud i den chauvinistiska modellen. Dummyvariabeln för huruvida maken gått i pension eller ej motiveras med att kvinnan kan förmodas bli mer (eller eventuellt mindre) benägen att gå i pension om hennes man slutat arbeta. Detta kan vara ett

¹⁰ Med real arbetsinkomst avses inflationsjusterad arbetsinkomst enligt konsumentprisindex. Som basår har 1980 använts.

¹¹ I en liten grupp familjer hade maken ännu inte gått i pension då kvinnan var 68. I dessa fall antogs att maken gick i pension då kvinnan var 70.

resultat av en preferens för delad fritid, men även korrelerade preferenser kan komma att fångas upp av den skattade effekten av denna variabel.

7. Resultat

7.1 Beroendetest

Hurd (1989, beräkning baserad på hans tabell 8) finner att sannolikheten att båda makar går i pension samma år givet att mannen är 1-3 år äldre än kvinnan är 25 %.¹² I mitt datamaterial konstateras motsvarande sannolikheter uppgå till 16 %. Det tycks alltså finnas en betydligt större benägenhet bland par i USA att gå i pension gemensamt än bland par i Sverige. Skillnaden mellan USA och Sverige är statistiskt signifikant på t.ex. 5 % -nivån.¹³

Resultaten är i och för sig inte helt jämförbara. Hurd (1989) använder inte exakt samma definition av pension, även individer yngre än 60 år är inkluderade och hans datamaterial är något äldre än mitt. Skillnaden är trots detta mycket påfallande.

I tabellen i appendix 1 ges kvinnans sannolikhet att gå i pension vid olika åldrar (uttryckt i mannens ålder) givet mannens pensionsålder med min definition. Värdena längs, och kring, (x,x)-diagonalen är höga, vilket tyder på en tendens till gemensam pension. Oavsett mannens pensionsår tycks det dock finnas en mycket stark benägenhet bland kvinnorna att gå i pension vid 65 års ålder, dvs. då mannen är 66-68 år.¹⁴ Speciellt i de fall där mannen går i pension vid 67 års ålder är sannolikheten att kvinnan går i pension samma år mycket hög, hela 43,5 %, vilket förklaras av att tendensen till gemensam pensionering och benägenheten hos kvinnan att gå i pension vid 65 års ålder drar åt samma håll i detta fall.

För att statistiskt testa om det finns något samband mellan makars pensionstidpunkt använder jag ett χ^2 -test. Under nollhypotesen, som innebär att det inte finns något beroende mellan makarnas pensionstidpunkt, är sannolikheten för exempelvis utfallet (62,64) lika med

¹² Även sannolikheten att båda makar går i pension samma år obetingat makarnas åldersdifferens konstateras till 25 % (Hurd, 1989, tabell 1).

¹³ Antalet par där båda makarna går i pension samma år kan anses binomialfördelat om olika par agerar oberoende av varandra och samplet är relativt litet i förhållande till populationen. Differensen mellan andelen par som går i pension samma år i min och i Hurds (1989) studie kan därmed approximeras med en normalfördelning, vilken under nollhypotesen att sannolikheten att gå i pension samma år är lika i båda länderna har medelvärde noll och standardfel $\sqrt{(x_1 + x_2)(n_1 + n_2 - x_1 - x_2)(1/n_1 + 1/n_2)/(n_1 + n_2)}$, där x betecknar antalet par som går i pension samtidigt och n betecknar det totala antalet par i respektive studie. Se Blom och Holmquist, 1998, s. 134-136, för en närmare diskussion av detta test. Min, under nollhypotesen N(0,1)-fördelade, teststatistika beräknades till 6,3. Nollhypotesen kunde förkastas på 0,0001-nivån.

¹⁴ Kom ihåg att åldersdifferensen mellan makar i samplet är 1-3 år.

sannolikheten att kvinnan går i pension då mannen är 62 år multiplicerat med sannolikheten att mannen går i pension då han är 64 år. Jag använder således skattade marginella fördelningar av det slag som ges längst ned och längst till höger i tabell 6.3, men slår ihop åldersgrupperna 60 och 61; 63 och 64 samt 66 och 67 eftersom antalet celler med färre observationer än 5 bör utgöra mindre än 10 % av det totala antalet celler under nollhypotesen för att χ^2 -approximationen ska vara acceptabel. Tabell 7.1 ger sannolikheterna under nollhypotesen.

Tabell 7.1: Sannolikheter om oberoende beslut, uttryckta i mannens ålder

k/m	60-61	62	63-64	65	66-67	68+	summa
61	0,005	0,002	0,007	0,011	0,002	0,002	0,029
62	0,009	0,003	0,013	0,020	0,004	0,003	0,052
63-64	0,035	0,013	0,052	0,081	0,018	0,013	0,212
65	0,025	0,009	0,037	0,058	0,013	0,009	0,151
66-67	0,063	0,024	0,094	0,147	0,032	0,024	0,385
68+	0,028	0,011	0,042	0,065	0,014	0,011	0,171
summa	0,165	0,062	0,245	0,382	0,084	0,062	1,000

Teststorheten ges av

$$Q = \sum_{i,j} \frac{(z_{ij} - np_{ij})^2}{np_{ij}}. \quad (7.1)$$

Vi summerar över samtliga ålderskategorier (enligt indelningen i tabell 7.1), där i betecknar kvinnans ålderskategori och j mannens. z är antalet faktiska observationer, p är sannolikheterna under nollhypotesen och n är lika med det totala antalet observationer, dvs. 1571. Under nollhypotesen gäller att

$$Q \sim \chi^2(i * j - i - j - 1) = \chi^2(23), \quad (7.2)$$

och H_0 förkastas på 5 % -nivån om summan i uttryck (7.2) överstiger 35. Teststorheten beräknas till 161 och därför förkastas nollhypotesen om oberoende.¹⁵ Detta resultat säger dock ingenting om hur beroendet ser ut eller varför det uppkommit.

¹⁵ Nollhypotesen kan även förkastas på 0,0001-nivån.

För att få en uppfattning om hur beroendet mellan makarnas pensionsår ser ut kan vi bilda storheten

$$Q_{ij} = \frac{z_{ij} - np_{ij}}{\sqrt{np_{ij}}} \quad \forall i, j, \quad (7.3)$$

där z är observationer och p är sannolikheter vid oberoende, vilka beräknas från de skattade marginella fördelningarna i tabell 6.3. Resultatet från uträkningarna av (7.3) ges i tabell 7.2. Ett stort positivt värde på (7.3) indikerar ett starkt positivt beroende mellan makarnas pensionstidpunkt eftersom fler observationer då gjorts än vad man skulle förvänta sig under nollhypotesen, medan ett stort negativt värde indikerar ett starkt negativt beroende eftersom färre observationer då gjorts än man skulle förvänta sig under nollhypotesen. Ett stort värde på (7.3), såväl positivt som negativt, bidrar till att teststorheten (7.1) blir stor.

Tabell 7.2: Indikatorer på beroende mellan pensionstidpunkter, uttryckta i mannens ålder

k/m	60	61	62	63	64	65	66	67	68+
61	0,805	3,927	0,133	-0,590	0,070	-2,216	1,616	-0,277	-0,482
62	2,179	2,680	1,305	1,923	-0,971	-1,665	-2,119	-0,904	-0,935
63	0,175	-0,827	2,532	2,771	0,641	-0,973	-1,671	-1,522	-1,247
64	0,777	1,551	1,162	1,372	1,404	-1,056	-1,725	-1,544	-2,329
65	-1,001	-0,320	0,357	-0,674	0,183	1,838	-1,103	-1,116	-0,984
66	-1,475	0,206	-1,411	-0,815	-0,120	1,794	2,035	-1,320	-1,237
67	1,087	-1,335	-0,706	-0,604	-0,286	-0,685	1,065	4,567	-0,493
68+	-0,758	-2,440	-1,622	-1,828	-0,901	0,322	0,853	1,113	6,401

Det mest uppenbara i denna tabell är att värdena längs (x,x)-diagonalen är positiva och ofta mycket stora. Det finns alltså en benägenhet till gemensam pension. Det finns även en tendens bland kvinnor att gå i pension något senare än maken. Det finns också en mycket stark tendens till att båda makar går i pension vid en senare tidpunkt än när mannen är 67 år gammal eller att båda går i pension precis då mannen är 67. I de fall mannen går i pension före 65 års ålder finns det även en tendens bland deras makar att gå i pension ett år tidigare.

Vi kan dock inte säga något säkert om orsaken till det beteende som tabell 7.2 indikerar. Om det finns en preferens för delad fritid kommer värdena längs (x,x)-diagonalen

att bli stora, men dessa blir även stora om män som gärna går i pension vid 64 års ålder ofta gifter sig med kvinnor som gärna går i pension vid 61-63 års ålder; män som gärna går i pension vid 65 års ålder ofta gifter sig med kvinnor som gärna går i pension vid 62-64 års ålder osv. Måhända förefaller dock en preferens för delad fritid som en troligare förklaring till höga värden längs (x,x)-diagonalen.

I tabell 7.3 ges indikatorer på beroende uttryckta i kvinnans och mannens ålder.

Liksom till tabell 7.2 användes uttryck (7.3) vid beräkningen, men nu följer indelningen av par tabell 6.2 istället för tabell 6.3. Om makarnas preferenser tenderar att sammanfalla så att båda makar till exempel har en preferens för att gå i pension vid 65 års ålder, kommer värdet i rutan (65,65) att bli stort. Delad fritid kan dock även vara en förklaring till ett sådant resultat om kvinnor överväger sitt pensionsbeslut i 1-3 år efter makens pensionering innan de bestämmer sig för att gå i pension.

Tabell 7.3: Indikatorer på beroende, uttryckta i kvinnans och mannens ålder¹⁶

k/m	60	61	62	63	64	65	66	67	68+
60	1,117	2,862	0,577	2,073	0,121	-2,028	-0,511	-0,982	-1,524
61	1,332	1,493	2,249	2,285	0,054	-1,704	-2,008	-1,504	-1,213
62	1,001	0,572	0,616	0,041	-0,089	0,462	-1,441	-1,121	-1,393
63	-0,312	0,381	2,271	-0,356	1,343	-0,001	-0,466	-1,678	-2,340
64	-0,261	-0,401	-1,020	-0,135	0,882	0,060	1,031	0,343	-0,797
65	-1,143	-1,817	-2,074	-1,749	-0,679	2,508	0,844	2,399	-0,049
66	0,017	-0,611	-1,445	0,498	-0,454	-0,756	1,415	0,879	2,101
67	-0,860	-0,506	-1,217	-0,831	-1,382	-0,385	0,599	1,548	5,315
68+	-0,356	-1,559	-0,395	-0,715	-1,724	-1,097	0,909	0,160	7,789

Värdena längs (x,x)-diagonalen är ofta relativt stora och är positiva i alla utom ett fall, vilket kan tyda på att makar har en tendens till liknande preferenser. Denna effekt tycks dock inte vara lika stark som den som noterades i tabell 7.2.

¹⁶ Även ett χ^2 -test baserat på pensionsåldrar uttryckta i kvinnans och mannens åldrar (istället för, som tidigare, uttryckta i mannens ålder) gav att vi kunde förkasta hypotesen om oberoende mellan makarnas pensionstidpunkter på 0,0001-nivån. Återigen, detta resultat säger oss ingenting om hur beroendet mellan makarnas pensionstidpunkter ser ut eller dess bestämningsfaktorer.

För att kvantitativt modellera sambandet mellan makars pensionstidpunkter använder jag nu durationsanalys. Jag tillämpar denna på kvinnans pensionsålder med ett kovariat som indikerar huruvida maken är pensionerad. Detta är särskilt rimligt om vi antar den chauvinistiska modellen.¹⁷ Jag börjar dock med att studera kvinnors utflöde till pension utan kovariatens inverkan.

7.2 Icke-parametrisk durationsanalys

Skattningar av överlevnadsfunktionen ges i tabell 7.4 och skattningar av hazardfunktionen ges i tabell 7.5. Kvinnor för vilka någon pensionsålder ej observeras har censurerats.

Tabell 7.4: Skattning av överlevnadsfunktionen

	Skattning av överlevnadsfunktion	95%		
		Standardfel	konfidensintervall	
60	0,9141	0,0071	0,8991	0,9269
61	0,8269	0,0095	0,8072	0,8447
62	0,7327	0,0112	0,7100	0,7538
63	0,5360	0,0126	0,5110	0,5603
64	0,3819	0,0123	0,3579	0,4059
65	0,0936	0,0073	0,0798	0,1086
66	0,0541	0,0057	0,0437	0,0661
67	0,0388	0,0049	0,0301	0,0492
68	0,0255	0,0040	0,0185	0,0341
69	0,0189	0,0035	0,0130	0,0266
70	0,0129	0,0030	0,0080	0,0199
71	0,0089	0,0027	0,0048	0,0155

Tabell 7.4 ger i princip samma information som kurvan över kvinnors pensionsålder i figur 6.3. Det mest intressanta som tillkommit i tabellen är ett konfidensintervall för

¹⁷ Om mannens pensionsålder istället är endogen riskerar skattningarna att bli snedvridna.

överlevnadsfunktionen. Vi kan också konstatera att medianen av pensioneringstidpunkten är 64 års ålder.

Tabell 7.5 ger skattningen av hazardfunktionen och ett konfidensintervall för detta.¹⁸ Föga förvånande tycks flödet till pension stiga för varje år fram till 65, för att vid denna ålder anta ett mycket stort värde. Även vid 66 års ålder är utflödet stort. Individer som arbetar och är äldre än 66 år tycks dock mindre benägna att lämna sina arbeten; hazardfunktionen för dessa kretsar kring 0,30, men standardfelet är stort och osäkerheten i skattningarna därför stor.

Tabell 7.5: Skattning av hazardfunktionen

	Skattning av		95%	
	hazardfunktion	Standardfel	konfidensintervall	
60	0,0859	0,0074	0,0720	0,1010
61	0,0954	0,0082	0,0801	0,1120
62	0,1139	0,0094	0,0963	0,1330
63	0,2685	0,0153	0,2394	0,2992
64	0,2874	0,0185	0,2523	0,3247
65	0,7550	0,0355	0,6871	0,8261
66	0,4218	0,0536	0,3234	0,5330
67	0,2824	0,0576	0,1809	0,4060
68	0,3443	0,0751	0,2131	0,5064
69	0,2564	0,0811	0,1230	0,4381
70	0,3182	0,1203	0,1279	0,5936
71	0,3077	0,1538	0,0838	0,6744

Att utflödet till pension är 0,76, vilket det är vid 65 års ålder, innebär att oddset är ungefär 3. På motsvarande sätt är oddset ca 0,10 vid 60 års ålder och ca 0,37 vid 63 års ålder.

¹⁸ Den icke-parametriska skattningen av hazardfunktionen plottas i figur 7.1, s. 37.

7.3 Parametrisk durationsanalys

Nu övergår jag till att skatta kovariatens inverkan på kvinnans flöde ut till pension. Männerna är upp till tre år äldre än kvinnorna och vissa män (de som är födda 1926) arbetsmarknadstillstånd observeras ej senare än vid 71 års ålder. Eftersom jag vill använda männens arbetsmarknadstillstånd som kovariat högercensurerar jag kvinnor som ej gått i pension vid 68 års ålder, eftersom dessa riskerar att ha en make som ej observeras. Denna grupp kvinnor är dessutom mycket liten, varför det är av begränsad relevans att studera dessa. Skattningarna i tabell 7.3 och 7.4 är under denna begränsning oförändrade, bortsett från att åldersgrupperna efter 68 faller bort.

Jag tillämpar nu den logistiska durationsmodellen. I tabell 7.6 rapporteras parameterskattningarna. Notera att samtliga ekonomiska variabler är mätta i 100-tal kronor. Länstillhörighet inkluderades endast för att kontrollera för denna effekt och redovisas därför ej nedan (Blekinge och Älvsborgs län hade en signifikant positiv effekt, medan övriga län saknade signifikant effekt skild från referenslänet Stockholms län). Egen utbildning, makens utbildning, inversen av kvinnans egen reala arbetsinkomst, kvoten mellan arbetsinkomsterna multiplicerat med makens kvarvarande antal arbetsår, förmögenheten dividerad med den egna reallönen samt makens hälsovariabel saknade statistisk signifikans på 5 % -nivån. Däremot hade kvinnans egen hälsa signifikant betydelse, alla åldrar skilde sig signifikant från referensåldern 65 år och det hade en signifikant effekt om maken var pensionerad. En förklaringsgrad om 0,2199 konstaterades.

Tabell 7.6: Parameterskattningar under logit-modellen^{19 20}

	Parameter- skattning	Standard- fel	z	P> z	95 % konfidensintervall
Utbildningsår	-0,0087191	0,0144739	-0,60	0,547	-0,0370875 0,0196493
Makes utbildningsår	-0,0247641	0,0129372	-1,91	0,056	-0,0501205 0,0005923

¹⁹ Skattning med cloglog-modellen ger ett snarlikt resultat. Exakt samma parametrar är under denna statistiskt signifikanta, bortsett från att nu också Norrbottens län får en signifikant och positiv effekt.

²⁰ I appendix 3 ges parameterskattningar under logit-modellen då dummyvariabeln för makens pensionering exkluderats.

Invers real arbetsinkomst	0,4481927	0,6688923	0,67	0,503	-0,8628122	1,759198
Arbetsinkomstkvot gångar makes återstående antal arbetsår	0,0013181	0,0008117	1,62	0,104	-0,0002729	0,002909
Förmögenhet dividerat med arbetsinkomst	-0,0005761	0,0007554	-0,76	0,446	-0,0020567	0,0009045
Sjukpenning dividerat med arbetsinkomst	3,198636	0,2505187	12,77	0,000	2,707629	3,689644
Makes sjukpen- ning dividerat med arbetsinkomst	-0,4058945	0,3134202	-1,30	0,195	-1,020187	0,2083978
Dummy 60 år	-3,303176	0,1445023	-22,86	0,000	-3,586395	-3,019956
Dummy 61 år	-3,143851	0,1385687	-22,69	0,000	-3,415441	-2,872262
Dummy 62 år	-3,07064	0,1333498	-23,03	0,000	-3,332	-2,809279
Dummy 63 år	-2,106719	0,1190437	-17,70	0,000	-2,340041	-1,873398
Dummy 64 år	-2,111368	0,1244704	-16,96	0,000	-2,355326	-1,867411
Dummy 66 år	-1,354452	0,1963551	-6,90	0,000	-1,739301	-0,9696035
Dummy 67 år	-2,027453	0,2635883	-7,69	0,000	-2,544076	-1,510829
Dummy 68 år	-1,775558	0,2917307	-6,09	0,000	-2,34734	-1,203776
Dummy make pensionerad	0,9509499	0,0831786	11,43	0,000	0,787923	1,113977
Konstant	0,5254739	0,2055818	2,56	0,011	0,1225409	0,9284069

Det är intressant att notera att inga finansiella variabler visade sig signifikanta på

pensionsbeslutet, inte ens den egna inkomsten. De flesta andra studier finner en signifikant men förvisso svag effekt av arbetsinkomsten; inkomst- och substitutionseffekterna tar i stor utsträckning ut varandra.

Jag har dock inte inkluderat pensionens storlek i analysen, vilken kan tänkas vara av betydande relevans. Pensionsbeloppet är troligen korrelerat med en del av variablerna ovan, särskilt med arbetsinkomsten, vars skattade inverkan därmed torde vara snedvriden. Sannolikt är arbetsinkomsten av ännu mindre betydelse än i ovanstående tabell om pensionsinkomst hade inkluderats, eftersom den skattade effekten av arbetsinkomsten delvis bör fånga upp effekten av pensionens storlek då denna exkluderas.

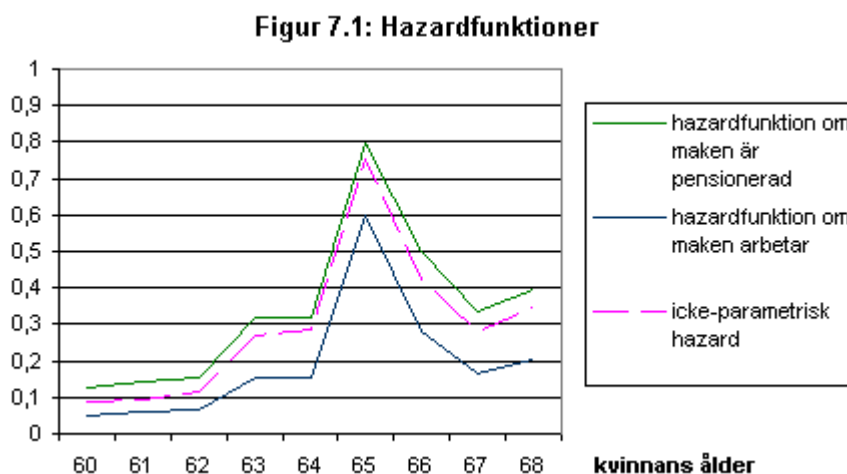
Egen hälsa tycks vara av betydelse för kvinnans pensionsbeslut, vilket knappast är förvånande. Vi kan genom att beräkna exponentialfunktionen av parameterskattningarna (samt beräkna percentiler ur datamaterialet med avseende på hälsovariabeln) konstatera att oddset för att gå i pension t.ex. är ca 2,77 gånger högre för kvinnan vid den 99:e percentilen än för den friskaste kvinnan (vilken saknade sjukpenning). Å andra sidan är oddset för att gå i pension endast ca 2 % högre för mediankvinnan (med avseende på sjukvariabeln) jämfört med den friskaste kvinnan.

I motsats till kvinnans egen hälsa, har makens hälsa ingen signifikant betydelse, vilket står i motsättning till vad studier i andra länder funnit. Frånvaro av korshälsoeffekter kan tänkas vara ett resultat av den svenska offentliga sektorns internationellt sett generösa åtaganden; kvinnor har varken anledning att gå i pension i förtid för att ta hand om en sjuk make eller att arbeta mer för att finansiera vård åt maken.

Effekten på kvinnans pensionsbeslut av att ha en pensionerad make är signifikant men av mindre betydelse än kvinnans ålder jämfört med att vara 65 år. Man kan konstatera att oddset för att gå i pension t.ex. ökar med en faktor ca 2,59 om maken är pensionerad jämfört med om han fortfarande arbetar. Oddset för att gå i pension vid 60 års ålder är vidare ca 0,037 av oddset att gå i pension vid 65, dvs. ca 1/27-del.

I centrum för durationsanalysen står hazardfunktioner och inte oddskvoter. Oddskvoter är vidare inte lika lätta att intuitivt tolka som hazarder. Av denna anledning uppritas hazardfunktioner för pensionsbeslutet nedan, baserat på logit-skattningarna i tabell 7.6. Kvinnans ålder utgör den horisontella axeln. Länstillhörigheten har valts till Stockholms län och övriga variabler i tabell 7.6, bortsett från dummyvariabeln för makens pensionering, har satts till sina urvalsmedelvärden. Tre kurvor har utritats – en illustrerar hazardfunktionen om maken är pensionerad och en illustrerar hazardfunktionen om maken arbetar. När maken går i pension ”byter” alltså kvinnan kurva från den understa till den översta i figuren. Den

mittersta kurvan illustrerar den icke-parametriska hazarden från tabell 7.5.



Ett motsvarande diagram genererades även under cloglog-modellen och återfinns i appendix 2. Skillnaden mellan dessa båda figurer är i de flesta punkter mycket liten – mindre än en procentenhet. Den främsta skillnaden inträffar vid 65 års ålder om maken arbetar; kurvan i figur 7.1 uppnår i denna punkt ett 8 procentenheter större värde än kurvan i appendix 2.

Från och med att kvinnan är 63 år gammal (och under förutsättning att hon ännu inte gått i pension), har hennes make i en majoritet av fallen gått i pension. Detta förklarar varför de två översta kurvorna ligger nära varandra från och med denna ålder. Sannolikheten att maken gått i pension givet att kvinnan fortfarande arbetar ökar från 16 % då kvinnan är 59 år till 81 % då kvinnan är 64 år. Från och med att kvinnan är 65 år faller denna sannolikhet tillbaka något och kretsar kring 66-67 % fram till 68 års ålder.

Notera också att hazardfunktionerna endast skattats för heltal på x-axeln, men förbundits med en linje för att åstadkomma bättre överblickbarhet. Detta förklarar det måhända besynnerliga utseendet i intervallet mellan 64 och 65 års ålder, där de båda övre kurvorna nästan sammanfaller. Det är troligt att avståndet mellan de två översta hazardfunktionerna mellan 64 och 65 års ålder blivit mindre om skattningar inom detta intervall hade gjorts.

Det finns uppenbarligen en stark tendens till att kvinnor med pensionerade makar går i pension i större utsträckning än kvinnor med arbetande makar, cet. par., enligt beräkningarna till figur 7.1. Vid de flesta åldrar, 65 år undantaget, är sannolikheten att en arbetande kvinna med en pensionerad make går i pension ungefär dubbelt så stor som

sannolikheten att en arbetande kvinna med en arbetande make går i pension. Detta gäller oberoende av huruvida logit- eller cloglog-modellen används, vilket ger resultatet en robusthet.

Genom att kombinera uttryck (4.1) och (4.2) för att räkna fram en skattad överlevnadsfunktion utifrån de parametriska skattningarna av hazardfunktionerna, kan skattade medianvärden för kvinnans pensionsålder beräknas. Om maken går i pension när kvinnan är 61 år eller yngre, visar sig medianvärdet av kvinnans pensionsålder vara 63 år. Om maken istället går i pension när kvinnan är 62, 63 eller 64 år, är medianvärdet av kvinnans pensionsålder 64 år, och om maken går i pension när kvinnan är 65 år eller äldre, är medianvärdet av kvinnans pensionsålder 65 år. Resultatet är oförändrat om cloglog-modellen tillämpas istället för logit-modellen.

8. Slutsatser

Jag finner ett starkt beroende mellan makars pensionstidpunkt i Sverige. Kvinnorna går oftare i pension samma år som sin make (eller något senare), än vad som hade varit fallet om makarnas pensionsbeslut skett oberoende av varandra. Om mannen går i pension senare än vid 67 års ålder tenderar kvinnan att också gå i pension då mannen är äldre än 67 år.²¹

Beroendet mellan makars pensionsbeslut i Sverige tycks dock vara mindre än i t.ex. USA. I USA gick vart fjärde par i pension samma år enligt Hurd (1989), medan endast 16 % av makarna i mitt sample gick i pension samma år.

Den icke-parametriska durationsanalysen gav att kvinnors hazard för att gå i pension kraftigt stiger från ca 9 % vid 60 års ålder till hela 76 % vid 65 års ålder. Vid 66 års ålder antar den värdet 42 % och efter 66 års ålder planar den ut kring 30 %. Kvinnornas medianpensionsålder är i samplet 64 år.

De flesta variabler, däribland samtliga finansiella variabler samt makens hälsa, visade sig icke-signifikanta på kvinnans pensionsbeslut. Kvinnans egen hälsa, ålder samt makens arbetskraftsdeltagande hade däremot signifikant betydelse. Oddset för kvinnans pensionering ökar med en faktor ca 2,6 då maken går i pension, vilket för de flesta åldrar innebär ungefär en dubbling av hazarden.

Tre möjliga förklaringar till en benägenhet till gemensam pension har diskuterats: gemensamma finansiella variabler; korrelerade preferenser samt en preferens för delad fritid. Som konstaterats kunde någon betydelse av finansiella variabler ej påvisas. Mina undersökningar av beroendet mellan makarnas pensionstidpunkt i tabell 7.2 och 7.3 antyder att en preferens för delad fritid utgör den viktigaste förklaringen till beteendet.

Mer forskning behövs för att utreda orsakerna till benägenheten till gemensam pensionering i Sverige. Fler finansiella variabler behöver inkluderas och preferensen för gemensam fritid måste modelleras. Det torde även vara av värde att definiera fler tillstånd som individerna kan befinna sig i, t.ex. delpension, sjukpension eller arbetslöshet, samt tillåta återinträde på arbetsmarknaden. En mer generell studie bör även inkludera par där kvinnan är äldre än mannen eller där mannen är mer än tre år äldre än kvinnan.

²¹ Denna diskussion är baserad på tabell 7.2.

9. Referenser

An, M.Y., B.J. Christensen, och N.D. Gupta (1999), "A Bivariate Duration Model of the Joint Retirement Decision of Married Couples", Paper number 99-10, Centre for Labour Market and Social Research, Århus, Danmark.

Blau, D (1998), "Labor Force Dynamics of Older Married Couples", *Journal of Labor Economics*, vol. 16, nr. 3, s. 595 – 629.

Blau, D. och R. Riphahn (1999), "Labor Force Transitions of Older Married Couples in Germany", *Labour Economics*, vol. 6, nr. 2, s. 229-251.

Blom, G. och B. Holmquist (1998), *Statistikteori med tillämpningar*, Studentlitteratur, Lund.

Bosworth, D., P. Dawkins och T. Stromback (1996), *The Economics of the Labour Market*, Addison Wesley Longman Limited, Harlow, England.

Cohen, M., S. Rea och R. Lerman (1970), "A Micro Model of Labor Supply", BLS Staff Paper, US Government Printing Office, Washington, D.C.

Green, H.A.J. (1971), *Consumer Theory*, Penguin, Harmondsworth, England.

Hausman, J och D. Wise (1985), "Social Security, Health Status and Retirement", i *Pensions, Social Security, and Individual Choice*, Wise, D., ed., University of Chicago Press, Chicago.

Hurd, M. (1989), "The joint retirement decision of husbands and wives", Working Paper number 2803, NBER.

Jaumotte, F. (2003), "Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinants in OECD Countries", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 376, OECD Publishing.

Jenkins, S.P. (2005), "Survival Analysis", Lecture notes, module 'EC968. Part II:

Introduction to the analysis of spell duration data', Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, England.

Johnston, G. (2003), "Women's participation in the labour force", Working Paper 05/06, New Zealand Treasury, Nya Zeeland.

Kiefer, N. (1988), "Econometric Duration Data and Hazard Functions", *Journal of Economic Literature*, vol. 26, nr. 2, s. 646-680.

Killingsworth, M. (1983), *Labor Supply*, Cambridge University Press, Cambridge, MA.

Lundberg, S. och A. Pollak (1996), "Bargaining and Distribution in Marriage", *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, nr. 4, s. 139-158.

Maestas, N. (2001), "Labor, Love & Leisure: Complementarity and the Timing of Retirement by Working Couples", mimeo, Department of Economics, Berkeley, USA.

Neimann, S. (2008), "Spousal Impact on Labor Force Behavior: New Evidence for Older Married Couples in Germany", Paper, Ruhr Graduate School in Economics, TU Dortmund University, Dortmund, Tyskland.

Palme, M. och I. Svensson (2001), "Income Security Programs and Retirement in Sweden", SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance No. 422, Stockholm School of Economics, Stockholm.

Parsons, D.O. (1991), "Male Retirement Behavior in the United States 1930-1950", *The Journal of Economic History*, vol. 51, nr. 3, s. 657-674.

Renaud, P.S.A. och J.J. Siegers (1984), "Income and Substitution Effects in Family Labour Supply", *De Economist*, vol. 132, nr. 3, s. 350-367.

Tanner, S. (1998), "The Dynamics of Male Retirement Behaviour", *Fiscal Studies*, vol. 19, nr. 2, s. 175-196.

Wadensjö, E. (1996), "Leaving the Labour Market Early – A Comparison", i Wadensjö, E. (red.), *The Nordic Labour Markets in the 1990's. Part 2*, Elsevier Science B.V., Amsterdam, Nederländerna.

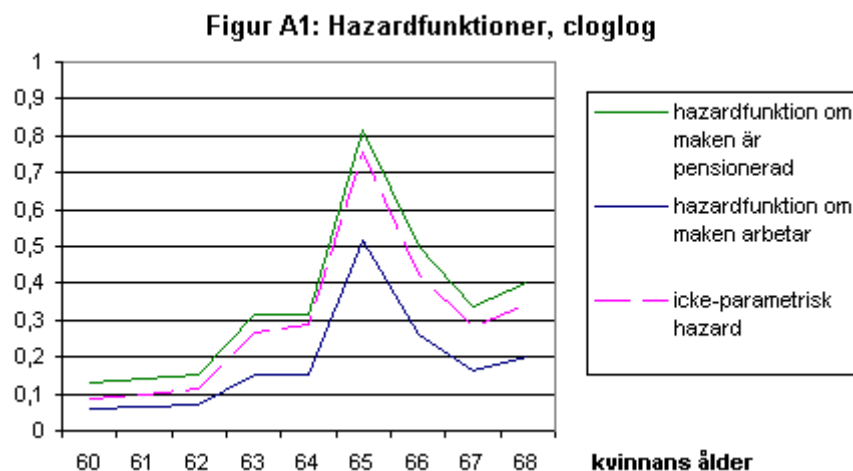
10. Appendix 1 – Kvinnornas pensionsår givet männens

Tabell A1: Simultant pensionsår givet mannens pensionsår, uttryckt i mannens ålder

k/m	60	61	62	63	64	65	66	67	68+
61	0,040	0,093	0,031	0,020	0,029	0,013	0,058	0,022	0,020
62	0,093	0,111	0,082	0,088	0,038	0,037	0,000	0,022	0,031
63	0,093	0,065	0,165	0,156	0,101	0,077	0,035	0,022	0,051
64	0,146	0,176	0,165	0,163	0,155	0,108	0,058	0,043	0,041
65	0,119	0,139	0,165	0,129	0,155	0,180	0,105	0,087	0,112
66	0,166	0,231	0,155	0,190	0,218	0,257	0,326	0,130	0,163
67	0,199	0,111	0,134	0,143	0,155	0,152	0,209	0,435	0,143
68+	0,146	0,074	0,103	0,109	0,147	0,177	0,209	0,239	0,439
summa	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

Rutan (x,y) i tabell A1 anger sannolikheten att kvinnan går i pension när mannen är x år givet att mannen går i pension när han är y år. Värdena längs (x,x)-diagonalen (och värden under diagonalen) är relativt stora, vilket tyder på en tendens till gemensam pension. Det tycks dock även finnas en stark tendens bland kvinnor att gå i pension vid 65 års ålder, oavsett mannens pensionsår, eftersom värdena då mannen är 66-68 år är stora och ålderskillnaden i samplet är 1-3 år.

11. Appendix 2 – Hazardfunktioner under cloglog-modellen



I figur A1 ovan har hazardfunktioner, skattade under cloglog-modellen, uppritats för en

kvinnor boende i Stockholms län. Den övre kurvan representerar en kvinna med en pensionerad make och den undre representerar en kvinna med en arbetande make. Den horisontella axeln representerar kvinnans ålder. Övriga variabler i tabell 7.6 har satts till sina urvalsmedelvärden. Vidare har den icke-parametriska hazardfunktionen från tabell 7.5 utträttats.

12. Appendix 3 – Skattningar under logit-modellen utan makens pensionering

Tabell A2: Parameterskattningar under logit-modellen utan dummyvariabeln för makens pensionering

	Skattning	Standard-fel	z	P> z	95 % konfidensintervall	
Utbildningsår	-0,0142737	0,0143342	-1,00	0,319	-0,0423682	0,0138208
Makes utbildningsår	-0,0315151	0,0127758	-2,47	0,014	-0,0565552	-0,0064751
Invers real arbetsinkomst	0,7987126	0,6543075	1,22	0,222	-0,4837065	2,081132
Arbetsinkomstkvot gånger makes återstående antal arbetsår	0,0002671	0,0008236	0,32	0,746	-0,0013471	0,0018812
Förmögenhet dividerat med arbetsinkomst	-0,0000969	0,0007618	-0,13	0,899	-0,00159	0,0013961
Sjukpenning dividerat med arbetsinkomst	3,111741	0,2473959	12,58	0,000	2,626854	3,596628
Makes sjukpenning dividerat med arbetsinkomst	-0,0741884	0,309505	-0,24	0,811	-0,680807	0,5324302

Dummy 60 år	-3,820801	0,1383326	-27,62	0,000	-4,091928	-3,549675
Dummy 61 år	-3,571378	0,134101	-26,63	0,000	-3,834212	-3,308545
Dummy 62 år	-3,322348	0,1315512	-25,26	0,000	-3,580184	-3,064513
Dummy 63 år	-2,222892	0,1177336	-18,88	0,000	-2,453646	-1,992139
Dummy 64 år	-2,100847	0,1233273	-17,03	0,000	-2,342564	-1,85913
Dummy 66 år	-1,405151	0,1941581	-7,24	0,000	-1,785694	-1,024608
Dummy 67 år	-2,058579	0,261264	-7,88	0,000	-2,570647	-1,546511
Dummy 68 år	-1,793691	0,2889682	-6,21	0,000	-2,360058	-1,227323
Konstant	1,45568	0,1873351	7,77	0,000	1,08851	1,82285

I termer av signifikanta parametrar är den enda skillnaden mellan tabell 7.6 och tabell A2 att även makens utbildningsår har en signifikant effekt på 5 % -nivån i tabell A2. Orsaken till detta kan dock vara slumpen; på 1 % -nivån finns ingen signifikant effekt. Alternativt kan det tänkas att män med högre utbildning är mindre benägna att gå i pension än män med lägre utbildning, och att detta i sin tur gör maken mindre benägen att gå i pension, t.ex. pga. en preferens för delad fritid.