



Matematisk statistik  
Stockholms universitet

Undersökning av vissa  
försäkringsantaganden i  
efterlevandepension för anställda i  
kommuner och landstinget och dess  
påverkan på prissättningen

Ilkay Gölcük

Examensarbete 2007:5

## **Postadress:**

Matematisk statistik  
Matematiska institutionen  
Stockholms universitet  
106 91 Stockholm  
Sverige

## **Internet:**

<http://www.math.su.se/matstat>



# Undersökning av vissa försäkringsantaganden i efterlevandepension för anställda i kommuner och landstinget och dess påverkan på prissättningen

Ilkay Gölcük\*

april 2007

## Sammanfattning

Tjänstepension inom den kommunala sektorn innehåller förmåner som ålderspension från 65 år, sjukpension vid långvarigt sjukfall samt efterlevandepension. Priset på engångspremien för efterlevandepension bestäms av ränta, dödlighet, driftskostnader även av särskilda antaganden om efterlevande pension som  $g_x$  sannolikheten för en  $x$ -årig försäkrad att vara gift,  $u_x$  ålderskillnaden mellan den försäkrade och efterlevande maken/makan samt antalet barn och utbetalningstiden för barnpension. I den här undersökningen görs en uppskattning av de särskilda försäkringsantagandena i efterlevandepension för anställda i kommuner och landstinget. Datamaterialet för undersökningen utgörs av försäkringsbeståndet för tjänstegrupplivförsäkring, TGL-KL och ett mindre bestånd inom det försäkrade pensionsbeståndet. Tidigare undersökningar om dessa antaganden har gjorts 1964 och 1994 för tjänstepensionsbeståndet inom den privata sektorn. I undersökningen görs också en jämförelse mellan dessa antaganden och de nya parametrarna i undersökningen. För övriga antaganden som ränta, driftskostnader och dödlighet är samma antaganden som i de gamla grunderna. Resultatet av undersökningen inom den kommunala sektorn visar att sannolikheten att ha en vuxen förmånsberättigad efterlevande är lägre än i de tidigare undersökningarna. Ålderskillnaden mellan den försäkrade och efterlevande maken/makan har förändrats så att utbetalningstiden är kortare än tidigare. Pga. färre antal barn för försäkrad

---

\*Postadress: Matematisk statistik, Stockholms universitet, 106 91, Sverige. E-post: ilkay.golcuk@kpa.se Handledare: Anders Martin-Löf.

i 30–40 års ålder och senare blir kostnaden för barnpension billigare i prissättningen än i tidigare undersökningar. Den här undersökningen visar att premierna skulle kunna sänkas för alla grupper, utom för vuxenpensionen för försäkrad kvinna.

## Abstract

The occupational pension system for county councils and municipalities covers besides old age pension even survivor's pension. The premium for survivor's pension is due to not only rate of interest, mortality and expenses but also to special assumptions about  $g_x$  the probability of having an adult survivor,  $u_x$  the difference in ages between the insured and survivor and  $B_x$  the cost for children pension. The data are mainly taken from the outcome of the occupational group life insurance. Earlier studies have been done in the private occupational sector in the years 1964 and 1994. The premiums in accordance with the new study are compared with those assumptions. To get a fair comparison the assumptions for the rate of interest, mortality and expenses are the same as in the compared technical basis from 1964 and 1994. The result of the study for the county councils and municipalities shows that the probability of having an adult survivor is lower than the old studies. The difference in ages between the insured and the survivor is changed so the time of payment is shorter than before. Because of fewer numbers of children for insured in the ages of 30–40 and later the premium for child pension is getting lower than in earlier studies. This study shows that premium may be reduces for all groups except for adult pension of women.

## **Förord**

Denna studie om vissa försäkringsantaganden i efterlevandepension och dess påverkan på prissättningen, utgör mitt 20 poängs examensarbete för magisterexamen i matematisk statistik vid Stockholms Universitet.

Arbetet utfördes på KPA Pensions aktuarieavdelning under VT 2006/HT 2006.

Först och främst vill jag tacka min handledare på KPA Pension Tommy Kindberg, chefaktuarie, för möjligheten att få göra mitt examensarbete hos dem och Birger Bogstag, aktuarie, för hans engagemang och stöd under hela arbetet.

Slutligen vill jag även tacka min handledare på Stockholms Universitet, Anders Martin-Löf.

## Innehållsförteckning

Sammanfattning .....	2
Abstract .....	3
Förord.....	4
1 Inledning .....	6
1.1 Bakgrund.....	6
1.2 Syfte .....	6
2 Pensionssystem .....	7
2.1 Tjänstepension .....	7
2.2 Tjänstepensionen KAP-KL .....	8
3 Efterlevandepension.....	9
3.1 Allmän pension .....	9
3.1.1 Omställningspension .....	9
3.1.2 Barnpension.....	9
3.2 Tjänstepensionen KAP-KL .....	9
3.2.1 Vuxenpension.....	9
3.2.2 Barnpension.....	10
4 Särskilda antaganden för efterlevandepension .....	12
4.1 $g_x$ , Sannolikheten att vara gift.....	12
4.2 $u_x$ , Ålderskillnaden mellan försäkrad och vuxen efterlevande .....	12
4.3 $B_x$ , Kapitalvärdet av förväntad barnpension .....	13
5 Data.....	14
6 Bakgrundsteori.....	15
6.1 Livförsäkringens sannolikhetsteori .....	15
6.1.1 Överlevelsefunktionen $l(x)$ .....	15
6.1.2 Dödlighetsintensiteten $\mu_x$ .....	16
6.1.3 Sambandet mellan $l(x)$ och $\mu_x$ .....	16
6.1.4 Kommutationsfunktioner .....	16
6.2 Statistisk Utjämning.....	17
6.2.1 Minstakvadratmetoden .....	17
7 Uppskattning av de särskilda antagandena för efterlevandepension .....	19
7.1 $g_x$ , Sannolikheten att vara gift.....	19
7.2 $u_x$ , Ålderskillnaden mellan försäkrade och vuxen efterlevande.....	19
7.3 $B_x$ , Kapitalvärdet av förväntad barnpension .....	19
8 Resultat av undersökning .....	21
8.1 $g_x$ , Sannolikheten att vara gift.....	21
8.1.1 Kvinna, man och könsneutralt åren 2003-2005.....	21
8.1.2 Kvinna, man och könsneutral jämförelse mellan åren.....	23
8.2 $u_x$ , Ålderskillnaden mellan försäkrade och vuxen efterlevande.....	25
8.2.1 Kvinna, man och könsneutralt åren 2003-2005.....	25
8.2.2 Kvinna respektive man jämförelse mellan åren .....	27
8.3 $B_x$ , Kapitalvärdet av förväntad barnpension .....	28
8.3.1 Kvinna, man och könsneutralt åren 2003-2005.....	28
8.3.2 Kvinna, man och könsneutral jämförelse mellan åren.....	30
9 Resultat av genomsnittliga antalet barn.....	32
9.1 Fruktamheten i sverige mellan åren 1900-2004.....	32
9.2 Kvinna, man och könsneutralt åren 2003-2005.....	33
9.3 Kvinna, man och könsneutral jämförelse mellan åren .....	34
10 Hur påverkas prissättningen av de nya antagandena? .....	36
Källförteckning .....	41

# 1 INLEDNING

## 1.1 BAKGRUND

Tjänstepension är oftast reglerat genom ett s.k. kollektivavtal mellan arbetsgivare och fackförbund. Det finns en mängd olika kollektivavtal om tjänstepensioner. Vilket avtal som gäller för en person beror på inom vilket yrkesområde denne är anställd. Pensionsavtal finns bl.a. ITP för privata tjänstemän, KAP-KL för kommunal- och landstingsanställda, PA03 industrins- och handelns tilläggspension för arbetstagare hos staten m.fl.. Gemensamt för de flesta pensionsavtalen är att de innehåller förmåner som ålderspension från 65 år, sjukpension vid långvarigt sjukfall samt efterlevandeskydd.

Efterlevandepension utgår till efterlevande med syfte att ge ett ekonomiskt stöd för att de ska kunna anpassa sig till den nya ekonomiska situationen tiden närmast efter dödsfallet. Efterlevandepension betalas ut till make/maka, registrerad partner eller sambo samt till barn intill 20 års ålder om vissa villkor är uppfyllda.

För att försäkringsgivaren skall kunna täcka framtida utbetalning av pension eller andra försäkringsersättningar tas en premie ut från försäkringstagaren. Premien betalas antingen genom engångsbelopp eller genom månadsvis betalning. Vid beräkning av premie för efterlevandepension används antagande om ränta, dödlighet, driftkostnader samt särskilda antaganden om efterlevandepension.

## 1.2 SYFTE

Syftet med detta arbete är att undersöka vissa försäkringsantaganden i efterlevandepension för anställda i kommuner och landstinget och dess påverkan på prissättningen.

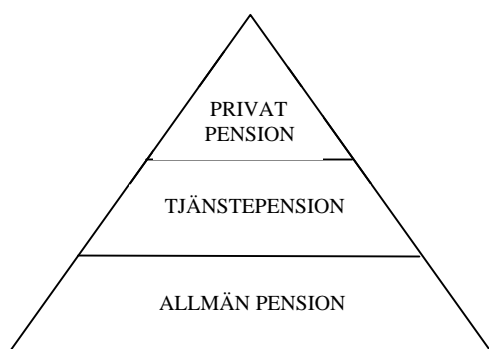
De särskilda efterlevandepensionsantagandena som undersöks i detta arbete består av sannolikheten för en  $x$ -årig försäkrad att vara gift, ålderskillnaden mellan den försäkrade och efterlevande maken/makan samt antalet barn och utbetalningstiden för barnpension.

Nu för tiden använder KPA grunder från 1994, G94. KPA vill med hjälp av detta arbete uppskatta dessa antagande utifrån KPA:s egen erfarenhet genom att använda data från en ny databas som är bättre och mer omfattande. I undersökningen görs också en jämförelse mellan antaganden i 1964 års grunder och nya parametrar i undersökningen.



## 2 PENSIONSSYSTEM

Pensionssystemet kan förenklat ritas som en pyramid med tre delar.



### *Allmän Pension*

Den allmänna pensionen är grunden i pensionssystemet och den kommer från staten. I allmän pension ingår inkomstpension och premiepension. För den som har låg pension finns även en garantipension. Den allmänna pensionen betalas ut av Försäkringskassan.

### *Tjänstepension*

Tjänstepension är ett komplement till den allmänna pension och en viktig del av den anställdes ekonomiska trygghet i framtiden. Tjänstepensionen betalas av arbetsgivaren.

För de allra flesta motsvarar allmän pension och tjänstepension 60-70 procent av lönen.

### *Privat pension*

För att inte skillnaden mellan individens lön och individens framtida pension ska bli för stor, kan det vara bra ha ett privat pensionssparande. Det privata sparandet är det upp till individen själv att avgöra storleken på.

## 2.1 TJÄNSTEPENSION

De flesta fast anställda löntagare omfattas av någon form av tjänstepension. Den bygger på ett avtal mellan fackförbund och arbetsgivare om att arbetstagaren ska få ut en viss del av sin lön som pension. Tjänstepensionen är ett komplement till den allmänna pensionen.

Det finns två olika grundmodeller för tjänstepensioner, avgiftsbestämda och förmånsbestämda

- Avgiftsbestämda

Pensionen bestäms av hur stort sparkapitalet är vid pensioneringen och under hur lång tid pensionen tas ut. Premien placeras ofta av de anställda själva i fonder eller traditionella pensionsförsäkringar. Den premiebestämda pensionens storlek kan variera kraftigt mellan två personer med samma inkomst under samma tid beroende på hur premierna placeras.

- Förmånsbestämda

Anställda är garanterade en viss procent av slutlönen i tjänstepension. Med förmånsbestämda pensioner kan var och en se hur mycket tjänstepensionen ger om den aktuella lönen också blir slutlön. De förmånsbestämda pensionerna kompletteras ofta med premiebestämd del.

## 2.2 TJÄNSTEPENSIONEN KAP-KL

De som är anställda i kommun, landsting, region, kommunalförbund, kommunförbund eller kommunalt företag omfattas av tjänstepensionen KAP-KL. KAP-KL är en förkortning av Kollektiv Avtalad Pension – pensionsavtal för arbetstagare hos kommunala arbetsgivare. KAP-KL regleras i avtal mellan arbetsgivarna och fackförbunden och ersätter från och med 2006 det tidigare avtalet PFA.

I de flesta fall tjänar de anställda in tjänstepension från 21 års ålder. Från och med 2007 gäller 21-årsgränsen alla anställda.

Tjänstepension kan ge 10-20 procent mer i pension utöver den pension de anställda får från staten. Här är de pensionsförmåner som de anställda kan ha rätt till.

- Avgiftsbestämd ålderspension
- Förmånsbestämd ålderspension för anställda med lön över 7,5 inkomstbasbelopp, vilket motsvarar en lön på 27 812 kr/mån 2006.
- Intjänad pensionsrätt per 1997-12-31 enligt PFA
- Särskild avtalspension till vissa grupper
- Pension till efterlevande om den anställda skulle avlida

Tjänstepensionen bygger på den anställdes livsinkomst. Om man minskar sin arbetstid så minskar pensionen, och tvärtom. Man kan dock vara ledig av följande orsaker utan att pensionen påverkas negativt.

- Sjukdom, olycksfall eller arbetsskada
- Ledighet för vård av barn enligt föräldraledighetslagen
- Ledighet utan lön på grund av fackligt förtroendeuppdrag

Givetvis påverkas också pensionens storlek av hur tidigt (eller sent) i livet man väljer att ta ut den.

## **3 EFTERLEVANDEPENSION**

### **3.1 ALLMÄN PENSION**

#### **3.1.1 Omställningspension**

Om den anställda skulle avlida har den anställdes efterlevande ett skydd genom den allmänna försäkringen. Omställningspension kan betalas ut till:

- Make/maka/registrerad partner
- Sambo, om de har gemensamt barn, eller tidigare har varit gifta med varandra

Den anställdes efterlevande kan få omställningspension under tolv månader eller så länge det finns barn under tolv år. För att den efterlevande ska ha rätt till omställningspension krävs:

- Att den efterlevande inte har fyllt 65 år.
- Att makarna vid dödsfallet hade bott tillsammans i minst fem år eller har barn under 18 år.

#### **3.1.2 Barnpension**

Barn har rätt till barnpension som längst till 20 år.

### **3.2 TJÄNSTEPENSIONEN KAP-KL**

Den anställdes familj har ett efterlevandeskydd genom tjänstepensionsavtalet KAP-KL. Detta gäller för anställda, inte för personer som slutat eller pensionärer. Om arbetsgivaren har försäkrat förmånen betalas efterlevandepension ut av försäkringsbolaget.

Det finns också skydd till familjen som är knutet till den premiebestämda ålderspensionen i tjänstepensionen.

#### **3.2.1 Vuxenpension**

Om den arbetstagaren avlider kan efterlevandepension utbetalas till:

- Make/maka/registrerad partner
- Sambo om de har, har haft eller väntar gemensamt barn, eller tidigare har varit gifta med varandra

Efterlevande har rätt till pension om de bodde tillsammans vid dödsfallet och uppfyller något av följande villkor:

- Hade bott tillsammans minst fem år, eller

- Bodde tillsammans med barn under tolv år som någon hade vårdnaden om.

Efterlevandepension räknas på de fem bästa av sju år före dödsfallet. Om den avlidne uppbar sjuk- eller aktivitetsersättning vid dödsfallet räknas efterlevandepension på inkomståren innan han/hon fick rätt till den förmånen.

Årsbeloppet för efterlevandepension är i de flesta fall 15 procent av den genomsnittliga lönen.

<b>Lönedelar räknade i antal inkomstbasbelopp</b>	<b>Ersätts med</b>
0 - 20	15 %
20 - 30	7,5 %

Efterlevandepension betalas ut under fem år.

Pension till efterlevande vuxen upphör om efterlevande

- Gifter om sig
- Bor tillsammans med någon som efterlevande tidigare har varit gift med
- Bor tillsammans med någon som efterlevande har eller har haft barn med

### 3.2.2 Barnpension

Om arbetsgivaren har försäkrat förmånen betalas den ut av försäkringsbolaget. Barnet kan också ha rätt till barnpension från den allmänna försäkringen.

Barnpension betalas ut till

- Barn
- Adoptivbarn
- Utländskt barn som tagits emot i adoptionssyfte

Pensionen räknas på de fem bästa av sju år före dödsfallet. Om den avlidne uppbar sjuk- eller aktivitetsersättning vid dödsfallet räknas pensionen på inkomståren innan han/hon fick rätt till den förmånen.

<b>Lönedelar räknade i antal inkomstbasbelopp</b>	<b>Ersätts med</b>
0 - 7,5	10 %
7,5 - 20	28 %
20 - 30	14 %

Om det finns fler barn som har rätt till barnpension, höjs pensionen med följande procenttal.

<b>Antal barn</b>	<b>Barnpensionen höjs med</b>
2	40 %
3	60 %
4	80 %
5 eller fler	100 %

Barnpensionen delas lika mellan barn.

Pensionen betalas ut tills barnet fyller 18 år. Om barnet studerar och har rätt till barnpension från den allmänna försäkringen från staten, betalas pensionen ut längre. Som längst betalas barnpensionen ut till och med juni månad det år barnet fyller 20 år.

## 4 SÄRSKILDA ANTAGANDEN FÖR EFTERLEVANDEPENSION

För att beräkna premie för efterlevandepension används antagande om ränta, dödlighet, driftskostnader samt särskilda antaganden om efterlevandepension.

För efterlevandepension erfordras vissa speciella antaganden, såsom sannolikheten att vara gift, ålderskillnaden mellan den försäkrade och efterlevande maken/makan samt kapitalvärdet av förväntad barnpension.

### 4.1 $g_x$ , SANNOLIKHETEN ATT VARA GIFT

För efterlevandepension erfordras ett antagande angående sannolikheten  $g_x$  för en försäkrad i åldern  $x$  år att vara gift.

1964 års grunder som beräknats på grundval av SPP:s erfarenhet 1956-1959, G64 för kollektiv familjepension  $g_x$  bestämdes av uttrycket

$$g_x = 0,93 \cdot 10^{-0,0000002(x-53)^4} \quad \text{för man}$$

och

$$g_x = 0,70 \cdot 10^{-0,0004(x-37)^2} \quad \text{för kvinna}$$

Enligt Alecta:s 1994 års grunder, G94 definieras  $g_x$  på följande sätt:

$$g_x = 0,94 \cdot e^{(-0,0000009(x-54)^4)} \quad \text{för könsneutralt antagande}$$

### 4.2 $u_x$ , ÅLDERSSKILLNADEN MELLAN FÖRSÄKRAD OCH VUXEN EFTERLEVANDE

Vidare erfordras ett antagande angående sannolika värdet av ålderskillnaden  $u_x$  mellan den  $x$ -åriga försäkrade mannen och den försäkrade mannens hustru respektive den försäkrade  $x$ -åriga kvinnan och den försäkrade kvinnans man.

I 1964 års grunder, G64 för kollektiv familjepension  $u_x$  bestämdes som uttrycket

$$u_x = 0,00002x^3 - 0,004x^2 + 0,33x - 5,2 \quad \text{för man}$$

och

$$u_x = 0,005x^2 - 0,5x + 10 \quad \text{för kvinna}$$

För G94 antas i denna undersökning att ålderskillnaden mellan en gift försäkrad man och den försäkrade mannens hustru vara 4 år respektive en gift försäkrad kvinna och den försäkrade kvinnans man antas vara 2 år, där den försäkrade antas vara äldst

### 4.3 $B_x$ , KAPITALVÄRDET AV FÖRVÄNTAD BARNPENSION

Slutligen erfordras ett antagande angående barnpension s.k. relativa barnpensionskostnaden. Detta antagande har givits formen av ett uttryck, som anger kapitalvärdet  $B_x$  av barnpension per en kronas grundbelopp, som skulle utgå, om inga pensionsberättigade barn funnes, vid mannens dödsfall i  $x$  års ålder.

I G64 för kollektiv familjepension  $B_x$  bestämdes av uttrycket

$$B_x = 5.10^{-\left(\frac{40-x}{22}\right)^2} \quad \text{för man}$$

och

$$B_x = 3.10^{-\left(\frac{36-x}{20}\right)^2} \quad \text{för kvinna}$$

Enligt G94  $B_x$  för könsneutralt antagande definieras

$$B_x = 5.e^{(-0,0048(40-x)^2)}$$

## 5 DATA

Datamaterialet för undersökningen utgörs av försäkringsbeståndet för Tjänstegrupplivförsäkring, TGL-KL. De anställda inom kommun och landsting har, genom sin arbetsgivare, en tjänstegrupplivförsäkring hos KPA Pension. Försäkringen är kollektivavtalad mellan parterna på den kommunala arbetsmarknaden.

Försäkringen ger den försäkrades familj ekonomisk ersättning, ett engångsbelopp om den försäkrade avlider före 67 års ålder. Datamaterialet består därför åldrarna fram till 67 års ålder. Försäkringsbeloppet betalas om den försäkrade har en arbetstid på minst 20 %, 8 timmar i veckan.

Databasen är inte fullständig och har uppenbart för få data för vissa år och åldrar. Med anledning av detta består försäkringsbeståndet under åren 2003-2005.

Undersökningen utgörs bara av försäkringsfall med standardförordnande. Dataunderlaget består av ett dödsfalls- och ett förmånstagareregister som innefattar bl a personnummer på den försäkrade och förmånstigare, dödsdatum, grundbelopp, barnbelopp, begravningshjälpbelopp, förmånstagar kod som anger vilka de förmånsberättigade är enligt standardförordnandet.

Försäkringsbeståndet och dödsfallsbeståndet består av en klar majoritet kvinnor som är 80 % respektive 70 % av beståndet. Dödsfallsbeståndet redovisas i följande tabell

	Kvinnor	Män	Totalt	
År	Döda	Döda	Döda	Försäkrade
2003	1759	849	2608	1 005 900
2004	1852	855	2707	1 004 900
2005	1667	775	2442	*
<b>Totalt</b>	2479	5278	7757	

För att beräkna hur många efterlevande och antal barn som finns samt deras ålder uppdelad på den försäkrades på ålder och kön har ett program skrivits i Visual Basic.Net. Samtliga uträkningar och bearbetningar har sedan gjorts i Excel.



## 6 BAKGRUNDSTEORI

### 6.1 LIVFÖRSÄKRINGENS SANNOLIKHETSTEORI

#### 6.1.1 Överlevelsefunktionen $l(x)$

Den återstående livslängden för en försäkrad person som är  $x$  år gammal är en icke-negativ stokastisk variabel  $T_x$ .

Fördelningsfunktionen för  $T_x$  definieras som

$$F_x(t) = P(T_x \leq t), \quad t \geq 0$$

$$P(T_x > t) = P(T > x+t | T > x) = \frac{P(T > x+t)}{P(T > x)}$$

Överlevelsefunktionen  $l_x(t)$  definieras som

$$l_x(t) = 1 - F_x(t) = P(T_x > t), \quad t \geq 0$$

$l_x(t)$  anger sannolikheten för  $x$ -årig försäkrad person att leva i ytterligare minst  $t$  år.

Vidare gäller

$$l_x(t) = l(x, t) = 1 - F_x(t) = P(T > x+t | T > x) = \frac{P(T > x+t)}{P(T > x)} = \frac{l(x+t)}{l(x)}$$

Fördelningsfunktionen för återstående livslängd  $T_x$  kan skrivas som

$$F_x(t) = P(T_x \leq t) = 1 - P(T_x > t) = 1 - \frac{l(x+t)}{l(x)}$$

Då är täthetsfunktionen för  $T_x$

$$f_x(t) = \frac{\partial F_x(t)}{\partial t} = \frac{-l'(x+t)}{l(x)}$$

Den förväntade återstående livslängden är  $e_x = E(T_x)$  då

$$E(T_x) = e_x = \int_0^{\infty} (1 - F_x(t)) dt = \int_0^{\infty} \frac{l(x+t)}{l(x)} dt$$

### 6.1.2 Dödlighetsintensiteten $\mu_x$

Dödlighetsintensiteten  $\mu_x$  är sannolikheten att en person avlider i intervallet  $(x, x+dx)$  och definieras som

$$\mu_x = \frac{f(x)}{1 - F(x)}, x \geq 0$$

Dödlighetsintensiteten uttrycks ofta med Makehams formel. Denna formel beskrivs av

$$\mu(x) = \alpha + \beta e^{\gamma x}, x \geq 0$$

där  $\alpha + \beta > 0$ ,  $\beta > 0$  och  $\gamma \geq 0$ .

### 6.1.3 Sambandet mellan $l(x)$ och $\mu_x$

Mellan överlevelsefunktionen  $l(x)$  och dödlighetsintensiteten  $\mu_x$  gäller

$$\mu_x = -\frac{l'(x)}{l(x)} = \frac{-\partial(\ln l(x))}{\partial x}$$

Vidare gäller

$$\int_0^x \mu(t) dt = \int_0^x \frac{\partial}{\partial t} (-\ln l(t)) dt = [-\ln l(t)]_0^x = \ln l(0) - \ln l(x) = -\ln l(x)$$

alltså,

$$l(x) = \exp\left(-\int_0^x \mu(t) dt\right)$$

### 6.1.4 Kommutationsfunktioner

Kommutationsfunktionerna  $D(x)$  och  $N(x)$  som gör beräkningen av kapitalvärdefaktorn enklare definieras, för  $x \geq 0$ , som

$$D(x) = l(x) \exp(-\delta x)$$

och

$$N(x) = \int_x^{\infty} D(t) dt$$

där  $\delta$  är ränteintensiteten.

$D(x)$  brukar kallas för de levandes diskonterade tal och  $N(x)$  för summan av de levandes diskonterade tal. Dessa två funktioner är betydelsefulla hjälpmedel i framtida beräkningar av nuvärden.

## 6.2 STATISTISK UTJÄMNING

Att uppskatta antaganden för olika åldrar och kön kan inte fullständigt utjämna de stokastiska variationerna som alltid uppstår i statistiska material.

Det har beräknats antaganden  $g_x$ ,  $u_x$  och  $B_x$  för alla värden av  $x$ . Då man sammanbinder dessa värden av  $g_x$ ,  $u_x$  och  $B_x$  med en kurva, visar det sig emellertid, att denna kurva inte utvisar ett fullt jämnt förlopp. Orsaken härtill är, att de statistiska observationerna helt naturligt uppvisar tillfälliga avvikelser uppåt som nedåt. För att få ett naturligt antagande för de livförsäkringstekniska beräkningarna bör därför de observerade talen underkastas en utjämning.

En utjämning kan göras genom att man efter eget bedömande drar en någorlunda jämt böjd kurva i området för de utsatta punkterna. Ett sådant förfarande ger emellertid inte en tydlig lösning av problemet och brukar inte heller ge särskilt god utjämning. Härtill kommer, att man gärna vill ha ett analytiskt samband, en ekvation, som visar  $y$  såsom funktion av  $x$ .

Man använder sig av utjämning med hjälp av polynom. För att uppnå en mer utjämnad skattning av speciella antaganden anpassar man en andragradspolynom till observerade data.

$$y = ax^2 + bx + c$$

Funktionen innehåller tre parametrar  $a$ ,  $b$  och  $c$ . Utjämningen går ut på att bestämma sådana värden på  $a$ ,  $b$  och  $c$ , att de utjämnade värdena av speciella antaganden avvika så litet som möjligt från de observerade värdena.

### 6.2.1 Minstakvadratmetoden

Låt oss med  $obs_i$  beteckna det observerade värdet av det speciella antagande som svarar mot åldern  $i$  och  $y_i$  beteckna motsvarande utjämnade värde.

En rätt känd metod för utjämning är den så kallad minstakvadratmetoden. Enligt denna metod bildar man summan av uttrycken

$$(y_i - obs_i)^2$$

för alla värden på  $i$ . Denna summa betecknas

$$\sum_i (y_i - obs_i)^2$$

Parametrarna  $a$ ,  $b$  och  $c$  beräknas med matematiska metoder så, att denna summa blir så liten som möjligt.

$$\min \sum_i (ax_i^2 + bx_i + c - y_i)^2 = Q$$

Det ger ekvationssystemet

$$\frac{\partial Q}{\partial a} = 0, \quad \frac{\partial Q}{\partial b} = 0, \quad \frac{\partial Q}{\partial c} = 0$$

$$\frac{\partial Q}{\partial a} = \sum 2x_i^2 (ax_i^2 + bx_i + c - y_i) = 0$$

$$\frac{\partial Q}{\partial b} = \sum x_i (ax_i^2 + bx_i + c - y_i) = 0$$

$$\frac{\partial Q}{\partial c} = \sum 1 (ax_i^2 + bx_i + c - y_i) = 0$$

$$\begin{cases} a \sum x_i^4 + b \sum x_i^3 + c \sum x_i^2 = \sum y_i x_i^2 \\ a \sum x_i^3 + b \sum x_i^2 + c \sum x_i = \sum y_i x_i \\ a \sum x_i^2 + b \sum x_i + c \sum 1 = \sum y_i \end{cases}$$

$$[a \quad b \quad c] \begin{bmatrix} \sum x_i^4 & \sum x_i^3 & \sum x_i^2 \\ \sum x_i^3 & \sum x_i^2 & \sum x_i \\ \sum x_i^2 & \sum x_i & \sum 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum y_i x_i^2 \\ \sum y_i x_i \\ \sum y_i \end{bmatrix}'$$

Så skattningarna kan skrivas som

$$[a \quad b \quad c] = \begin{bmatrix} \sum y_i x_i^2 \\ \sum y_i x_i \\ \sum y_i \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \sum x_i^4 & \sum x_i^3 & \sum x_i^2 \\ \sum x_i^3 & \sum x_i^2 & \sum x_i \\ \sum x_i^2 & \sum x_i & \sum 1 \end{bmatrix}^{-1}$$

## 7 UPPSKATTNING AV DE SÄRSKILDA ANTAGANDENA FÖR EFTERLEVANDEPENSION

### 7.1 $g_x$ , SANNOLIKHETEN ATT VARA GIFT

Sannolikheten att vara gift skattas, uppdelat på ålder och kön, genom att antalet gifta personer som avlidit divideras med den sammanlagda antal döda personer under ett år.

$$\hat{g}_x^k = \frac{\text{antalet } x\text{-åriga gifta av kön } k \text{ som avlidit under året}}{\text{antalet } x\text{-åriga av kön } k \text{ som avlidit under året}}$$

Beståndet består av den försäkrades ålder vid dödsfallet som uppdelat i ålder  $x=19, \dots, 66$  och kön  $k$ =kvinna eller man.

### 7.2 $u_x$ , ÅLDERSSKILLNADEN MELLAN FÖRSÄKRADE OCH VUXEN EFTERLEVANDE

Antagandet om åldersskillnaden mellan den  $x$ -åriga försäkrade mannens hustru respektive den försäkrade kvinnans man skattas i åldrar och kön på följande sätt

$$\hat{u}_x^k = x - \frac{\text{summan av efterlevandesålder}}{\text{antalet efterlevande}}$$

där  $k$  är kön och  $x$  är ålder.

### 7.3 $B_x$ , KAPITALVÄRDET AV FÖRVÄNTAD BARNPENSION

Antagandet  $B_x$  är beroende av den antagna räntefoten. Räntefoten bör väljas så låg, att försäkringsbolaget för framtiden anser sig kunna erhålla netto avkastning som är minst den antagna räntan.

Netto räntefoten antas 3,09 % för 1964 års grunder och vid beräkningarna användes motsvarande intensitet,  $\delta = 0,0309014$ .

Kapitalvärdet av förväntad barnpension för en kronas grundbelopp,  $B_x$  beräknas med hjälp av diskonterade värdet av betalningsströmmen som ges av

$$a_o(t) = \frac{1}{\delta} (1 - e^{-\delta t}) * 1$$

där  $\delta$  är ränteintensitet och  $t$  är återstående utbetalningstid.

$B_x$  skattas, i ålder och kön, på följande sätt

$$\hat{B}_x^k = 1 * [1 * b_1 + 0,4 * b_2 + 0,2 * b_3 + 0,2 * b_4 + 0,2 * b_5]$$

där är  $k$  kön och  $x$  är ålder och  $b_i$  definieras genom

$$b_i = \frac{\text{antalet } x\text{-åriga som avlidit med } i : e \text{ barnet av kön } k}{\text{totalt antalet } x\text{-åriga som avlidit av kön } k} * \frac{1}{\delta} (1 - e^{-\delta t_i})$$

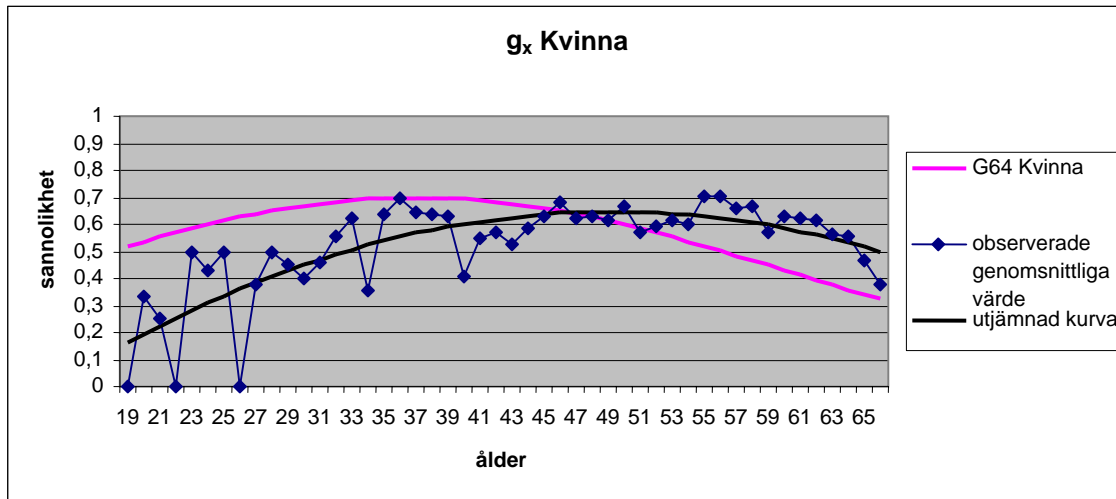
där  $i$  anger antalet barn och  $t_i$  är  $i$ : barnets genomsnittliga återstående utbetalningstid.

## 8 RESULTAT AV UNDERSÖKNING

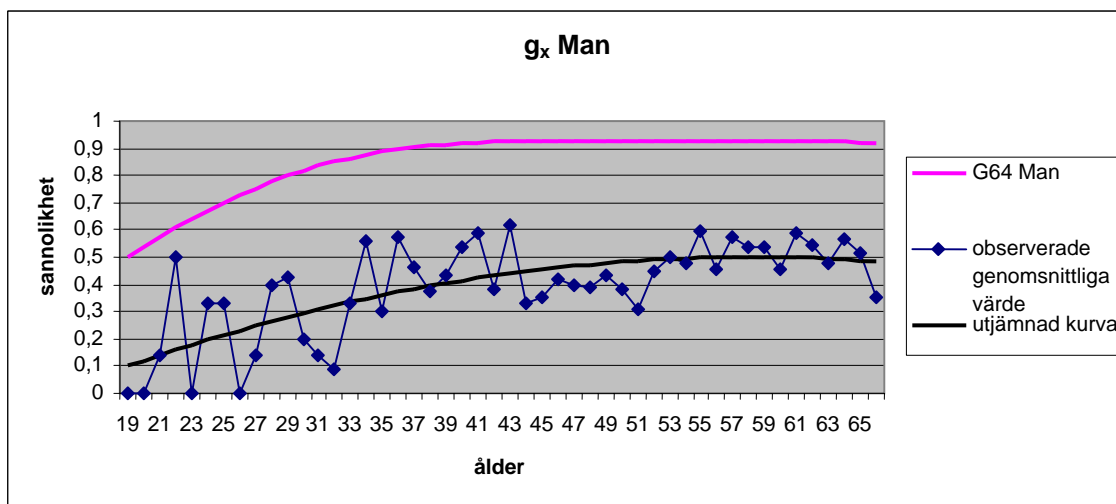
### 8.1 $g_x$ , SANNOLIKHETEN ATT VARA GIFT

#### 8.1.1 Kvinna, man och könsneutralt åren 2003-2005

I följande figurer är ålder i x-axeln och sannolikheterna i y axeln:

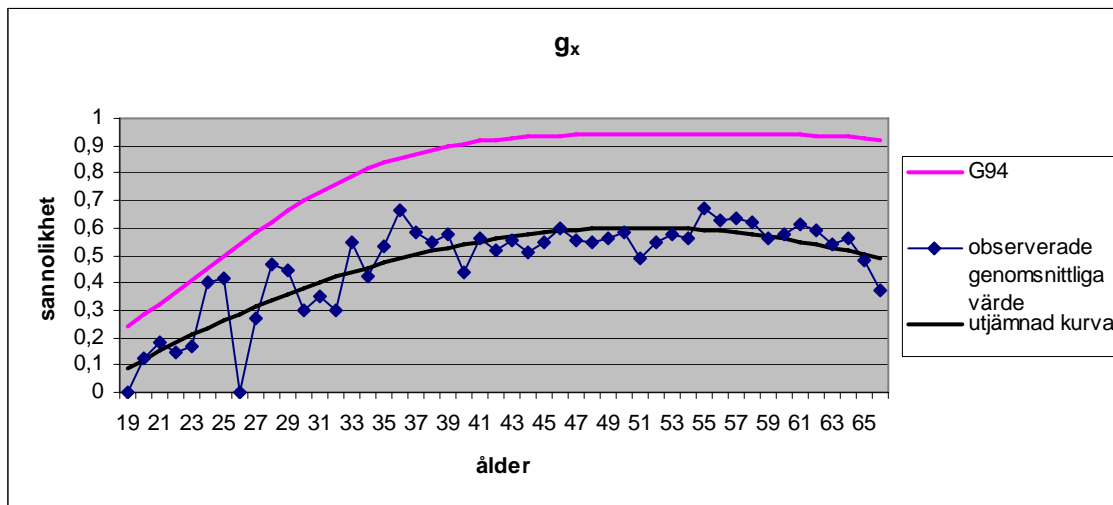


Figur 1.



Figur 2.

I Figur 1 och Figur 2 visas sannolikheten att vara gift för försäkrad kvinna respektive man som beräknats med 1964 års grunder.



Figur 3.

Utifrån KPA:s hela bestånd, åren 2003-2005 skattades  $g_x$  enligt uttrycket

$$g_x = -0,000527x^2 + 0,05194x - 0,633358 \quad \text{för kvinna}$$

och

$$g_x = -0,000263x^2 + 0,030513x - 0,38449 \quad \text{för man}$$

samt

$$g_x = -0,000501x^2 + 0,051072x - 0,701288 \quad \text{för könsneutralt}$$

Sannolikheten att vara gift för försäkrad kvinna (Figur 1) har en uppåtgående trend tills ungefär 50 års ålder och efter 50 års ålder vänder trenden till neråtgående.

Antagande om sannolikheten att vara gift för försäkrade kvinnor i jämförelse med G64 Kvinna (Figur 1) innebär en sänkning särskild i yngre åldrar och en ökning, särskild i äldre åldrar.

Jämförelsen mellan sannolikheten att vara gift hos försäkrad män i denna undersökning (Figur 2) visar att sannolikheten för män ligger mycket lägre än G64 Man.

KPA har använt samma könsneutrala  $g_x$  antagande som G94 trots att beståndet har en annan fördelning mellan män och kvinnor. Undersökningen visar att ett könsutjämnt  $g_x$  antagande för KPA:s försäkringsbestånd är mycket lägre än G94. Även om könsfördelning behållits skulle  $g_x$  antagandet vara lägre.



Antagande om sannolikheten att vara gift,  $g_x$  visas i följande två tabeller jämförs först med 1994 års grunder (tabell 1) och sedan med 1964 års grunder (tabell 2) med SCB:s statistik för 2004 och denna undersöknings värden.

Ålder	G94	SCB Könsneutralt	KPA Könsneutralt	SCB Man	KPA Man	SCB Kvinna	KPA Kvinna
30	0,6973	0,2665	0,3800	0,2112	0,2942	0,3236	0,4505
40	0,9081	0,4784	0,5400	0,4528	0,4152	0,5051	0,6010
50	0,9398	0,5669	0,5998	0,5509	0,4837	0,5833	0,6461
60	0,9389	0,6355	0,5594	0,6476	0,4995	0,6232	0,5858

Tabell 1.

Ålder	G64 Man	SCB Man	KPA Man	G64 Kvinna	SCB Kvinna	KPA Kvinna
30	0,8176	0,2112	0,2942	0,6691	0,3236	0,4505
40	0,9178	0,4528	0,4152	0,6942	0,5051	0,6010
50	0,9300	0,5509	0,4837	0,5991	0,5833	0,6461
60	0,9290	0,6476	0,4995	0,4300	0,6232	0,5858

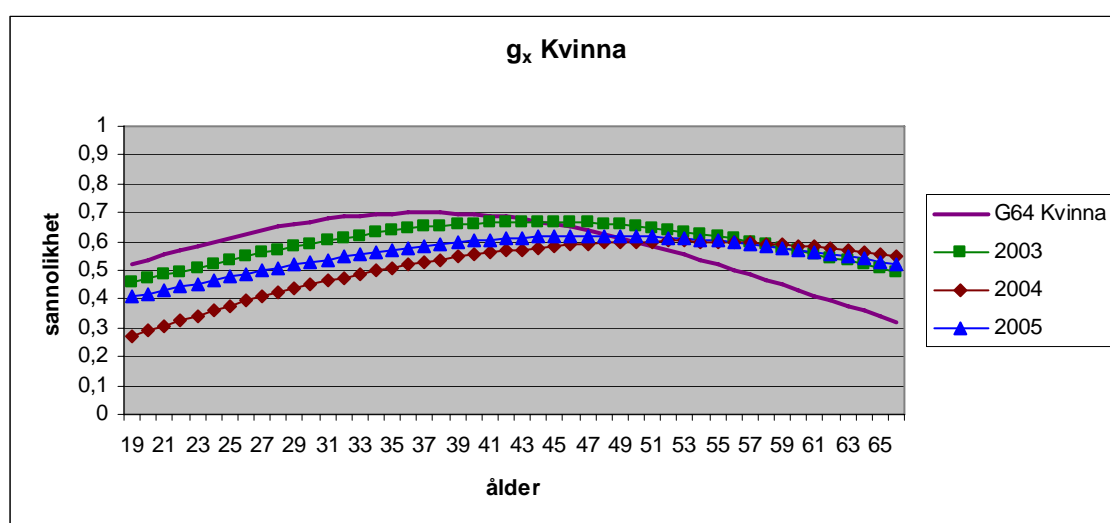
Tabell 2.

Resultatet visar att de nya antagandena utifrån KPA:s bestånd stämmer överens bättre med Sveriges befolkning (SCB) än 1964 och 1994 års grunder.

I alla tre jämförelserna ligger de största avvikelserna i de yngre åldrarna. Sänkning i yngre åldrar beror på dels färre observationer vilket medför större variation och dels på studier, karriär och nya värderingar.

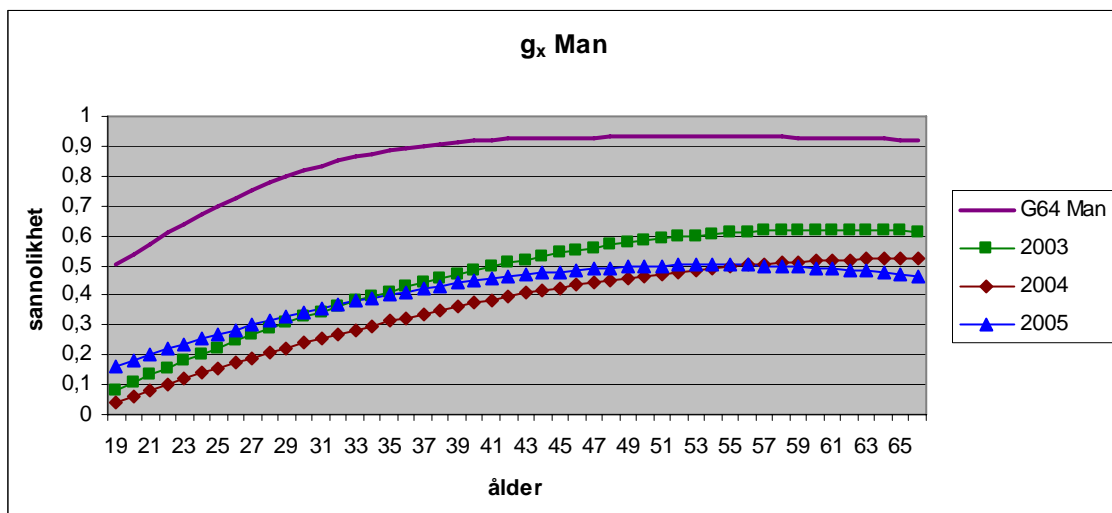
### 8.1.2 Kvinna, man och könsneutral jämförelse mellan åren

Sannolikheten att vara gift för årsvis mellan åren 2003-2005



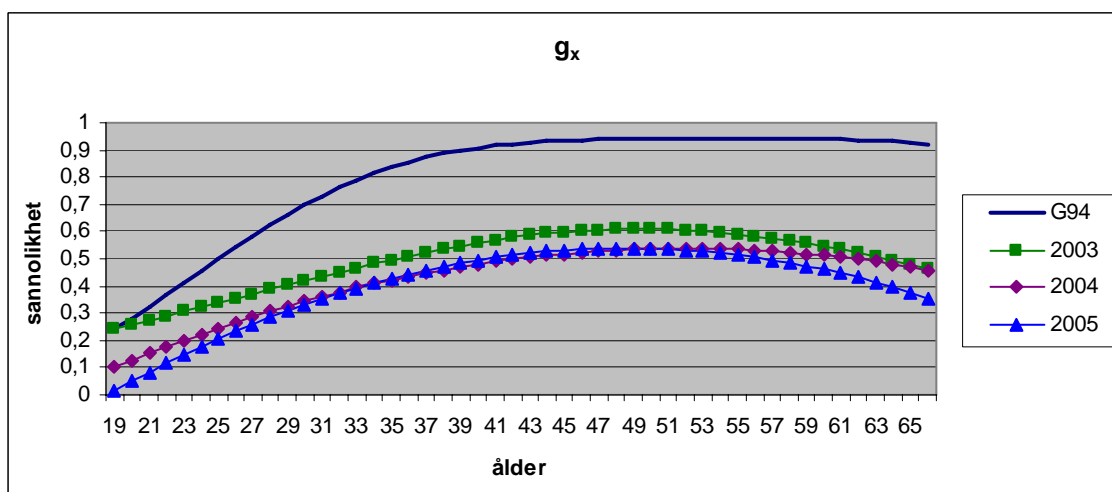
Figur 4.

Resultaten visar att variationen är störst i yngre ålder för kvinnor.



Figur 5.

Män har mest variation i äldre åldrar.



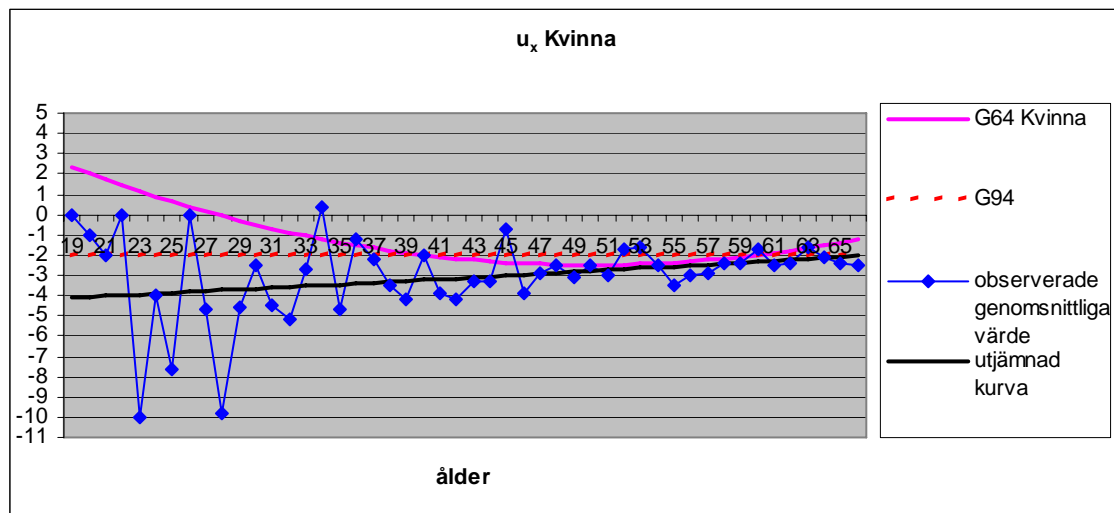
Figur 6.

I alla tre jämförelserna har ålderskillnaden att vara gift slumpmässig variation mellan åren.

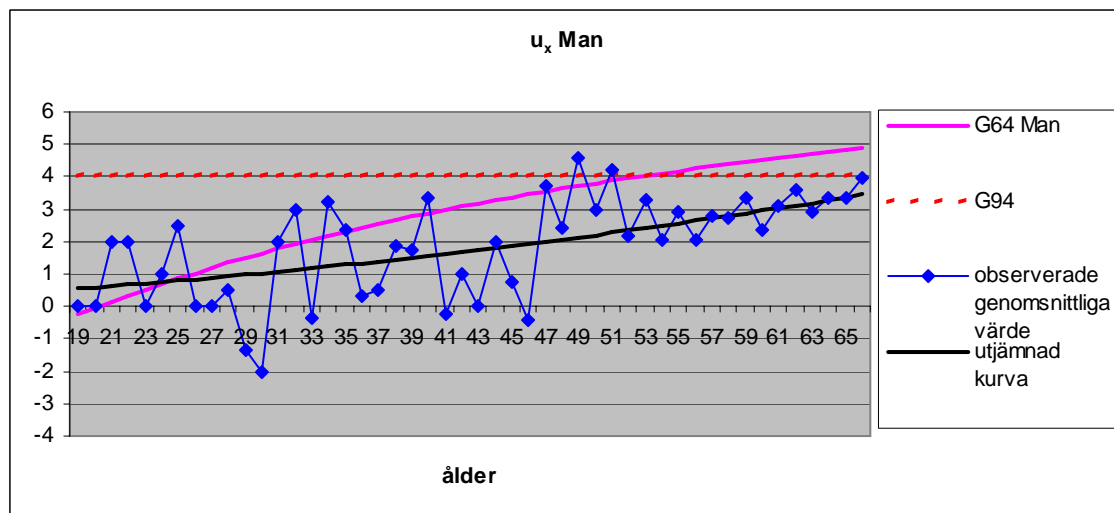
## 8.2 $u_x$ , ÅLDERSSKILLNADEN MELLAN FÖRSÄKRADE OCH VUXEN EFTERLEVANDE

### 8.2.1 Kvinna, man och könsneutralt åren 2003-2005

I följande figurer är ålder i x-axeln och åldersskillnaden i y axeln:



Figur 7.



Figur 8.

Åldersskillnaden mellan försäkrade och vuxen efterlevande för kvinna respektive man som beräknats med 1964 års grunder samt 1994 års grunder visas på i Figur 7 respektive Figur 8.

Ålderskillnaden för försäkrade kvinnor (Figur 7) har en uppåtgående trend det vill säga ålderskillnaden minskar till skillnad att G64 Kvinna där trenden neråtgående till ungefär 50 års ålder.

Det finns stora variationer hos yngre kvinnor pga. för få data medan för äldre åldrar är ålderskillnaden mindre.

För försäkrade män har ålderskillnaden en uppåtgående trend. Jämförelsen mellan ålderskillnaden för försäkrade man och G64 Man (Figur 8) visar att ålderskillnaden har minskat.

I båda två jämförelserna minskar ålderskillnaden med jämförd 1964 års grunder.

Skattningar av  $u_x$  för hela KPA:s bestånd mellan åren 2003-2005 är följande

$$u_x = 0,000117x^2 + 0,03396x - 4,78271 \quad \text{för kvinna}$$

och

$$u_x = 0,000512x^2 + 0,017952x + 0,024991 \quad \text{för man}$$

samt

$$u_x = 0,001795x^2 - 0,106412x - 0,806543 \quad \text{för könsneutralt}$$

Ålderskillnaden,  $u_x$  jämförs i nedanstående tabeller 1994 års grunder (Tabell 3) respektive 1964 års grunder (Tabell 4) med denna undersöknings värden.

Ålder	G94	KPA	KPA	KPA
		Könsneutralt	Man	Kvinna
30	3,0939	-2,3834	1,0244	-3,6586
40	5,0000	-2,1910	1,5623	-3,2371
50	3,0939	-1,6396	2,2026	-2,7922
60	0,7330	-0,7293	2,9453	-2,3239

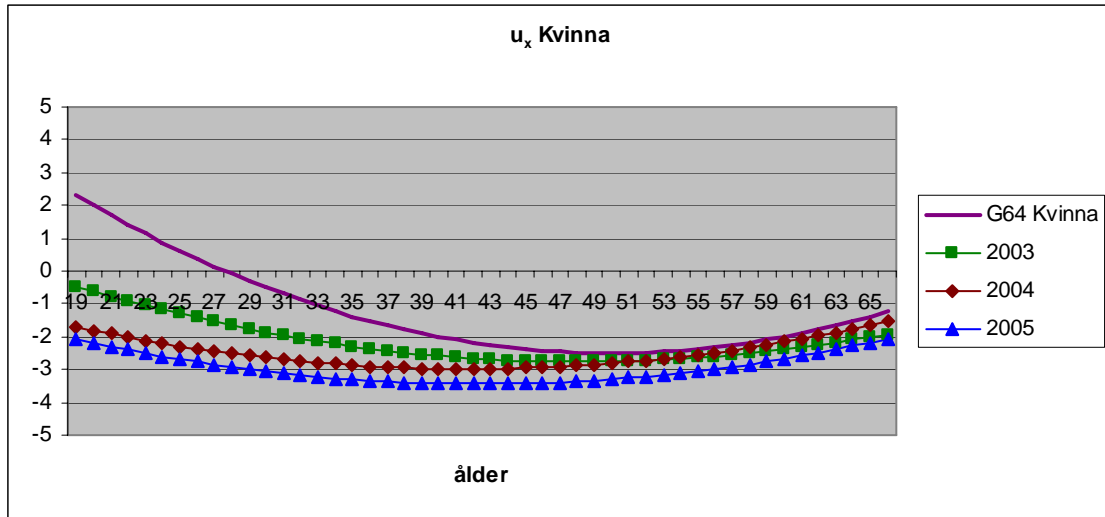
Tabell 3.

Ålder	G64 Man	KPA Man	G64 Kvinna	KPA Kvinna
30	1,64	1,0244	-0,5	-3,6586
40	2,88	1,5623	-2,0	-3,2371
50	3,80	2,2026	-2,5	-2,7922
60	4,52	2,9453	-2,0	-2,3239

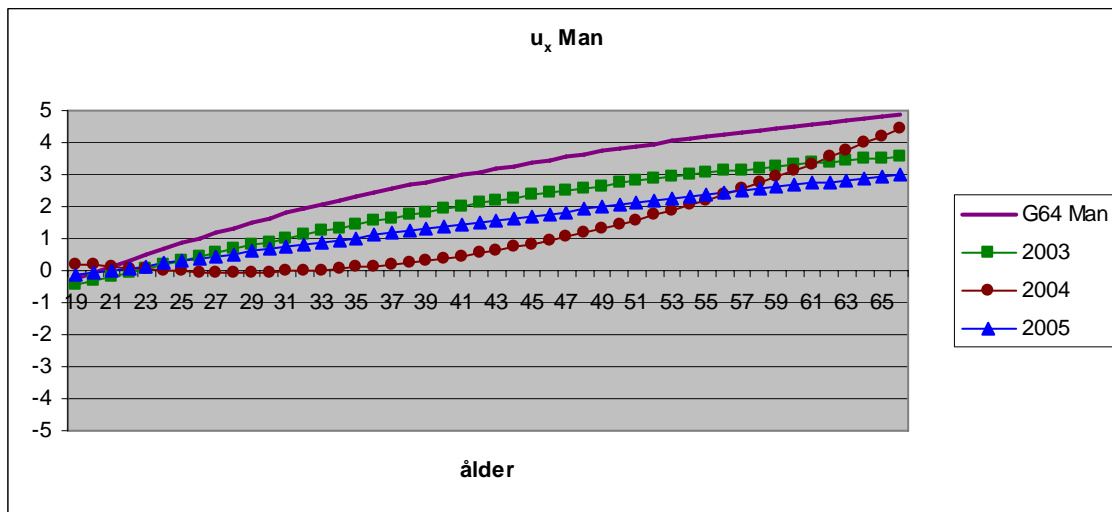
Tabell 4.

## 8.2.2 Kvinna respektive man jämförelse mellan åren

Ålderskillnaden mellan försäkrade och vuxen efterlevande jämförelse mellan åren 2003-2005.



Figur 9.



Figur 10.

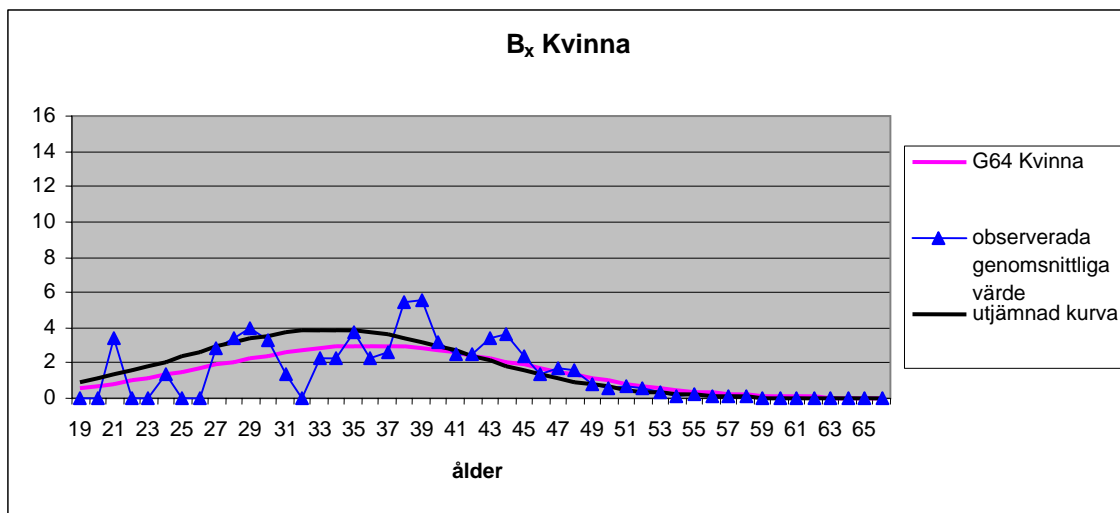
Försäkrade kvinnor och män har mest variation i yngre åldrar respektive mellan 30 års ålder och 50 års ålder.

Båda två jämförelserna har slumpmässig variation mellan åren.

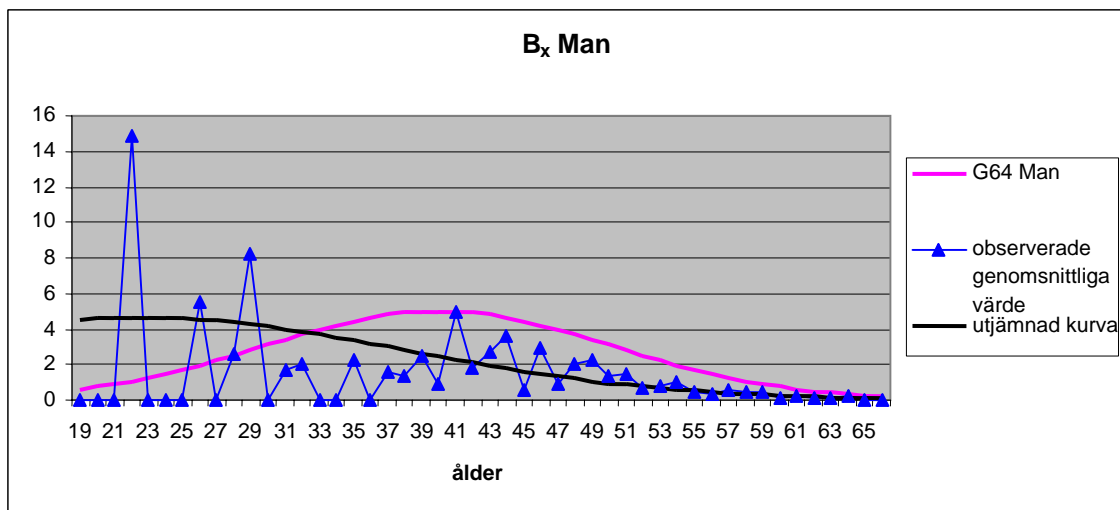
### 8.3 $B_x$ , KAPITALVÄRDET AV FÖRVÄNTAD BARNPENSION

#### 8.3.1 Kvinna, man och könsneutralt åren 2003-2005

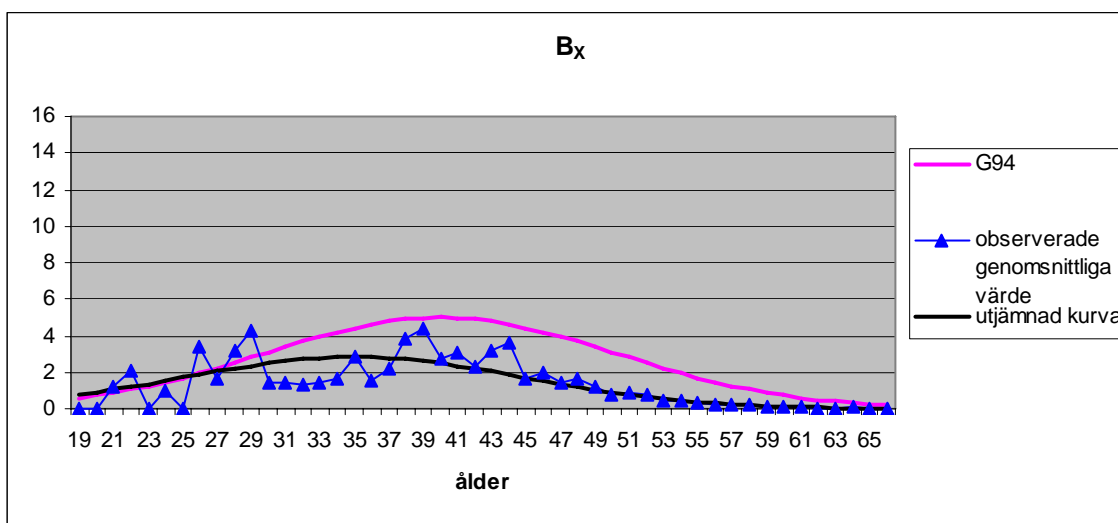
I följande figurer är ålder i x-axeln och den förväntade kapitalvärdet av barnpension i y-axeln:



Figur 11.



Figur 12.



Figur 13.

Det förväntade kapitalvärdet av barnpension är högre för kvinnor (Figur 11) jämfört med G64 Kvinna. Detta beror både på antalet barn och på utbetalningstiden.

Jämförelse mellan förväntade kapitalvärden av barnpension hos män och G64 Man (Figur 12) visar att det finns en kraftig variation i yngre åldrar som beror på få observationer medan i högre åldrar kapitalvärdet är mindre.

Utifrån KPA:s hela bestånd, åren 2003-2005, skattades  $B_x$  följande

$$B_x = e^{(-0,006756x^2 + 0,453605x - 6,256731)} \quad \text{för kvinna}$$

och

$$B_x = e^{(-0,002082x^2 + 0,093318x + 0,494192)} \quad \text{för man}$$

samt

$$B_x = e^{(-0,005067x^2 + 0,354405x - 5,162433)} \quad \text{för könsneutralt}$$

I följande två tabeller jämförs kapitalvärdet av förväntade barnpension,  $B_x$  94 års grunder (Tabell 7) respektive 64 års grunder (Tabell 8) med denna undersöknings värden.

Ålder	G94	KPA Könsneutralt	KPA Man	KPA Kvinna
30	3,0939	2,4829	4,1368	3,5645
40	5,0000	2,4758	2,4491	2,9384
50	3,0939	0,8961	0,9561	0,6272
60	0,7330	0,1177	0,2461	0,0347

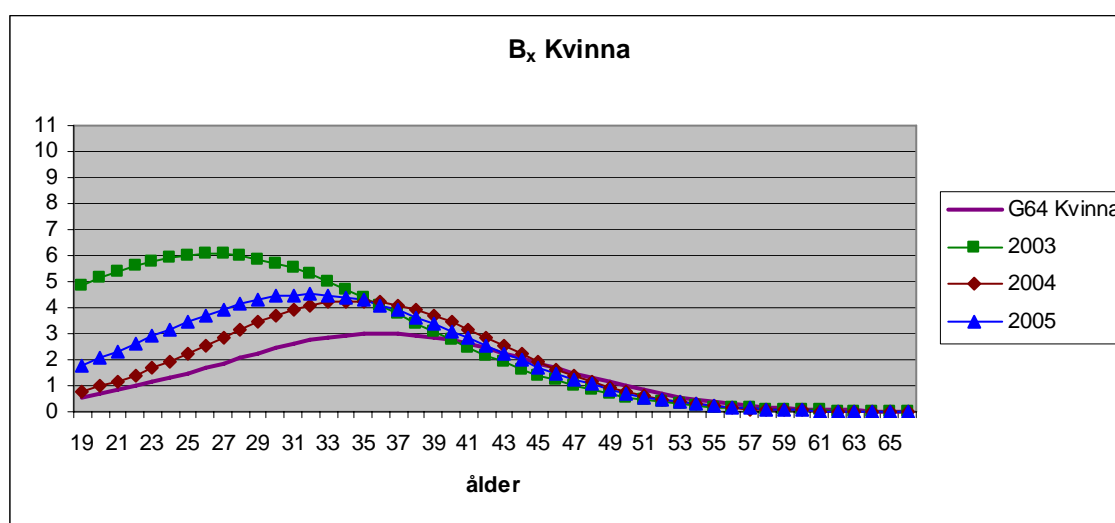
Tabell 7.

Ålder	G64 Man	KPA Man	G64 Kvinna	KPA Kvinna
30	3,1071	4,1368	3,8419	3,5645
40	5,0000	2,4491	4,7532	2,9384
50	3,1071	0,9561	0,8353	0,6272
60	0,7456	0,2461	0,0450	0,0347

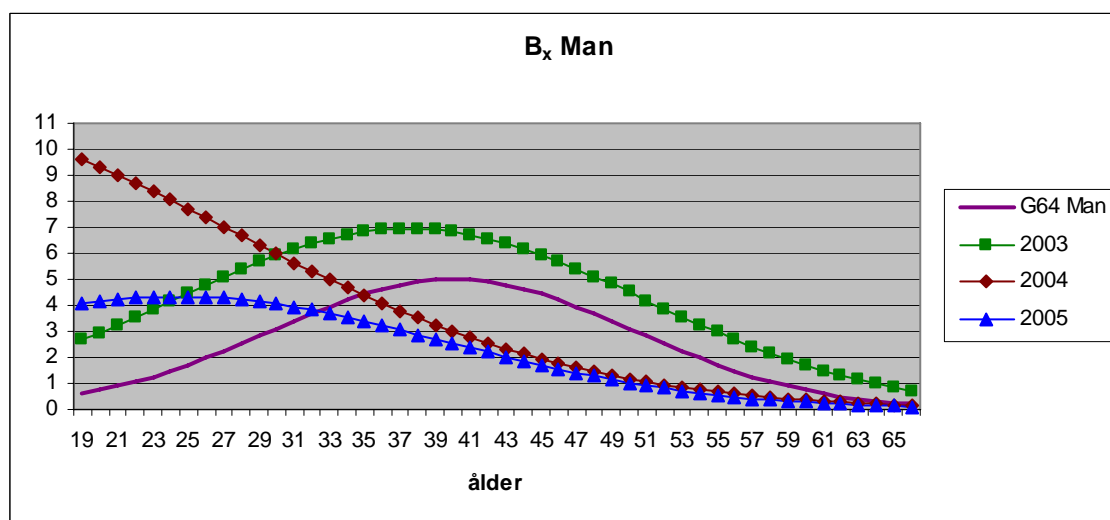
Tabell 8.

### 8.3.2 Kvinna, man och könsneutral jämförelse mellan åren

Kapitalvärdet av den förväntade barnpensionen för årsvis mellan åren 2003-2005



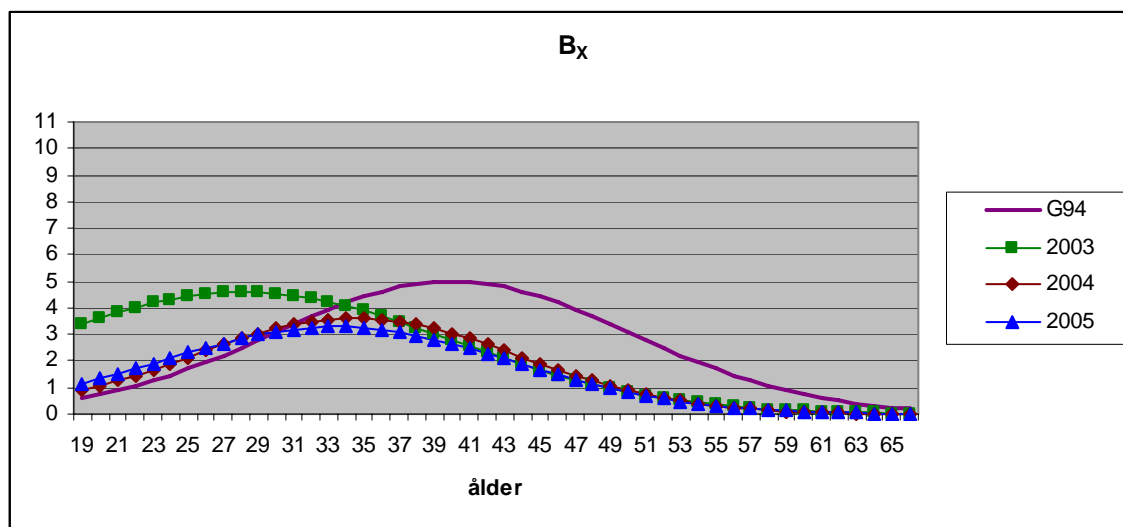
Figur 14.



Figur 15.



Resultatet visar att det finns en kraftig variation för män i yngre åldrar som beror på få observationer.



Figur 16.

Slumpmässig variation har alla tre jämförelserna mellan åren.

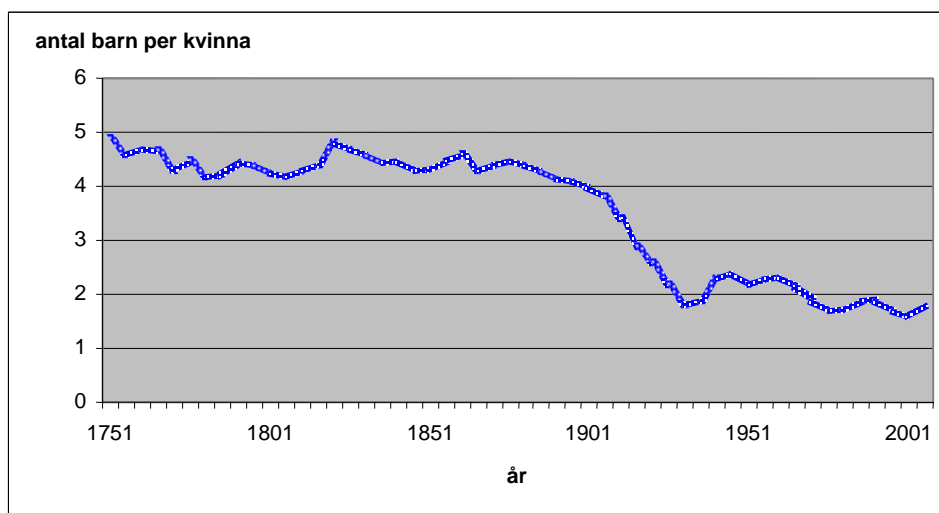
## 9 RESULTAT AV GENOMSNITTLIGA ANTALET BARN

### 9.1 FRUKTSAMHETEN I SVERIGE MELLAN ÅREN 1900-2004

Fram till slutet av 1800-talet låg barnafödandet på en relativt konstant nivå. Den summerade fruktsamheten låg runt 4,5 barn från till 1700-talets mitt fram till 1880.

Under senare delen av 1800-talet inleddes en period med stagnerande och därefter sjunkande barnafödande. Under 1900-talet har barnafödandet i Sverige varierat mycket mellan olika perioder, betydligt mer än under 1800-talet. Från en summerad fruktsamhet på runt 4 barn per kvinna sjönk fruktsamheten till 1,7 barn under första delen av 1930-talet. Under 1997-1998 var den summerade fruktsamheten endast 1,5 barn per kvinna.

Om fruktsamheten för 1997 skulle gälla i framtiden så får kvinnor få 1,52 barn i genomsnitt. För männen skulle det endast bli 1,44 barn. Det är en följd av att vi har fler män än kvinnor i de barnafödande åldrarna, vilket gör att det genomsnittliga antalet barn per man blir lägre.



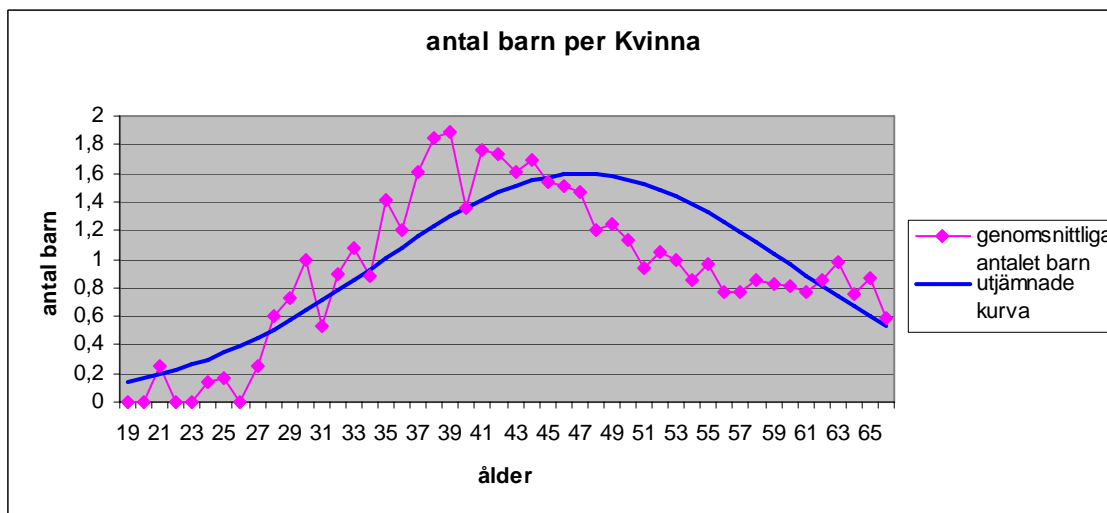
Figur 17. Den summerade fruktsamheten 1751-2004

Den summerade fruktsamheten anger det antal barn som kvinnor och män skulle få i genomsnitt om det enskilda årets fruktsamhet i varje ålder skulle råda. Det slutliga antalet barn kan idag beräknas för kvinnor och männen som fyllde 45 respektive 55 år.

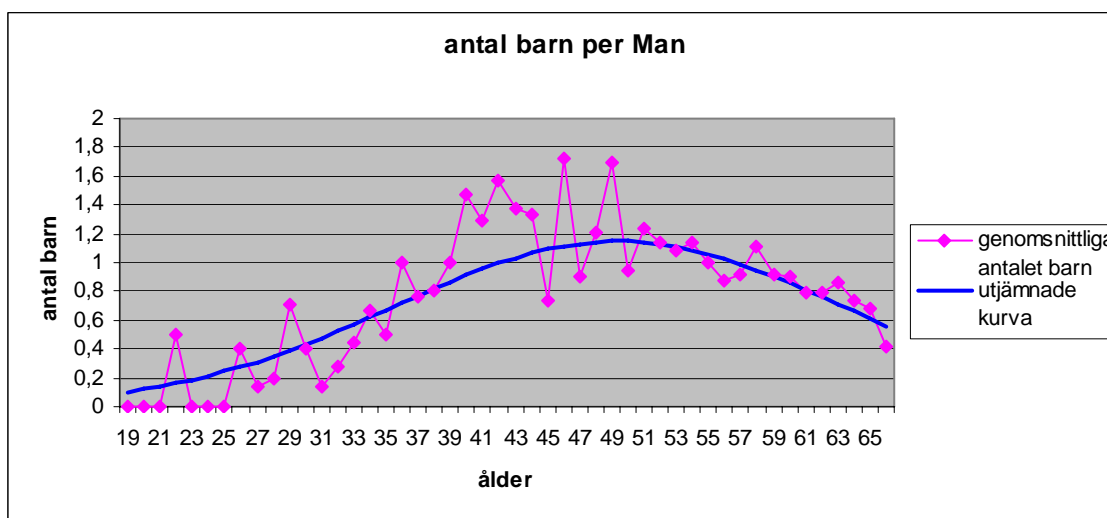
I en annan befolkningsprognos som SCB utarbetade 1999 antas att kvinnor kommer att få 1,8 barn i genomsnitt i framtiden.

## 9.2 KVINNA, MAN OCH KÖNSNEUTRALT ÅREN 2003-2005

I följande figurer nedan visas genomsnittliga antalet barn för åren 2003-2005 utifrån KPA:s bestånd



Figur 18.



Figur 19.

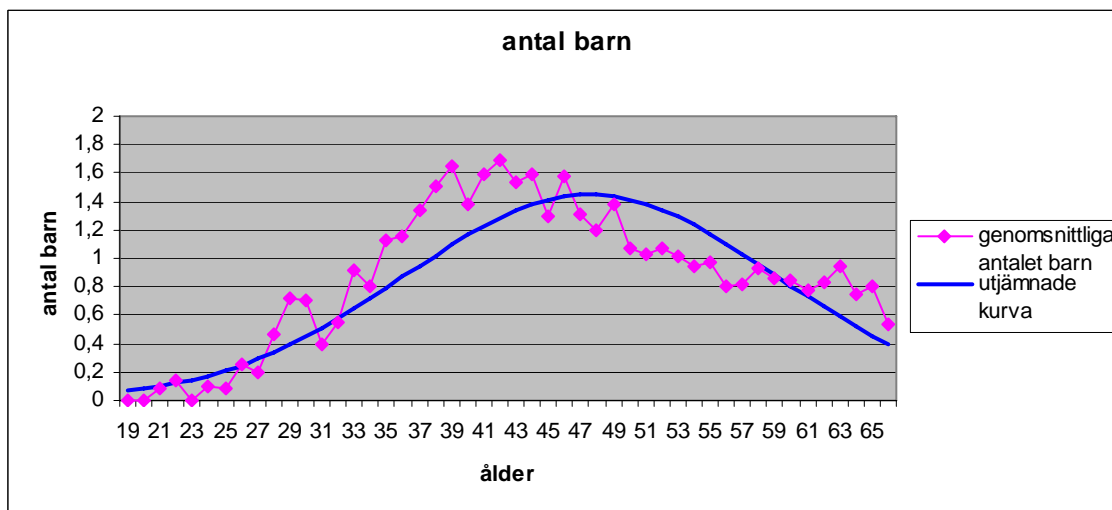
Antalet barn uppskattas i åldrar och kön genom på följande sätt

$$\hat{\text{antbarn}}_x^k = \frac{\sum_i i \cdot \text{antalet } x - \text{åriga av kön som avlidit under året som har } i \text{ barn}}{\text{antalet } x - \text{åriga av kön } k \text{ som avlidit under året}}$$

där anger  $k$  kön och  $x$  ålder samt  $i$  antalet barn.

Utifrån KPA:s bestånd för försäkrade kvinnor (Figur 18) och män (Figur 19) är det högsta antalet barn 1,6 respektive 1,1 under 2003-2005.

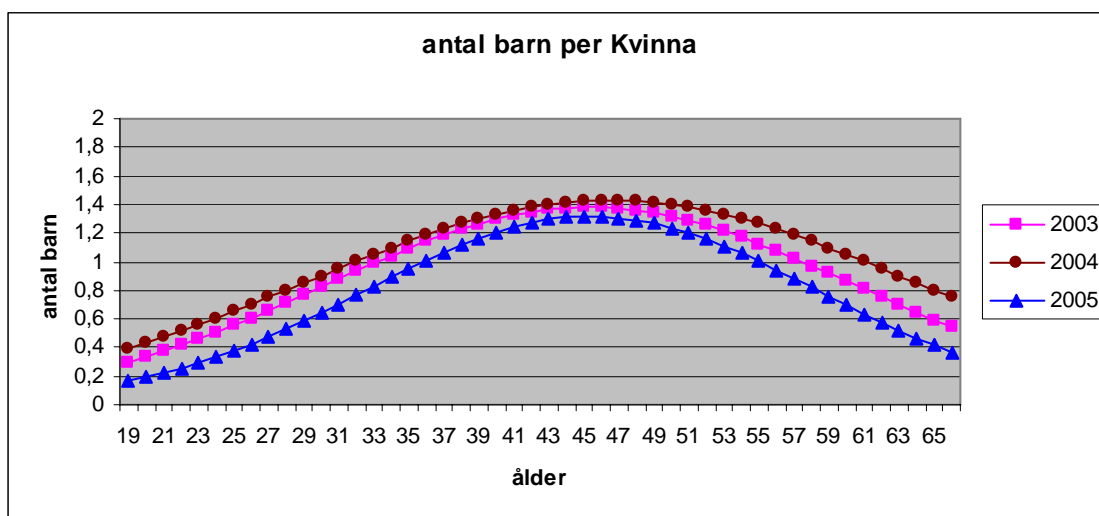
Resultatet är något lägre både för försäkrade kvinnor och män än den befolkningsprognos som SCB utarbetade angående fruktsamhet.



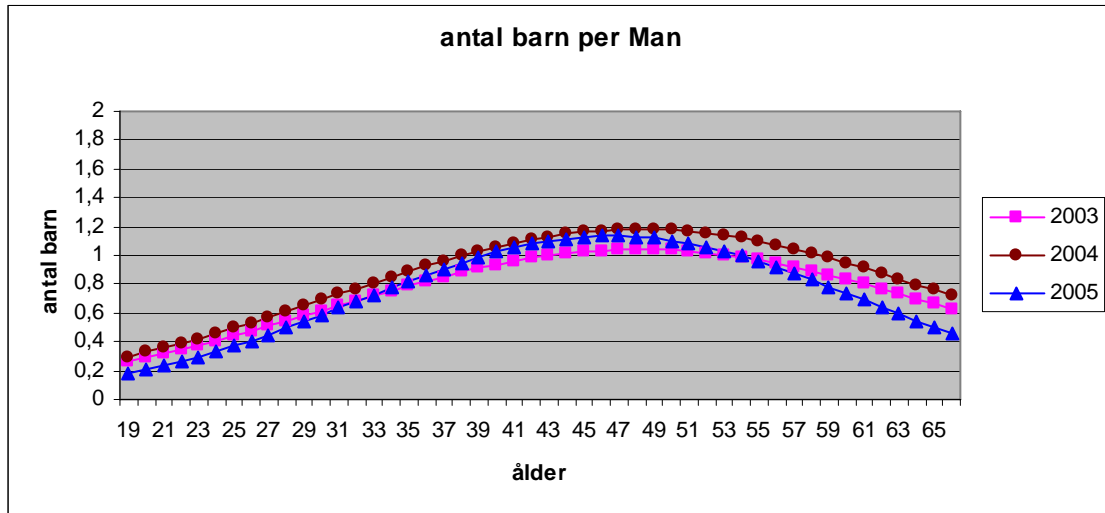
Figur 20.

### 9.3 KVINNA, MAN OCH KÖNSNEUTRAL JÄMFÖRELSE MELLAN ÅREN

Genomsnittliga antalet barn för årsvis mellan 2003-2005

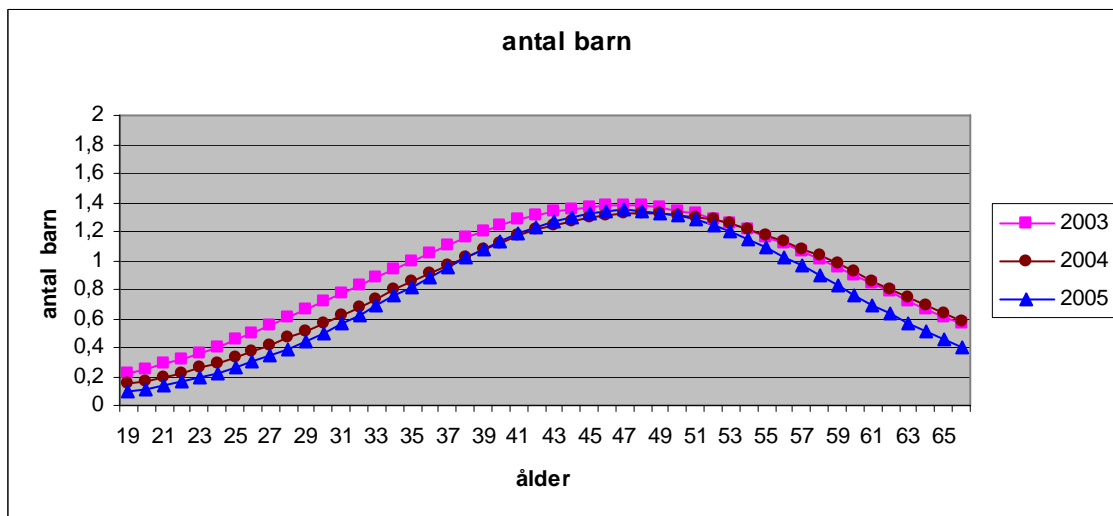


Figur 21.



Figur 22.

För kvinnor och män ligger genomsnittliga antalet barn på samma nivå för alla år och har slumpmässig variation mellan åren.



Figur 23

## 10 HUR PÅVERKAS PRISSÄTTNINGEN AV DE NYA ANTAGANDENA?

Bestämning av premie görs utifrån försäkringstekniska antaganden. Antagande görs för ränta, dödlighet (livslängd), driftskostnader och risktillägg.

Vid bestämning av premie för efterlevandepension görs också antagande om förmånstagare (efterlevande) och deras rätt till ersättning samt betalningsperiod.

För förräntningen antas räntesatsen 3,5 % för 1964 års grunder och 4 % för 1994 års grunder.

Dödlighetsantaganden  $\mu_x$  definieras för kvinna och man på följande sätt

$$1000 * \mu_x = 0,0056 * 10^{0,048x} \text{ för kvinna}$$

och

$$1000 * \mu_x = 0,0260 * 10^{0,043x} \text{ för man}$$

Vid försäkring av familjepension inläggs risktillägg, dels genom en ökning av dödlighetsintensiteten och en minskning av ränteintensiteten med nedan angivna belopp a, dels genom en ökning av bruttoavgiften exklusive procentuell belastning för risktillägg och omkostnader med b %.

	Familjepension för <u>Manlig medlem</u>	<u>Kvinnlig medlem</u>	<u>Grunder</u>
b	40 %	40 %	G94
b	10 %	75 %	G64
a	0,1	0,2	G64, G94

Vid bestämningen av engångspremien för vuxen- och barnpension används de särskilda antagandena samt för övriga antaganden som ränta, driftskostnader, risktillägg och dödlighet de samma antaganden som i grunder som jämförs för att göra en rättvisa jämförelse.

Engångspremien för temporär vuxenpension för x-årig försäkrad erhålls enligt följande formel

$$tariff = \frac{1}{D_x} \int_0^{\infty} D_{x+t} * \mu_{x+t} * g_x * \frac{(N_{x+u+t} - N_{x+u+temporär+t})}{D_{x+u+t}} dt$$

Engångspremien för temporär barnpension till 20 årsålder för x-årig försäkrade erhålls enligt följande formel

$$tariff = \frac{1}{D_x} \int_0^{\infty} D_{x+t} * \mu_{x+t} * B_{x+t} dt$$

Tariffen för vuxenpension jämförs först med 1964 års grunder (Tabell 9) och sedan med 1994 års grunder (Tabell 10) för försäkrad man och kvinna. I följande tabeller betyder *Nytt  $g_x$*  att G64 används med det nya  $g_x$  antagandet och *Nytt  $u_x$*  betyder att G64 används med det nya  $u_x$  antagandet samt i G06 används de nya  $g_x$  och  $u_x$  antagandena men har i övrigt samma antaganden som G64.

#### 30-årig manlig försäkrad

G64	11,5562	
Nytt $g_x$	6,0008	51,93 %
Nytt $u_x$	11,5022	99,53 %
G06	5,9719	51,68 %

#### kvinnlig försäkrad

G64	3,2778	
Nytt $g_x$	3,7089	113,15 %
Nytt $u_x$	3,1219	95,24 %
G06	3,6589	111,63 %

#### 40-årig manlig försäkrad

G64	15,1962	
Nytt $g_x$	7,9641	52,41 %
Nytt $u_x$	15,1221	99,51 %
G06	7,9245	52,15 %

#### kvinnlig försäkrad

G64	4,1063	
Nytt $g_x$	4,8299	117,62 %
Nytt $u_x$	3,9618	96,48 %
G06	4,7819	116,45 %

#### 50-årig manlig försäkrad

G64	19,4832	
Nytt $g_x$	10,2641	52,68 %
Nytt $u_x$	19,3805	99,47 %
G06	10,2091	52,40 %

#### kvinnlig försäkrad

G64	4,9388	
Nytt $g_x$	5,9496	120,47 %
Nytt $u_x$	4,7407	95,99 %
G06	5,8564	118,58 %

#### 60-årig manlig försäkrad

G64	23,8147	
Nytt $g_x$	12,5133	52,54 %
Nytt $u_x$	23,6699	99,39 %
G06	12,4358	52,22 %

#### kvinnlig försäkrad

G64	5,3743	
Nytt $g_x$	6,4460	119,94 %
Nytt $u_x$	5,0984	94,87 %
G06	6,3168	117,54 %

Tabell 9.

Undersökningen visar att  $g_x$ , sannolikheten att vara gift är genomgående lägre för försäkrad man än 1964 års grunder. Resultatet av prissättningen blir nästan halverad för försäkrad man. Medan för de försäkrade kvinnorna sannolikheten att vara gift,  $g_x$  är större än 1964 års grunder. Premien ökar med 10 och 20 procent.

Ålderskillnaden mellan försäkrad man och efterlevande kvinna minskar dvs. kapitalvärdet av utbetalning av efterlevandepension blir följaktligen mindre eftersom efterlevande blir äldre.

Ålderskillnaden mellan försäkrad kvinna och efterlevande man har i förhållande till 1964 års grunder. Då blir den efterlevande man äldre vilket medför billigare premie. Premien minskar knappt för försäkrad man medan premien minskar ungefär 4,5 % för försäkrad kvinna.

Enligt 1994 års grunder visas tariffen för vuxenpension i följande tabell där *Nytt  $g_x$*  betyder att G94 används med det nya  $g_x$  antagandet och *Nytt  $u_x$*  betyder att G94 används med det nya  $u_x$  antagandet samt i G06 används de nya  $g_x$  och  $u_x$  antagandena men har i övrigt samma antaganden som G94.

#### 30-årig manlig försäkrad

G94	9,4889	
Nytt $g_x$	5,4354	57,28 %
Nytt $u_x$	9,5128	100,25 %
G06	5,4591	57,53 %

#### kvinnlig försäkrad

G94	5,8170	
Nytt $g_x$	2,4754	42,55 %
Nytt $u_x$	5,8640	100,81 %
G06	2,4794	42,62 %

#### 40-årig manlig försäkrad

G94	13,0313	
Nytt $g_x$	7,5480	57,92 %
Nytt $u_x$	13,0858	100,42 %
G06	7,5820	58,18 %

#### kvinnlig försäkrad

G94	8,0024	
Nytt $g_x$	3,3293	41,60 %
Nytt $u_x$	8,0699	100,84 %
G06	3,3351	41,68 %

#### 50-årig manlig försäkrad

G94	17,3276	
Nytt $g_x$	10,1800	58,75 %
Nytt $u_x$	17,3784	100,29 %
G06	10,2298	59,04 %

#### kvinnlig försäkrad

G94	10,6391	
Nytt $g_x$	4,1858	39,34 %
Nytt $u_x$	10,7371	100,92 %
G06	4,1946	39,43 %

#### 60-årig manlig försäkrad

G94	21,6690	
Nytt $g_x$	12,9828	59,91 %
Nytt $u_x$	21,7485	100,37 %
G06	13,0591	60,27 %

#### kvinnlig försäkrad

G94	13,2182	
Nytt $g_x$	4,5564	34,47 %
Nytt $u_x$	13,3644	101,11 %
G06	4,5708	34,58 %

Tabell 10.

Sannolikheten att vara gift är kraftig under 1994 års grunder. Detta medför att resultatet av prissättningen blir ca 40 % billigare premie för försäkrad man och ca 60 % billigare för försäkrad kvinna.

Enligt undersökningen är ålderskillnaden mellan försäkrad man och efterlevande kvinna lägre till 72 års ålder och överstiger 1994 års grunder. Detta gör att premien blir något dyrare.

Undersökningen för försäkrad kvinna visar att ålderskillnaden är högre till 60 års ålder och därefter lägre än 1994 års grunder. Pga. detta blir premien något dyrare även här.



Tariffen för barnpension jämförs först med 1964 års grunder (Tabell 11) och sedan med 1994 års grunder (Tabell 12) för försäkrad man och kvinna. I följande tabeller använder G06 nya  $B_x$  antaganden men har i övrigt samma antaganden som G64 dvs. att det är bara  $B_x$  antagandet som skiljer mellan grunderna.

30-årig manlig försäkrad

G64	2,2285	
G06	0,9997	44,86 %

kvinnlig försäkrad

G64	0,5325	
G06	0,4953	93,01 %

40-årig manlig försäkrad

G64	2,3317	
G06	0,8300	35,60 %

kvinnlig försäkrad

G64	0,4571	
G06	0,3360	73,51 %

50-årig manlig försäkrad

G64	1,5778	
G06	0,5331	33,79 %

kvinnlig försäkrad

G64	0,2111	
G06	0,0994	47,09 %

60-årig manlig försäkrad

G64	0,5555	
G06	0,2475	44,55 %

kvinnlig försäkrad

G64	0,0415	
G06	0,0100	24,10 %

Tabell 11.

I undersökningen är kapitalvärdet av barnpension högre i yngre åldrar medan det är lägre från och med 43 års ålder. Detta medför premien sjunker kraftigt för högre åldrar för försäkrad kvinna.

För försäkrad man blir  $B_x$  kapitalvärdet av förväntad barnpension lägre efter 33 års ålder. Pga. att  $B_x$  sjunker tidigt blir premien genomgående lägre, 55-60 %, än 1964 års grunder.

Enligt 1994 års grunder visas tariffen för barnpension i följande tabell där G06 använder de nya  $B_x$  antagandena men har i övrigt samma antagande som G94.

30-årig manlig försäkrad

G94	1,9480	
G06	0,8911	45,74 %

kvinnlig försäkrad

G94	1,1202	
G06	0,4265	38,07 %

40-årig manlig försäkrad

G94	2,0983	
G06	0,7543	35,95 %

kvinnlig försäkrad

G94	1,2148	
G06	0,2887	23,77 %

50-årig manlig försäkrad

G94	1,4579	
G06	0,5008	34,35 %

kvinnlig försäkrad

G94	0,8513	
G06	0,0823	9,67 %

60-årig manlig försäkrad

G94	0,5270	
G06	0,2428	46,07 %

kvinnlig försäkrad

G94	0,1311	
G06	0,0079	6,03 %

Tabell 12.

Från och med 28 års ålder är  $B_x$  mindre än 1994 års grunder både för försäkrad man och kvinna.

$B_x$  kapitalvärdet av förväntad barnpension är lägre för försäkrad kvinna än försäkrad man vilket gör att premien för försäkrad kvinna kan sänkas kraftigt medan premien för försäkrad man kan halveras.

Den här undersökningen visar att premierna skulle kunna sänkas, utom för vuxenpensionen för försäkrad kvinna.

## Källförteckning

Larsson, Gösta. *SPP:s Beräkningsgrunder 1929-1977*, SPP Svenska Personal-Pensionskassan

Hultman, Knut (1958). *Livförsäkringsteknik enligt svenska förhållanden*, Institutet för Försäkringsutbildnings Studiehandböcker

Andersson, Gunnar (2005). *Livförsäkringsmatematik*, Svenska Försäkringsföreningen

KPA Pension. *Din tjänstepension*, Broschyr

KPA Pension. *TGL-KL Tjänstegrupplivförsäkring 2006*, Broschyr

*Statistik Årsbok för Sverige 2006*

*Efterlevandepension*. [www.regeringen.se](http://www.regeringen.se)

*Information om efterlevandepension och efterlevandestöd*. [www.forsakringskassan.se](http://www.forsakringskassan.se)

*Fruksamhetsmodellen*. [www.scb.se](http://www.scb.se)

*Familj och Barnafödande*. [www.scb.se](http://www.scb.se)

[www.fi.se](http://www.fi.se)