

# Regleringsbrevsuppdrag Inträdesålder på arbetsmarknaden och antal år med pensionsrätt

## Rapport

---

Datum 2013-12-02  
Dok.bet. PID132278  
Version 1.0  
Dnr/Ref. VER 2013-390

## Innehåll

|  |           |
|--|-----------|
| <b>Uppdraget</b> .....   | <b>3</b>  |
| <b>Sammanfattning</b> .....  | <b>3</b>  |
| <b>Inledning</b> .....   | <b>5</b>  |
| <b>Vanliga metoder för att beräkna genomsnittlig inträdesålder, utträdesålder och antal år i arbetskraften</b> ..... | <b>5</b>  |
| Statiska och dynamiska metoder .....   | 5         |
| Metoder som baseras på livslängdstabeller.....   | 9         |
| Livslängdstabell skapad ur bestånd .....   | 11        |
| Pensionsmyndighetens metod .....   | 14        |
| Livslängdstabell skapad ur flöden.....   | 17        |
| Övriga mått .....  | 20        |
| <b>Pensionsmyndighetens val av data och metod för vidare analys</b> .....  | <b>23</b> |
| <b>Data och förutsättningar</b> .....  | <b>23</b> |
| Skillnader i perspektiv av att använda registerdata .....  | 23        |
| Pensionsmyndighetens data .....  | 25        |
| Tillgängliga år .....  | 25        |
| <b>Avgränsningar och definitioner</b> .....  | <b>25</b> |
| Vilka personer resultaten är representativa för .....  | 25        |
| Uppdelning av analysen.....  | 26        |
| Typ av pensionsrätt .....  | 26        |
| Övrig uppdelning .....   | 27        |
| Definition av inträdes- och utträdesålder .....  | 27        |
| <b>Analys</b> .....  | <b>29</b> |
| Metod 1 – Använda beståndsdata för att skapa en arbetslivslängdstabell .....   | 29        |
| Metod 2 – Använda flödesdata för att skapa en arbetslivslängdstabell .....   | 34        |
| Övergångsmatrisens utseende.....   | 34        |
| Dödsrisker .....   | 35        |
| Övergångssannolikheterna .....   | 37        |
| <b>Samhällsekonomiska effekter av förändrad inträdesålder samt antal år med intjänad pensionsrätt</b> .....          | <b>40</b> |
| <b>Hur förändrad inträdes- respektive utträdesålder påverkar pensionssystemet</b> .....                              | <b>44</b> |
| <b>Möjligheter till vidare analys</b> .....  | <b>50</b> |
| Analysera inkomst av lön och eget företag .....  | 50        |
| Utöka analysen bakåt i tiden .....   | 50        |
| Dela upp analysgrupperna på typ av arbete .....  | 50        |
| Undersök varför längre perioder utan intjänande uppstår.....   | 50        |
| Geografisk uppdelning.....   | 51        |
| Alternativ metod med mikrosimulering .....   | 51        |
| Alternativ metod som utgår från intjänandetiden i Pensionssystemet .....   | 51        |
| <b>Referenser</b> .....  | <b>54</b> |

|                       |           |
|-----------------------|-----------|
| <b>Appendix</b> ..... | <b>55</b> |
| Markov-processen..... | 55        |

## Uppdraget

I regleringsbrev 2013 för Pensionsmyndigheten ges myndigheten följande uppdrag.

### *Ålder för inträde på arbetsmarknaden och antal år med pensionsrätt*

Pensionsmyndigheten ska utveckla och analysera mått för genomsnittlig ålder för inträde i arbetslivet respektive genomsnittligt antal år med pensionsrätt. Pensionsrätt kan även tjänas in genom pensionsgrundande belopp och det ligger därför även i uppdraget att analysera hur detta påverkar resultatet. Alternativa mått kan därför med fördel beskrivas.

Redovisningen ska omfatta utvecklingen under de senaste 20 åren och även visa hur utvecklingen varit för kvinnor och män samt för olika inkomstgrupper och yrkesgrupper.

I redovisningen ska även analyseras hur förändringar av inträdesålder och genomsnittligt antal år med pensionsrätt påverkar fördelningssystemets finansiella ställning och en övergripande bedömning av andra viktiga samhällsekonomiska effekter. Uppdraget ska redovisas till Regeringskansliet (Socialdepartementet) senast den 2 december 2013.

## Sammanfattning

Pensionsmyndigheten har i denna rapport gjort ett relativt omfattande kartläggningsarbete vad avser de existerande metoderna för att beräkna in- och utträdesåldrar från arbetsmarknaden som nu används. Vi har vidare utvecklat vår förmåga att på egna registerdata beräkna in- och utträdesålder enligt kartlagda och egenutvecklade metoder. I tabellen sammanfattas resultaten av kartläggningen och nyutvecklade mått.

**Tabell. Olika mått för in- och utträdesålder på arbetsmarknaden**

| Producent           | Datakälla      | År   | Inträdesålder | Utträdesålder | ”Skillnad”*** | Notering                                  |
|---------------------|----------------|------|---------------|---------------|---------------|---|
| OECD                | AKU*           | 2011 | -             | 65,4          | -             |   |
| Eurostat            | AKU            | 2010 | -             | 64,4          | -             | Uppdateras ej längre                      |
| Eurostat            | AKU            | 2011 | -             | -             | 40,4          | Tar endast fram arbetslivets längd        |
| Pensionsmyndigheten | AKU            | 2011 | 22,5          | 63,2          | 40,7          | De mått vi tagit fram sen tidigare        |
| SCB                 | AKU            | 2006 | 28            | 64            | 36            | Inträde mätt enligt ”etableringsålder”    |
| Pensionsmyndigheten | Pensionsrätter | 2011 | 21            | 64,9          | 43            | All pensionsrätt, Oviktade ettåriga data  |
| Pensionsmyndigheten | Pensionsrätter | 2011 | 25,8          | 63,1          | -             | All pensionsrätt, Viktade ettåriga data   |
| Pensionsmyndigheten | Pensionsrätter | 2011 | 20,7          | 65,7          | 44,3          | All pensionsrätt, Oviktade fleråriga data |
| Pensionsmyndigheten | Pensionsrätter | 2011 | 22,3          | 63,4          | 41,6          | PGI exkl. SA***<br>Oviktade ettåriga data |
| Pensionsmyndigheten | Pensionsrätter | 2011 | 27,2          | 61,7          | -             | PGI exkl. SA,<br>Viktade ettåriga data    |
| Pensionsmyndigheten | Pensionsrätter | 2011 | 21,8          | 65,4          | 43            | PGI exkl. SA,<br>Oviktade fleråriga data  |

\*Arbetskraftsundersökningar

\*\* Antal år i arbetslivet eller antal år med intjänande av pensionsrätt

\*\*\* Pensionsgrundande Inkomst, bortsett från sådan som tjänas in vid Sjuk- och aktivitetsersättning

Som framgår av tabellen skiljer sig genomsnittlig in- och utträdesålder på arbetsmarknaden kraftigt åt beroende på vilken metod som används. Den lägsta inträdesåldern är 20,7, den högsta 28 – förvisso beräknade för olika år. Variationen i de olika måtten för utträdesålder är betydligt mindre men ändå stor. Den lägsta åldern är 61,7 och den högsta 65,7.

De olika måtten för utträdesålder har samtliga en trend mot ökande utträdesålder de senaste 10-20 åren. Före mitten av 1990-talet låg dock utträdesålder för män högre än den nu gör enligt de få mått som har så långa tidsserier. Ökningen de senaste 10-15 åren är mellan drygt 1 år till knappt 3 år. Inträdesåldern ökade, enligt Pensionsmyndighetens AKU-baserade mått, mycket snabbt och kraftigt från ca 20 år till 22,5 år under 1990-talskrisen. Det måttet på inträdesålder har sedan dess legat ganska stilla. Tidsserierna för Pensionsmyndighetens övriga mått på inträdesålder är för korta för att vi ska kunna se hur de reagerade på den krisen, men till skillnad från det AKU-baserade måttet så visar de en ökande inträdesålder under 2000-talet. Ökningen är omkring ett år.

Mäns utträdesålder är med ett undantag högre än kvinnornas i samtliga mått. Skillnaden varierar med mellan 1 och 2 år i de olika måtten, men är över tid ganska stabil om samma mått används. Undantaget är då hela pensionsunderlaget, det vill säga all intjänad pensionsrätt används för att beräkna utträdesåldern. Vid sådana beräkningar är kvinnorna utträdesålder i en del fall högre än männens. Skillnaderna mellan könen är inte lika systematisk i de olika måtten för inträdesålder. I Pensionsmyndighetens AKU-baserade mått som vi har en relativt lång tidsserie för sker ett skifte i samband med 1990-talskrisen. Före krisen har kvinnor ca ½ års lägre inträdesålder än män, efter krisen har män knappt 1 års lägre inträdesålder än kvinnor. Denna skillnad har sedan bestått. I övriga mått som inte viktas efter inkomstens storlek består bilden av att kvinnor inträder på arbetsmarknaden något tidigare än männen, men viktas måtten med inkomsten ändras bilden och männens inträde sker då tidigare.

I rapporten har exempelkalkyler gjorts som visar vad effekten skulle bli på inkomstpensionssystemet om inträdesåldern minskade med ett år, respektive om utträdesåldern skulle öka med ett år. Förenklat kan sägas att en sådan utveckling skulle stärka pensionssystemets finansiella ställning med i båda fallen 2-3 procent. Den förstärkningen skulle genom balanseringen användas för att höja nuvarande och kommande pensioner i motsvarande utsträckning, d.v.s. med 2-3 procent, varvid systemets finansiella ställning försämras – men med skulder och tillgångar på en högre nivå. Lägre inträdesålder och högre utträdesålder skulle dock även medföra att balanseringen stängs av tidigare, i räkneexemplen 2-3 år tidigare. Därefter etablerar sig systemets finansiella ställning på en högre nivå. Högre inträdesålder och lägre utträdesålder skulle ha ungefär motsvarande negativa effekt för inkomstpensionssystemets pensionsnivåer och finansiella ställning.

Det är en viktig och inte helt enkel uppgift att precisera ett eller flera syften med önskade mått och utifrån dessa syften väga måttens för- och nackdelar för att föreslå mått som ska vara de bästa möjliga. Det är en grannlaga uppgift att samtidigt tillgodose olika informationsbehov utan att samtidigt skapa en snårskog av olika mått som konsumerar varandras informationsvärde och genomslagskraft.

Föreliggande rapport innebär att vi har bra material för att inleda en sådan beslutsprocess. Vi vill dock involvera flera parter i diskussionen om vad lämpliga syften och mått är. Vi presenterar därför inte i denna rapport något eller några nya mått på inträdes- och utträdesålder ur arbetslivet som myndigheten ställer sig bakom. Pensionsmyndigheten avser att, med den grund som föreliggande rapport lagt under 2014 kunna presentera en uppsättning nya mått på inträdes- och utträdesålder som endera kompletterar eller i vissa fall ersätter nu använda mått.

## Inledning

Hur inträdet i och utträdet ur arbetslivet ser ut har stor betydelse för såväl individerna som för pensionssystemet och samhällsekonomin. Inträdes- och utträdesåldern påverkar pensionssystemet både genom den så kallade omsättningstiden och genom hur stora avgifter som flyter in till systemet. Pensionssystemets utveckling påverkar förstås i sin tur individerna – främst då pensionärerna – och i viss mån även samhällsekonomin. För en individ har tidpunkten för inträde respektive utträde givetvis stor påverkan på hur många år som han eller hon tjänar in pensionsrätt och därmed på den samlade pensionsrättens och pensionens storlek. Bland annat genom det tak som finns för hur mycket pensionsrätt som kan tjänas in under ett kalenderår<sup>1</sup> är betydelsen av antalet år som pensionsspararen tjänat in pensionsrätt något större för den allmänna inkomstgrundade pensionens storlek än vad det skulle ha varit om det inte funnes något tak.

En analys av mått på utträdesålder ingår inte i uppdraget, men den redovisning vi gör av vilka metoder som används handlar nästan bara om utträdesåldern. Det är nämligen de som har använts flitigast. I de metoder som beskrivs möter det dock inget större problem att ”spegelvända” beräkningen av utträdesålder för att istället beräkna inträdesåldern.

Generellt sett är det önskvärt om måtten för inträdesålder, utträdesålder och antal år med pensionsrätt (alternativt år i arbetslivet) beräknas utifrån samma data och med samma logik, att de är ”inbördes konsistenta”. En fördel med det är att vi undviker situationer där måtten ett visst år går åt olika håll, exempelvis om inträdesåldern sjunker och utträdesåldern höjs medan antal år med pensionsrätt minskar.

Om man ser till vilka mått som citeras i media och i olika utredningar idag så är det främst SCB:s definition av ”etableringsålder” som används för att beskriva åldern för arbetslivets början och Pensionsmyndighetens mått på utträdesålder som får beskriva dess slut. Den situationen är otillfredsställande eftersom måtten långt ifrån är framtagna på samma sätt. Etableringsåldern mäts på andel sysselsatta och är ett ”punktvis” mått, medan utträdesåldern mäts på andel i arbetskraften och är ett ”sammanfattande” mått liknande medellivslängden.

## Vanliga metoder för att beräkna genomsnittlig inträdesålder, utträdesålder och antal år i arbetskraften

### Statiska och dynamiska metoder

De statiska och dynamiska metoderna används flitigt för att beskriva utvecklingen i främst utträdesålder både för enskilda länder och för internationella jämförelser. Skillnaden mellan metoderna, vilket avspeglar sig i namnen, är att den statiska bara tar hänsyn till tillståndet under ett kalenderår medan den dynamiska istället ser till förändringen från ett år till nästa. Metoderna använder data om arbetskraftsdeltagandet i olika åldersgrupper för att beräkna måtten. De är förenklade varianter av de beräkningar som används inom befolkningsstatistiken för att beräkna förväntad återstående livslängd<sup>2</sup>. Hur man beräknar förväntad återstående livslängd beskrivs mer i nästa kapitel.

Arbetskraftsdeltagandet fås från de arbetskraftsundersökningar (AKU) som SCB och motsvarande myndigheter i andra länder löpande gör med hjälp av enkäter. Undersökningarna är standardiserade och ser i

<sup>1</sup> För inkomstår 2013 tjänas inga pensionsrätter in i det allmänna pensionssystemet för inkomster över 424 500 kr.

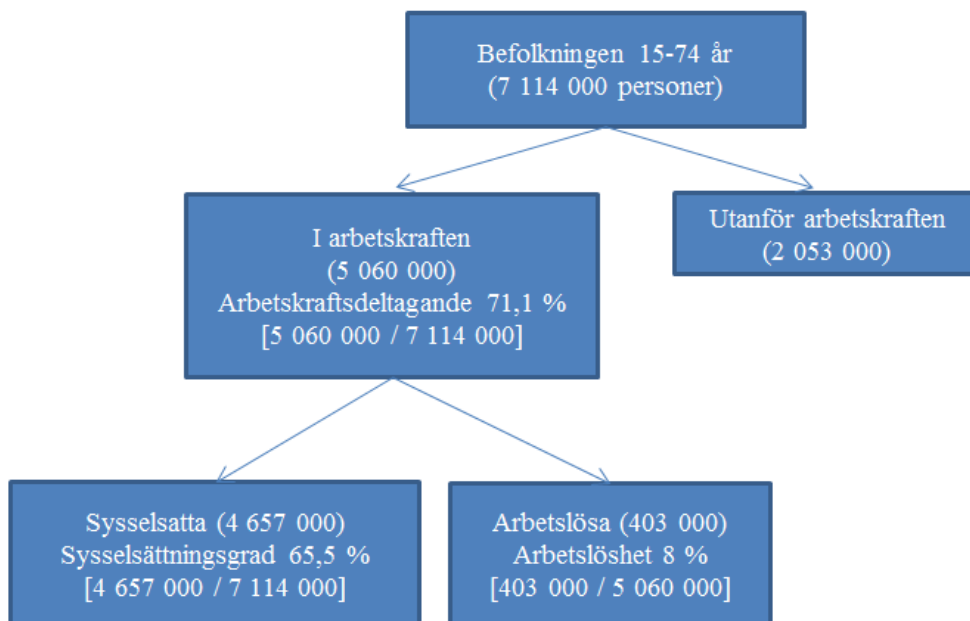
<sup>2</sup> Beskrivningen av de statiska och dynamiska metoderna härrör till en del från de texter som Hans Olsson tidigare skrivit för Försäkringskassans och senare Pensionsmyndighetens räkning. Många av dessa finns upptagna i referenserna och går att hitta på Pensionsmyndighetens hemsida under ”myndighetens publikationer”.

hög grad likadana ut i många länder, så när vi i texten skriver om AKU så menar vi inte bara den svenska undersökningen.

Arbetskraftsdeltagandet räknas som antalet personer i arbetskraften delat med den totala befolkningen. För att tillhöra arbetskraften måste man antingen vara sysselsatt eller arbetslös. Arbetet behöver inte nödvändigtvis vara avlönat. Sysselsatta delas vidare upp i de som arbetar och de som är tillfälligt frånvarande från arbete. Huruvida frånvaron är tillfällig beror inte på hur länge man är borta utan endast på om man har kvar en stark anknytning till arbetet, exempelvis vid föräldraledighet från en fast anställning.

Arbetslös är man enligt definitionen om man inte är sysselsatt, har sökt arbete under de senaste fyra veckorna och kan börja arbeta inom två veckor. De som varken är sysselsatta eller arbetslösa klassas som utanför arbetskraften. Det rör sig främst om pensionärer, studerande, personer med Sjuk- och aktivitetsersättning, försörjningsstöd (tidigare kallat socialbidrag) och olika former av stöd till nyanlända invandrare. Här finns även personer som söker arbete men inte gör det tillräckligt aktivt för att räknas som arbetslösa enligt definitionerna ovan. En del personer som är föräldralediga, sjukskrivna med mera kan räknas som utanför arbetskraften om de inte har en tillräckligt stark anknytning till arbetet. I figuren nedan redovisas arbetsmarknaden i Sverige under 2012.

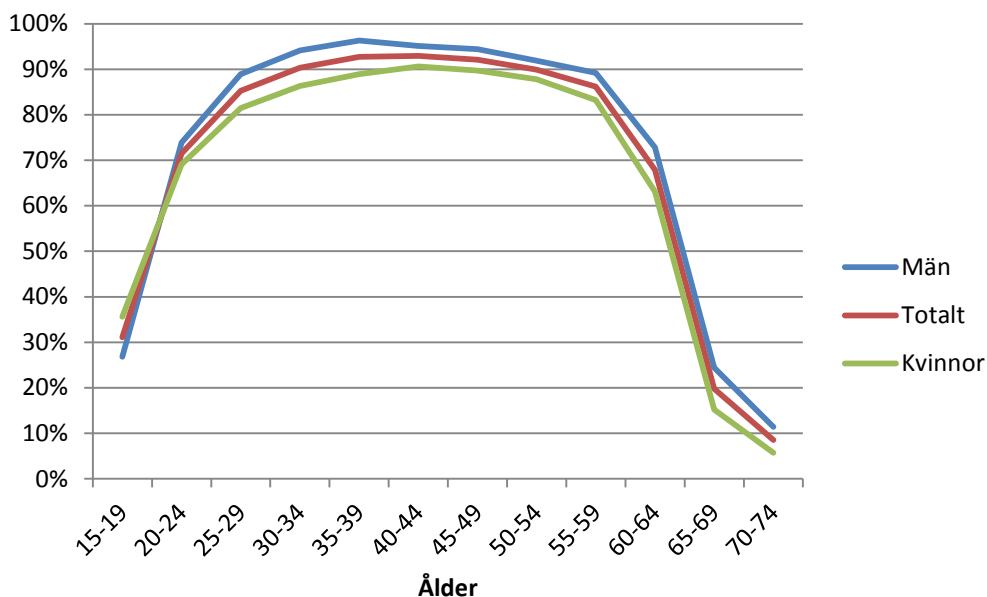
**Figur 1. Arbetsmarknaden i Sverige under 2012**



Källa: Eurostat

Figuren nedan visar arbetskraftsdeltagandet fördelat på kön och 5-årsgrupp under 2012.

**Diagram 1. Procent i arbetskraften 2012 per kön och ålder**



Den statistiska metoden för att beräkna förväntad utträdesålder togs fram av International Labour Organization (ILO) 1996<sup>3</sup>. För närvarande används den oss veterligen endast i Storbritannien<sup>4</sup>. Den dynamiska metoden togs fram av Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD) 2002<sup>5</sup>. Den användes av EU:s statistikbyrå Eurostat fram till och med juni 2012 och används fortfarande av OECD.

Båda metoderna använder förändringar i arbetskraftsdeltagandet för att konstruera en fiktiv kurva över när utträdet från arbetskraften sker. Det enda som skiljer är hur man från förändringarna i arbetskraftsdeltagandet beräknar de utträdessannolikheter<sup>6</sup> som används för att skapa kurvan. Utträdessannolikheten är lika med 1 minus sannolikheten att stanna kvar i arbetskraften.

I den statistiska metoden beräknas sannolikheten att stanna kvar i arbetskraften som arbetskraftsdeltagandet i en viss ålder delat med arbetskraftsdeltagandet under samma år för de som är ett år yngre. I den dynamiska metoden däremot är sannolikheten att stanna kvar i arbetskraften lika med arbetskraftsdeltagandet i en viss ålder delat med arbetskraftsdeltagandet under föregående år för de som då var ett år yngre. Man följer alltså här samma årskull under två år.

I den statistiska metoden antar man att skillnaden i arbetskraftsdeltagande ett givet år mellan exempelvis 55- och 65-åriga kvinnor bara beror på att de senare har lämnat arbetskraften. Det kan ju dock vara så att den årskull som 65-åringarna tillhör aldrig har tillhört arbetskraften i riktigt lika stor utsträckning som den årskull som 55-åringarna tillhör. Metoden har därför problem med att hantera långsamma strukturella förändringar på arbetsmarknaden<sup>7</sup>.

<sup>3</sup> Latulippe (1996)

<sup>4</sup> Den metod som använts i Sverige har ibland kallats för statistisk. Resultaten blir visserligen likartade men den skiljer sig i några väsentliga delar från ILO:s definition och beskrivs därför närmare i nästa kapitel.

<sup>5</sup> Scherer (2002)

<sup>6</sup> Strikt talat är det dock inga sannolikheter eftersom olika personer ingår i täljaren och nämnaren.

<sup>7</sup> Det viktigaste exemplet är kvinnornas inträde i arbetslivet. Den processen är visserligen i det närmaste avslutad i Sverige, men så är långt ifrån fallet i alla europeiska länder.

I den dynamiska däremot antar man att skillnaden i arbetskraftsdeltagande mellan till exempel 51-åringar år 1 och 52-åringar år 2 beror på att en del personer har lämnat arbetskraften för gott. Om vi emellertid befinner oss i högkonjunktur år 1 och i lågkonjunktur år 2 kommer en del människor att tillfälligt lämna arbetskraften. En person som klassats som arbetslös år 1 kanske tycker att det är lönlöst att fortsätta söka arbete under år 2 och klassas därmed som utanför arbetskraften. Om det sedan år 3 åter blir bättre konjunktur kanske personen börjar söka jobb igen och återinträder därmed i arbetskraften. Metoden är därför känslig för upp- och nedgångar i den ekonomiska konjunkturen.

Bägge metoderna utgår från att alla som tillhör arbetskraften vid åldern  $a$  även gjorde det vid åldern  $(a-1)$ . I princip behandlas alltså ett utträde ur arbetskraften på samma sätt som är dödsfall inom befolkningsstatistiken, när det väl har inträffat kommer man inte tillbaka. Det här antagandet är inte helt rimligt och leder också till problem. Om till exempel arbetskraftsdeltagandet för 51-åringar 2009 är lägre än för 52-åringar 2010 så tolkar modellen det som att mer än 100 % av 51-åringarna som tillhör arbetskraften 2009 även gör det nästa år. Eftersom det är en omöjlighet ändrar man manuellt siffran till 100 %<sup>8</sup>. Den dynamiska metoden är mer utsatt för sådana här fel än den statiska.

När sannolikheten att stanna kvar i arbetskraften har beräknats för alla åldrar används dessa för att skapa en fiktiv kurva över utträdet. Kurvan skapas genom multiplikation, vilket innebär att de fel som kommer av de manuella korrigeringarna samt de slumpfel som oundvikligen uppstår vid enkäter slår igenom i hela kurvan. Inom bägge metoderna är det brukligt att inte ta någon hänsyn till de som dör. Att man gör så är ett medvetet val och beror inte på att metoden i sig skulle omöjliggöra ett sådant hänsynstagande. En konsekvens av detta är att den beräknade utträdesåldern i princip bara gäller för de som lever längre än den sista ålder för vilken arbetskraftsdeltagandet beräknas, vilket vanligtvis är 74. En annan konsekvens är att minskad dödlighet i åldrarna innan 74 inte slår igenom i form av högre utträdesåldrar<sup>9</sup>. En ändring i utträdesåldern kan därför inte rakt av sättas i relation till en ökad medellivslängd.

OECD redovisar utträdesålder från och med 1970, medan Eurostat endast gör det sedan 2001. Eurostat har inte tagit fram ny statistik efter 2010 då de har bytt mått, men vi redovisar siffrorna här ändå för jämförelsens skull. Metoderna är något olika, OECD använder 5-årsgrupper och 5-åriga genomsnitt i arbetskraftsdeltagandet, medan Eurostat använder 1-årsgrupper och årliga genomsnitt. Dessutom skiljer sig OECD:s och Eurostats siffror på arbetskraftsdeltagande åt, där OECD oftast ligger högre. SCB:s siffror överensstämmer med Eurostats.

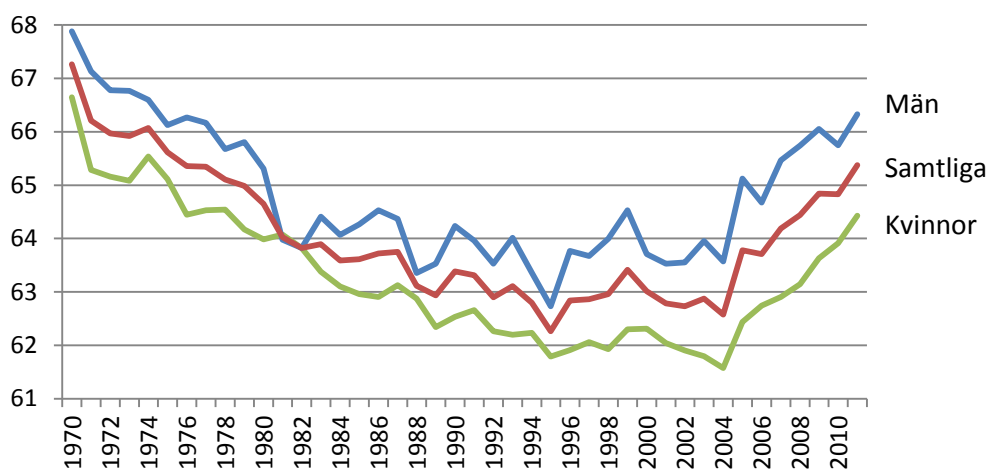
---

<sup>8</sup> I praktiken har man dock oftast använt sig av arbetskraftsdeltagandet för 5-årsgrupper och då uppstår inte det här problemet särskilt ofta. Användandet av 5-årsgrupper beror på att arbetskraftsundersökningarna inte är tillräckligt stora för att få stabila resultat för 1-årsgrupper, slumpvariationen blir för stor.

<sup>9</sup> Förbättrad hälsa påverkar förstas arbetskraftsdeltagandet i högre åldrar, vilket slår igenom i form av höjda utträdesålder. Att en större andel av en årskull överlever till exempelvis 70 års ålder höjer dock inte utträdesåldern.

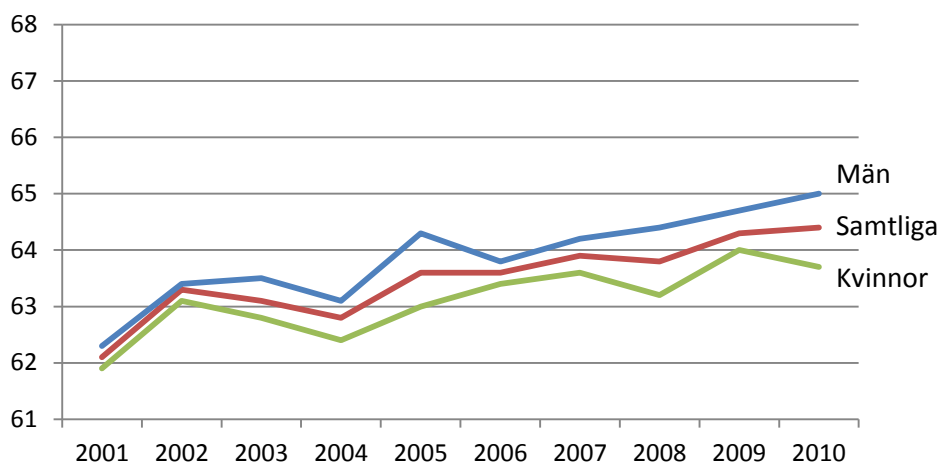


**Diagram 2. Utträdesålder i Sverige per kön enligt OECD**



Källa: OECD

**Diagram 3. Utträdesålder i Sverige per kön enligt Eurostat**



Källa: Eurostat

### Metoder som baseras på livslängdstabeller

De metoder som kommer att beskrivas i de följande avsnitten utgår från så kallade livslängdstabeller. En livslängdstabell för till exempel år 2012 visar hur en hypotetisk födelsekull på 100 000 personer kommer att minska genom dödsfall om den vid varje ålder utsätts för den dödlighet som gäller för dem som under 2012 var i den åldern. Man antar alltså att när de som föds i år blir 80 så kommer de ha samma risk att dö innan de blir 81 som dagens 80-åringar har. Utifrån den hypotetiska födelsekullen kan man räkna ut den genomsnittliga återstående livslängden vid alla åldrar.

Den genomsnittliga återstående livslängden för nyfödda kallas vanligen för "medellivslängd".

Medellivslängden visar *inte* hur länge vi tror att de som föds under 2012 i snitt kommer att leva, utan endast hur länge de kan förväntas leva om de dödsrisker som gällde i alla åldersgrupper under 2012 skulle vara

konstanta under deras livstid – något som är osannolikt. Nedan visas ett utdrag ur den livslängdstabell<sup>10</sup> som SCB tagit fram för 2012.

**Tabell 1. Livslängdstabell för 2012, uppdelat på män och kvinnor**

| Ålder | Dödsrisker ‰ |         | Kvarvarande av 100 000 levande födda |         | Återstående medellivslängd |         |
|-------|--------------|---------|--------------------------------------|---------|----------------------------|---------|
|       | Män          | Kvinnor | Män                                  | Kvinnor | Män                        | Kvinnor |
| 0     | 2,87         | 2,29    | 100 000                              | 100 000 | 79,87                      | 83,54   |
| 1     | 0,19         | 0,12    | 99 713                               | 99 771  | 79,09                      | 82,73   |
| 2     | 0,15         | 0,11    | 99 694                               | 99 759  | 78,11                      | 81,74   |
| 3     | 0,10         | 0,11    | 99 679                               | 99 748  | 77,12                      | 80,75   |
| 4     | 0,17         | 0,07    | 99 669                               | 99 737  | 76,13                      | 79,76   |
| 5     | 0,09         | 0,04    | 99 652                               | 99 730  | 75,14                      | 78,76   |
| .     | .            | .       | .                                    | .       | .                          | .       |
| .     | .            | .       | .                                    | .       | .                          | .       |
| 100   | 437,65       | 376,78  | 609                                  | 1 986   | 1,63                       | 1,91    |
| 101   | 469,07       | 407,25  | 342                                  | 1 238   | 1,51                       | 1,76    |
| 102   | 501,43       | 438,97  | 182                                  | 734     | 1,39                       | 1,62    |
| 103   | 534,62       | 471,84  | 91                                   | 412     | 1,28                       | 1,49    |
| 104   | 568,51       | 505,72  | 42                                   | 218     | 1,19                       | 1,38    |
| 105   | 602,91       | 540,46  | 18                                   | 108     | 1,11                       | 1,27    |
| 106   | 637,65       | 575,88  | 7                                    | 50      | 1,07                       | 1,16    |
| 107   | 672,47       | 611,75  | 3                                    | 21      | 0,83                       | 1,07    |
| 108   | 707,10       | 647,83  | 1                                    | 8       | 0,50                       | 1,00    |

Källa: SCB

Kolumnerna som visar kvarvarande av 100 000 levande födda kallas för den ”syntetiska kohorten”. För varje ålder minskas denna med de personer som dör under den åldern. Hur stor andel som dör fås från dödsriskerna, som visar hur många promille av de som var i en viss ålder under 2012 som dog under levnadsåret. Den återstående medellivslängden i varje ålder beräknas genom att först summera alla framtida levnadsår som de som överlevt till den åldern kommer uppleva. För de flickor som är 1 år gamla får vi då ut att de tillsammans har 8 254 000 levnadsår kvar att leva. Vi fördelar dessa levnadsår på de som kommer att uppleva dem, nämligen de 99 771 flickor som överlevde till 1 års ålder. I genomsnitt blir detta 82,73 år.

Ett sätt att ta fram mått på arbetslivets längd och inträdes- och utträdesålder är att dela upp den återstående livslängden i livslängdstabellen i olika komponenter. Inspirationen till den här metoden kommer från hälsovetenskapen där man brukar dela upp livet i friska respektive sjuka år. För till exempel 2006 var den förväntade återstående medellivslängden för 65-åriga kvinnor cirka 21 år. Av dessa år var funktionsförmågan normal i 12 år, i någon mån nedsatt i 4,5 år och i hög grad nedsatt i ytterligare 4,5 år<sup>11</sup>.

<sup>10</sup> På engelska benämner man livslängdstabeller som *period life table* respektive *cohort life table*, där den förra tittar på överlevnaden för en syntetisk – eller ”hypotetisk” – födelsekull medan den senare tittar på den faktiska dödligheten för personer födda under ett visst år. Om inte annat särskilt anges så tittar vi i den här rapporten på livslängdstabeller utifrån ett periodperspektiv.

<sup>11</sup> Socialstyrelsens folkhälsorapport 2009

Det finns huvudsakligen två sätt att dela upp den återstående livslängden. Antingen utgår man från bestånd eller flöden<sup>12</sup>. Med bestånd menas att man tittar på andelen per åldersgrupp som i genomsnitt under ett år har en viss status – till exempel de som ingår i arbetskraften. Med flöden menas att vi tittar på hur folk från ett år till nästa flyttar sig mellan olika statusar – till exempel vilka som var arbetslösa men nu fått ett arbete<sup>13</sup>. För att kunna använda flöden bör vi alltså idealt kunna följa individerna över tid<sup>14</sup>.

Det vanligaste inom många områden är att man använder bestånd för att dela upp den återstående livslängden. Orsaken är dock inte att den skulle vara mer korrekt – tvärtom verkar de flesta skribenter överens om att flöden är bättre - utan bristen på bra registerdata eller stora enkätstudier som följer individer över flera år. Ofta vill man kunna jämföra olika länder vilket gör att registerdata faller bort som alternativ. I de flesta länder, Sverige och några länder till undantaget, är registerdatat av dålig kvalitet, vilket kan förklara att ingen studie vi har funnit har använt sådant. Använder man enkätdata måste antalet intervjuade individer vara ganska stort för att få rimliga nivåer på slumpfelen.

Det finns två stora fördelar med att använda flöden istället för bestånd. För det första rensar den bort en del – men inte alla - sådana skillnader i arbetskraftsdeltagande som uppstått på grund av att olika generationer har haft olika mönster. Metoden ignorerar nämligen helt hur stor andel i exempelvis åldern 60 som tillhör arbetskraften. Den andelen är ju som tidigare nämnts inte bara beroende av hur många som definitivt lämnat arbetskraften utan även av hur många i den årskullen som någonsin trädde in i den. Metoden tar bara hänsyn till i vilken mån de som är aktiva eller inaktiva i åldern 60 byter status under det kommande året. De flödena är betydligt mindre utsatta för kohorteffekter. För det andra syns trenderna i arbetskraftsdeltagandet mycket snabbare när vi använder flöden, helt enkelt eftersom beståndet är mer trögrörligt. Samtidigt leder det förhållandet till att snabba konjunkturförändringar kan ge stora förändringar i förväntat antal år i arbetskraften.

### Livslängdstabell skapad ur bestånd

År 2004 publicerade den finska Folkpensionsanstalten en rapport om hur stor andel av medellivslängden som spenderas i arbetskraften<sup>15</sup> där de hade använt data från Arbetskraftsundersökningarna för att med hjälp av bestånd dela upp medellivslängden i aktiva respektive inaktiva år. Idén togs 2008 upp av Europeiska kommissionen<sup>16</sup> och sedan även av Office of National Statistics i Storbritannien. Med aktiva år menas de år som man tillhör arbetskraften, man är ”aktiv” i arbetslivet. Det förväntade antalet återstående aktiva år kommer vi hädanefter kalla för ”Medelarbetslivslängd”, för att anknyta till medellivslängden. Termen är dock egentligen missvisande eftersom det inte bara handlar om den tid vi är sysselsatta utan även den som spenderas i arbetslöshet, med föräldrapenning, sjukpenning med mera.

Metoden innebär att man för ett visst år tar fram andelen aktiva i varje ålder. Källan för detta kan vara till exempel Arbetskraftsundersökningarna. Man multiplicerar sedan andelen aktiva i varje ålder med antalet i den syntetiska kohorten som överlevt till den åldern, och får då fram den totala tiden som dessa personer är

<sup>12</sup> På engelska benämnt *prevalence* respektive *incidence*. I medicinska och epidemilogiska sammanhang används de begreppen i en försvenskad form men de är inte särskilt etablerade utanför de kretsarna. De formella namnen på de metoderna som kommer beskrivas här är ”Prevalence life table” och ”Multi-state life table”.

<sup>13</sup> Det kan här påpekas att SCB:s livslängdstabell tas fram genom flöden, det vill säga statistik över dödsfall. I en del länder med sämre register och befolkningsstatistik kan man ibland använda sig av bestånd för att beräkna livslängdstabellerna, men det ger en sämre kvalitet på statistiken.

<sup>14</sup> Det är dock fullt möjligt att skapa livslängdstabellen utifrån flöden även utan tillgång till longitudinella individdata. Tekniker har utvecklats för att estimeras övergångssannolikheter utifrån aggregerad data om till exempel arbetskraftsdeltagande, med hjälp av logistisk regression. Dessa metoder tenderar dock lätt att bli ganska komplicerade. Se vidare t.ex. Davis et al. (2001), Nurminen (2008).

<sup>15</sup> Hytti och Nio (2004)

<sup>16</sup> Economix(2009)

aktiva det året. Om det till exempel är 90 000 som överlevt till en viss ålder och andelen aktiva av dessa är 90 % så får dessa individer ihop 81 000 aktiva år och 9 000 inaktiva år under det aktuella året.

Antalet aktiva levnadsår som de i en viss ålder kommer att uppleva summeras sedan på samma sätt som vi gör för alla levnadsår när vi beräknar den återstående livslängden. Nedan visas ett utdrag ur en sådan modifierad livslängdstabell för män och kvinnor i Finland år 2002. Ur den kan vi utläsa att man vid födseln kunde förväntas leva 78,3 år, varav man tillhörde arbetskraften i 35,3 år och var utanför arbetskraften i 43 år. Att det är ett hopp mellan ålder 0 och 15 beror på att man i AKU inte intervjuar de som är yngre än 15.

**Tabell 2. Modifierad livslängdstabell för Finland 2002**

| Age | Number alive at age x ( $l_x$ ) | Years lived in the age interval x ( $L_x$ ) | Years lived at age x and beyond ( $T_x$ ) | Life expectancy ( $e_x$ ) | Activity rate ( $a_x$ ) | Years in labour force at age x ( ${}^aL_x$ ) | Years in labour force at age x and beyond ( ${}^aT_x$ ) | Expected period of belonging to labour force ( ${}^e e_x$ ) | Expected period outside the labour force ( ${}^r e_x$ ) |
|-----|---------------------------------|---|---|---------------------------|-------------------------|--|---|---|---|
| 0   | 100 000                         | 99 607                                      | 7 826 316                                 | 78.3                      | 0.000                   | 0  | 3 525 581   | 35.3  | 43.0  |
| 15  | 99 513                          | 99 505                                      | 6 332 328                                 | 63.6                      | 0.151                   | 15 002                                       | 3 525 581   | 35.4  | 28.2  |
| 16  | 99 496                          | 99 484                                      | 6 232 823                                 | 62.6                      | 0.231                   | 22 934                                       | 3 510 579   | 35.3  | 27.4  |
| 17  | 99 471                          | 99 449                                      | 6 133 339                                 | 61.7                      | 0.314                   | 31 215                                       | 3 487 645   | 35.1  | 26.6  |
| 18  | 99 426                          | 99 388                                      | 6 033 890                                 | 60.7                      | 0.395                   | 39 263                                       | 3 456 430   | 34.8  | 25.9  |
| 19  | 99 349                          | 99 317                                      | 5 934 502                                 | 59.7                      | 0.520                   | 51 633                                       | 3 417 167   | 34.4  | 25.3  |
| 20  | 99 285                          | 99 252                                      | 5 835 185                                 | 58.8                      | 0.560                   | 55 545                                       | 3 365 535   | 33.9  | 24.9  |

Källa: Kopierad från Hytti och Nio (2004), s. 32

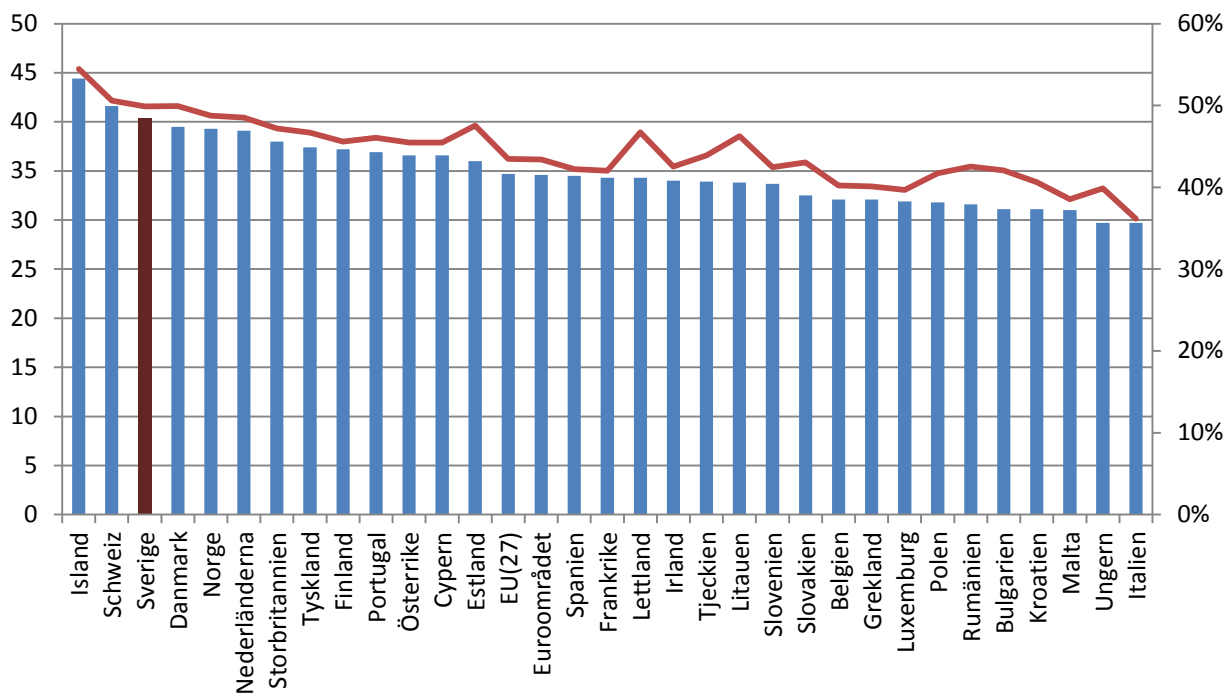
En viktig skillnad gentemot de statiska och dynamiska metoderna är vilken påverkan ett mätfel i arbetskraftdeltagandet får på resultatet. Med mätfel menas den osäkerhet som är oundviklig i enkätundersökningar och som kan leda till att vi får felaktiga siffror på arbetskraftdeltagandet. I de statiska och dynamiska metoderna fortplantar sig sådana mätfel genom multiplikation genom alla högre åldrar. I den finska metoden<sup>17</sup> leder istället ett mätfel i en viss ålder visserligen till att just den åldern får ett felaktigt antal aktiva år, men det påverkar inte alls beräkningen för övriga åldrar. Felen adderas istället för att multipliceras, vilket är en avgörande skillnad för hur stora de totala felen blir.

Eurostat beslutade i juni 2012 att sluta använda den dynamiska modellen för att beräkna utträdesålder. Istället valde man att använda den metod som föreslagits av Hytti och Nio. I arbetskraftsundersökningarna intervjuas man endast upp till 74 års ålder, men Eurostat har extrapolerat arbetskraftdeltagandet upp till 100 års ålder. Eurostat redovisar statistik för förväntat antal år i arbetskraften från födseln sedan 2000 för EU-länderna samt Schweiz, Norge och Island<sup>18</sup>. Som kan ses i diagrammet (staplarna och vänstra axeln) nedan ligger Sverige år 2011 högst i EU men efter Schweiz och Island. Det är dock rimligt att sätta medelarbetslivslängden i relation till hur lång den totala medellivslängden är i respektive land (linjen och högra axeln).

<sup>17</sup> Egentligen kallad Sullivan-metoden eller PLT (Prevalence Life Table).

<sup>18</sup> I Economix rapport till Europeiska kommissionen togs även fram mått på förväntat antal år i arbete samt förväntat antal återstående arbetstimmar. Eurostat har dock hittills inte publicerat dessa.

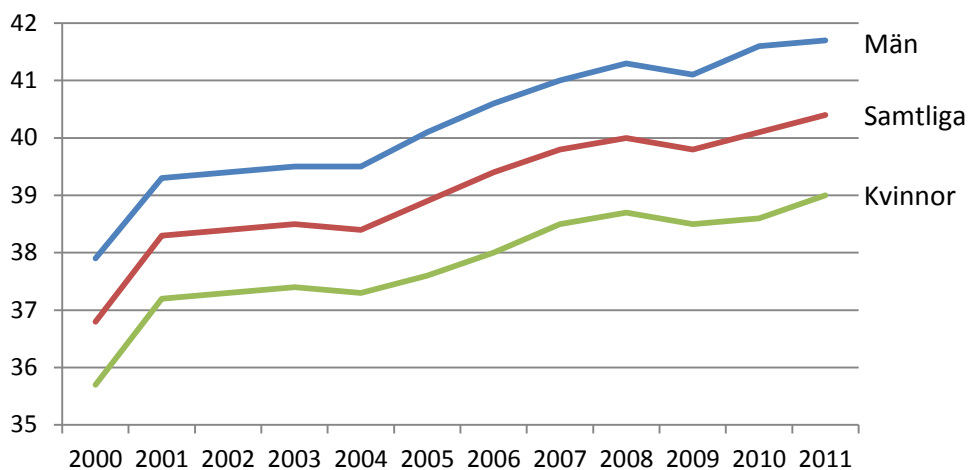
**Diagram 4. Medelarbetslivslängden 2011 i antal år och som procent av den totala medellivslängden enligt Eurostat**



Källa: Eurostat och egna bearbetningar

För Sveriges del har medelarbetslivslängden enligt Eurostat ökat relativt kraftigt för bägge könen sedan år 2000 och ligger år 2011 på 39 för kvinnor och 41,7 för män.

**Diagram 5. Medelarbetslivslängd i Sverige per kön enligt Eurostat**



Källa: Eurostat

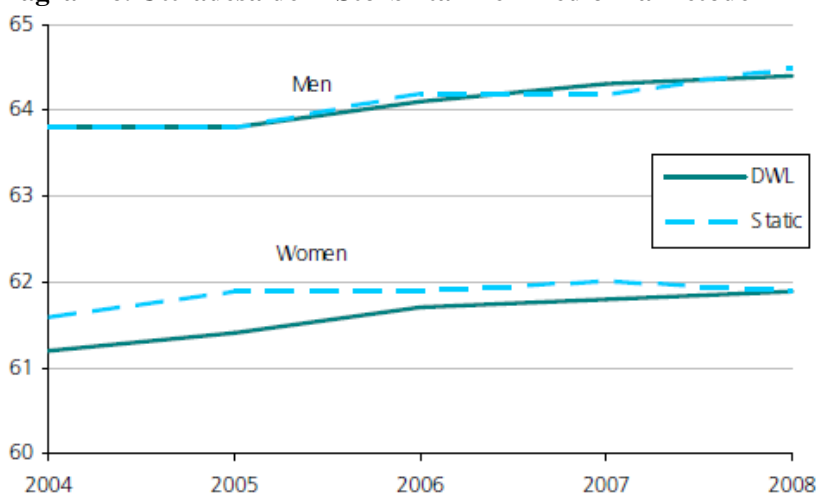
Office of National Statistics i Storbritannien använder samma metod men publicerar inte förväntade antal återstående aktiva år från födseln utan väljer istället att titta på återstående år för 50-åringar som är i arbetskraften<sup>19</sup>. Att bara utgå från de som tillhör arbetskraften vid 50 års ålder innebär ett antagande om att

<sup>19</sup> Average age of withdrawal from the labour market (2010)

de som är utanför arbetskraften i den åldern kommer att fortsätta vara utanför ända tills de dör. Med den här beräkningen får ONS ett mått på utträdesålder som är jämförbart med måtten framtagna med de statiska och dynamiska metoderna. De har även fortsatt att publicera utträdesåldern framtagen med den statiska metoden. ONS publicerar inget motsvarande mått på inträdesålder.

Det är tydligt i diagrammet nedan att det inte är någon dramatisk skillnad i resultat mellan metoderna, något som även framkom i den av Europeiska kommissionen beställda rapporten<sup>20</sup>. De heldragna linjerna står för det mått som baseras på medelarbetslivslängden (DWL står för "Duration of Working Life). Att skillnaden är större för kvinnor beror på att den statiska metoden inte tar hänsyn till tillfällig frånvaro från arbetskraften, något som är vanligare för kvinnor. Variationen är något mindre än för den statiska vilket är vad vi kan förvänta oss med tanke på hur mätfel får olika genomslag i metoderna.

**Diagram 6. Utträdesålder i Storbritannien med olika metoder**



Källa: Kopierad från Average age of withdrawal from the labour market (2010), s. 14

#### Pensionsmyndighetens metod

Pensionsmyndigheten och tidigare Försäkringskassan och Riksförsäkringsverket har beräknat utträdesålder från arbetsmarknaden åtminstone sedan 2000<sup>21</sup>. Sedan 2010 rapporteras måttet årligen till regeringen<sup>22</sup>. Metoden är en variant av den som beskrivits i det föregående stycket. Man summerar antal återstående aktiva år för en 50-åring, men tar ingen hänsyn till att den syntetiska kohorten minskar för varje ålder<sup>23</sup>. Liksom i det mått ONS tagit fram antas att ingen som är utanför arbetskraften vid 50 års ålder kommer att inträda i arbetskraften igen.

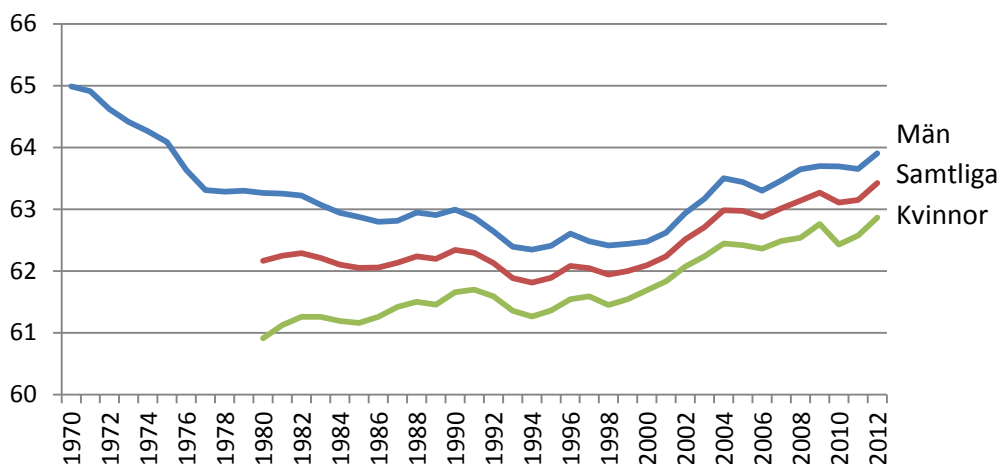
<sup>20</sup> Economix(2008)

<sup>21</sup> Socialförsäkringsboken 2000

<sup>22</sup> Siffrorna i det här avsnittet är tagna från "Medelpensionsålder och Utträdesålder 2012"

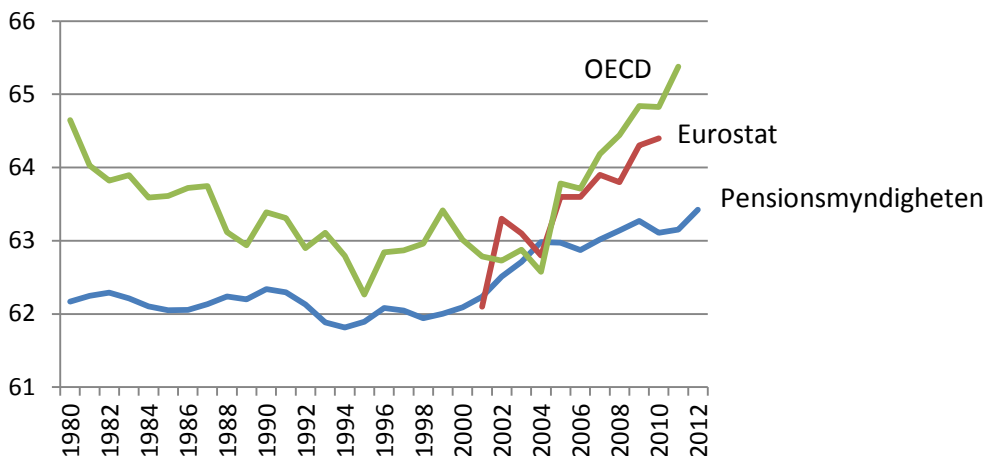
<sup>23</sup> Skulle man ta hänsyn till dödsfallen blir utträdesåldern i Sverige enligt en beräkning ca 0,3 år lägre för kvinnor och 0,5 år lägre för män, se vidare: "Genomsnittlig pensionsålder i de nordiska länderna – med internationell utblick (2006)". Med tanke på det ökande arbetskraftsdeltagandet i högre åldrar är skillnaderna rimligtvis något högre nu.

**Diagram 7. Utträdesålder per kön**



Vi kan nu jämföra pensionsmyndighetens beräkning av utträdesåldern med de gjorda av OECD och Eurostat. Vi kan inte här redogöra för exakt varför måtten skiljer sig åt, men en delförklaring är att Pensionsmyndigheten till skillnad OECD och Eurostat viktar arbetskraftsdeltagandet efter arbetstid, det vill säga en person som jobbar 20 timmar i veckan räknas som ett halvt utträde<sup>24</sup>. Om man inte skulle göra den här vikningen blir utträdesåldern ungefär ett år högre.

**Diagram 8. Utträdesåldern i Sverige med olika metoder**



För att beräkna inträdesåldern – eller, om man så vill ”debutåldern” - kan man tillämpa samma metod som för utträdesåldern, men så att säga göra det ”baklänges”. Det innebär att man summerar antal upplevda aktiva år för en 40-åring, som tillhör arbetskraften. Det handlar inte om faktiskt upplevda år, utan vi utgår

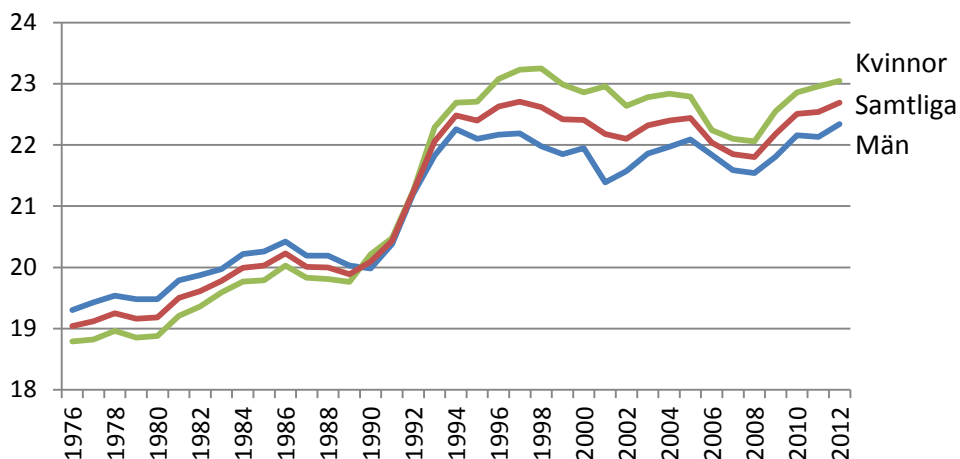
<sup>24</sup> Något förenklat beräknas utträdesåldern år  $y$  för de som är i arbetskraften vid 50 års ålder som:

$$u_y = 50,5 + \frac{\sum_{s=51}^{74} (a_y^s \times t_y^s)}{a_y^{50} \times t_y^{50}}$$

Där  $a_y^s$  är arbetskraftsdeltagandet i åldern  $s$  och  $t_y^s$  är den genomsnittliga överenskomna veckoarbetstiden delat med en standardvecka på 40 arbetstimmar. Att vi adderar 50,5 år för att man i arbetskraftsundersökningarna redovisar åldern vid personens senaste födelsedag. Personer som i statistiken anges vara 50 år är därför i genomsnitt 50,5 år.

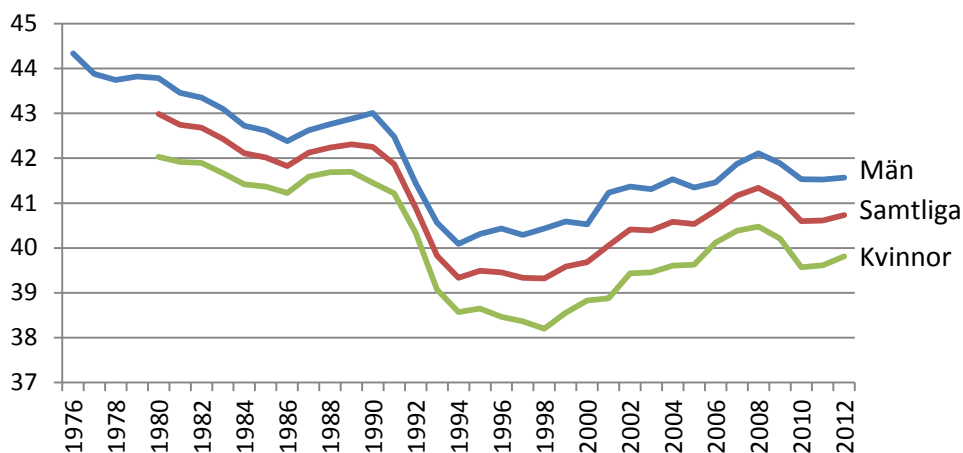
fortfarande ifrån den syntetiska kohorten. Arbetskraftsdeltagandet räknas här endast för de personer som arbetar mer än 20 timmar per vecka och exklusive arbete under feriemånaderna december-januari och juni-augusti.

**Diagram 9. Inträdesålder per kön**



Ett sätt att mäta arbetslivets längd är att helt enkelt ta utträdesåldern minus inträdesåldern. Det följer då av definitionerna ovan att resultatet bara gäller för de personer som var med i arbetskraften både vid 40 och vid 50 års ålder och som överlevde till minst 74 års ålder. Till skillnad från Eurostats metod får vi alltså inte ett genomsnitt för hela befolkningen. Siffran kan istället ses som ett typfall för hur arbetslivet ser ut för den normalperson som är inne i, och som stannar i "systemet".

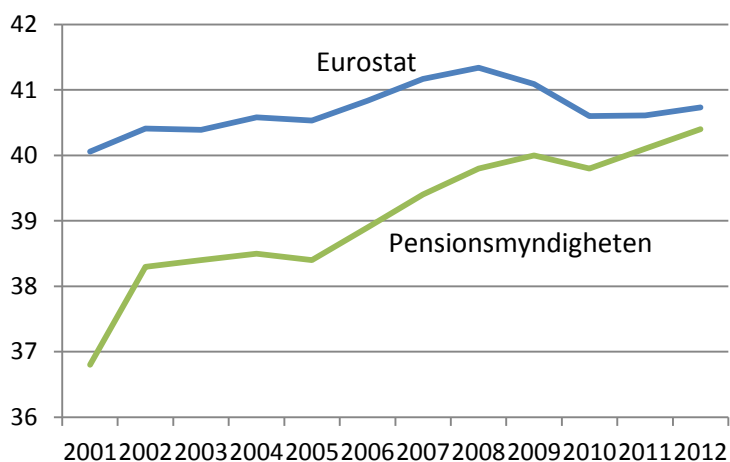
**Diagram 10. Arbetslivets längd per kön**



En jämförelse mellan resultaten enligt Pensionsmyndighetens respektive Eurostats metod visar att det från början var en ganska stor skillnad men att de succesivt närmat sig varandra.



**Diagram 11. Antal år i arbetslivet med olika metoder**



Det leder för långt att i den här rapporten försöka förklara all utveckling, men en delförklaring till närmandet är att arbetskraftsdeltagandet vid åldern 50 år har ökat väsentligt under perioden<sup>25</sup>. Därmed ska de återstående aktiva åren enligt den svenska metoden fördelas på fler personer (nämnaren i formeln som finns i fotnot 24 växer), vilket har en sänkande effekt på utträdesåldern. Motsvarande utveckling har skett för inträdesåldern. Någon liknande påverkan finns inte i Eurostats metod eftersom de återstående aktiva åren vid födseln av naturliga skäl fördelas på alla individer – arbetskraftsdeltagandet för 0-åringar är ju tämligen obefintligt.

### Livslängdstabell skapad ur flöden

När SCB tar fram sin livslängdstabell går flödet bara åt ett håll, från levande till död. När det handlar om intjänande av pensionsrätt eller arbetskraftsdeltagande blir det mer komplicerat eftersom en person kan växla mellan att vara aktiv och inaktiv många gånger. Om vi utgår från flöden när vi beräknar medelarbetslivslängden måste därför använda mer komplexa metoder än vid en beräkning av medellivslängd.

En vanlig metod är att använda en så kallad Markov-process. Med ”process” menas ett system med ett antal variabler som enligt vissa regler utvecklas över tid. Processen är i det här fallet slumpmässig (stokastisk). Vidare används här en diskret process, vilket innebär att vi bara mäter statusen vid vissa tidsintervall, inte kontinuerligt. I en Markov-process av första graden är sannolikheten att tillhöra en viss status i slutet av perioden bara beroende på vilken status man tillhörde i början på perioden. Vad personen har gjort tidigare i livet tas ingen hänsyn till.

För att ta ett exempel på en sådan Markov-process kan vi tänka oss att vi lägger en tärning på ett bord med den sida som har en sexa uppåt. Om vi snurrar tärningen och sedan, utan att titta, välter tärningen ett steg så är det 25 % sannolikhet vardera att den sida som nu ligger uppåt är en 2:a, 3:a, 4:a eller en 5:a. Sannolikheten att det är en 1:a är 0 % eftersom 1:an ju ligger mittemot 6:an och därför inte kan hamna överst i det här läget. Sannolikheten för 6:a är givetvis också 0 %. Om vi låtsas att tärningen hamnar på 2:an och vi snurrar och välter den igen är det istället 0 % sannolikhet att 5:an (och 2:an) hamnar uppåt. Däremot spelar det ingen som helst roll att tärningen tidigare legat med 6:an överst<sup>26</sup>. Processen är därför ”minneslös”.

<sup>25</sup> I den svenska metoden används inte ettåriga arbetskraftsdeltagandet eftersom de siffrorna är för instabila på grund av få observationer. Arbetskraftsdeltagandet i åldern 50 beräknas därför utifrån arbetskraftsdeltagandet i åldersgrupperna 45-49 och 50-54.

<sup>26</sup> Därmed inte sagt att det inte finns något samband däremellan, för det gör det. Det sambandet tillför dock ingen information som vi inte redan har genom det vi vet om tärningens nuvarande position.

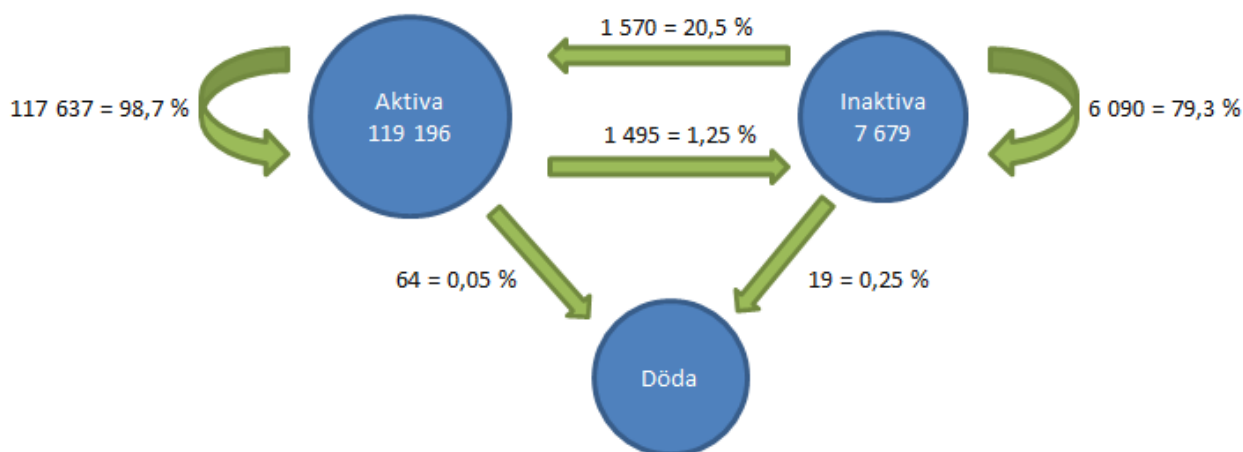
Sannolikheterna för att byta eller stanna kvar i en status kallas för övergångssannolikheter<sup>27</sup>. Med ”övergång” menas bytet av status (eller att vi stannar kvar i samma status) mellan två steg eller tidpunkter. Övergångssannolikheterna samlas i en övergångsmatris, som för tärningsexemplet ser ut så här:

| Överst<br>innan vi<br>välter | Överst efter att vi välvt |      |      |      |      |      |
|------------------------------|---------------------------|------|------|------|------|------|
|                              | 1:a                       | 2:a  | 3:a  | 4:a  | 5:a  | 6:a  |
| 1:a                          | 0                         | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0    |
| 2:a                          | 0,25                      | 0    | 0,25 | 0,25 | 0    | 0,25 |
| 3:a                          | 0,25                      | 0,25 | 0    | 0    | 0,25 | 0,25 |
| 4:a                          | 0,25                      | 0,25 | 0    | 0    | 0,25 | 0,25 |
| 5:a                          | 0,25                      | 0    | 0,25 | 0,25 | 0    | 0,25 |
| 6:a                          | 0                         | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0    |

Sannolikheter brukar betecknas med ett P (Probability), och övergångssannolikheterna skrivs ut som  ${}^aP^b$  där a är statusen innan övergången och b är statusen efter övergången<sup>28</sup>. Om 5:an ligger uppåt skrivs sannolikheten för att få en 3:a nästa gång vi välter tärningen som  ${}^5P^3 = 0,25$ .

En del Markov-processer har, liksom tärningsexemplet samma övergångssannolikheter oavsett ålder (eller tid eller vältning), men det är uppenbart inte sant när det gäller arbetslivet. Sannolikheten för en 20-åring att till exempel börja tjäna in pensionsrätt är betydligt högre än för en 80-åring. När vi använder en Markov-process för att beräkna antal år i arbetslivet etc. tar vi först fram övergångssannolikheter från ett år till nästa separat för alla åldrar. Hur flödena beräknas kan för varje ålder visualiseras i en figur liknande den nedan, som visar situationen för de som 2010 var 40 år gamla och som var bosatta i Sverige både år 2010 och 2011. Siffrorna i cirklarna visar hur många som hade statusen i början av perioden och pilarna visar flödet under perioden, där exempelvis 20,5 % av de som från början var inaktiva hade blivit aktiva i slutet av perioden. Om vi bortser från migration har vid starten av nästa period antal aktiva ökat marginellt från 119 196 till 119 207 ( $119\,196 + 1\,570 - 1\,495 - 64$ ).

**Figur 2. Övergångarna mellan 2010 och 2011 för de som 2010 var 40 år gamla**



<sup>27</sup> Benämns ofta ”transitionssannolikheter” men här använder vi det försvenskade begreppet.

<sup>28</sup> Vissa använder istället notationen ” $P_{a,b}$ ”

Motsvarande övergångsmatris ser ut så här:

| Status år 2010<br>för de i åldern<br>40 | Status för samma individer år 2011 |         |        |
|---|------------------------------------|---------|--------|
|   | Aktiv                              | Inaktiv | Död    |
| Aktiv                                   | 0,987                              | 0,0125  | 0,0005 |
| Inaktiv                                 | 0,205                              | 0,793   | 0,0025 |
| Död                                     | 0                                  | 0       | 1      |

Eftersom vi har olika övergångssannolikheter för varje ålder skrivs här sannolikheten att exempelvis gå från inaktiv till aktiv som  $P_t^a$ , där "t" anger åldern. Notera att övergångsmatrisen inte säger något om andelen aktiva, inaktiva och döda vid början eller slutet av perioden. Den informationen är inte nödvändig eftersom vi bara använder oss av flödena. Efter att vi tagit fram övergångsmatriser för alla åldrar bildar vi en så kallad Markov-kedja genom att låta vår välbekanta kohort på 100 000 nyfödda passera i tur och ordning genom alla våra övergångsmatriser, från åldern 0 upp till åldern 100 eller var vi nu väljer att sluta. För varje steg i Markov-kedjan, det vill säga varje ålder, noterar vi hur många som är aktiva, inaktiva och döda just då. När vi sammanställt den informationen har vi fått fram vår modifierade livslängdstabell och kan beräkna förväntat antal år i arbetslivet och inträdes- och utträdesålder på i samma sätt som om vi hade utgått från beståndsdata.

När det gäller mått på arbetslivets längd tog USA:s Bureau of Labour Statistics(BLS) 1982 fram arbetslivslängstabeller som byggde på Markov-processer<sup>29</sup>. Man har utnyttjat det faktum att en person som intervjuas i AKU görs så under 2 kalenderår, varför man kan ta fram övergångssannolikheter mellan aktiv till inaktiv och vice versa mellan det första och det andra året<sup>30</sup>. Resultatet tas fram uppdelat på kön och etnicitet. Efter den sista bulletinen 1986<sup>31</sup> upphörde dock deras arbete. Idéerna togs upp av andra på 90-talet och framförallt 2000-talet. Nästan alla studier har gjorts med hjälp av individdata från AKU. En del studier har även delat upp de aktiva i de som är sysselsatta och de som är arbetslösa<sup>32</sup>. Skoog och Ciecka har i ett antal artiklar uppdaterat och vidareutvecklat BLS metod<sup>33</sup>. De tar inte bara fram förväntat antal år i arbetslivet utan även till exempel förväntat antal år tills man lämnar arbetskraften för gott, alltså den genomsnittliga ålder då individerna förväntas tillhöra arbetskraften för sista gången. De nöjer sig inte heller med att bara använda genomsnittet i måtten utan redovisar även medianer, standardavvikelser med mera, och tar också fram olika siffror beroende på om personen är initialt aktiv eller inaktiv.

Att använda Markov-kedjor för att ta fram antal år till man lämnar arbetskraften för gott är dock tveksamt. Att säga att statusen i slutet av perioden bara är beroende av statusen i början av perioden är ju en grov förenkling. Övergångarna för en individ är inte alls slumpmässiga som för en tärning. När det gäller exempelvis övergången från inaktiv till aktiv använder man samma sannolikhet att bli aktiv oberoende av om personen varit inaktiv de föregående 20 åren (förutom det sista året) eller om den varit aktiv de föregående 20 åren. I verkligheten finns det förstås en hel räckvidd med omständigheter som påverkar övergångssannolikheterna såsom yrke, hälsa, inkomst, eventuell skilsmässa, motivation att arbeta. En del av de här faktorerna, till exempel skilsmässa, har vi kunskap om och skulle kunna ta hänsyn till i modellen. Att

<sup>29</sup> Hoem(1977) hade gjort det tidigare men då använt en annan metod kallad Increment-Decrement life table, som bara tillåter att ett inträde och utträde per person över hela livet. Metoden som BLS använde tillåter ett inträde eller utträde per tidsperiod, och kallas Multi-state life table.

<sup>30</sup> Bortfallet, det vill säga hur många av de som intervjuades år 1 men av någon anledning (personen har dött, flyttat, vägrar svara) inte svarade på enkäten år 2, ligger i de flesta studier på 25 %. Man hävdar att det inte bör vara något problem vilket kanske är sant, men allt annat lika är det förstås bättre med ett mindre bortfall.

<sup>31</sup> Bureau of Labor Statistics (1986)

<sup>32</sup> Millimet et al. (2003)

<sup>33</sup> Skoog & Ciecka(2003, 2010, 2011)

ta en sådan hänsyn innebär dock att övergångsmatrisen utökas (till exempel aktiva skulle då delas upp i de som har respektive inte har tagit skilsmässa under senaste året), vilket både leder till att antalet individer i varje cell minskar och att beräkningarna blir mer komplexa.

Metoden är känslig för snabba förändringar i flödena ut och in i arbetskraften, på ett liknande sätt som den dynamiska metoden. Den här känsligheten är inget fel i sig, den kan anses vara en informations- och kommunikationsfördel. Samtidigt kan det te sig väldigt osannolikt att en sådan utveckling på arbetsmarknaden som skedde till exempel mellan åren 2008 och 2009 skulle fortsätta varje år framöver. Samma sak hände i befolkningsstatistiken när 1918 års spanska sjuka sänkte medellivslängden med cirka 10 år. Medellivslängden sjunker alltså dramatiskt för det året, men så länge vi inte tror att en sådan pandemi skulle vara bestående, eller nya inträffa varje år framöver skulle vi betrakta händelsen som exceptionell. Bestånd är till sin natur mer stabila än flöden eftersom de vanligtvis förändras långsammare. Hur mycket mer stabila de är beror på hur stora flödena är relativt beståndet, det vill hur många som tillhör en status ena året stannar kvar i denna nästa år. Ett system med stort flöde och litet bestånd är mycket känsligare än ett med litet flöde och stort bestånd.

### Övriga mått

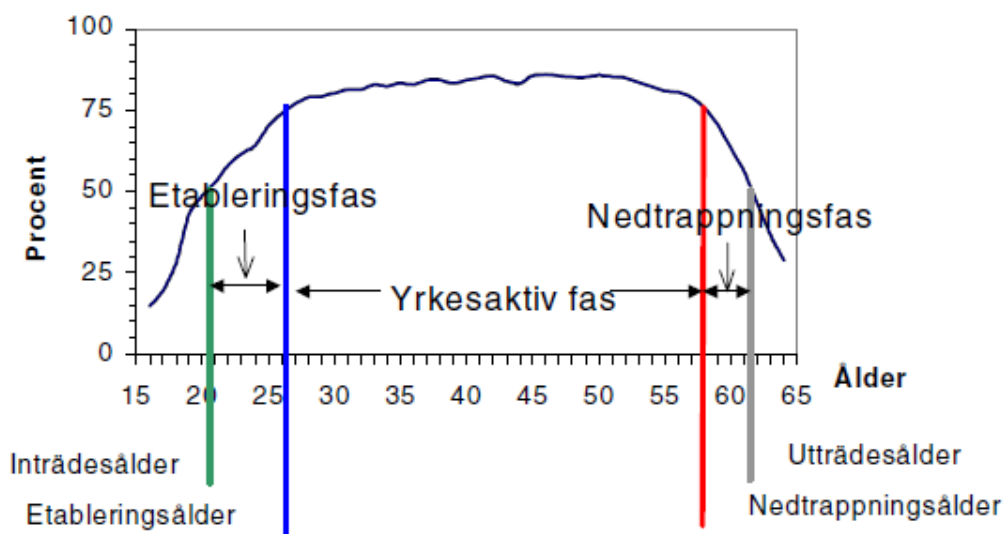
SCB definierade i Arbetskraftprognos 1999 ett antal ”arbetslivsåldrar” som kan användas för att beskriva arbetslivets struktur. Måtten utgår från hur andelen sysselsatta – man utesluter alltså de i arbetskraften som klassas som arbetslösa – utvecklas i början och slutet av arbetslivet. SCB publicerar inte de här måtten löpande men de används i olika sammanhang som ett sätt att beskriva hur arbetslivet ser ut eller har förändrats. Det är dock främst de första två åldrarna – inträdesålder och etableringsålder – som har etablerat sig som begrepp. När det gäller slutet på arbetslivet är det istället Pensionsmyndighetens mått på utträdesålder som brukar användas.

De fyra åldrarna SCB definierat är:

- Inträdesålder - den lägsta ålder från och med vilken minst 50 procent av en årskull är sysselsatt.
- Etableringsålder - den lägsta ålder från och med vilken minst 75 procent av en årskull är sysselsatt.
- Nedtrappningsålder - den lägsta ålder från och med vilken minst 25 procent av en årskull inte längre är sysselsatt.
- Utträdesålder - den lägsta ålder från och med vilken minst 50 procent av en årskull inte längre är sysselsatt.

SCB definierade även ett antal faser som hänger ihop med dessa åldrar. Åldrarna och faserna illustreras i diagrammet nedan.

Diagram 12. SCB:s definition av arbetslivsåldrar och arbetslivsfaser



Källa: Kopierad från Arbetskraftsprognos 2002, s. 90

Måtten är till sin natur annorlunda än de som hittills har redovisats i och med att de inte försöker efterlikna hur medellivslängden beräknas. Varje mått innehåller därför inte särskilt mycket information, vilket både har för- och nackdelar. På plussidan ligger att det är lätt att såväl beräkna som att förstå vad måtten egentligen säger. På minussidan ligger att måtten bara beskriver fyra punkter på kurvan. Hur andelen sysselsatta ser ut i åldrarna som ligger mellan arbetslivsmåtten fångas inte alls, så länge den inte förändras så mycket att någon av arbetslivsåldrarna flyttar sig. Om exempelvis sysselsättningen i den yrkesaktiva fasen stiger från 85 % till 95 %, utan att sysselsättningen i övriga åldrar ändras så påverkas inte måtten alls. I extremfallet att sysselsättningen inte i någon ålder skulle överstiga 75 % blir måtten för etableringsålder och nedtrappningsålder odefinierade, eftersom kriterierna aldrig uppfylls. Det är förstås inte troligt att det inträffar när vi tittar på hela befolkningen, men det kan vara ett hinder för att analysera mindre grupper eller geografiska regioner.

I och med att SCB här utgår från andelen sysselsatta istället för andelen som tillhör arbetskraften påverkas arbetslivsåldrarna ganska kraftigt av låg- och högkonjunkturer. Det gäller då främst inträdes- och etableringsåldern eftersom det är de unga vuxnas sysselsättning som reagerar kraftigast vid konjunkturförändringar, antingen genom arbetslöshet eller genom att man påbörjar eller stannar kvar i högskolestudier. Kriteriet för när etableringsåldern är nådd på 75 % sysselsättning är ganska högt satt med tanke på att andelen sysselsatta inte i någon ålder når över 86 - 87 %. Som kan ses i diagrammet ovan är kurvan över andelen sysselsatta i åldrarna runt etableringsåldern ganska flack. Det innebär att måttet kan hoppa flera år vid en konjunkturförändring. Mellan 1999 och 2000 gick exempelvis etableringsåldern för kvinnor från 30 till 27 år. Samtidigt låg männens etableringsålder bägge åren på 26 år. En sådan utveckling av arbetsmarknaden är svår att förklara utan att ha kännedom om hur sysselsättningsgraden i olika åldrar har förändrats mellan de två åren, men värdet av måttet blir förstås lägre om det bara kan tolkas tillsammans med diagrammet. Kriteriet för inträdesåldern på 50 % sysselsättning innebär att det måttet hamnar på en del av kurvan som inte är lika flack. Det varierar därför inte lika kraftigt.

Framförallt nedtrappningsålder och utträdesålder skulle kunna vara utsatta för kohorteffekter. Med kohorteffekter menas här att olika födelsekullar i genomsnitt har lyckats olika bra i arbetslivet, exempelvis har 40-talisterna och 60-talisterna vid en given ålder i snitt haft en högre sysselsättningsgrad än 50-talisterna. Om en årskull som hela livet haft en relativt hög sysselsättningsgrad åtföljs av några årskullar som genom

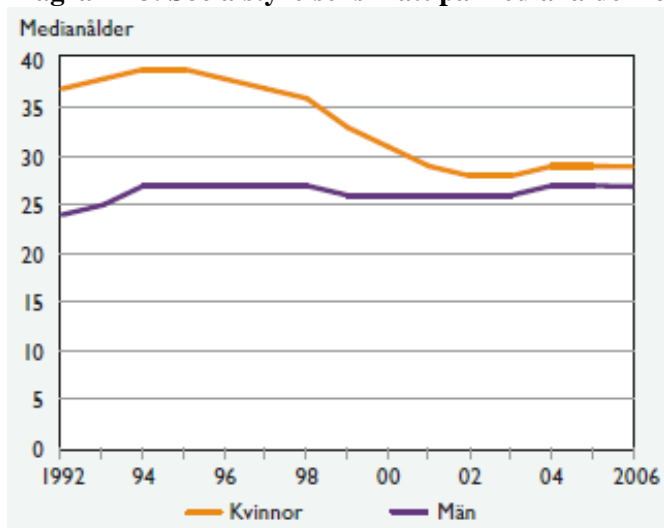
livet haft en lägre sysselsättningsgrad kan dessa arbetslivsåldrar sjunka utan att individernas beteenden har förändrats det minsta<sup>34</sup>.

Socialstyrelsen har ibland använt ett begrepp som kallas ”kärnarbetskraft” för att analysera arbetslivet i olika grupper. Definitionen av att tillhöra kärnarbetskraften är att man ska ha:

- Arbetsinkomster på minst 3,5 basbelopp per år under minst två av tre på varandra följande år.
- Ingen förekomst av förtidspension.
- Omfattande sjukskrivning, någon arbetslöshetsersättning respektive arbetsinkomster över 1 men lägre än 3,5 basbelopp kan förekomma under högst ett av de tre åren<sup>35</sup>.

Här följer man samma individer under flera år, och använder alltså individuppgifter som kommer från registerdata. Utifrån den här indelningen av arbetskraften kan man sedan beräkna olika mått. Socialstyrelsen har bland annat tagit fram statistik över den ålder då 50 % av en årskull tillhör kärnarbetskraften. Att kriteriet är satt lägre än SCB:s är förstås för att det är långt ifrån alla sysselsatta som tillhör kärnarbetskraften.

**Diagram 13. Socialstyrelsens mått på medianålder för etablering i kärnarbetskraften**



Källa: Kopierad från Social rapport 2010, s. 72

<sup>34</sup> Vi kan tänka oss följande situation: årskullen född år 1950 har genom livet haft hög andel sysselsatta medan årskullarna födda 1951 och 1952 har haft en låg. År 2012 är situationen som följer:

| Årskull | Ålder | Andel sysselsatta |
|---------|-------|-------------------|
| 1952    | 60    | 79 %              |
| 1951    | 61    | 77 %              |
| 1950    | 62    | 75 %              |

Nedtrappningsåldern 2012 är således 62 år. Vidare antar vi att av de som är sysselsatta vid 60 års ålder är 95 % även sysselsatta vid 61, och av de som är sysselsatta vid 61 års ålder är 90 % även sysselsatta vid 62. Utveckling för de som är sysselsatta vid en viss ålder är alltså samma i alla årskullarna. År 2013 har andelen sysselsatta då ändrats till följande:

| Årskull | Ålder | Andel sysselsatta |
|---------|-------|-------------------|
| 1952    | 61    | 75,1 %            |
| 1951    | 62    | 69,3 %            |

Nedtrappningsåldern har nu alltså sjunkit från 62 år till 61, en förändring som har skett utan att beteendet bland de som är sysselsatta har ändrats överhuvudtaget.

<sup>35</sup> Social rapport 2010

För- och nackdelarna med SCB:s mått gäller i stort även för Socialstyrelsens mått, men det är knappast menat att användas enskilt utan endast tillsammans med annan statistik över arbetskraftens utveckling. Att måtten inte kan tolkas för sig gäller även SCB:s arbetslivsåldrar. En förändring i något av måtten säger oss bara att någonting har hänt i sysselsättningsgraden i de åldrar som ligger nära måttet, men ingenting om storleken på förändringen. Det kan till och med vara så att ingenting väsentligt har hänt överhuvudtaget utan att vi bara ser resultatet av en kohorteffekt<sup>36</sup>.

## Pensionsmyndighetens val av data och metod för vidare analys

Eftersom det ligger i uppdraget att ta fram genomsnittligt antal år med intjänande av pensionsrätt så faller möjligheten att använda data från arbetskraftsundersökningarna. Det finns ingen möjlighet att utifrån dessa sluta sig till vilka som tjänar in pensionsrätt. Ännu mindre finns det någon möjlighet att dela upp pensionsrätterna i pensionsgrundande inkomst respektive pensionsgrundande belopp. Vi måste därför använda registerdata om pensionsrätter, vilket dock inte behöver vara någon nackdel. När det gäller val av metod så är det onödigt att använda den dynamiska eller statiska metoden eftersom de bara är approximationer av de metoder som används inom befolkningsstatistiken. Med tillgång till registerdata har vi möjlighet att i princip använda samma metoder som används för att beräkna förväntad medellivslängd, det finns ingen anledning att använda metoder som ger sämre precision. SCB:s arbetslivsåldrar har den nackdelen att de inte sammanfattar utvecklingen under hela arbetslivet. Hur andel sysselsatta varierar innan och mellan åldrarna tas ingen hänsyn till.

Vår slutsats är att de bästa metoderna är de som utgår från en modifierad livslängdstabell. Att utgå från flöden ger egentligen de resultat som i någon mening är mest "sanna", men det har även vissa nackdelar jämfört med att utgå från bestånd, främst då att resultaten blir mer volatila från ett år till nästa om det sker en kraftig konjunkturförändring. Tidsserien blir med nödvändighet kortare än om vi utgår från bestånd. Vi kan inte heller jämföra siffrorna rakt av med Eurostats beräkningar, eller med de som Pensionsmyndighetens tidigare redovisat eftersom vi uttalar oss om något olika populationer. Slutligen är beräkningarna avsevärt mer komplicerade. Vi kommer därför att applicera bägge metoderna på våra data. Resultaten som vi får fram ska ses som räkneexempel som gäller givet de definitioner som valts. Förhoppningsvis kan dock resultaten ändå ge värdefull information om hur intjänandet av pensionsrätter har sett ut och förändrats under de senaste åren.

## Data och förutsättningar

### Skillnader i perspektiv av att använda registerdata

Att använda registerdata om pensionsrätter för med sig både fördelar och nackdelar. Med mått baserade på arbetskraftsdeltagande kan statistik redovisas inom ett halvår efter det aktuella årets slut. Det är lätt att göra internationella jämförelser, och en lång historisk tidsserie med jämförbara siffror finns tillgänglig. Mått baserade på registerdata om pensionsrätter uppdateras ett år senare, är inte internationellt jämförbara och har ingen lång jämförbar tidsserie. Även i de fall där andra länder har bra registerdata över intjänande så blir det nästan omöjligt att veta till vilken grad skillnaderna i utfallet beror på pensionssystemens utformning eller på individernas beteenden. Däremot finns det med det stora datamaterialet stora möjligheter att bryta ned analysen och titta på särskilda grupper och inkomstslag. Resultaten är även säkrare eftersom den statistiska osäkerheten minskar när vi har ett större datamaterial. Vidare försvinner risken för att individerna svarar fel, eller ljugar, som finns i enkätundersökningar.

<sup>36</sup> Mått som efterliknar beräkningen av medellivslängden har förstås också brister, kanske främst då att den inte säger oss någonting alls om hur utspritt eller ihopdraget utträdet eller inträdet är.

Av flera anledningar är det svårt att tolka skillnader i utfall mellan metoder som använder data från arbetskraftsundersökningar och de som använder registerdata om intjänande. Ett exempel är att intjänande av pensionsrätt beräknas per helår, där man antingen når över gränsen för intjänande eller inte gör det<sup>37</sup>. Arbetskraftsundersökningarna görs emellertid många gånger per år, om man då räknas som arbetslös vid ett intervjutillfälle men som sysselsatt de andra tre kommer man in med en fjärdedels arbetslöshetsvikt och tre fjärdedels sysselsättningsvikt. En annan skillnad är att arbetskraftsundersökningar delvis utgår från människors intentioner om att exempelvis söka arbete eller kunna ta ett arbete inom en viss tid. Eller åtminstone vad de uppper är deras intention. Registerdatat däremot visar vad de faktiskt gör<sup>38</sup>.

För att räknas som sysselsatt i arbetskraftsundersökningarna måste man arbeta minst 1 timme under mätveckan. Med registerdata har vi möjlighet att själva bestämma vilken inkomstgräns vi vill ha som kriterium för om man skall anses vara aktiv. Eftersom pensionssystemet är vår utgångspunkt har vi valt att sätta kriteriet för att vara aktiv till om man tjänar in någon pensionsrätt. När det gäller pensionsgrundande inkomst krävs det då att inkomsten överstiger 42,3 % av prisbasbeloppet, vilket för inkomstår 2011 är lika med 18 200. För pensionsgrundande belopp finns inte någon motsvarande gräns.

Enkätundersökningar har bara datainsamlingen som syfte, och strävar därför efter att i största mån vara jämförbara över tid. Med registerdata är det däremot så att registren sällan är ett syfte i sig utan bara en bieffekt av de administrativa behov myndigheterna har. Registren speglar därför de förändringar i systemen som görs, förändringar som ofta kommer sig av att lagar och förordningar ändras.

En för vår analys viktigt fall av förändring är att man i det nya pensionssystemet kan tjäna in pensionsrätter även efter 64 års ålder. De personer som bara omfattas av det gamla pensionssystemet, det vill säga de som är födda 1937 och tidigare, fortsatte dock att följa de gamla reglerna. Ett av syftena med den lagändringen var givetvis att uppmuntra folk att jobba längre<sup>39</sup>. Om vi i analysen bara tittar på den faktiska pensionsrätten kommer vi förstås komma fram till att 37:orna inte tjänade in några pensionsrätter alls efter 64 medan 38:orna i viss mån gjorde det och att reformen därmed har lyckats förträffligt! Vår önskan är generell att göra analysen "systemneutral" i den meningen att vi låtsas som om de regler som är i kraft i år även skulle ha varit det tidigare år. Det är ju endast genom att göra så som vi kan se om reformerna har haft någon effekt.

Ansatsen att göra analysen systemneutral gäller dock inte sådana förändringar i gränser som kommer sig av indexering, till exempel den årliga ändringen av den lägsta inkomstgränsen för att tjäna in till pensionen<sup>40</sup>. Denna indexering styrs av utvecklingen av prisbasbeloppet. Det här valet är inte självklart eftersom det för varje år blir lättare att nå upp till prisbasbeloppet, givet att de som är i riskzonen för att inte nå upp till det har lika stora inkomstökningar som resten av inkomsttagarna. Därmed ökar antal år med pensionsrätt. Vi gör inte heller någon korrigering av indexeringen av intjänandetaket. Detta tak indexeras med inkomstbasbeloppet och höjs alltså i normalfallet snabbare än grundavdraget.

<sup>37</sup> Vi kan därför inte heller särredovisa de personer som endast feriejobbar, vilket Pensionsmyndigheten brukar göra när vi tar fram statistik över inträdesålder utifrån AKU-data.

<sup>38</sup> Åtminstone i den mån allting går rätt till. En person som exempelvis bara arbetar svart ett visst år och därmed inte betalar inkomstskatt och får någon pensionsgrundande inkomst kan ju mycket väl ange i arbetskraftsundersökningen att den är sysselsatt.

<sup>39</sup> Även födda 1937 och tidigare tjänar visserligen på att skjuta upp uttaget av pension (fram till 70 års ålder), däremot finns inga incitament ur pensionshänsende att arbeta bortsett från att kunna försörja sig i väntan på pensioneringen. Det finns dock andra incitament till att arbeta, till exempel är skatten lägre och inkomsten är i regel högre om man arbetar. "Mellangenerationen" födda 1938 till 1954 ingår både i det gamla och i det nya pensionssystemet, men efter 64 års ålder tjänar de in full pensionsrätt i det nya systemet. De har därmed samma incitament att arbeta efter 64 som de som är födda efter 1954 och bara tillhör det nya systemet.

<sup>40</sup> Däremot skulle vi för en analys innan år 2003 behöva ta hänsyn till de höjningar som gjordes av grundavdragets andel av prisbasbeloppet mellan år 2000 och 2003. År 2000 låg grundavdraget på 24 % av prisbasbeloppet och höjdes sedan stegvis upp till 42,3 % 2003.



## Pensionsmyndighetens data

Data till analysen kommer främst från Pensionsmyndighetens databas MIDAS, som i sin tur hämtar uppgifter från Försäkringskassans datalager STORE. Uppgifterna om intjänade pensionsrätter får anses vara tillförlitliga<sup>41</sup>.

Vi använder Skatteverkets kontrolluppgifter<sup>42</sup> för att skapa fiktiva pensionsrätter för de inkomster som personer födda 1937 och tidigare hade under åren 2003 till 2011, och som hade gett pensionsrätter i det nya pensionssystemet. Från och med intjänandeår 2008 avskaffades den särskilda löneskatten för personer födda 1937 och tidigare. Kontrolluppgifterna förändrades i och med detta och därmed tappar vi uppgifter om uppskattningsvis hälften av de inkomster som vi skulle vilja skapa fiktiva pensionsrätter av. Vi skulle då få en negativ påverkan på förväntad arbetslivslängd på i storleksordningen några månader från och med 2008. För att undvika det antar vi att födda 1937 och tidigare, i en given ålder kommer att ha samma mönster för intjänande efter 2007 som de hade innan<sup>43</sup>.

## Tillgängliga år

De år för vilka vi har lyckats skapa jämförbara data över intjänade pensionsrätter är 2003 till 2011. Att 2011 är slutpunkten beror på det för närvarande är det sista år för vilket pensionsrätterna har fastställts. Att gränsen bakåt i tiden är 2003 beror främst på att Förtidspensionen då ersattes av Sjuk- och aktivitetsersättning, där pensionsrätterna beräknades på ett helt annat sätt<sup>44</sup>. Ytterligare en faktor är att vi för närvarande inte har något färdigt underlag för att kunna beräkna vilka pensionsrätter födda 1937 och tidigare skulle ha fått i det nya pensionssystemet för de inkomster de hade innan 2003<sup>45</sup>.

## Avgränsningar och definitioner

### Vilka personer resultaten är representativa för

För de mått för inträdesålder, utträdesålder och arbetslivets längd som tas fram utifrån AKU så är det alltid givet att de bara avser personer som varaktigt bor i Sverige, eftersom andra personer inte räknas med i undersökningen. När det handlar om pensionssystemet är det däremot inte självklart att vi ska ha samma begränsning. För det första är det fullt möjligt, och inte alls ovanligt, att tjäna in pensionsrätt utan att bo i Sverige. Det gäller till exempel de som studerar utomlands med svenskt studiemedel och personer med sjuk- och aktivitetsersättning som bosatt sig utomlands. Dessutom är principen sådan att pensionsrätt tjänas in i det land man arbetar i, inte det man bor i. Nu är arbetspendlingen in till Sverige visserligen ganska liten, 2008 var det strax över 1000 personer som arbetspendlade från Norge respektive Danmark till Sverige<sup>46</sup>.

<sup>41</sup> Ett undantag är de inkomster under åren 1999 till 2003 för personer under 16 år som 2004 genom en lagändring retroaktivt gavs pensionsrätt. Alla dessa pensionsrätter har ännu inte fastställts av skatteverket och de som har fastställts har inte tagits med i analysen.

<sup>42</sup> Kontrolluppgifterna ligger väldigt nära de som fastställs i den slutgiltiga taxeringen, enligt en intern utredning på Pensionsmyndigheten är skillnaden några promille.

<sup>43</sup> Våra analyser tyder på att arbetskraftsdeltagandet i den här gruppen är relativt okänsligt för konjunkturförändringar så antagandet är inte helt orimligt.

<sup>44</sup> Förtidspensionen, till skillnad från Sjuk- och Aktivitetsersättningen, innebar att man inte tjänade in någon pensionsrätt i form av pensionsgrundande inkomst (PGI). Om vi inte tog hänsyn till det här skulle ett antal hundra tusen personer som inte tjänade in någon PGI 2002 plötsligt göra det 2003. Vi har undersökt möjligheten att skapa fiktiv PGI för åren 1999-2002 för dessa personer och kommit till slutsatsen att det kanske är möjligt men för tidskrävande för att hinna med till den här utredningen.

<sup>45</sup> Från och med 2003 var alla personer födda 1937 och tidigare äldre än 65 år och skulle därmed i nya systemet bara ha fått pensionsrätt för inkomst av lön och näringsverksamhet. De inkomsterna har vi som tidigare nämnts tillgång till genom kontrolluppgifterna.

<sup>46</sup> Nordisk Pendlingskarta 2011

Arbetspendlingen åt andra hållet var betydligt större, ca 20 000 personer pendlade till Danmark och 26 000 till Norge. Vi måste därför ta ställning till exakt vilka vi vill räkna med i våra mått. Hur ska vi se på en 20-åring som flyttar till Norge och eventuellt arbetar där några år för att sedan flytta hem igen? Det kan också hända att 20-åringen inte berättar för svenska myndigheter att hon eller han flyttar till Norge, varför vi tror att den är hemma i Sverige utan att jobba eller ha annan sysselsättning.

Vi har valt att bara studera de personer som är bosatta i Sverige under minst en månad de år som beräkningen görs för<sup>47</sup>. Att till exempel ta med alla som någonsin har varit folkbokförda i Sverige skulle innebära både att det blir väldigt svårt att tolka våra resultat och att de inte blir jämförbara med siffror framtagna med hjälp av AKU. Ett sätt att se på vad våra mått säger är att de är giltiga för alla som någonsin har varit bosatta i Sverige givet att de individer som i någon period varit bosatt utanför landet under frånavar haft samma arbetskraftsdeltagande och mönster för in- och utträde i arbetskraften som de hade när de var bosatta i Sverige.

Vi har även valt att i den här analysen inte låta invandring och utvandring påverka storleken på den syntetiska kohorten<sup>48</sup>. Vi använder därmed inte de så kallade migrationsjusterade dödsriskerna som används när Pensionsmyndigheten fastställer omsättningstiden i pensionssystemet. Det här alternativet är närmare beskrivet i kapitlet "Möjligheter till vidare analys".

I modellen som använder bestånd använder vi bara data för ett år och därmed skiljer sig inte vår population särskilt mycket från AKU:s. I modellen som använder flöden måste vi dock använda oss av data från mer än ett år. Om Markovprocessen har ett ettårigt minne tar vi då bara med personer som varit i Sverige minst en månad under bägge åren. Har den ett tvåårigt minne måste man vara folkbokförd här under tre år. Konsekvensen av det här är att de resultat vi får fram med flödesdata inte kan sägas vara representativa för alla som är folkbokförda i Sverige, utan endast för de som är skrivna här under någon period per år flera år i rad. Med ett tvåårigt minne kommer en person som immigrerar 2007 med i analysen först år 2009. En person som jobbar i Norge, och skriver sig där, under hela 2009 faller bort ur analysen för åren 2009 till 2011. En arbetskraftsinvandrare som är skriven här bara under 2009 och 2010 kommer å andra sidan aldrig med i analysen.

## Uppdelning av analysen

Typ av pensionsrätt

Måtten som tas fram delas upp i tre varianter beroende på vilka typer av pensionsrätter som räknas med.

- Alternativ 1 (PU) som inkluderar alla pensionsrätter, det vill säga hela pensionsunderlaget<sup>49</sup>.
- Alternativ 2 (PGI), räknar bara med den Pensionsgrundande inkomsten, det vill säga inkomst av lön och eget företag samt de ersättningar från socialförsäkringen och arbetslöshetsförsäkringen som ersätter sådana inkomster, till exempel föräldrapenning, sjukpenning och a-kassa.

<sup>47</sup> Egentligen om man är folkbokförd i Sverige under minst ett månadsskifte. I MIDAS skapas en variabel som återskapar Statistiska Centralbyråns definition av vilka personer som är folkbokförda i Sverige, den så kallade RTB-befolkningen (Registret över Totalbefolkningen). Skillnaden mellan Midas-variabeln och RTB-befolkningen är några promille.

<sup>48</sup> Om vi lät migrationen påverka den syntetiska kohorten skulle den fortfarande börja med de 100 000 nyfödda men i varje ålder skulle den inte bara förändras på grund av dödsfall utan även påverkas av de immigrationssannolikheter och emigrationssannolikheter som gäller i just den åldern. Den syntetiska kohorten skulle, med dagens migrationsmönster därmed bli större än 100 000 i vissa åldrar.

<sup>49</sup> Även så kallade latent barnår-rätter och studierätter ingår. De pensionsgrundande belopp som ges för studier och barnår kräver att man har minst 5 år med en pensionsgrundande inkomst över 2 inkomstbasbelopp innan 70 års ålder. De som inte uppfyller förvärvsvillkoret tappar alltså dessa pensionsrätter.

Skillnaden mellan PU och PGI är de så kallade pensionsgrundande beloppen (PGB) vilka kan tjänas in vid barnår, studier med studiemedel, pliktjänstgöring (till och med 2010) och viss Sjuk- och aktivitetsersättning.

- Alternativ 3 (PGI exkl. SA) är identiskt med Alternativ 2 bortsett från att vi även räknar bort den pensionsrätt som tjänas in vid den inkomstbaserade delen av Sjuk- och aktivitetsersättning.

Anledningen till att det är intressant att ta med Alternativ 3 är att personer med Sjuk- och aktivitetsersättning (till och med 2002 kallad förtidspension) oftast inte kommer tillbaka till arbetslivet. Den kan därmed i viss mån likställas med en förtida pensionering. Det är också vanligt att utesluta dessa personer i andra mått över arbetslivets längd eller slut så om vi vill kunna jämföra vårt resultat med dessa bör alternativet finnas med.

Ett fjärde alternativ där vi bara räknar med inkomst av lönearbete och eget företagande hade varit önskvärt att ha med i analysen, men har inte hunnits färdigställas. Pensionsmyndigheten avser att vid senare tillfälle utöka analysen med detta alternativ.

### Övrig uppdelning

Analysen delas upp efter kön. I uppdraget ingår att även dela upp den efter yrke, men det har inte kunnat åstadkommas till den här rapporten. När det gäller uppgifter om yrke har Pensionsmyndigheten inte direkt tillgång till dessa, och det finns också frågetecken när det gäller kvaliteten på data. Ett alternativ hade varit att dela upp efter högsta uppnådda utbildningsnivå, även om denna lider av bristen att utbildningen är okänd för många som inte är uppväxta i Sverige<sup>50</sup>. Försäkringskassans datalager STORE har dock inte information om högsta utbildning för de som var äldre än 74 år innan 2008<sup>51</sup>. Det hade inte varit något olösbart problem, om det inte vore så att vi ju använder utvecklingen i intjänande innan 2008 för att skatta intjänandet från och med 2008 för de som är födda 1937 och tidigare (se avsnittet ”Pensionsmyndighetens data”). Eftersom vi inte har kompletta uppgifter för något år i analysen vore eventuella skattningar väl osäkra. Någon uppdelning på utbildning görs därför inte.

### Definition av inträdes- och utträdesålder

Som vi kunde se i genomgången av olika metoder har utträdesålder vanligtvis definierats som den ålder då aktiva 50-åringar i genomsnitt förväntas lämna arbetslivet. Inträdesålder är inte alls lika vanligt att mäta, men har i Försäkringskassans och Pensionsmyndighetens tidigare rapporter definierats som den ålder då aktiva 40-åringar i genomsnitt förväntades ha inträtt i arbetslivet. Vi kan kalla åldrarna 40 respektive 50 för ”referensåldrar” för måtten.

Till skillnad mot att mäta förväntat antal år med pensionsrätt från födseln går det inte att undvika att, utifrån någon subjektiv värdering, sätta en eller flera referensåldrar från vilken man räknar bakåt och framåt för att komma fram till en inträdes- och utträdesålder. Hur vi väljer att definiera beräkningen av inträdes- och utträdesåldrar har en mycket stor påverkan på resultatet. Det är inget problem att genom att variera de olika parametrarna få ut precis vilken inträde- och utträdesålder som helst. Det är därför viktigt att sträva efter så enkla och ”naturliga” definitioner som möjligt. Man kan antingen ha samma referensålder för bägge måtten, eller som i Pensionsmyndighetens nuvarande mått ha olika referensåldrar. Sedan är det alls ingen självklarhet att vi bara ska utgå från de individer som är *aktiva* i den referensåldern. När vi beräknar antal år med pensionsrätt gör vi ju ingen sådan begränsning.

<sup>50</sup> När SCB delar upp medellivslängden efter utbildningsnivå görs detta därför bara på de som är födda i Sverige, se till exempel Demografiska rapporter 2011:2.

<sup>51</sup> När Pensionsmyndigheten i framtiden hämtar de uppgifterna direkt från Statistiska Centralbyrån snarare än via Försäkringskassans datalager kan detta eventuellt rättas till.

Att bara utgå från de som är aktiva innebär rent praktiskt att vi delar den förväntade återstående aktiva tiden med andelen som är aktiva i referensåldern, vilket brukar ligga på i storleksordningen 90 %. Utgångspunkten är alltså att det endast är de som är aktiva i referensåldern som kommer att vara aktiva framöver. En nackdel med ett sådant förfarande är att en förändring i andel aktiva i referensåldern har en oproportionerligt stor påverkan på utträdesåldern. Skulle andelen aktiva i övriga åldrar vara oförändrad medan andelen i referensåldern sjunker med till exempel 10 % så höjs utträdesåldern med 10 %. Att fördela den återstående aktiva tiden både på aktiva och inaktiva i referensåldern har å andra sidan nackdelen att måtten på inträdesålder och utträdesålder kan upplevas som missvisande om det skulle vara en låg andel i befolkningen som någonsin tjänar in en pensionsrätt. Frågan är vilken inträdesålder en person som aldrig inträtt skall anses ha.

I slutändan handlar metodvalet här om vilket perspektiv vi är intresserade av. Vill vi undersöka hur det går för en typisk individ, en ”medelvensson”, eller vill vi ta fram ett genomsnitt för hela befolkningen? I det gamla pensionssystemet var det mer naturligt att utgå från en typisk individ eftersom det där fanns tydliga grupper som kunde utvärderas var för sig. Antingen hade man 30 intjänandeår eller så hade man det inte. Att ha 40 intjänandeår var meningslöst ur pensionshänseende, så länge de extra åren inte tillhörde de 15 bästa. I det nya pensionssystemet där alla inkomster under hela livet räknas går det inte att göra en liknande uppdelning<sup>52</sup>. Vi anser därför att det är rimligare att inkludera alla individer i referensåldern i beräkningarna av inträdes- och utträdesåldern.

Vi anser vidare att det finns en poäng i att ha *samma* referensålder både för beräkningen av inträdes- och utträdesålder. Huvudskälet är att vi annars tappar bort de individer som ligger mellan referensåldrarna. Denna referensålder kan givetvis inte sättas till vad som helst, skulle vi lägga den på 60 års ålder skulle resultatet bli absurt. En variant vore att sätta den till den ålder då andelen som tjänar in pensionsrätt är som högst. Hade vi använt den statiska eller dynamiska metoden hade vi rent av varit tvungna att göra så, men den begränsningen har vi inte nu. Problemet är att denna ålder kan variera från år till år, främst beroende på kohorteffekter och konjunktur. Om referensåldern från ett år till nästa hoppar från till exempel 44 till 45 så höjs både inträdes- och utträdesåldern med ungefär 1 månad. En annan variant är att utgå från åldern på medelpersonen som tjänar in pensionsrätt i vår syntetiska kohort. Även då kan förstås referensåldern flytta på sig, eftersom vårt intjänande av pensionsrätt faktiskt flyttas senare och senare i livet. Den förändringen avspeglar ju dock en faktisk skiftning av ”tyngdpunkten”. En sådan referensålder är därför också av visst intresse i sig självt. Medelpersonens ålder kan förstås variera beroende på vilken typ av pensionsrätt och vilket kön vi studerar. Om vi skulle vilja dela upp analysen efter exempelvis utbildning kan vi däremot inte fastställa någon vettig medelperson eftersom vi bara räknar med de som är äldre än 30.

Vi kommer därför bara använda en referensålder, nämligen den som gäller för hela befolkningens Pensionsunderlag, alltså alternativ 1<sup>53</sup>. När vi tar fram måtten viktade efter genomsnittlig intjänad pensionsrätt använder vi dock en viktad referensålder. Det är då inte längre medelpersonen vi söker utan åldern på den person som tjänade in medelpensionsrätten. För att undvika onödiga hopp fram och tillbaks låter vi referensåldern vara kontinuerlig snarare än diskret. Det vill säga, om medelpersonen skulle vara exempelvis 42 år, 3 månader och 5 dagar gammal så avrundar vi inte den åldern till 42 år. För inträdesåldern finns det en ologiskhet i beräkningen som är värd att nämna. För både inträdes- och utträdesåldern delar vi ju de uppleva respektive kvarvarande aktiva åren med antal personer som överlevt till referensåldern. En del av de aktiva år som upplevts fram till och med referensåldern har ju dock upplevts av personer som dött *innan* referensåldern. Det tar vid dock ingen hänsyn till här. Andelen av den syntetiska kohorten som dör innan en referensålder på 42 år är ca 2 %.

<sup>52</sup> Det finns förvisso krav på 40 bosättningsår för oreducerad garantipension men detta gäller inte inkomstpensionen.

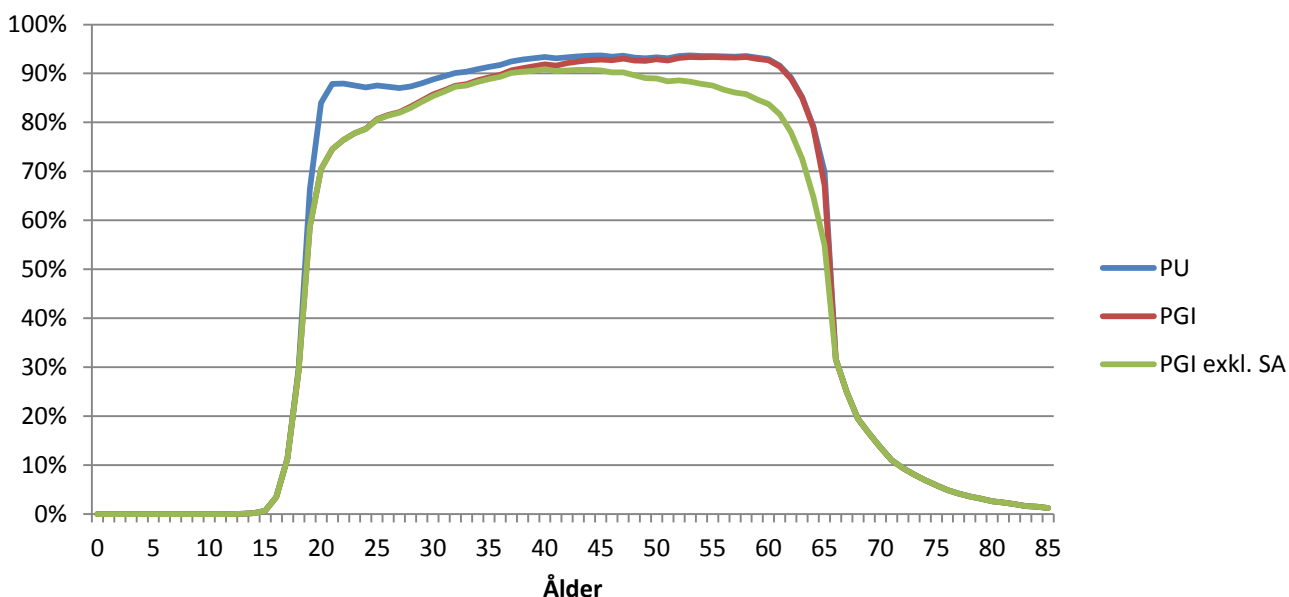
<sup>53</sup> Skillnaden i medelålder för de olika typerna av pensionsrätt är dock närmast försumbar, det rör sig om några månader hit eller dit.

## Analys

### Metod 1 – Använda beståndsdata för att skapa en arbetslivslängdstabell

Vi använder här Eurostats metod men multiplicerar storleken på den syntetiska kohorten i alla åldrar med andelen som tjänar in pensionsrätt istället för andelen som tillhör arbetskraften. Eftersom vi ettåriga data går tidsserien från 2003 till 2011. För att räknas med måste man ha varit i Sverige under minst 1 månad det aktuella året. För att lätt kunna jämföra resultatet med det som är framtaget av Eurostat använder vi deras livslängdstabell och förväntade medellivslängd<sup>54</sup>.

**Diagram 14. Procent per ålder som tjänar in pensionsrätt under 2011**

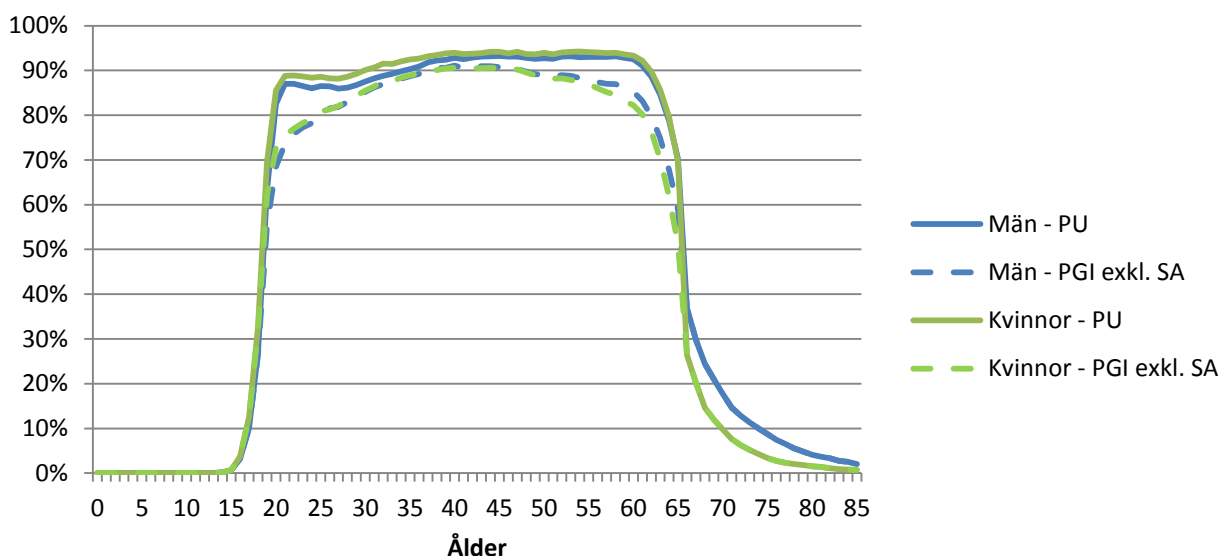


Diagrammet visar att andelen som tjänar in PGI respektive PGI exkl. SA följs åt i början av livet, vilket beror på att andelen som har inkomstrelaterad Sjuk- och aktivitetsersättning är låg då. Andelen med PU ligger högre, vilket framförallt beror på pensionsrätterna av studier. Pensionsrätter för barnår borde däremot inte påverka så mycket här eftersom den som får barnårsrätten oftast får pensionsrätt från annat håll också. Mot slutet av arbetslivet följs istället PGI och PU åt, vilket förklaras av att andelen personer som bara får Pensionsgrundande belopp minskar. Efter 65 års ålder kan man bara tjäna in pensionsrätter av arbete och alla tre kurvorna sammanfaller därför. Eftersom det visat sig att andelen Alternativ 2 (PGI) inte tillför särskilt mycket till analysen redovisar vi inte det i de följande diagrammen.

Delar vi upp resultatet efter kön ser vi att kvinnor i åldrarna fram till 65 år har en högre andel med pensionsrätt. Mot slutet av arbetslivet är det en större andel män som har PGI exkl. SA, sannolikt eftersom kvinnorna är överrepresenterade bland de med Sjuk- och aktivitetsersättning. Efter 65 års ålder är det ungefär dubbelt så vanligt för män att arbeta som för kvinnor.

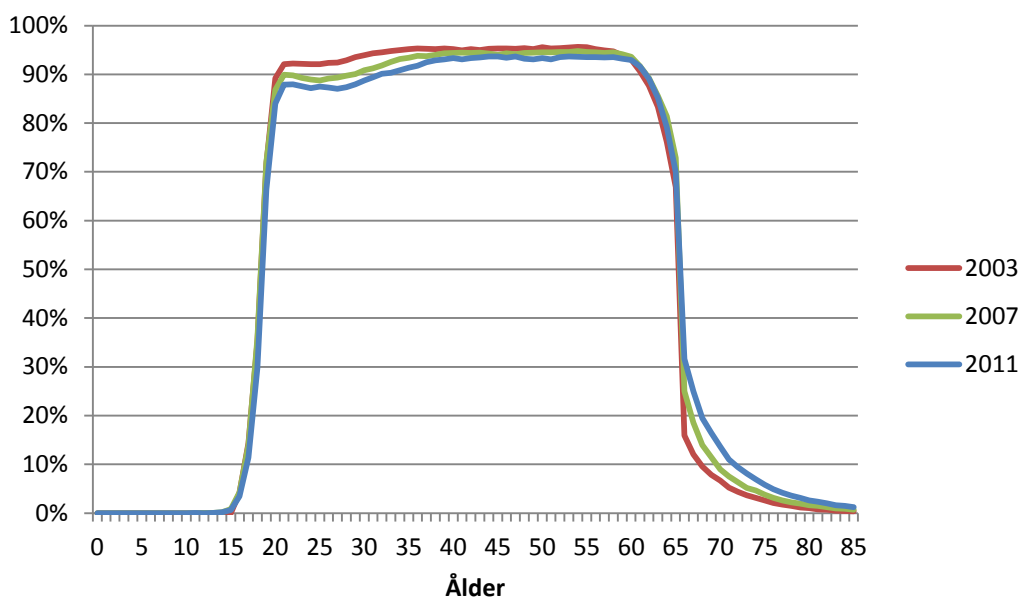
<sup>54</sup> Fram till 84 års ålder redovisas antal överlevande i Eurostats syntetiska kohort i 1-årsintervall. Från 85 års ålder och uppåt är dock åldrarna hopslagna. Vi bortser därför från de som jobbar i åldrarna efter 84. Andelen som arbetar i de åldrarna är väldigt låg och vi tappar bara cirka 1 vecka i förväntad medelarbetslivslängd.

**Diagram 15. Procent per åldersgrupp och kön som tjänar in pensionsrätt under 2011**



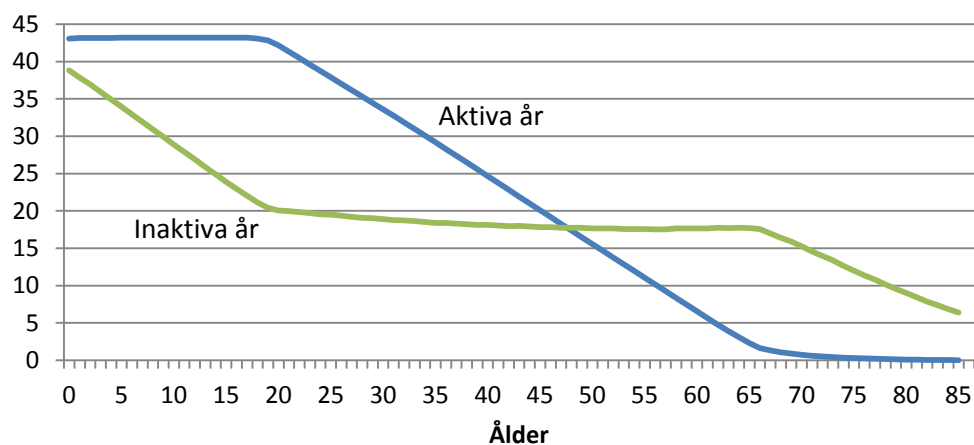
Förändringen sedan 2003 har bestått i en minskning av andelarna som tjänar in pensionsrätt i yngre åldrar och en ökning i åldrarna efter 65.

**Diagram 16. Procent per åldersgrupp som tjänar in pensionsrätt (PU) under 2003, 2007 och 2011**



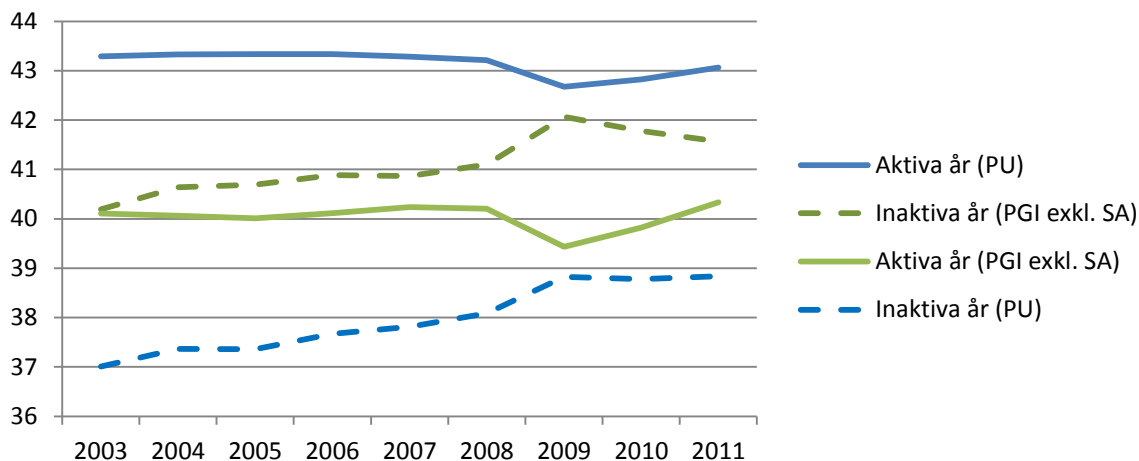
Vi använder andelarna som visas i diagrammen ovan till att beräkna antalet aktiva och inaktiva år som en individ i snitt förväntas ha kvar vid en viss ålder. Den tidpunkt i livet då man i genomsnitt har lika många aktiva som inaktiva år kvar inträffade år 2011 vid 47 års ålder. Summan av förväntade återstående aktiva och inaktiva år i varje ålder är den totala förväntade återstående livslängden.

**Diagram 17. Förväntat antal återstående år (PU) i varje ålder under 2011**



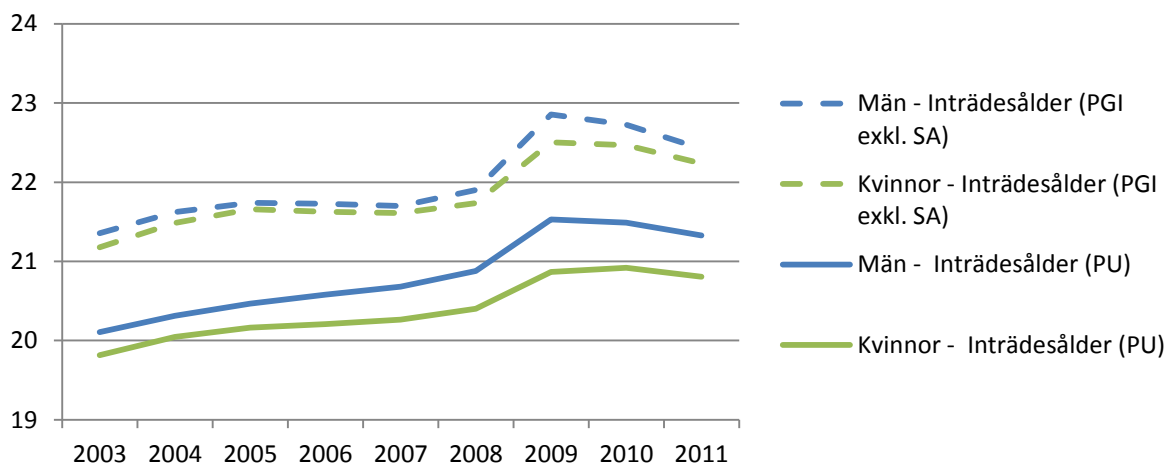
Tar vi förväntat antal aktiva respektive inaktiva år från födseln sedan 2003 ser vi att antal aktiva år är tämligen konstant mellan 2003 och 2011 oavsett om vi ser till all pensionsrätt eller endast PGI exkl. SA. De år som tillkommer i total medellivslängd tas alltså ut som inaktiva år. Effekten av finanskrisen 2009 är tydlig.

**Diagram 18. Förväntat antal återstående år från födseln**



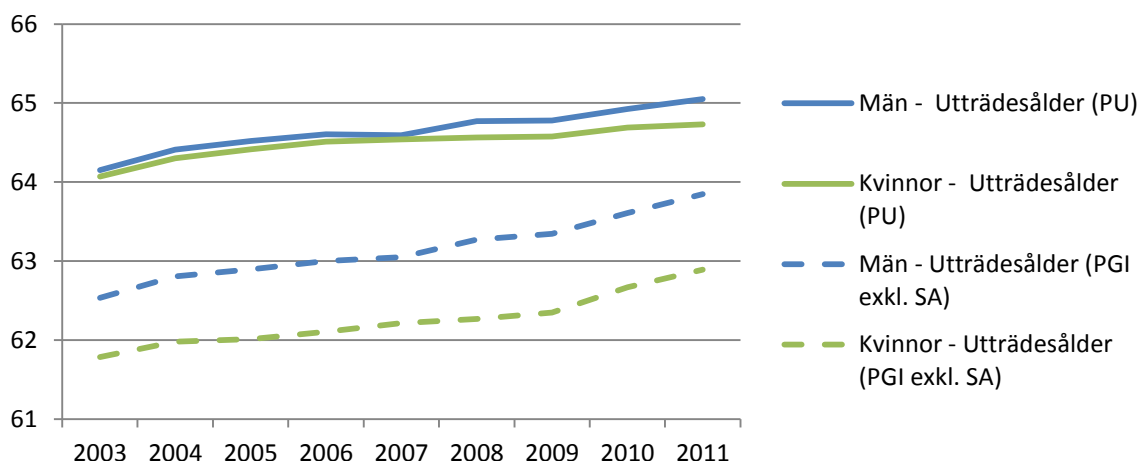
Kvinnor har en något lägre inträdesålder oavsett vilken typ av pensionsrätt vi studerar. Lågkonjunkturen 2009 slog hårdare mot männens pensionsrättsintjänande än kvinnornas. Även innan finanskrisen var trenden i inträdesåldrarna stigande.

**Diagram 19. Inträdesålder per kön och typ av pensionsrätt**



När det gäller utträdesålder är bilden den omvända, män har generellt sett en högre utträdesålder. Utträdesåldern stiger kontinuerligt, till och med under lågkonjunkturen.

**Diagram 20. Utträdesålder per kön och typ av pensionsrätt**



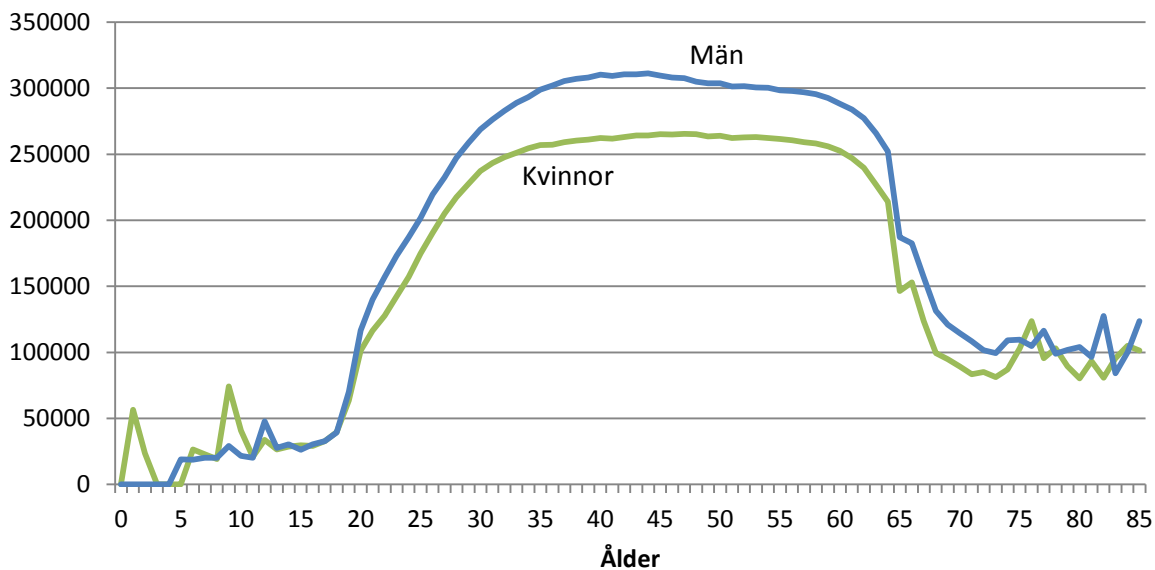
Som tidigare nämnts viktas Pensionsmyndighetens nuvarande mått på utträdesålder efter arbetstid. En motsvarighet här är att vikta efter den genomsnittliga intjänade pensionsrätten i varje årskull. Genomsnittet beräknas då bara på de personer i årskullen som tjänade in någon pensionsrätt under året – på samma sätt som arbetstiden bara räknas för de som arbetar. Hur man viktat är i någon mening godtyckligt. Viktningen efter arbetstid sker genom att sätta varje kohorts genomsnittliga arbetsvecka i relation till en arbetsvecka på 40 timmar. Man har alltså utnyttjat det faktum att det finns en normalarbetstid (som varit konstant sedan början på 1970-talet) att relatera till. När det gäller inkomster eller pensionsrätter har vi inte någon liknande ”normalinkomst” att relatera till. Vi har valt att istället utgå från den årskull som i genomsnitt tjänar in mest pensionsrätt.

Viktningen sker genom att i vår modifierade livslängdstabell multiplicera andelen som tjänar in pensionsrätt i varje årskull med en viss vikt. Vikten beräknas genom att den årskull som haft det högsta genomsnittliga



intjänandet av pensionsrätt<sup>55</sup> får vikten ”ett” och sedan sätts alla andra åldrars vikter utifrån hur de förhåller sig till denna. Om 67-åringar i genomsnitt har ett pensionsunderlag<sup>56</sup> på 140 000 medan 44-åringar med 280 000 har högst så får 67-åringar vikten 0,5. Det här sättet att vikta renser inte för kohorteffekter, vilket är rimligt med tanke på att andelen som tjänar in pensionsrätt inte heller är rensad för de effekterna<sup>57</sup>. Den högsta genomsnittliga pensionsrätten beräknas separat beroende vilken typ av pensionsrätt och kön vi analyserar. Hade vi inte gjort så hade kvinnor haft en avsevärt högre inträdesålder än männen.

**Diagram 21. Genomsnittligt pensionsunderlag (PU) under 2011 per kön för de som hade något intjänande under året**



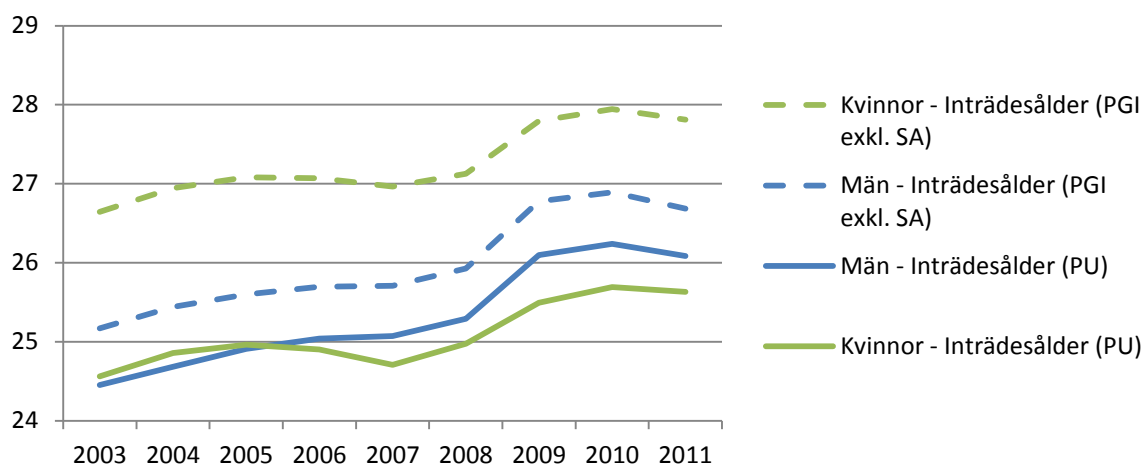
Den viktade inträdesåldern ligger väsentligt högre än den oviktade, eftersom viktningen ”drar ihop” kurvorna över andelen som tjänar in pensionsrätt mot mitten av arbetslivet. Den stigande trenden innan 2009 beror till viss del på kohorteffekter.

<sup>55</sup> Vi bortser här från åldrarna som ligger utanför spannet 20-65 års ålder eftersom de kan ha extremt höga genomsnitt vissa år på grund av få personer som tjänar in pensionsrätt.

<sup>56</sup> Det spelar ingen roll om vi viktar efter pensionsrätterna eller efter inkomsten som pensionsrätterna beräknas på.

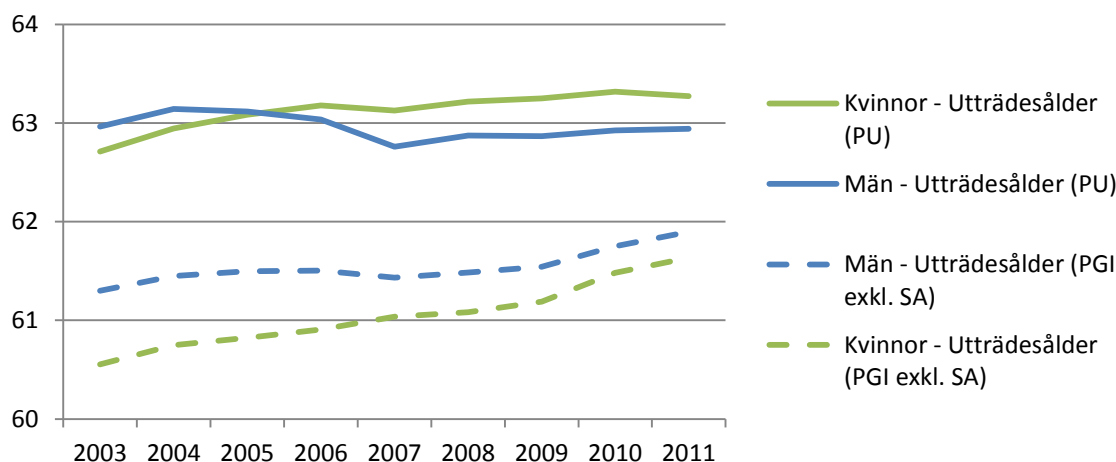
<sup>57</sup> Ett annat alternativ hade varit att vikta efter den genomsnittliga pensionsrätten i referensåldern. Vi har inte gjort någon känslighetsanalys som visar hur variationen från år till år påverkas av respektive alternativ, men vi vet att vi kan få tydliga kohorteffekter av att vikta efter referensåldern. Exempelvis har de som föddes 1967 haft högre genomsnittligt intjänande än alla andra årskullar varje år sedan 2007. Om 67:orna är i referensåldern år 2010 kommer de minska vikterna för alla andra kohorter jämfört med situationen 2009 eller 2011. Hur hög den genomsnittliga pensionsrätten är för en viss årskull beror både på hur stora inkomster årskullen har och hur jämnt fördelade de är. Inkomsterna över intjänandetaket räknas ju nämligen inte in här. Årskullen född 1967 har alltså troligen en ovanligt låg inkomstspridning.

**Diagram 22. Viktad inträdesålder per kön och typ av pensionsrätt**



Den viktade utträdesåldern ligger ganska stabilt om vi ser till hela pensionsrätten (PU), men är stigande om vi bara räknar med PGI exkl. SA. Att den viktade utträdesåldern inte förändras lika mycket som den oviktade beror antagligen delvis på kohorteffekter.

**Diagram 23. Viktad utträdesålder per kön och typ av pensionsrätt**



## Metod 2 – Använda flödesdata för att skapa en arbetslivslängdstabell

### Övergångsmatrisens utseende

De Markov-processer som har använts på data från arbetskraftsundersökningarna har varit av den första graden, det vill säga att sannolikheten för att en person kommer tjäna in pensionsrätt under till exempel 2009 är bara beroende av om den gjorde det under 2008. Anledningen till det är att arbetskraftsundersökningarna bara följer personer under 2 kalenderår.

Det är dock fullt möjligt att ta hänsyn till fler år än bara ett. Eftersom vi har uppgifter om intjänande av pensionsrätt för ett antal år i rad kan vi välja att låta sannolikheten för intjänande under 2009 bero på fler år än bara 2008. Det verkar ganska självklart att det är troligare att en person som tjänar in pensionsrätt både år 2007 och 2008 kommer att fortsätta göra det under 2009, än att en person som bara tjänade in 2008 kommer att göra det.

Av flera skäl vill vi dock inte lägga till hur många år som helst. För det första kan vi förvänta oss att ju fler år vi lagt till desto mindre nytta har vi av att lägga till ytterligare ett år. För det andra så blir tidsserien över antal år med pensionsrätt, inträdes- och utträdesålder ett år kortare för varje ytterligare års minne som Markovprocessen skall ha. För det tredje så delas befolkningen in i fler grupper ju fler år vi tar hänsyn till. Om vi sen delar upp befolkningen i ytterligare mindre grupper, till exempel efter utbildningsnivå, riskerar vi att få ett ganska litet antal personer i några av dem vilket kan leda till osäkrare resultat. Slutligen är det så att vi i analysen bara tar med personer som är i Sverige under alla de år som ingår i Markov-processen. Ju fler år vi lägger till, desto större skillnad blir det mellan den befolkning vi studerar och den som vi egentligen vill uttala oss om.

För att utvärdera hur många års minne som vi bör ha använder vi logistisk regression<sup>58</sup>. Resultatet av analysen är att huruvida en person tjänar in pensionsrätt under år (t-1) har en väldigt stark påverkan på om den även gör det år t. Att även ta hänsyn till vad personen gjorde under år (t-2) förbättrade modellen ganska kraftigt. Om vi däremot lägger till ytterligare ett år (t-3) var förbättringen ganska liten. Med tanke på nackdelarna med att lägga till ett år extra väljer vi att gå vidare med modellen med 2 års minne<sup>59</sup>.

### Dödsrisker

De studier som beskrevs i det inledande kapitlet har utgått från att aktiva och inaktiva har samma dödsrisker. Detta är osannolikt, vilket även artikelförfattarna ofta påpekar. Om det är så att risken att dö är lägre för de som är aktiva, vilket förefaller sannolikt, kommer därför alla dessa metoder att underskatta det förväntade antalet aktiva år. Anledningen till att de ändå har gjort antagandet är att det inte har funnits någon officiell statistik på skillnader i dödlighet, och att det datamaterial som övergångssannolikheterna togs fram ur var för litet för att kunna ta fram dödsrisker<sup>60</sup>. Eftersom vi har tillgång till hela den svenska befolkningen kommer vi att beräkna och använda olika dödsrisker under exempelvis år 2009 beroende på vilken status individerna hade under år 2007 och 2008. Dödsrisken beräknas som antalet dödsfall i en viss grupp under ett år delat med antalet personer som ingick i gruppen vid årets början. Vi använder MIDAS för att skatta olika dödsrisker<sup>61</sup> för de fyra kombinationerna av aktiv och inaktiv i alla åldrar. Dödsrisker blir även olika beroende på kön och typ av pensionsrätt. I diagrammet nedan visas dödsriskerna för de fyra grupperna, där man klassas som aktiv om man tjänat in någon pensionsrätt (PU) under året. För att jämma ut kurvorna är dödsriskerna genomsnitt för åren 2005-2011.

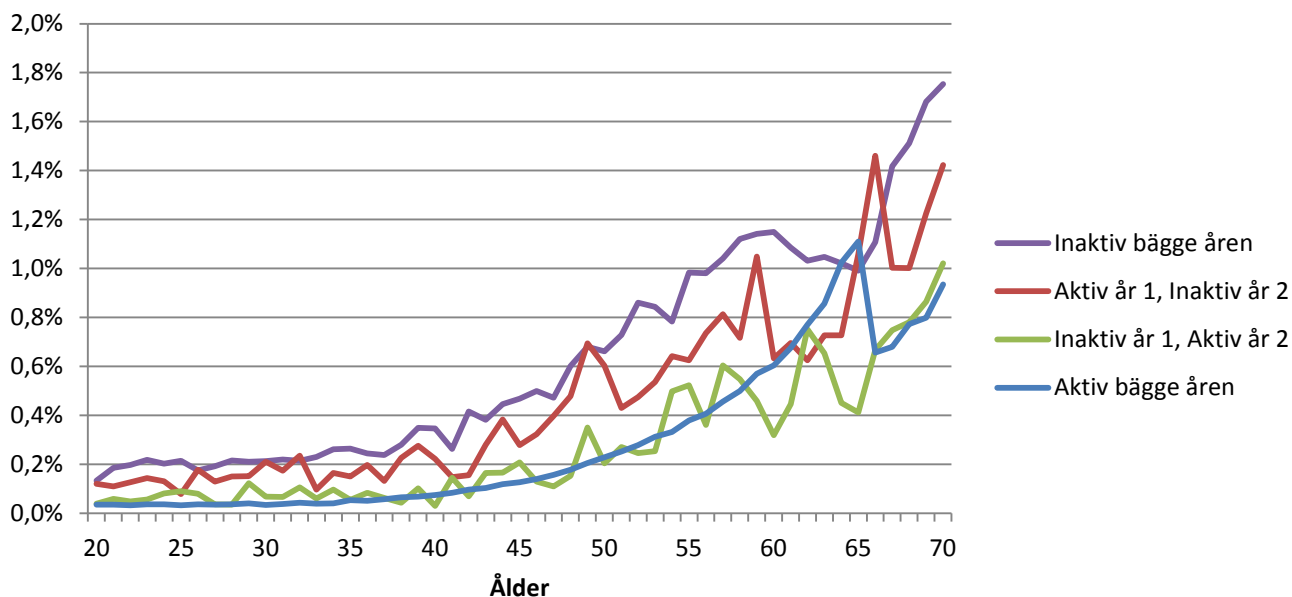
<sup>58</sup> Eftersom vi har så stora datamängder har vi ingen nytta av de formella test som finns för att utvärdera vilken modell vi bör välja, utan vi utgår ifrån i hur stor grad den tillagda variabeln bidrar till att förklara variationen i data.

<sup>59</sup> Vi har även utvärderat om vi tjänar på att även dela in individerna efter om de någonsin tjänat in en pensionsrätt. Givet att vi redan vet om personen tjänade in någon pensionsrätt det senaste året så tillförde det dock väldigt lite till modellen att även ta hänsyn till huruvida man någonsin hade tjänat in pensionsrätt fram till det året. Förklaringen kanske är att det är ganska lätt att tjäna in pensionsrätt i Sverige, så att även de som har en väldigt dålig anknytning till arbetsmarknaden gör det ibland. En annan möjlig förklaring är att det data vi har tillgängligt inte är tillräckligt jämförbart över tid. ATP-systemet infördes 1960, och det är ingen enkel uppgift att skapa jämförande data för en tidsperiod för över 50 år med alla de förändringar som gjorts. Som ett exempel kan nämnas att ersättningar från socialförsäkringen och arbetsförsäkringen gjordes pensionsgrundande först 1974.

<sup>60</sup> I Skoog, Ciecka & Krueger (2011) var antalet individer i analysen strax under 500 000.

<sup>61</sup> Vi har ingen möjlighet att veta när på året personen tjänar in pensionsrätten, men i princip antar vi att allt tjänas in exakt vid halvårsskiftet och att övergången till en ny status sker vid årsskiftet. En person som i vår statistik anges vara 45 år vid halvårsskiftet i genomsnitt exakt 45 år gammal. Dödsriskerna som vi tar fram ur datat är risken för den som vid årsskiftet är 45,5 år gammal att dö innan nästa årsskifte. Dödsrisken stämmer därför inte överens med de andra övergångssannolikheterna. Eftersom dödsriskerna generellt sjunker för varje kalenderår har vi en viss underskattning av dödsriskerna då de ligger ett halvt år för långt fram i tiden. Detta skulle behöva korrigeras, men det har inte hunnits med till den här rapporten. Det kan dock påpekas att den totala medellivslängd som beräknas här ändå inte skulle stämma överens med den som SCB beräknar eftersom de populationer som analyseras skiljer sig åt.

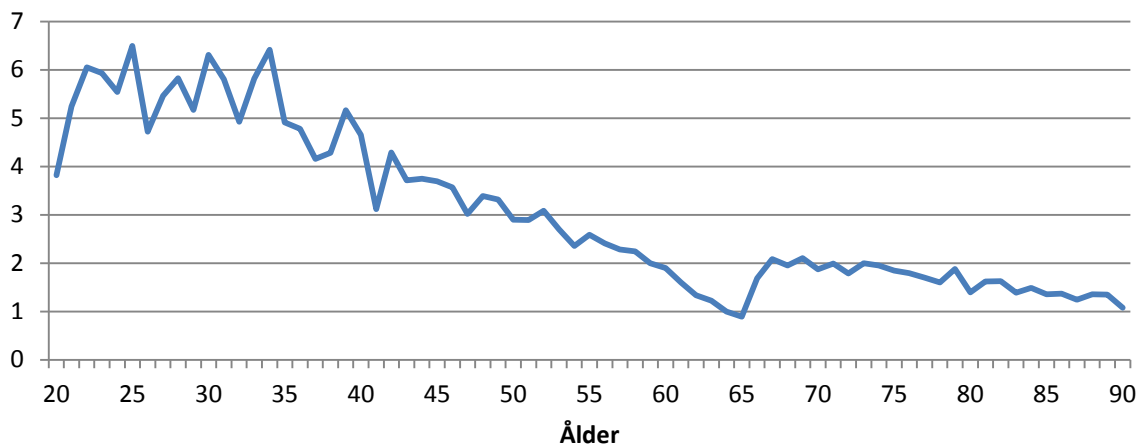
**Diagram 24. Genomsnittliga dödsrisker åren 2005-2011 i åldrarna 20-70 givet tidigare status**



Som synes är det en stor skillnad i dödsrisk beroende på vilken historik av intjänande man har. En del linjer i diagrammet kan tyckas se lite märkliga ut. Det gäller till exempel dödsriskerna för gruppen som inte tjänat in pensionsrätt i 2 år, där dödsrisken sjunker något i åldrarna 60-65. Det här beror nog inte på att personerna får en bättre hälsa efter pensioneringen, utan på att det nu kommer in nya personer i gruppen. Personer som varit väletablerade på arbetsmarknaden men som nu gått i pension och slutat arbeta och som väsentligt skiljer sig från de grupper som inte varit lika väletablerade. Att dödsrisken för de som varit aktiva bägge åren minskar drastiskt vid 66 års ålder beror delvis på att de flesta av de som har haft Sjuk- och Aktivitetsersättning, som ju upphör vid fyllda 65 nu börjar ta ut allmän pension för att kunna försörja sig. Dessa personer har ju i snitt en sämre hälsa än de som väljer att arbeta efter 65.

För att kunna visa i högre åldrar än 70 hur många gånger större dödsrisken är för de som varit inaktiva bägge åren jämfört med de som varit aktiva bägge åren kan vi beräkna den relativa dödsrisken.

**Diagram 25. Den relativa dödsrisken för de som varit inaktiva bägge åren jämfört med de som varit aktiva bägge åren**



En del statusar i vissa åldrar innehåller ett relativt litet antal människor, till exempel andelen 14-åringar som tjänat in pensionsrätt två år i rad. Det gör att det ibland är 0 personer som dör i en viss ålder under ett år, vilket ger en dödsrisk på 0 %. Avvikelsen kan förstås också vara åt andra hållet, att slumpen gör att det ser ut som att det ett år är väldigt hög risk att dö i en viss status. Vi bedömer dock inte att det här är något betydande problem i vår analys då vi inte tar fram olika medellivslängder och medelarbetslivslängder per status. Situationen skulle vara väsentligt annorlunda om vi hade delat in befolkningen i många delgrupper, till exempel per kommun, och tagit fram en livslängdstabell för varje<sup>62</sup>. En lösning hade varit att använda data över dödsriskerna för flera år och därigenom minska variationen, men då hade vår tidsserie över antal år med pensionsrätt, inträdes- och utträdesålder blivit kortare.

En oönskad konsekvens av att vi använder olika dödsrisker beroende på om man varit aktiv eller inaktiv de senaste två åren är att förändringar i övergångssannolikheterna påverkar vår beräkning av den totala medellivslängden. Det här märkliga resultatet uppstår för att vi, främst i åldrarna över 65 år har en högre andel aktiva i den syntetiska kohorten än vi har i verkligheten. Det beror i sin tur på att andelen som arbetar i högre åldrar kontinuerligt har ökat de senaste åren. Eftersom de som är aktiva har en lägre dödsrisk än de inaktiva leder detta till att den totala dödligheten för exempelvis 75-åringar blir *lägre* i den syntetiska kohorten än den är bland dagens 75-åringar. Resultatet är en högre medellivslängd.

Det här skall inte tolkas som att arbetet i sig ger en lägre dödsrisk, i verkligheten sker det förstås en viss selektion. De som har ett gott hälsotillstånd har möjlighet och lust att arbeta mer än de som har ett sämre<sup>63</sup>. Det är troligt att trenden mot högre arbetskraftsdeltagande i åldrar över 65 till en viss del beror på en bättre hälsa bland de äldre. Det vore dock orimligt att ta med den här effekten, av minst två skäl. För det första innebär den att konjunkturförändringar påverkar den totala medellivslängden. För det andra får vi olika beräkningar på total medellivslängd beroende på vilken sorts pensionsrättsintjänande vi tittar på. Vi korrigerar<sup>64</sup> för den här effekten genom att låta dödsrisken för exempelvis de aktiva 75-åringarna i den syntetiska kohorten vara ett viktat medelvärde av dödsrisken för de aktiva och inaktiva. De som i vår framkörning så att säga flyttats från inaktiva till aktiva antas därmed behålla sin gamla dödsrisk. Det motsatta sker i yngre åldrar där andelen inaktiva i den syntetiska kohorten ibland är lägre än i verkligheten<sup>65</sup>.

### Övergångssannolikheterna

Bortsett från att använda övergångssannolikheterna i Markov-processen kan de vara ganska intressanta i sig om man vill studera rörligheten i arbetskraften. Nedan är ett diagram över sannolikheten att tjäna in pensionsrätt (PU) år 2011 beroende på om man tjänade in pensionsrätt under 2009 och 2010.

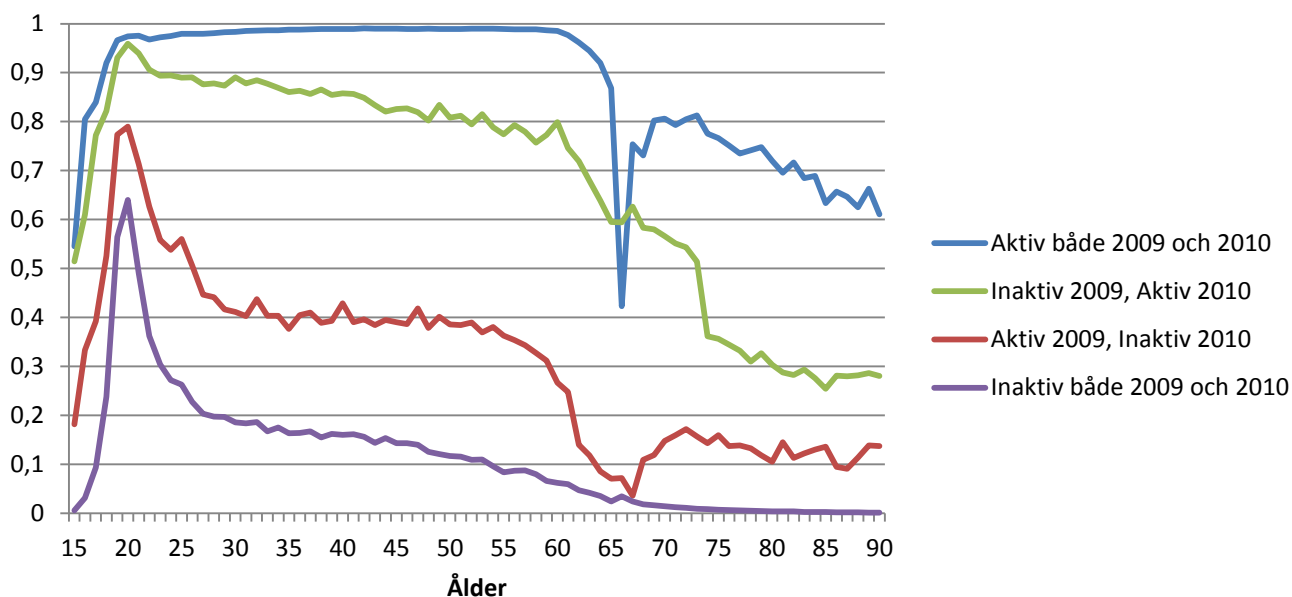
<sup>62</sup> Försäkringsmatematiker brukar använda tekniker för att skapa en utjämnad kurva över dödsriskerna per ålder. Exempelvis används en så kallad makeham-transformation när Pensionsmyndigheten beräknar delningstalen i premiepensionen. I vårt fall vore det dock orimligt att anpassa en sådan kurva för till exempel dödsriskerna för de som varit utan pensionsrättsintjänande två år i rad, eftersom det inte är någon homogen grupp. En person som är 40 och varit utan pensionsrättsintjänande i 2 år är ett undantag och har en väsentligt högre dödsrisk än snittet i den åldern, medan en person som är 80 och varit utan pensionsrättsintjänande i 2 år är en normalperson vars dödsrisk är väldigt nära snittet i den åldern.

<sup>63</sup> Frågan om ifall ett deltagande i arbetslivet i sig minskar dödligheten är förvisso intressant men går utanför den här rapporten. I den forskning som redovisas i till exempel Pensionsåldersutredningen går effekten åt olika håll, dock är den forskningen mest inriktad på åldrarna runt 65 där man kan utnyttja så kallade naturliga experiment. Se vidare Pensionsåldersutredningens delbetänkande: "Längre liv, längre arbetsliv. Förutsättningar och hinder för äldre att arbeta längre, SOU 2012:28".

<sup>64</sup> Dödsriskerna i diagrammen ovan är framtagna innan korrigeringen.

<sup>65</sup> Även grupperna som byter status mellan två år kan vara olika stora i den syntetiska kohorten och i verkligheten. Vi har valt att i det här läget inte korrigerar dödsriskerna för de grupperna på grund av den ökade komplexiteten i beräkningarna. Grupperna är relativt små och deras påverkan på den totala medellivslängden är därför ganska liten.

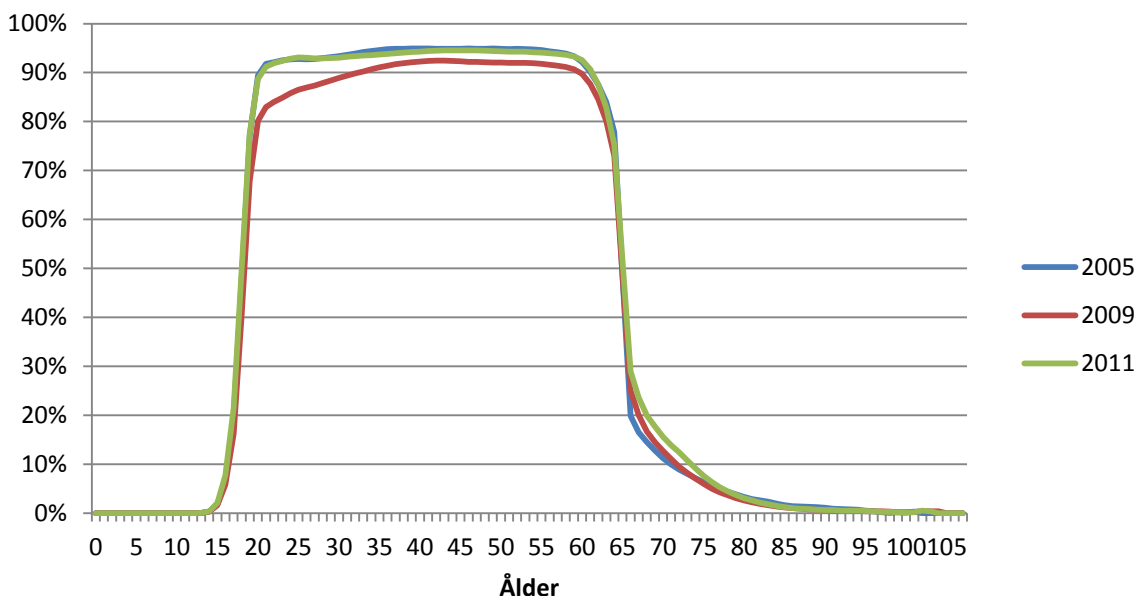
**Diagram 26. Sannolikheten att tjäna in pensionsrätt år 2011 givet tidigare status**



Det kanske mest slående i diagrammet är den höga sannolikheten att en person som tjänat in pensionsrätt i 2 år kommer att göra det även det nästa år. Vi kan även här se värdet av att ha ett tvåårigt minne i Markov-processen, givet att man var aktiv 2010 så är sannolikheten för att även vara aktiv 2011 väldigt olika beroende på om man aktiv eller inaktiv 2009.

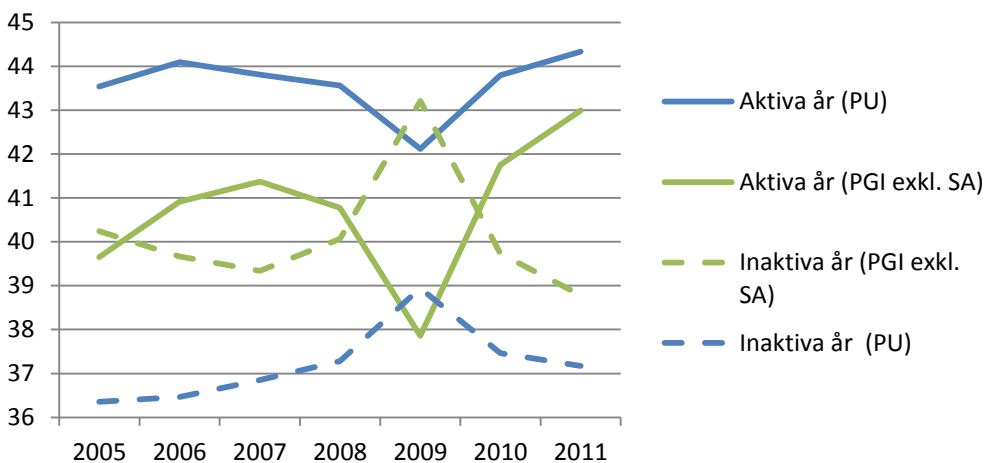
Som nämnts kan den syntetiska kohorten som tas fram utifrån flöden få en helt annan fördelning av hur många som är aktiva och inaktiva i olika åldrar. Hur stor skillnaden blir beror på i vilken mån flödena in och ut ur olika statusar skiljer sig från hur de har sett ut historiskt. Om det finns en trend mot senare utträde ur arbetslivet kommer det synas mycket snabbare i flödena än i beståndet. Påverkan kommer både från långsiktiga förändringar i flödena (skillnader mellan generationerna) och kortsiktiga (konjunkturförändringar). Diagrammet nedan illustrerar den kraftiga effekten 2009 i flödena som uppstår vid konjunkturedgången som kom av finanskrisen.

**Diagram 27. Procent per åldersgrupp som enligt modellen skulle tjäna in pensionsrätt (PU) under 2005, 2009 och 2011**



Eftersom fördelningen skiljer sig något åt jämfört med siffrorna framtagna med beståndsdata kommer vi få andra siffror på inträde, utträde och antal år med pensionsrätt. Diagrammet nedan uppvisar betydligt högre variation än vi kan se i diagram 18, där samma siffror tagits fram med hjälp av beståndsdata.

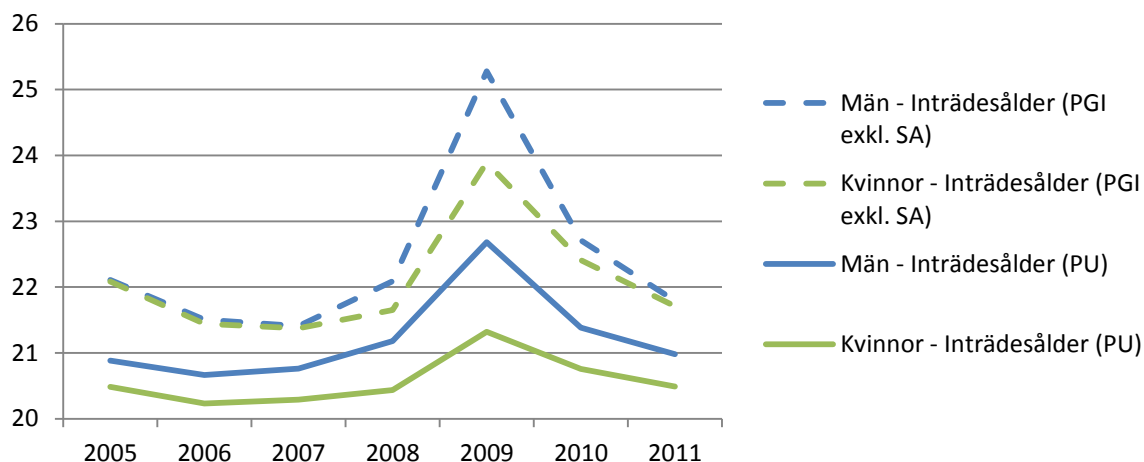
**Diagram 28. Förväntat antal återstående år med pensionsrätt från födseln enligt modellen**



En skillnad jämfört med utvecklingen i diagram 18 är att här har vi en tydlig ökande trend för aktiva år där vi endast räknar med PGI exkl. SA, från 39,7 år 2005 till 43 år 2011. Anledningen torde vara att minskningen av antalet som uppbär Sjuk- och aktivitetsersättning slår igenom snabbare i den här modellen.

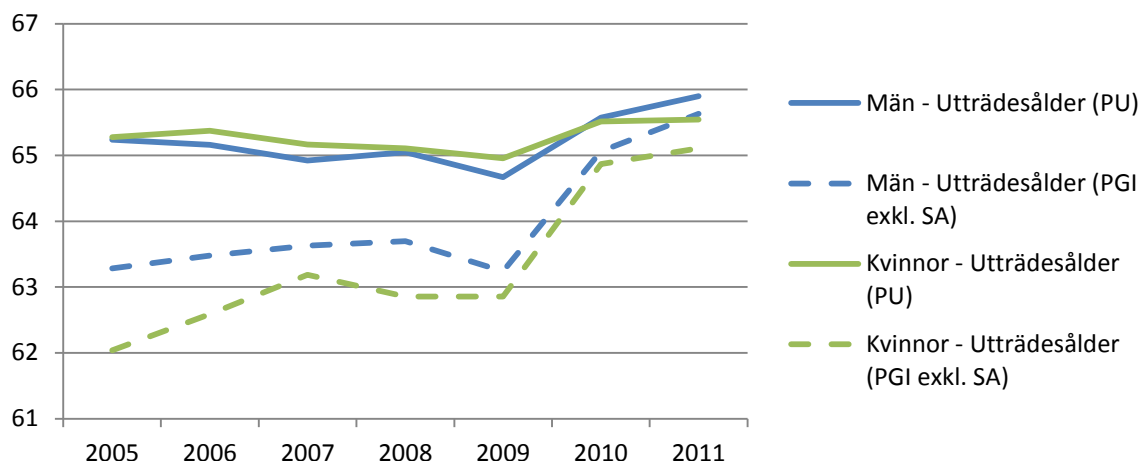
När det gäller inträdesålder syns en markant effekt vid finanskrisen, men sett från periodens början till dess slut finns ingen tydlig trend. Det är något förvånande med tanke på den tydligt stigande trenden när vi tog fram motsvarande mått med beståndsdata (diagram 19). Förklaringen kan dock ligga i att vi studerar olika populationer, med beståndsdata kräver vi endast att personen ska vara skriven här under det aktuella året, med flödesdata måste den vara skriven här under 3 års tid.

**Diagram 29. Inträdesålder uppdelat på kön och typ av pensionsrätt enligt modellen**



Utträdesåldern sett till all pensionsrätt stiger något i slutet av perioden. När det gäller PGI exkl. SA däremot sker det en väldigt kraftig ökning, för kvinnor rör det sig om hela 3 års högre utträdesålder.

**Diagram 30. Utträdesålder uppdelat på kön och typ av pensionsrätt enligt modellen**



## Samhällsekonomiska effekter av förändrad inträdesålder samt antal år med intjänad pensionsrätt

Den genomsnittliga inträdesåldern, dvs. den ålder när de unga debuterar på arbetsmarknaden beror på en rad faktorer. Kortsiktigt är det ekonomiska konjunkturläget den absolut viktigaste faktorn. Andra faktorer såsom vilken sorts produktion som samhället ägnar sig åt och utbildningsväsendets organisation och omfattning är ännu mer betydelsefulla för nivån på inträdesåldern. Men dessa förhållanden ändras, vanligen, långsammare än konjunkturcyklerna, även om det finns en koppling mellan utbildningsväsendets omfattning och konjunkturcyklerna.



Vid vilken ålder individerna i medeltal utträder från arbetsmarknaden beror också i hög grad på det konjunkturella läget men även hälsoförhållandet, regler och avtal för pensionering<sup>66</sup> samt även familjeförhållanden, förmögenhet m.m. Ett förändrat inträde eller utträde på arbetsmarknaden påverkar arbetsutbudet. Ett ökat arbetsutbud ger en ökad tillväxt på lång sikt såtillvida det inte sker på bekostnad av minskad produktivitet. En senarelagd inträdesålder kan dock bero på ökad utbildning och det kan vara en investering för högre framtida produktivitet och därmed tillväxt. Utbildningsinvesteringar har historiskt påverkat ekonomin positivt. Förmodligen är nyttan av nya utbildningsinvesteringar avtagande, vid någon nivå på utbildningsinvesteringar är det rimligt att tänka sig att värdet blir mindre än investeringskostnaden. En som bl.a. består av ett senarelagd och allt annat lika minskat arbetsutbud. Hittills har dock varje generation, delvis tack vara bättre utbildning men förmodligen framför allt genom högre arbetspecialisering och ständig teknikutveckling, åstadkommit ett större produktionsresultat än de äldre generationerna, trots minskad arbetstid.

Samhällsekonomin påverkas givetvis av förändrade inträdes- och utträdesålder. Beroende på hur dessa mått utformas speglar dock måtten för in- och utträdesålder samt antal år med pensionsrätt inte alls eller endast delvis antalet arbetade timmar. Vidare speglar dessa mått inte alls produktivitetsförändringar. Förändrade in- och utträdesålder har därmed endast en viss och, beroende på måttens definition, en mer eller mindre oklar relation till den samhällsekonomiska utveckling som mäts genom t.ex. lönesummans eller snittinkomstens utveckling. Därmed går det inte att entydigt uttala sig om hur samhällsekonomin påverkas av förändrade inträdes- och utträdesålder. Förändringar i dessa åldrar kan dock vara en indikation på förändring av arbetsutbudet och ett ökat arbetsutbud kommer att på sikt öka tillväxten i ekonomin. Även pensionssystemet påverkas av antalet arbetade timmar. Skälet är att en förändring i sysselsättningen påverkar de pensionsgrundande inkomsterna och därmed förändras de totala avgiftsinkomsterna.

Pensionssystemets avgiftstillgång påverkas också av hur antalet arbetade timmar fördelar sig på olika åldrar. Om en förskjutning sker nedåt till de yngre åldersgrupperna kommer pensionssystemets bokförda tillgångar att öka via en ökad omsättningstid. I det nya pensionssystemet räknas alla år med intjänande. Även privatekonomiskt så betyder ett tidigt intjänande (i fasta priser) mer för pensionen än ett sent intjänande eftersom den tidigare pensionsrätten förräntas längre tid. I inkomstpensionen, som i huvudsak indexerar med inkomstutvecklingen, påverkar dock inte tidpunkten för intjänandet av pensionsrätten pensionens storlek i förhållande till inkomsterna. Om det sena intjänandet också leder till ett senare uttag av pension, vilket i sin tur leder till ett lägre delningstal, ger det sena intjänandet/uttaget en större ökning av pensionen relativt inkomsten än vad ett tidigt intjänande gör.

Ett förändrad inträdes- och/eller utträdesålder kan även påverka annat sparande än sparandet till den allmänna ålderspensionen. I en liten öppen ekonomi som Sverige motsvarar sparandet inte direkt investeringarna eftersom kapitalet fritt rör sig mellan olika länder. Företagens kapitalbehov kan tillgodoses via de internationella kapitalmarknaderna där räntenivån är internationellt bestämd. Ett förändrat inhemskt sparande har därför troligen en marginell inverkan på företagets investeringsbeteende och på tillväxten i ekonomin.

SCB nämner i en rapport från 2005<sup>67</sup> att ungdomars etableringsperiod in i vuxenlivet har blivit allt längre och mer oförutsägbar. Debuten på arbetsmarknaden och flytten hemifrån har senarelagts. Enligt rapporten studerar ungdomar mer än tidigare till följd av utbildningssystemets utbyggnad i kombination med ökad

<sup>66</sup> Den allmänna pensionen har en flexibel pensionsålder, dock tidigast vid 61 års ålder. Lagen om anställningsskydd upphör vid 67 års ålder. Reglerna/avtalen för tjänstepensionen kan begränsa friheten att skjuta på utträdet från arbetsmarknaden. Utträdet och pensioneringen bestäms också av samhällets normer och värderingar där 65 års ålder för pensionering tycks råda som sådan. Normen om 65 års pensionsålder tycks dock luckras upp något eftersom andel som går i pension succesivt minskar.

<sup>67</sup> [www.scb.se/statistik/.../HE0108\\_2003A01\\_BR\\_HE57OP0501.pdf](http://www.scb.se/statistik/.../HE0108_2003A01_BR_HE57OP0501.pdf)

svårighet att få arbete. Följaktligen har inträdesålderns förskjutits uppåt i åldrarna samt att den yngre delen av befolkningen har en längre utbildning än de äldre.

Det är sannolikt, men inte helt klarlagt att förskjutningen uppåt i inträdesåldern – även om denna förskjutnings tydlighet i hög grad beror på vilket mått som används – har bidragit till att den s.k. inbetalningstiden i pensionssystemet har minskat. Det första året som Pensionssystemets årsredovisning publicerades var år 2001. Det året var intjänandetiden 21,99799 år, år 2012 hade den sjunkit till 20,55182 år<sup>68</sup>. Minskningen med nästan 1,5 år har medfört att avgiftstillgången blivit omkring 300 miljarder mindre (minskningen med 1,4 gånger utjämnad avgiftsflöde 2012 på 217 miljarder). En kraftfull negativ påverkan på inkomstpensionssystemets solvens som bidragit till att balanseringen utlösts.

Pensionsmyndigheten har dock ingen metod för att särskilja mellan hur mycket av intjänandetidens minskning som beror på senare genomsnittlig inträdesålder och hur mycket som beror på andra faktorer som påverkar intjänandetiden. Exempelvis inkomstnivåns fördelning mellan olika åldrar. Om inkomstfördelningen förskjuts så att äldre tjänar mer än yngre minskar intjänande tiden, även om den genomsnittliga inträdesåldern ligger fast. I Pensionsmyndighetens fortsatta arbete med att söka etablera mått för inträdes- och utträdesåldrar ska undersökas om det finns sådana mått som där in- och utträdesåldern kan särskiljas från övriga påverkande faktorer. Det vore önskvärt med mått som har den egenskapen, men det är inte klarlagt om det går. Vidare är det inte heller klarlagt vilka informationsmässiga nackdelar som sådana ev. existerande mått har.

Så som framgår i diagrammet nedan har under samma tid utbetalningstiden ökat, från 10,43119 till 10,88954 år. Den ökningen med knappt ett halvt år beror på stigande livslängder<sup>69</sup>. Den ökningen har bidragit positivt till pensionssystemets avgiftstillgång med ca 100 miljarder. Samtidigt har den ökande medellivslängden medfört att pensionskulden har ökat med mer än så.

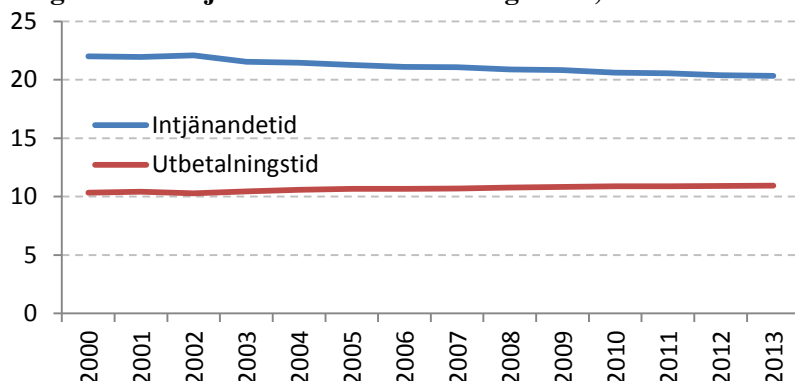
<sup>68</sup> Pensionssystemets årsredovisning 2001 och 2012, not 6.

<sup>69</sup> De flesta tar ut pension vid 65 års ålder. Andelen har dock minskat och fler tar ut både före och efter 65 årsdagen, normen om 65 år för pensionering avtar och att pensionsåldern blir mer flexibel, jfr tabellen nedan.

#### Andel\* som nybeviljats allmän pension i olika åldrar, procent

| Årskull | 61  | 62  | 63  | 64  | 65   | 66  | 67  | 68  | 69  | 70  | 71  | 72  | 73  | 74  |
|---------|-----|-----|-----|-----|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 1938    | 3,6 | 2,3 | 2,3 | 2,1 | 77,3 | 4,1 | 3,2 | 0,8 | 0,3 | 0,3 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 |
| 1939    | 3,9 | 1,9 | 2,1 | 2,3 | 75,6 | 6,5 | 2,3 | 0,8 | 0,3 | 0,3 | 0,2 | 0,1 | 0,1 |     |
| 1940    | 3,0 | 2,1 | 2,5 | 3,1 | 75,9 | 5,0 | 2,6 | 0,8 | 0,4 | 0,5 | 0,2 | 0,1 |     |     |
| 1941    | 2,9 | 2,2 | 3,0 | 3,7 | 73,2 | 6,3 | 2,8 | 0,8 | 0,5 | 0,4 | 0,2 |     |     |     |
| 1942    | 3,4 | 2,9 | 3,4 | 3,9 | 70,9 | 6,2 | 3,4 | 1,2 | 0,5 | 0,4 |     |     |     |     |
| 1943    | 4,0 | 3,1 | 3,6 | 5,3 | 66,5 | 7,1 | 4,4 | 1,2 | 0,4 |     |     |     |     |     |
| 1944    | 4,7 | 3,4 | 4,8 | 5,9 | 63,3 | 7,9 | 4,0 | 1,2 |     |     |     |     |     |     |
| 1945    | 5,1 | 4,2 | 5,3 | 6,1 | 61,8 | 7,2 | 4,1 |     |     |     |     |     |     |     |
| 1946    | 6,1 | 4,8 | 5,5 | 6,8 | 59,7 | 6,9 |     |     |     |     |     |     |     |     |
| 1947    | 6,4 | 4,7 | 6,1 | 7,5 | 56,6 |     |     |     |     |     |     |     |     |     |
| 1948    | 6,1 | 5,0 | 6,7 | 7,9 |      |     |     |     |     |     |     |     |     |     |
| 1949    | 5,9 | 5,4 | 6,8 |     |      |     |     |     |     |     |     |     |     |     |
| 1950    | 5,7 | 5,3 |     |     |      |     |     |     |     |     |     |     |     |     |
| 1951    | 6,1 |     |     |     |      |     |     |     |     |     |     |     |     |     |

\* Andelarna avser nya pensionärer i relation till möjliga pensionärer i december 2012. Åldrarna avser åldern 31 december aktuellt år som pensionären tog ut sin inkomstpension/garantipension.

**Diagram 31. Intjänande- och utbetalningstiden, år 2000-2013**

Källa: Pensionsmyndigheten

Livslängdsökningarna under perioden 2001 – 2012 har ökat pensionsskulden med totalt 242 miljarder. Genom delningstalens användning och konstruktion kommer inte pensionsskulden till aktiva att påverkas alls av livslängdsförändringar, när det nya pensionssystemet är fullt infasat. Det sker 2018. Utan utfasningen av ATP, alternativt om intjänad ATP också tillåts påverkas av livslängdsförändringen, hade skuldökningen varit 178 miljarder. Beaktas den positiva effekt livslängdsökningar har på omsättningstiden hade nettoeffekten av livslängdsökningen, i ett fullt infasat system stannat vid ca 78 miljarder. Ungefär 1 procent av pensionsskulden. Inkomstpensionssystemets betalningsförmåga är således väl skyddad mot livslängdsförändringar. Denna finansiella stabilitet innebär å andra sidan att pensionspararna endera måste acceptera en ganska kraftig påverkan på pensionsbeloppet, eller en relativt stor senareläggning av sin pensionering. Den senareläggning som krävs för varje årskull för att neutralisera livslängdsökningens påverkan på den allmänna pensionens storlek framgår sedan 2012 i det orange kuvertets s.k. alternativa pensionsålder, ibland också kallad årskullsegen pensionsålder.

**Tabell 3. Livslängdsökningens påverkan på inkomstpensionsskulden, miljoner kr**

|      | Aktiva |    | Pensionärer |        |         | Totalt  |
|------|--------|----|-------------|--------|---------|---------|
|      | ATP    | IP | ATP         | IP     | S:a     |         |
| 2001 | 7 732  | 0  | 10 996      | 0      | 10 996  | 18 728  |
| 2002 | -273   | 0  | 6 196       | 0      | 6 196   | 5 923   |
| 2003 | 3 371  | 0  | 7 595       | 79     | 7 674   | 11 045  |
| 2004 | 6 434  | 0  | 10 819      | 361    | 11 180  | 17 614  |
| 2005 | 11 861 | 0  | 23 442      | 1 216  | 24 658  | 36 519  |
| 2006 | 11 255 | 0  | 19 482      | 2 027  | 21 509  | 32 764  |
| 2007 | 5 307  | 0  | 10 508      | 1 576  | 12 084  | 17 391  |
| 2008 | 6 600  | 0  | 17 373      | 3 071  | 20 444  | 27 044  |
| 2009 | 4 606  | 0  | 14 959      | 3 489  | 18 448  | 23 054  |
| 2010 | 3 729  | 0  | 17 017      | 4 587  | 21 604  | 25 333  |
| 2011 | 1 700  | 0  | 9 032       | 3 302  | 12 334  | 14 034  |
| 2012 | 1 287  | 0  | 7 679       | 3 914  | 11 593  | 12 880  |
| S:a  | 63 609 | 0  | 155 098     | 23 622 | 178 720 | 242 329 |

Källa: Orange rapport 2001-2012

Även arbetskraftsutbudet varierar över konjunkturcykeln. I en lågkonjunktur minskar sannolikheten att få ett arbete. Detta leder till att fler lämnar arbetsmarknaden för att t.ex. studera<sup>70</sup>. Under högkonjunkturen ökar möjligheten till att få jobb, vilket leder till en ökning av sökande som bromsar nedgången i arbetslösheten.

De senaste åren har kännetecknats av lågkonjunktur och finansiella kriser. Världsekonomin tycks dock långsamt komma på rätt köl igen. USAs ekonomi växer och den internationella konjunkturen tycks vända uppåt. Konjunkturinstitutet nämner i sin augustirapport att tillväxten förväntas ta fart under 2014. En ökad tillväxt med minskad ungdomsarbetslöshet och ökad sysselsättning påverkar givetvis även pensionssystemet positivt. Avgiftsinkomsterna ökar och avgiftstillgången likaså. En ökad sysselsättning hos de unga leder till att genomsnittliga inträdesåldern blir lägre. Lägre inträdesålder ger en ökad intjänande- och omsättningstid varför avgiftstillgången får en extra skjuts. I dag råder en balanseringsperiod, d.v.s. pensionerna räknas inte om med inkomstindex utan balansindex. En ökad avgiftstillgång innebär att balanseringen minskar (ökat balansindex) och att de äldres omräknade pensionsutbetalningar från inkomst- och tilläggspensionen blir högre.

Om in- och/eller utträdesåldern förändras kommer det att få effekter på pensionssystemets finansiella stabilitet, jfr även kapitlet om ”hur förändrade inträdes- respektive utträdesålder påverkar pensionssystemet. I kapitlet/avsnittet visas bl.a. hur en senarelagd utträdesålder och en tidigarelagd inträdesålder påverkar och förstärker pensionssystemets finansiella stabilitet. Det leder i sin tur till att nuvarande pensionärers ekonomi förbättras. Risken för att de äldres konsumtion ska påverkas av en periods balansering så pass att det med sitt eko ska påverka nästkommande periods balansering är dock försumbar.

## Hur förändrad inträdes- respektive utträdesålder påverkar pensionssystemet

I detta avsnitt görs en beräkning av hur en lägre inträdesålder och en högre utträdesålder påverkar inkomstpensionssystemets finansiella tillgångar och skulder, d.v.s. balanstalet och fördelningssystemets finansiella ställning. Antalet år med pensionsrätt ökar om inträdesåldern tidigareläggs och/eller utträdesåldern senareläggs. Beräkningarna ska ses som ett scenario och inte som någon prognos.

Förändringar av inträdesåldern påverkar direkt omsättningstiden i balanstalsberäkningen. Den del som inträdesåldern påverkar kallas intjänandetiden. En höjning av inträdesåldern med ett år höjer intjänandetiden (och omsättningstiden) med ett halvår enligt en enkel schablonberäkning. Det kan man se genom att i formeln för intjänandetid anta att det är lika många personer i varje kohort och att det är samma medellön i alla kohorter. För formler om intjänandetid m.m. hänvisas till publikationen Orange rapport – Pensionssystemets årsredovisning 2012 som finns på Pensionsmyndighetens hemsida<sup>71</sup>. Om man till exempel antar att alla kohorter har en genomsnittlig PGI som är ”ett”, att det är en person i varje födelseårgång och att den yngsta som intjänar pensionsrätt är 25 år blir intjänandetiden 20. Om man lägger till en 24-åring, dvs. man sänker inträdesåldern med ett år, blir intjänandetiden 20,5. Om man däremot räknar med att personer gör lönekarriär så att lönen är högre för högre åldrar blir effekten på intjänandetiden lägre än 0,5 år. Vid en beräkning från det senaste utfallsåret blev effekten att intjänandetiden minskar med knappt 0,4 år vid en höjd inträdesålder med ett år. Detta tal påverkas av migration. Vid beräkning av inträdesålder bortses dock från effekten av migrationen varför siffran 0,4 år inte är helt jämförbar med en sänkt inträdesålder med ett år. En kapitalviktning vid beräkning av inträdesålder medför att effekten på intjänandetiden torde ligga närmare 0,5 än 0,4.

<sup>70</sup> Vilket dämpar uppgången i arbetslösheten, om de slutar att söka jobb, eftersom de lämnar arbetsmarknaden.

<sup>71</sup> <http://www.pensionsmyndigheten.se/OrangeRapport2012.html>

En höjd utträdesålder med ett år höjer intjänandetiden men sänker samtidigt utbetalningstiden. Det antas då att åldersgränsen mellan intjänandetid och utbetalningstid (kallad "R-tak" i formlerna) höjs med ett år. Det beräknas dock att effekten blir större på intjänandetiden än utbetalningstiden. Intjänandetiden höjs med knappt 0,7 medan utbetalningstiden minskar med drygt 0,35. Den totala omsättningstiden ökar därmed med drygt 0,3 år. En måttlig höjning av utträdesåldern som inte påverkar "R-tak" får en mer begränsad men motsatt effekt. Intjänandetiden minskar något medan utbetalningstiden höjs. Det beror på att tillkommande 64-åringar i formeln för intjänandetid drar ner genomsnittet för intjänandetid medan bortfallande 65-åringar i formeln för utbetalningstid medför att genomsnittlig utbetalningstid höjs.

För *inkomstpensionssystemet* får en lägre inträdesålder eller höjd utträdesålder flera olika effekter:

- Höjd lönesumma medför höjt avgiftsunderlag och därmed höjda avgiftsinkomster till buffertfonden och en successivt ökad fondförmögenhet
- Avgiftstillgången ökar som en följd av de höjda avgiftsinkomsterna
- Pensionsrättigheterna ökar och därmed fås även en höjd pensionsskuld
- Balanstalet förbättras på grund av den högre avgiftstillgången och den högre buffertfonden. Visserligen höjs även pensionskulden men avgiftstillgången höjs momentant medan pensionskulden höjs successivt och i stort sett parallellt med höjningen av buffertfonden. Balanseringsreglerna medför dock att det vissa år kan bli avvikelser från detta mönster. På sikt höjs även genomsnittlig utbetald pension som en följd av att pensionsrätt intjänats för fler år.

Lägre inträdesålder medför dessutom att omsättningstiden höjs. Detta medför ytterligare höjd avgiftstillgång och förbättrat balanstal.

Höjd utträdesålder medför också följande effekter:

- Höjda inkomstpensioner i genomsnitt på grund av att tiden med pension förkortas
- Ökad buffertfond eftersom pensionsutbetalningar senareläggs
- Ytterligare positiv effekt på balanstalet
- Omsättningstiden kan påverkas på lite olika sätt av en höjd utträdesålder, vilket har nämnts ovan

Höjd utträdesålder får således en större effekt på pensionerna än sänkt inträdesålder.

Notera att utträdet från arbetsmarknaden inte nödvändigtvis medför pensionering. Uttag av hel eller del av pension kan ske både tidigare och senare. Utträdesåldern sammanfaller dock i stort med pensionsåldern. Det behöver dock inte vara så. Det är tillåtet att ta ut hel ålderspension och fortfarande förvärvsarbeta. Det förekommer en del spekulation i detta. En del tar ut sin ålderspension tidigt och placerar pensionen i en kapitalförsäkring eller på annat sätt men fortsätter att förvärvsarbeta. Det förekommer säkert också att personer slutar att förvärvsarbeta men väntar med att ta ut den allmänna pensionen. De försörjer sig istället enbart på tjänstepension och/eller egen förmögenhet. En del väljer att ta ut partiell ålderspension under några år och fortfarande arbeta på heltid eller deltid och en del väljer att enbart ta ut sin premiepension men väntar med att ta ut sin inkomstpension. Utträdesåldern kan således vara högre eller lägre än pensioneringsåldern och i en del fall sker utträdet ur arbetsmarknaden och pensioneringen (genom partiella pensioner) successivt. Det är således en kraftig förenkling att anta att utträdesåldern och pensioneringsåldern överensstämmer.

Även *premiepensionssystemet* påverkas givetvis av en sänkt inträdesålder eller höjd utträdesålder. Fler intjänandeår medför högre premiepensionsrättigheter och därmed högre premiepensioner. Höjd utträdesålder höjer premiepensionerna ytterligare på grund av den förkortade utbetalningstiden.

Pensionen påverkas av hela livsinkomsten. Om fler började arbeta tidigt och eller arbetade längre torde statens utgifter för *garantipension och bostadstillägg* minska eftersom individerna får en ökad inkomstpension av ett längre yrkesliv. Utgifterna för inkomstgrundad *efterlevandepension* (omställningspension och barnpension) torde däremot öka.

De beräkningar som redovisas i detta avsnitt avser bara inkomstpensionssystemet. En framskrivning har gjorts till 2035. Beräkningarna ska som tidigare nämnts inte ses som någon prognos. I vissa avseenden är beräkningarna schablonartade och alternativen med sänkt inträdesålder och höjd utträdesålder är inte helt realistiska. Alternativen har valts för att jämförelserna ska bli tydliga.

Vid beräkningen av sänkt *inträdesålder* antas att inträdesåldern sjunker 2016 med ett år. Det är naturligtvis inte realistiskt, det är troligt att en sänkning skulle ske successivt. Antagandet har ändå valts för att effekten av en sänkt inträdesålder ska framgå tydligt.

Lönesumman år 2016 antas öka med 2,0 procent mer än normalt. Om en lägre inträdesålder inte skulle påverka genomsnittlig lön skulle effekten vara större, ca 2,5 procent. Ungdomar har dock en betydligt lägre lön i genomsnitt än övriga förvärvsaktiva. På kort sikt kan därför även 2,0 procent vara för högt, men en tidigare lagd inträdesålder på arbetsmarknaden kan medföra ökade löner på sikt via snabbare ”karriärklättringar”. Därför har vi valt att räkna med att effekten på lönesumman blir + 2,0 procent trots att det torde vara för högt på kort sikt.

Intjänandetiden (del av omsättningstiden) antas öka med 0,4 år.

Sänkningen av inträdesåldern hinner inte påverka pensionsutbetalningarna under den period som redovisas för de kohorter som sänker sin inträdesålder.

Vid beräkningen av höjd *utträdesålder* antas att utträdesåldern höjs med ett år 2016. Det antas att lönesumman år 2016 ökar lika mycket som vid sänkt inträdesålder, med 2,0 procent. Det antas således att en höjd utträdesålder minskar genomsnittlig lön något, annars skulle effekten bli högre, ca 2,5 procent. Det antas att en höjd utträdesålder med ett år höjer omsättningstiden med 0,3 år. Det antas således att den variabel som kallas R-tak höjs.

En höjd utträdesålder får till följd att antalet pensionärer minskar samtidigt som pensionsinkomsterna ökar av fler intjänande pensionsrätter. Dessutom ökar den månatliga pensionen av att delningstalet (förväntad återstående livslängd diskonterat för förskottsrentan om 1,6 procent) minskar.

I nedanstående tre diagram jämförs balanstalet, ”balanseringsfaktorn” och buffertfondens fondstyrka vid en trolig framskrivning av inträdes- och utträdesmönstret (basalternativet) samt vid sänkt inträdesålder respektive höjd utträdesålder. Den så kallade balanseringsfaktorn är lika med balanstalet om det ackumulerade balanstalet är lägre än 1,0. I annat fall är balanseringsfaktorn lika med 1,0 eftersom vi i sådana fall inte längre befinner oss i en balanseringsperiod. Fondstyrkan visar kvoten mellan AP-fondernas fondkapital och pensionsutbetalningar. Administrationskostnaderna har således exkluderats vid beräkning av fondstyrka.

**Diagram 32: Balanstalet**

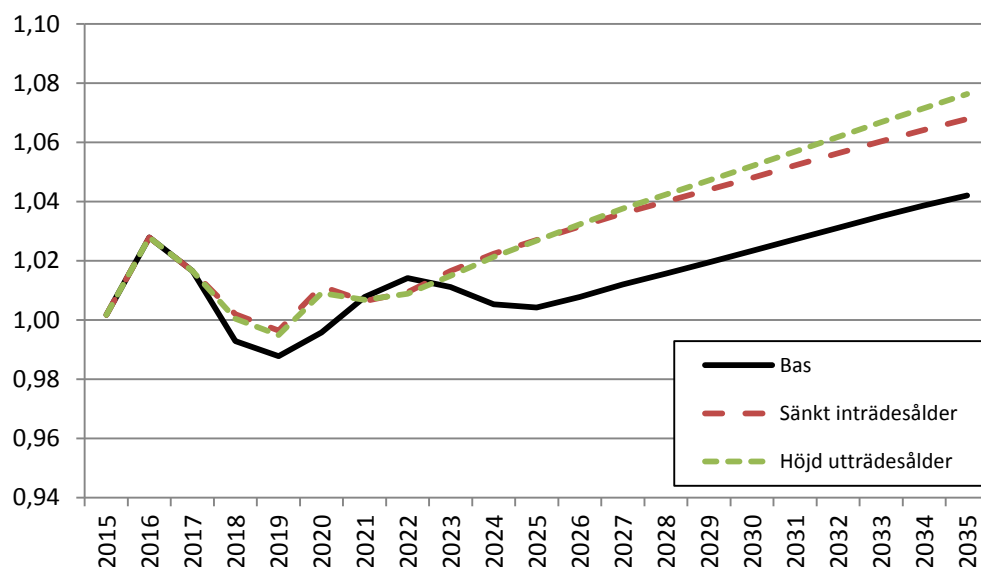
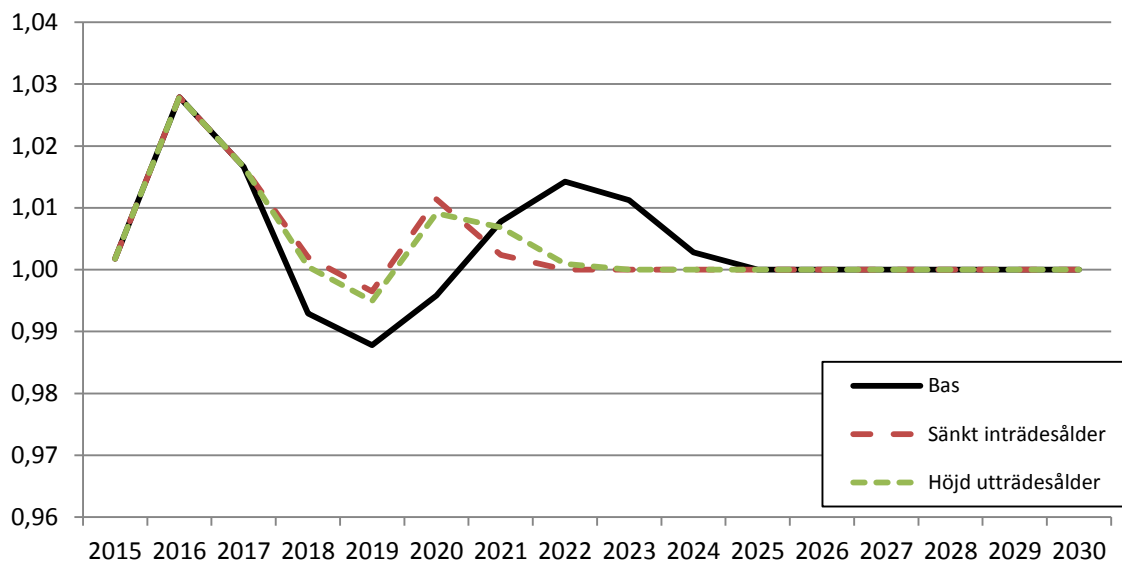


Diagram 32 visar att balanstalet stiger kraftigt på sikt, både vid ett års sänkt inträdesålder och vid ett års höjd utträdesålder. Även i basalternativet stiger balanstalet på sikt men balanseringsperioden varar betydligt längre och uppgången kommer därför betydligt senare. Balanstalet ökar något kraftigare i alternativet med en höjd utträdesålder beroende på att pensionsutbetalningarna är lägre och att buffertfonden därmed blir högre. Se också kommentarerna till diagram 33.

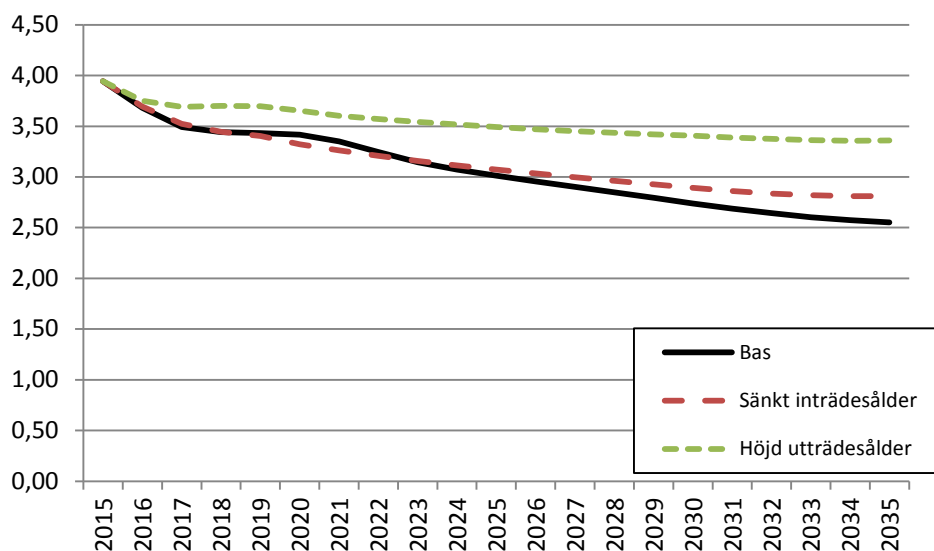
**Diagram 33: Balanseringsfaktor**



Lägre inträdesålder eller ökad utträdesålder 2016 höjer balanseringsfaktorn 2018 och 2019. Pensionsskulden ökar något mer vid höjd utträdesålder än vid sänkt inträdesålder beroende på olika indexering av pensionsskuld för aktiva och pensionsskuld för pensionärer. Därför blir balanseringsfaktorn något lägre vid höjd utträdesålder. År 2020 stiger balanseringsfaktorn, både vid sänkt inträdesålder och vid höjd utträdesålder. Det beror främst på att omsättningstiden höjs. På grund av de regler som gäller påverkas den utjämnade omsättningstiden först år 2018 vilket höjer balanstalet och balanseringsfaktorn år 2020, dvs. två år

efter beräkningsåret. Efter ytterligare några år upphör balanseringsperioden i de två alternativen och balanseringsfaktorn blir 1,0. Det är 2 – 3 år tidigare än i basalternativet.

**Diagram 34. Buffertfondens fondstyrka**

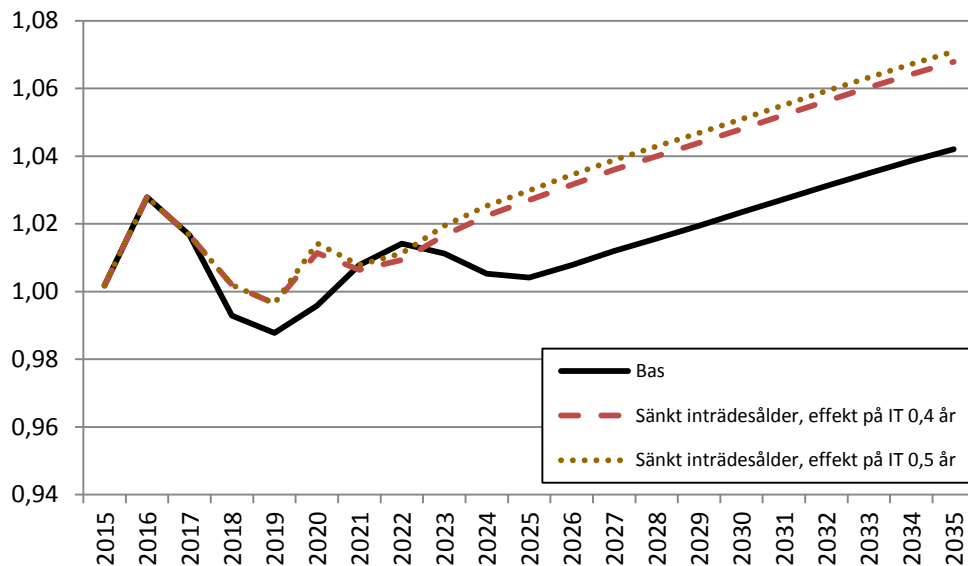


Buffertfondens fondstyrka beräknas bli betydligt högre i alternativet med höjd utträdesålder jämfört med basalternativet. Detta beror främst på att vi antar att det senare utträdet även leder till att uttaget av pension sker senare, vilket gör att pensionsutbetalningar ”skjuts på framtiden”. En sänkt inträdesålder har inte så stor effekt på fondstyrkan under prognosperioden. Vissa år blir fondstyrkan till och med lägre än i basalternativet. Detta beror på högre pensionsutbetalningar som en följd av höjda balanstal jämfört med basalternativet.

Vid den beräkning som redovisades ovan antogs att en sänkt inträdesålder på ett år skulle höja intjänandetiden med 0,4 år. Om inträdesåldern istället beräknas kapitalviktad kanske beräkningen istället borde ha utgått från ett antagande om att intjänandetiden höjs med 0,5 år. Det blir dock inte så stor skillnad på balanstal och fondstyrka om man räknar med 0,5 eller 0,4, vilket framgår av nedanstående diagram. Det har då gjorts *samma* antagande om hur en förändring av kapitalviktad respektive inte kapitalviktad inträdesålder på ett år påverkar lönesumma och sysselsättning.



**Diagram 35: Balanstalet om effekten av en sänkt inträdesålder på ett år höjer intjänandetiden med 0,4 år eller 0,5 år**



I diagram 5 visas balanstalet om inträdesåldern sänks till 2011 års nivå respektive 2003 års nivå. Vid beräkningen av balanstalet har sysselsättningen och intjänandetiden räknats upp med anledning av den sänkta inträdesåldern. Intjänandetiden har då sänkts till 2011 års nivå. För att beräkna intjänandetiden vid 2003 års nivå har en ytterligare sänkning av intjänandetiden gjorts, motsvarande skillnaden i inträdesålder mellan 2003 och 2011. Den tillämpade intjänandetiden för 2003 är dock lägre än den intjänandetid som gällde 2003. Intjänandetiden kan ju också ändras av andra skäl än inträdesåldern.

**Diagram 36: Balanstalet om inträdesåldern sänks 2016 till 2011 respektive 2003 års nivå**

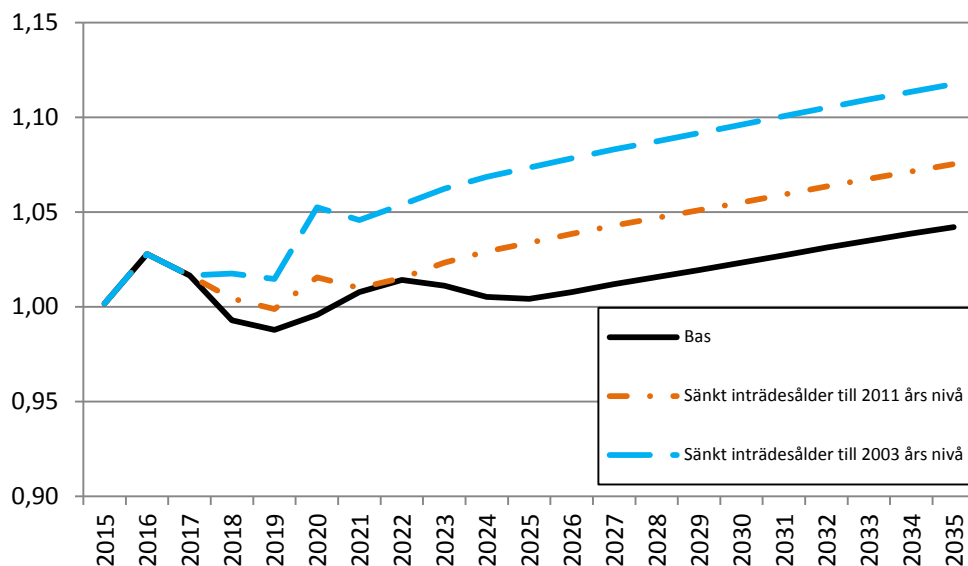
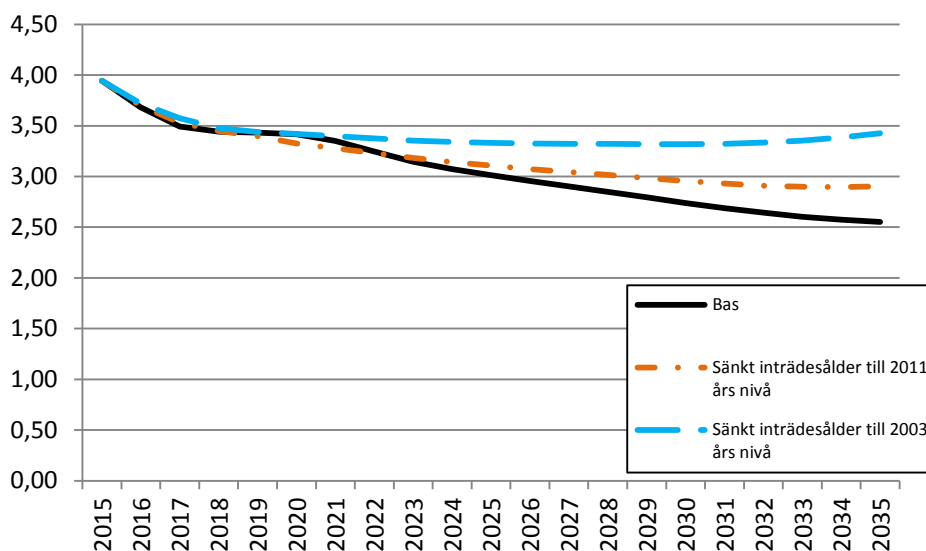


Diagram 6 visar fondstyrkan om inträdesåldern sänks till 2011 respektive 2003 års nivå. Som framgår av diagrammet beräknas att fondstyrkan stabiliseras vid en nivå på 3,3 – 3,4 om inträdesåldern sänks till 2003 års nivå.

**Diagram 37: Fondstyrkan om inträdesåldern sänks 2016 till 2011 respektive 2003 års nivå**



## Möjligheter till vidare analys

### Analysera inkomst av lön och eget företag

I stället för att utgå från pensionsrätterna skulle vi kunna analysera inkomster av lön och eget företag, där vi även tar med de inkomster som ligger över intjänandetaket i pensionssystemet. Viktningen skulle då eventuellt kunna ske utifrån den genomsnittliga inkomsten i varje ålder delat med den genomsnittliga timlönen, vilket i teorin borde resultera i att vi viktat efter den genomsnittliga arbetstiden. Statistik över den genomsnittliga timlönen i varje ålder är dock inte allmänt tillgänglig varför vi i så fall får undersöka om den kan beställas.

### Utöka analysen bakåt i tiden

Som nämnts under avsnittet "Tillgängliga år" skulle analysen kunna göras för fler år än vad som gjorts här, i första hand då från 1999. En sådan utökning vore värdefullt för att kunna följa hur skillnaderna i incitament mellan det gamla och nya pensionssystemet har påverkat människors beteenden. Att gå längre tillbaka än så blir komplicerat och kräver också tillgång till mer data från Skatteverket. När det gäller uppdelningen på utbildning kan den tas fram när Pensionsmyndigheten väl har börjat hämta de uppgifterna direkt från Statistiska Centralbyrån snarare än via Försäkringskassans datalager.

### Dela upp analysgrupperna på typ av arbete

Den pensionsgrundande inkomsten kan antingen tjänas in genom inkomst av tjänst eller det som kallas "övrigt förvärvsarbete", där egenföretagande är den vanligaste källan. Det går dock inte att svara på frågan "Hur många år arbetar en egenföretagare", eftersom det är vanligt att under ett arbetsliv växla mellan lönearbete och egenföretagande. Det är dessutom fullt möjligt att få PGI från båda sortens inkomster under ett år. En mer intressant ingång till frågan är kanske att fokusera på trenden i andel övergångar från lönearbete till egenföretagare i högre åldrar.

### Undersök varför längre perioder utan intjänande uppstår

Fokus i den här rapporten varit legat på inträdet och utträdet, men det vore också värdefullt att med hjälp av längre tidsserier undersöka vad det är som gör att det uppstår "hål" eller svackor i människors intjänande. Vi kan då till exempel lägga på demografiska variabler såsom förekomst av skilsmässa, barnafödande, dödsfall hos närstående, flyttar inom landet etcetera. Att inte tjäna in någon pensionsrätt innebär ju sällan att man inte

har någon inkomst alls, utan beror på att det finns en hel del inkomster som inte ger någon pensionsrätt. Den viktigaste bland dessa är antagligen försörjningsstödet, tidigare kallat socialbidrag. Vårdnadsbidraget ger ingen pensionsrätt men det borde inte ha så stor betydelse eftersom den i hushållet som utnyttjar detta i de allra flesta fall ändå borde få barnårsrätten. När det gäller sjuk- och aktivitetsersättningen delas den upp i en inkomstrelaterad del samt en garantidel, där garantidelen inte ger någon pensionsrätt. Mellan en femtedel och en fjärdedel av de med Sjuk- och aktivitetsersättningar har endast garantidelen. Stöd till nyanlända flyktingar i form av introduktionsersättning eller etableringsersättning ger inte heller pensionsrätt men sådan ersättning kan ju bara erhållas i början av personens vistelse i Sverige och därmed är det ur ett individperspektiv inget uppehåll i intjänandet av pensionsrätt i det svenska pensionssystemet.

### Geografisk uppdelning

Försäkringskassan har tidigare publicerat arbetslivsmåtten uppdelade per region<sup>72</sup>. På grund av att de människor som flyttar mellan regioner generellt skiljer sig från de som stannar kvar är det dock ingen okomplicerad verksamhet att göra en sådan uppdelning. Det finns även andra skäl att vara försiktig med att tolka resultaten när de tas fram för mindre områden. Till exempel kommer arbetspendling till Norge göra att en del värmländska kommuner har ett väldigt lågt intjänande och få förväntade år med svensk pensionsrätt – de får ju norsk pensionsrätt istället.

### Alternativ metod med mikrosimulering

Den metod för skapandet av den modifierade livslängdstabellen utifrån flöden som beskrivits ger oss inte möjlighet att kunna säga hur gamla människor skulle vara när de tjänade in sin sista pensionsrätt. Det finns dock ett sätt att försöka besvara den frågan ungefärligt – någon exakt vetenskap blir det inte eftersom vi inte känner till alla faktorer som påverkar individens val i livet. Vi gör en simulering<sup>73</sup> där vi börjar med exempelvis 100 000 individer vid 0 års ålder och sedan för varje år som de åldras så tittar vi vilken status de har och använder de övergångssannolikheter som vi tagit fram för att *på individnivå* slumpa dem till en ny status. Vi får då 100 000 olika livsöden, och kan sedan analysera till exempel hur många av dessa som tjänar in sin sista PGI när de är 68 etcetera.

### Alternativ metod som utgår från intjänandetiden i Pensionssystemet

Som nämndes i avsnittet ” Hur förändrad inträdes- respektive utträdesålder påverkar pensionssystemet ” påverkar ändrade mönster på arbetsmarknaden pensionssystemet bland annat genom den så kallade intjänandetiden. Det finns dock många andra faktorer som påverkar intjänandetiden, främst då migration men även dödlighet och tidpunkt för pensionering. Om vi, som i den här rapporten har vår utgångspunkt i de ”klassiska” metoderna för att beräkna inträde och utträde kommer vi därför bara att kunna förklara en del av variationen i intjänandetiden. För att vi ska kunna säga hur stor påverkan ett förändrat inträde i och utträde från arbetslivet har på intjänandetiden måste vi kunna särredovisa alla faktorer som påverkar denna. Intjänandetiden beräknas enligt formlerna nedan (se Orange Rapport för de övriga formler som ingår i beräkningen av omsättningstiden).

<sup>72</sup> Försäkringskassan analyserar 2007:6

<sup>73</sup> Det går förvisso att genomföra beräkningen utan att faktiskt applicera övergångssannolikheterna på data men simuleringen gör det hela mer konkret.

### 3.1 Intjänandetiden, $IT$ ,

$$IT(t) = \frac{\sum_{i=16}^{\bar{R}(t)-1} \overline{PR}_i(t) \times L_i(t) \times (\bar{R}(t) - i - 0,5)}{\sum_{i=16}^{\bar{R}(t)-1} \overline{PR}_i(t) \times L_i(t)}$$

$$\overline{PR}_i(t) = \frac{PR_i(t)}{N_i(t)} + \frac{PR_{i+1}(t)}{N_{i+1}(t)} \quad \text{f\"or } i = 16, 17, \dots, \bar{R}(t)-2$$

$$\overline{PR}_{\bar{R}(t)-1}(t) = \frac{PR_{\bar{R}(t)-1}(t)}{N_{\bar{R}(t)-1}(t)}$$

$$L_i(t) = L_{i-1}(t) \times h_i(t) \quad \text{f\"or } i = 17, 18, \dots, \bar{R}(t)-1 \quad \text{d\"ar } L_{16}(t) = 1$$

$$h_i(t) = \frac{N_i(t)}{N_{i-1}(t-1)} \quad \text{f\"or } i = 17, 18, \dots, \bar{R}(t)-1$$

d\"ar

- $PR_i(t)$  = summan av 16 % av pensionsgrundande inkomster ber\"aknade enligt 2 kap. lagen (1998:674) om inkomstgrundad \\"alderspension och 16 % av pensionsgrundande belopp ber\"aknade enligt 3 kap. samma lag intj\"anande\"ar  $t$  f\"or \\"aldersgruppen  $i$  f\"or individer som inte registrerats som avlidna \\"ar  $t$
- $N_i(t)$  = antalet individer i \\"aldersgruppen  $i$  som n\"agon g\"ang fram t.o.m. intj\"anande\"ar  $t$  tillgodor\"aknats pensionsgrundande inkomst eller pensionsgrundande belopp och som inte registrerats som avlidna
- $L_i(t)$  = andel personer i \\"aldersgrupp  $i$  \\"ar  $t$
- $h_i(t)$  = utveckling av andel personer i \\"aldersgrupp  $i$  \\"ar  $t$

Det som p\"averkar intj\"anandetiden \\"ar  $\overline{PR}_i(t)$ , den genomsnittliga intj\"anade pensionsr\"atten i alla \\"arskullar, och  $L_i(t)$  som anger hur stor varje \\"arskull \\"ar relativt de andra i en syntetisk kohort. Den syntetiska kohorten skapas genom  $h_i(t)$ , som visar utvecklingen av antal personer i en \\"arskull som n\"agonsin har tj\"anat in en pensionsr\"att. Detta \\"ar oavsett om personen f\"or n\"arvarande bor i Sverige eller inte. \\"Ar 2010 fanns det exempelvis 121 141 personer som var f\"odda 1980 och som n\"agon g\"ang hade tj\"anat in en pensionsr\"att. \\"Ar 2011 hade den siffran \\"okat till 123 770. D\"armed f\"ar vi att:

$$h_{31}(2011) = \frac{N_{31}(2011)}{N_{30}(2010)} = \frac{123\,770}{121\,141} = 1,0217$$

Om ungdomar f\"orsenar sitt intr\"ade i pensionssystemet och det d\"armed \\"ar f\"arre 31-\\"aringar relativt 30-\\"aringar som n\"agon g\"ang har tj\"anat in en pensionsr\"att kommer  $h_{31}(2011)$ , allt annat lika att bli l\"aggre. Konsekvensen av det \\"ar att tyngdpunkten i intj\"anandet av pensionsr\"att f\"orskjuts upp\"at i \\"aldrarna, vilket syns i form av en kortare intj\"anandetid (och d\"armed kortare oms\"attningstid). Detta leder i sin tur till att de ber\"aknade tillg\"angarna i pensionssystemet minskar<sup>74</sup>.

<sup>74</sup> Allt annat lika leder detta ocks\"a till en minskning av totalt inbetalade pensionsr\"atter, allts\"a avgiftstillg\"angen, vilket i sig leder till minskade tillg\"angar i systemet.

Nu är det dock inte bara inträdet i pensionssystemet för de som alltid bott i Sverige som påverkar  $h_i(t)$ . Formeln för  $h_i(t)$  skulle kunna utvecklas som följer:

$$h_i(t) = \frac{N_i(t)}{N_{i-1}(t-1)} = \frac{N_i^s(t) + N_i^t(t)}{N_{i-1}(t-1)}$$

där variablerna i täljaren definieras som:

$N_i^s(t)$  = antal personer som stannar kvar i systemet mellan år (t-1) och år t

$N_i^t(t)$  = antal personer som tjänar in pensionsrätt för första gången år t

För att följa flödena från år (t-1) till år t kan formeln vidare ändras till:

$$h_i(t) = \frac{N_i(t)}{N_{i-1}(t-1)} = \frac{N_{i-1}(t-1) - N_i^d(t) - N_i^p(t) + N_i^t(t)}{N_{i-1}(t-1)}$$

Där de nya variablerna definieras som:

$N_i^d(t)$  = antal personer som år (t-1) var inne i systemet och som dör under år t

$N_i^p(t)$  = antal personer som år (t-1) var inne i systemet och som går i pension under år t och slutar tjäna in pensionsrätt

Formlerna kan i sin tur brytas ned i mindre beståndsdelar, så att vi delar upp till exempel  $N_i^s(t)$  i de som tjänar in pensionsrätt år t och de som inte gör det. Vi kan även dela upp dem efter om de år t är bosatta i Sverige eller utomlands. För att särskilja den effekt som immigration har på intjänandetiden skulle  $N_i^t(t)$  kunna delas upp efter om man nyligen immigrerat eller inte.

Det räcker dock inte med att bara analysera  $h_i(t)$ , eftersom många faktorer även påverkar intjänandetiden genom  $\overline{PR}_i(t)$ .  $\overline{PR}_i(t)$  beräknas som snittet av den genomsnittliga intjänade pensionsrätten under år t för alla som är i åldern i och (i + 1). Även  $\overline{PR}_i(t)$  kommer att behöva brytas ned i mindre beståndsdelar för att kunna särskilja hur en ändrad inkomstfördelning mellan åldrarna och mellan immigranter, emigranter etcetera slår på intjänandetiden.

Målet med denna uppdelning är alltså att särskilja effekterna av alla faktorer som påverkar  $h_i(t)$  och  $\overline{PR}_i(t)$ . Några av de faktorerna kan förhoppningsvis konstrueras på ett sådant sätt att vi kan definiera en inträdes- och utträdesålder för intjänandet av pensionsrätt för de som för närvarande bor i Sverige. Eventuellt kan dessa åldrar även tas fram i en variant där vi endast räknar med inkomst av arbete. Vi skulle därmed "bakvägen", via pensionssystemet ha kommit fram till en inträdes- och utträdesålder i arbetslivet. Definitionerna för beräkningen av intjänandetiden sätter dock i viss mån ramarna för hur vi tillåts definiera inträde och utträde, och vi kan inte i det här läget säga i vilken mån det påverkar måttens relevans. En nackdel med att utgå från intjänandetiden är att denna endast räknar med de inkomster som tjänas in i åldrarna 16 till 64. Förändringar i intjänande efter 64 påverkar alltså inte intjänandetiden. Denna begränsning kommer dock eventuellt att tas bort framöver.

## Referenser

Bureau of Labor Statistics (1986), Worklife estimates: Effects of race and education, Bulletin 2254

Davis et al. (2001), Estimating cohort health expectancies from cross-sectional surveys of disability. *Statist. Med.*, 20: 1097-1111.

Economix, Research & Consulting (2008): Analysis of the average exit age from the labour force. Study for the European Commission, DG Employment, Social Affairs and Equal Opportunities.

Economix, Research & Consulting (2009): Monitoring the duration of working life in the European Union. Study for the European Commission, DG Employment, Social Affairs and Equal Opportunities.

Foster E. och Skoog G. (2005), The markov assumption for worklife expectancy, *Journal of Forensic Economics* 17(2), 2004: 167-183

Hoem J.M. (1977), A markov chain model of working life tables, *Scandinavian Actuarial Journal*: 1-20.

Hytti H. och Nio I. (2004), 'Monitoring the employment strategy and the duration of active working life', *Social security and health research: working papers* 38, Finnish Ministry of Labour

Latulippe, D (1996): 'Effective retirement age and duration of retirement in the industrial countries between 1950 and 1990', *Issues in social protection. Discussion Paper 2. International Labour Organisation, Geneva*

Millimet, D.L., Nieswiadomy, M., Ryu, H. and Slottje, D. (2003). Estimating worklife expectancy: an econometric approach. *Journal of Econometrics* 113: 83-113

Mitchell H. och Guled G. (2010), Average age of withdrawal from the labour market, Office of National Statistics

Nordiska ministerrådet, Nordisk Pendlingskarta 2011, TemaNord 2011:568

Nurminen M. (2008), Working life expectancy. Estimating future employment time and health state transitions. Helsinki: Finnish Institute of Occupational Health

Olsson H., Genomsnittlig pensionsålder i de nordiska länderna, *Försäkringskassan analyserar* 2006:11

Olsson H., Hur länge arbetar vi i Sverige?, *Försäkringskassan analyserar* 2007:6

Pensionsmyndigheten (2013), Medelpensioneringsålder och utträdesålder 2012

RFV, Socialförsäkringsboken 2000

Scherer P. (2002), Age of Withdrawal from the Labour Force in OECD Countries, *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, No. 49, OECD Publishing

Statistiska Centralbyrån, Arbetskraftsprognos 2002

Statistiska Centralbyrån, Livslängden i Sverige 2001-2010, Livslängdstabeller för riket och länen, *Demografiska rapporter* 2011:2

Skoog G. och Ciecka E. (2003) Probability mass functions for years to final separation from the labor force induced by the markov model, *Journal of Forensic Economics* 16(1), 2003: 51-86

Skoog G. och Ciecka E. (2010) Measuring years of inactivity, years in retirement, time to retirement, and age at retirement within the markov model, *Demography*, Volume 47-Number 3, August 2010: 609–628

Skoog G. et al. (2011) The markov process model of labor force activity: Extended tables of central tendency, shape, percentile points, and bootstrap standard errors, *Journal of Forensic Economics* 22(2), 2011: 165-229

Socialstyrelsen, Folkhälsorapport 2009

Socialstyrelsen, Social rapport 2010

SOU 2012:28, Längre liv, längre arbetsliv. Förutsättningar och hinder för äldre att arbeta längre.

## Appendix

### Markov-processen

Antal personer i varje status vid åldern (x+1) bestäms genom ekvationen

$$I_{x+1} = I_x P_x$$

där  $I_x$  är statusen vid ålder x och  $P_x$  är övergångsmatrisen mellan ålder x och ålder (x+1). Formellt skrivs  $I_x$  och  $P_x$  som följer, i praktiken används dock en enklare variant (utan att någon information tappas).

$$I_x = [ {}^{ii}I_x + {}^i a I_x + {}^i d I_x + {}^a i I_x + {}^a a I_x + {}^a d I_x + {}^d i I_x + {}^d a I_x + {}^d d I_x ]$$

$$P_x = \begin{bmatrix} {}^{ii}P_x^{ii} & {}^{ii}P_x^{ia} & {}^{ii}P_x^{id} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & {}^{ia}P_x^{ai} & {}^{ia}P_x^{aa} & {}^{ia}P_x^{ad} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & {}^{id}P_x^{dd} \\ {}^{ai}P_x^{ii} & {}^{ai}P_x^{ia} & {}^{ai}P_x^{id} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & {}^{aa}P_x^{ai} & {}^{aa}P_x^{aa} & {}^{aa}P_x^{ad} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & {}^{ad}P_x^{dd} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & {}^{dd}P_x^{dd} \end{bmatrix}$$

Alla övergångar mellan två statusar antags ske mitt i perioden. Eftersom perioden startar och slutar vid halvårsskiftet sker alltså övergångarna vid årsskiftet. Undantaget är dödsfallen, där det framförallt i äldre åldrar är en så pass påtaglig kontinuerlig ökning av dödsrisken att det sker fler dödsfall under den första halvan av perioden än den andra. Därför har vi för varje år, typ av pensionsrätt och kön beräknat hur långt från starten på perioden som det genomsnittliga dödsfallet i varje ålder inträffar.

Övergångarnas bidrag till antal aktiva och inaktiva år är som följer:

${}^aP^a$  – 1 aktivt år

${}^aP^i$  – ½ aktivt år och ½ inaktivt år

${}^aP^d$  – cirka ½ aktivt år (varierar beroende på när dödsfallen i genomsnitt inträffar)

${}^iP^a$  – ½ aktivt år och ½ inaktivt år

${}^iP^i$  – 1 inaktivt år

${}^iP^d$  – cirka ½ inaktivt år (varierar beroende på när dödsfallen i genomsnitt inträffar)

Som exempel kan vi tänka oss en person som 2009 var 86 år gammal och som åren 2007 till 2010 hade följande statusar:

Aktiv -> Aktiv -> Inaktiv -> Död

Personen har under de 3 åren som ligger mellan statusmätningarna upplevt  $1 + 0,5$  aktiva år och  $0,5 + 0,48$  inaktiva år, samt varit död i 0,52 år. Att övergången mellan inaktiv och död ger ett bidrag till antal inaktiva år på 0,48 år istället för 0,5 beror på att 86-åringarna i genomsnitt dog lite innan periodens mitt.