

6 Modell för befolkningsprognosen

Befolkningsprognosen bygger på delprognoser av de olika demografiska förändringarna: födda, döda samt in- och utvandrare.

Med utgångspunkt från folkmängden i ettåriga åldersklasser i början av ett kalenderår och med antaganden om de demografiska ändringsfaktorerna för detta år, bestäms folkmängdens storlek i slutet av året. Denna prognostiserade befolkning utgör i sin tur utgångspunkten för beräkningen av folkmängden vid slutet av nästföljande år.

Prognosberäkningarna, som görs för varje kön separat, startar med den senast kända folkmängden och rullar sedan fram på det beskrivna sättet från årsskifte till årsskifte.

Låter vi x beteckna ålder vid slutet av året och t vara kalenderår, kan den rekursiva prognosmetoden uttryckas som

$$P_x^t = P_{x-1}^{t-1} - D_x^t + I_x^t - U_x^t$$

där P_x^t = antal män/kvinnor vid slutet av år t , vilka var födda år $t-x$

D_x^t = antal döda män/kvinnor under år t , vilka var födda år $t-x$

I_x^t, U_x^t = antal in- och utvandrare (män/kvinnor) under år t , vilka var födda år $t-x$.

Utgångspunkten för denna stegvisa beräkning var folkmängdsuppgifterna från den sista december 2002.

Antal döda män/kvinnor år t ges av

$$D_x^t = P_{x-1}^{t-1} \cdot q_x^t$$

där q_x^t = prognostiserad ettårig dödsrisk, d.v.s. prognostiserad sannolikhet för en man/kvinna född år $t-x$ att dö under år t .

Samtliga folkmängdsuppgifter i ettåriga åldersklasser, förutom antalet födda under prognosåret, kan nu beräknas med hjälp av prognosmodellen.

Antal utvandrade män/kvinnor år t ges av

$$U_x^t = P_{x-1}^{t-1} \cdot u_{dx}^t$$

där u_{dx}^t = prognostiserad ettårig risk att utvandra, d.v.s. prognostiserad sannolikhet för en man/kvinna född år $t-x$ att utvandra under år t och som varit bosatt i Sverige d år¹⁵. För personer födda i Sverige är d och x lika. Personer födda i Sverige som någon gång varit bosatta utomlands behandlas på samma sätt som personer som varit bosatta i Sverige sedan födelsen.

Beräkningsrutinen för antal utvandrare med hjälp av risker är ny i prognosmodellen. Tidigare bestämdes antalet exogent. Prognosmodellen innehåller nu också två delpopulationer: födda utomlands och födda i Sverige. De två populationerna har olika utflyttningsrisker men samma fruktsamhet och dödlighet.

Nyttillskott till folkmängden, d.v.s. förväntat antal födda, under år t ges av

$$F^t = \sum_{x=15}^{49} f_x^t (P_{x-1}^{t-1} + P_x^t) / 2$$

där folkmängdsuppgifterna avser antalet kvinnor i början respektive slutet av år t och f_x^t är prognostiserade åldersspecifika fruktsamhetstal, vilka anger förväntat antal födda per kvinna i åldern x år.

Antalet födda F^t delas upp i flickor och pojkar med hjälp av könskvoten, som i framtiden förväntas vara 5 145 födda pojkar per 10 000 levande födda barn. Förväntat antal nollåringar vid slutet av år t erhålls slutligen genom

$$P_0^t = F^t \cdot (1 - q_0^t) \cdot k$$

där $k=0,5145$ om beräkningen avser pojkar respektive $0,4855$ för flickor.

¹⁵ Sannolikheten är skattad i populationen som en med dödligheten konkurrerande risk (crude probability).

Fruksamhetsprognosen

Det årliga antalet födda har beräknats genom att åldersspecifika fruktsamhetstal har applicerats på det framräknade antalet kvinnor i barnafödande åldrar.

De åldersspecifika fruktsamhetstalen bygger på antaganden om den framtida barnantalsfördelningen, dvs. antaganden om hur stor andel av kvinnorna som kommer att få minst ett barn, minst två barn osv. Dessa andelar uppskattas utifrån tidigare observerade mönster och gällande trender. Antagandena görs på kohortbasis, dvs. för kvinnor födda ett visst år. I prognosen har antagits att 84 procent av de kvinnor som nu är under 20 års ålder kommer att få minst ett barn. När antagandet om andelen kvinnor som kommer att få minst ett barn fastställts är nästa steg att anta en fördelning på kvinnornas ålder vid första nedkomsten. Denna fördelning anger hur stor andel av samtliga kvinnor födda ett visst år som kommer att få första barnet vid 16 års ålder, i 17 års ålder osv. För de kvinnor som vid prognosperiodens början uppnått t.ex. 25 års ålder har antaganden om kvinnornas fördelning vid första nedkomsten fr.o.m. 26 ålder prognostiserades.

Metoden att utgående från kohortfruktsamheten beräkna den årliga fruktsamheten föreslogs ursprungligen av Martinelle (1989). Den har därefter använts i mer eller mindre modifierad form i de flesta befolkningsprognoser som gjorts i Sverige. I den modell som används i prognosen 2003 antas att de som väntat med första barnet före 28 års ålder kommer att föda mellan 28 och 40 års ålder. Kurvorna för förstabarnsfruktsamheten har beräknats med interpolation utgående från redan observerad förstabarnsfruktsamhet. Beräkningarna har gjorts så att kohorterna antas få en viss barnlöshet. Parallellt med prognosarbetet har försök pågått med att finna en analytisk funktion som beskriver utvecklingen av förstagångsfruktsamheten Hartmann(2003).

Beräkningar av hur ett barnsmödrarna går vidare och får ett andra barn, och hur två barnsmödrarna går vidare och får ett tredje barn utgår i stället från tiden från föregående barns födelse. Det är nämligen inte åldern, utan det föregående barnets ålder, som har störst betydelse för när kvinnorna får det andra och det tredje barnet. Den totala andelen som går vidare och får två eller tre barn beror också på kvinnans ålder vid föregående nedkomst. Ju äldre kvinnan är desto lägre andel går vanligtvis vidare och får fler barn. Undantaget är förstagångsmödrar i 30–årsåldern. De föder idag andra barn i något högre grad än vad mödrar gjorde i samma ålder för tio år sedan.

Ett fruktsamhetstal vid 24 års ålder består således av flera delar:

Första barnet = andelen som får det första barnet vid 24 års ålder

Andra barnet = andelen av dem som fick första barnet vid 16 års ålder som får andra barnet efter 8 år + andelen av dem som fick första barnet vid 17 års ålder som får andra barnet efter 7 år + + andelen av dem som fick första barnet vid 24 års ålder som får andra barnet under samma kalenderår

Tredje barnet = andelen av dem som fick andra barnet vid 16 års ålder som får tredje barnet efter 8 år + + andelen av dem som fick andra barnet vid 24 års ålder som får tredje barnet under samma kalenderår

Fjärde barnet = andelen av dem som fick tredje barnet vid 16 års ålder som får fjärde barnet efter 8 år + + andelen av dem som fick tredje barnet vid 24 års ålder som får fjärde barnet under samma kalenderår.

Samtliga delar summeras till den totala fruktsamheten ett visst år.

Det är numera så få som går vidare och får fem barn att vi har bortsett från detta i våra beräkningar.

Det ligger således ganska många antaganden bakom ett fruktsamhetstal för en enda åldersklass vid en viss tidpunkt, vilket naturligtvis kan vara en viss nackdel. Fördelen med att bygga upp fruktsamhetstalen på detta sätt är dock att man mer explicit kan ta hänsyn till förskjutningar i tidpunkten för första nedkomsten. Man kan lättare bedöma konsekvenserna av en eventuell kompensation i högre åldrar för en låg fruktsamhet i yngre åldrar. Dessutom kan man mer direkt ta hänsyn till ev. förändringar i andelen som går vidare och får fler barn och lättare bygga in antaganden om ändringar i avståndet mellan nedkomsterna.

Dödlighetsprognosen

Dödsriskerna i prognosen definieras med hjälp av en aktuarietabell (livslängdstabell). Antalet överlevande till exakt ålder x , betecknas l_x . Genomsnittet av antalet överlevande i två närliggande exakta åldrar x och $x+1$ anger överlevande i en ettårig åldersklass ($x, x+1$), som

betecknas L_x . Dödsriskerna på kohortbasis, q_x (ålder vid årets slut), som används i prognosen, definieras som komplementsannolikheten till överlevnaden mellan åldern ($x-1, x$) och åldern ($x, x+1$)¹⁶.

$$q_0 = 1 - L_0 / l_0 \quad l_0 = \text{radix ("nyfödda")}$$

$$q_x = 1 - L_x / L_{x-1} \quad 1 \leq x \leq 105$$

$$q_{106+} = 1 - (L_{106+} / L_{105+})$$

där

l_x = antal överlevande till exakt ålder x år (l_0 är överlevelsetabellens radix=100 000)

$L_x = (l_x + l_{x+1}) / 2$ representerar överlevande till ett åldersintervall ($x, x+1$).

Dödsrisken som initialt ligger till grund för aktuarietabellen beräknas med åldersårsmetoden (se Befolkningsstatistiken).

Vid beräkningen av dödsriskerna första prognosåret har vi använt oss av den senast observerade livslängdstabellen (femårsperioden 1998-2002). Dödsriskerna beräknade ur denna tabell har justerats något för att motsvara första prognosåret 2003.

För att beräkna den framtida förändringen av dödsriskerna har vi använt Lee-Carter metoden (Lee and Carter 1992). Enligt denna metod bestäms en tidsparametrar som sedan extrapoleras.

Lee-Cartermodellens parametrar skattas på grundval av s.k. dödstal och ej dödsrisker (sannolikheten att dö i en given ålder). Dödstalen (m) som alltid är något högre än dödsriskerna utgörs av kvoten mellan antal döda och exponeringstiden (medelfolkmängden) för ett givet år¹⁷. Dödstalen är i likhet med dödsriskerna uppdelade på kön (k) och ettåriga åldersklasser (x , ålder vid årets slut).

$$m_x^k = \frac{d_x^k}{(P_{x-1}^k + P_x^k) / 2} ,$$

d = döda under året,

P = folkmängd vid årsskifte för kohort.

16 Prognosen görs för 1-åriga åldersklasser med en öppen slutlig ålderklass 105+.

17 Dödstal och dödsrisker är approximativt lika men skiljer sig något åt i högre åldrar.

Dödstalen efter ålder och kön (matris) kan uttryckas med hjälp av modellen,

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t},$$

a_x = åldersspecifik genomsnittlig dödlighetsnivå

k_t = tidstrend i dödstalen

b_x = åldersspecifik vikt för tidstrenden

$\varepsilon_{x,t}$ = slumpterm

Enligt modellen delas förändringen av dödstalens ålders- och tidsberoende upp på två separata delar eller vektorer (faktorer i 2:a termen i höger ledet). Vektorn för tidseffekten k_t antas ha en gemensam struktur i de olika åldrarna. Vektorn för ålderseffekten b_x antas avspeglar nivåskillnader i dödlighetsutvecklingen i olika åldrar¹⁸.

Vanligtvis används Lee-Carter metoden på data som sträcker sig över mycket långa tidsperioder. I flera fall har hela 1900-talet använts. Vi har dock funnit att ålderseffekten inte är särskilt stabil för så långa tidsserier. I början av seklet gällde nedgången i stor utsträckning yngre människor och i slutet av århundradet skedde nedgången främst bland äldre (Lundström and Qvist 2002). Vår tillämpning här har därför begränsats till den sena perioden 1990-2002.

För att beräkna den framtida dödligheten extrapoleras tidsvektorn k_t . Detta kan ske med en ARIMA-modell. Vi har valt en enkel variant genom att vi antar att utvecklingen är linjär¹⁹. Av modellen framgår att de årliga förändringarna visar de relativa förändringarna av dödstalen²⁰.

18 Skattningen sker med "singular value decomposition" (SVD) av ursprungsmatrisen av dödstal efter ålder och tid för män respektive kvinnor. Det första singulära värdet och första vektorn i vardera två ortogonala matriser används. Summan av b över åldrarna är lika med 1 och summan av k över tiden är lika med 0. Beräkningen gjordes i SAS med hjälp av subrutinen SVD. Skattningarna är oviktade, dvs. vi har inte försökt kalibrera parametervärdena i relation till antalet dödsfall. En sådan oviktad skattning kan göras under antagande om att den inre strukturen i tidsutvecklingen är homogen i olika åldrar.

19 Då får man den årliga tidsförändringen som skillnaden mellan högsta och lägsta värde i kt -kurvan dividerad med antalet tidpunkter minus ett (lutningskoefficient). Relativa årliga förändringsfaktorer avsedda för extrapolation av dödstalen efter ålder får man genom att lutningen viktas med åldersfaktorn. Framskrivningen av dödligheten innebär att lutningskoefficienten multipliceras med antalet år som prognostiseras.

20 Det kan noteras att förändringarna blir ungefär desamma för dödstalen som för motsvarande dödsrisker i föreliggande fall.

Vid tillämpningen av Lee-Carter metoden har vi koncentrerat skattningarna till åldrarna över 40 år (åldrarna 40-95 år). Detta har vi gjort för att göra dödlighetsstrukturen så homogen som möjligt, dominerad av de kroniska sjukdomarna. Antalet dödsfall i dessa åldrar är avgörande i prognossammanhanget, eftersom majoriteten av dödsfall sker i dessa åldrar.

För yngre åldrar 0-40 använder vi den teknik som använts i äldre prognoser. Vi har även gjort samma sak för de allra högsta åldrarna 91-106+ på grund av stabilitetsskäl vid skattningen. I nämnda åldersgrupper har kvoter mellan livslängdstabellerna för åren 1993-1997 och 1998-2002 använts för förändringsberäkningar.

Själva förändringstalen ändras oftast relativt långsamt i tiden och kan approximeras med den genomsnittliga årliga förändringen r_x beräknad på följande sätt:

Låt q_x^0 och q_x^τ vara två observerade dödsrisker vid två olika tidpunkter med τ års mellanrum. Den genomsnittliga årliga förändringen av dödsriskerna erhålls genom att lösa uttrycket

$$q_x^0(1+r_x)^\tau = q_x^\tau$$

I de yngre åldrarna (0-40 år) valdes slutligen ett ovägt genomsnitt av förändringstalen.

Antaganden om den framtida utvecklingen av förändringstalen utgår alltså från dödlighetsutvecklingen under 1990-talet. Att direkt skriva fram dödligheten på samma sätt i 50 år är dock problematiskt. Särdrag som kännetecknar den senaste tidens utveckling måste först bedömas och värderas.

Lee-Carter metoden tillämpad på dödsorsaksgrupper.

Vid extrapolation av dödsriskerna, med uppdelning på dödsorsaker, blir vanligtvis nedgången i den totala dödligheten svagare. Detta beror på att nedgången i dödlighet inte är likadan i alla dödsorsaker. Om dödligheten är mycket stark i en enda dödsorsak bromsas den årliga nedgången i totaldödligheten upp med åren på grund av att denna dödsorsak får allt mindre relativ betydelse.

Utvecklingen i Sverige under efterkrigstiden pekar på en tämligen ensidig förändring. Dödlighetsnedgången har i första hand hängt samman med nedgången i hjärt- och kärlsjukdomar – som naturligtvis endast utgör en del, förvisso stor, av riskpanoramats. Det bör noteras att eftersom prognosperspektivet är mycket långt (nästa 50 år) kan en sådan uppbromsning dock bli omfattande.

Vi har därför gjort en med totaldödligheten överensstämmande beräkning inom 4 dödsorsaksgrupper (Lee-Carter modellen).

Dödsorsaksgrupperna²¹ är:

- cancer
- hjärt-kärlsjukdomar
- olyckor och självmord
- övriga sjukdomar.

Vid skattningen av parametrarna i Lee-Cartermodellen används dödstal för de olika dödsorsaksgrupperna i femårsåldersklasser (i intervallet 40-79 år) och för tidsperioden 1978-2000. Vid extrapolationen av dödstalen inom respektive dödsorsaksgrupp antas de relativa förändringarna (nedgångarna) vara konstanta år från år fram till 2050. Nedgången i summerade extrapolerade tal över dödsorsaksgrupperna för en given ålder kan sedan jämföras mellan olika tidpunkter.

Vid jämförelsen mellan den genomsnittliga nedgången i totaldödlighet i under hela prognosperioden (2003-2050) med nedgången i början av prognosperioden (2003 till 2004) var genomsnittliga nedgången i olika åldrar betydligt lägre. I de yngsta åldrarna i intervallet 40-79 år var dock skillnaderna relativt små. Om vi begränsade oss till åldrarna över 55 år i angivna åldersintervall var nedgången i genomsnitt ca 25 procent lägre. Nedgången för medelålders män som var 2,25 procent per år enligt den föregående totaldödlighetsprognosen reduceras därför till 1,7 procent ($0,75 \times 2,25$ procent) under en stor del av prognosperioden. Vid slutet av prognosperioden närmade reduktionsbortfallet 50 procent jämfört med början av prognosperioden, vilket lett till förändring av reduktionen $0,5 \times 2,25 = 1,1$ procent. Det kan också tilläggas att kvinnor hade ett något snabbare reduktionsbortfall än män. Beräkningarna är ovägda genomsnitt i angivna åldrar och för män och kvinnor tillsammans i prognosen.

En fråga som ofta ställs om tekniken med uppdelning på dödsorsaker är huruvida en enkel summering av dödstalen kan tillåtas då vi återgår till den extrapolerade totaldödligheten. Så länge vi arbetar med dödstal (intensiteter) är det mättekniskt korrekt att göra en enkel summering. Däremot finns det risk för att vi inte tillräckligt tar hänsyn till beroendeförhållanden mellan de olika dödsorsakerna. Ett exempel härvidlag är att man i mycket höga åldrar kan få övervält-

21 I den officiella dödsorsaksstatistiken indelas dödsfallen efter underliggande dödsorsak.

ringar mellan dödsorsakerna. Eftersom vi endast arbetar med en enda dödsorsak per dödsfall (underliggande) kan skevheter uppstå. I höga åldrar förekommer många gånger multipla orsaker till ett dödsfall (hjärt- och kärlsjukdomar kan förekomma som bidragande dödsorsak). För att undvika detta problem så långt som möjligt har vi utelämnat de allra högsta åldrarna och gjort analysen enbart för åldrarna upp till 80 år²². Vi tillämpar dock avtrappningen i reduktion även för åldrarna över 80 år.

Livsstilsfaktorer

För att göra plausibla antaganden om utvecklingen av dödligheten krävs att man har en relativt god uppfattning om den framtida utvecklingen av olika livsstilsfaktorer. Den epidemiologiska vetenskapen är en rik kunskapskälla om själva sambanden mellan riskbeteende och sjukdom men det är naturligtvis svårare att bedöma utvecklingen av själva livsstilen.

Eftersom hjärt- och kärlsjukdomarna har varit tongivande för utvecklingen och antagligen kommer att vara det en lång tid framöver är det viktigt att ha en uppfattning om utvecklingen av dessa sjukdomars bakomliggande riskfaktorer.

Då det gäller flera av de kroniska sjukdomarna vet vi att effekten av exponeringen av en risk sker kumulativt hos människan. Det innebär att man i själva verket måste hålla reda på tiden för exponeringen under olika skeden i livet för olika kohorter av individer. Ett exempel på detta är att om det sker en positiv förändring i livsstil ett enda år (*ceteris paribus*) och utvecklingen stannar upp på denna nivå kan det, teoretiskt sett, ge en effekt som finns kvar för dödstalen för höga åldrar under flera årtionden. Varje ny kohort som når en viss hög ålder har genomlöpt en lite bättre total exponering. För att klara av kalkyler av detta slag finns det särskilda framtidsmodeller (Public health models, 1999). Modellerna är naturligtvis svåra att förse med lämpliga ingångsdata.

Vi har inte haft tillgång till någon lämplig modell i denna prognosgenomgång. Det som här har kunnat göras är överslags-

22 Det finns även ett annat problem beträffande beroendeförhållandet mellan olika dödsorsaker. Detta består i en "rubbning" av riskstrukturen vid förändrad överlevnad. Om överlevnaden i en dödsorsak av något skäl ökar på grund av t.ex. ny medicinsk behandling, kan andelen med ett högt riskbeteende paradoxalt nog öka i befolkningen (t.ex. kan fler storrökare överleva). Dödstalet i andra dödsorsaker som också beror på rökning kan då öka. Även om sådana förskjutningar kan förekomma bör vår åldersavgränsning även i detta fall minska problemet (dödligheten relativt låg). Ett annat skäl är att sjukdomarna oftast har en multipel bakgrund, vilket innebär att påverkan på riskmassan blir mera ospecifik vid en förändring av överlevnaden.

kalkyler över vad de senaste förändringarna på hälsoområdet t.ex. övervikt, rökning, motion kan få för betydelse för dödligheten de närmaste åren. I allmänhet känner vi till effekten av dessa livsstilsfaktorer på totaldödligheten. För en given struktur av övervikt, t.ex. BMI-klasser²³, kan vi då beräkna dödligheten genom en sammanvägning. De dödlighetsskillnader man då får fram mellan en gammal och ny BMI-struktur kan bestämmas som en förändring av årliga dödstal.

Preliminära resultat visar vilken effekt livsstilsförändringarna har på dödligheten²⁴. Rökning avser kategorierna (aldrig rökare, tidigare rökare, 1-14 cig. per dag, 15+ cig. per dag), BMI (normalvikt, övervikt och fetma), motion (aldrig, då och då, regelbunden motion minst 1 gång per vecka). Under 90-talet har andelen personer med fetma ökat men samtidigt har andelen som motionerar regelbundet också ökat. Detta kan låta motsägelsefullt men rymmer antagligen en social dimension i skilda beteende. Det kan också noteras att vi här endast ser på motionsvanorna. Andelen dagligrökare har minskat för män men generationsvis ökat för kvinnor.

För män påverkar förändringarna i rökvanor och motionsvanor utvecklingen i positiv riktning men uppgången i övervikt bromsar denna utveckling, vilket motsvarar en samlad nedgång i dödlighet för dessa faktorer. För kvinnor är det endast förbättrade motionsvanor som har stor positiv betydelse enligt denna beräkning. Sammantaget för dessa faktorer fås för kvinnor en positiv effekt, dvs. sjunkande dödlighet.

In- och utvandringsprognosen

Antalet framtida invandrare och utvandrare har beräknats separat för inrikes och utrikes födda.

Utflyttningsriskerna är skattade från observerade värden åren 1999-2002. Riskerna har kalibrerats för att nå observerad nivå 2002.

De *åldersspecifika* utflyttningsriskerna för personer födda i Sverige räknas till en början upp med två procent per år. From år 2009 räknas riskerna uppmed 1 procent per år till år 2023 för att därefter vara kvar på den nivån.

De *durationsspecifika* utflyttningsriskerna för personer födda utomlands räknas upp med en procent per år tom år 2023 för att därefter vara kvar på den nivån. De *åldersspecifika* utflyttningsriskerna

23 BMI=BodyMassIndex

24 Basdata ur "Undersökningen om levnadsförhållanden" ULF, SCB. Åldrarna 45-74 år undersöktes för 90-talet.

för personer födda utomlands anpassas till det antal återutvandrare män och kvinnor som beräknats med hjälp av de durationsspecifika utflyttningsriskerna.

Återinvandringen av personer födda i Sverige bestäms av den tidigare utvandringen enligt följande:

$$I^t = U_d \cdot u_d$$

där U är tidigare antal utvandrare, med fördelning på antal år utomlands (d), av personer födda i Sverige och u risken att återinvandrar efter d år utomlands. Fördelning av d är skattat från åren 1998-2002. Denna fördelning antas vara konstant över tiden.

Invandringsströmmarna delas upp efter ålder, kön och födelse-land (inrikes/utrikes födda) varvid vi får åldersfördelningar U_x^t per kön och födelse-land. Åldersfördelningarna är skattade från invandringen åren 1998-2002.

Några begrepp och mått

Dödsrisk

Antalet avlidna i en viss ålder dividerad med folkmängden vid tidsperiodens början.

Invandrare

Invandrare har två betydelser i språkbruket, dels utrikes födda, dels immigrant. Med invandrare (=immigrant) avses person som vid inresan till landet har för avsikt att bosätta sig i landet i minst ett år. För utomnordiska medborgare gäller dessutom att uppehållstillstånd har beviljats.

Kohort – perioddata

De flesta demografiska mått (dödlighet, fruktsamhet etc.) avser vanligtvis ett kalenderår och benämns då perioddata (tvärsnitt). Data om en kohort (födelseårgång) syftar på observationer under dess levnad, dvs. longitudinellt.

Medelfolkmängd

Genomsnittlig folkmängd under en tidsperiod.

Naturlig folkökning (födelseöver- eller underskott)

Skillnaden mellan antalet födda och antalet döda.

Nettomigration

Antalet invandare minus antalet utvandrare.

Risktid

Tid under risk för en viss händelse. Approximeras vanligen med medelfolkmängden \times periodens längd i år.

Spädbarnsdödlighet

Antalet avlidna barn under 1 års ålder dividerat med antalet levande födda under samma period.

Summerat fruktsamhetstal (eng. Total Fertility Rate, TFR)

Summan av de åldersspecifika fruktsamhetstalen. Detta mått visar hur många barn i genomsnitt som sammanlagt skulle födas av en kvinna som passerar genom de fruktsamma åldrarna (dödligheten bortses från).

Utvandrare

Med utvandrare (=emigrant) avses person som vid utresan har för avsikt att bosätta sig utomlands minst ett år.

Åldersspecifika dödstal

Antalet avlidna i en viss ålder under 1 kalenderår, i relation (kvot) till medelfolkmängden i motsvarande ålder. Om tidsperioden är längre än ett år består kvotens nämnare av risktiden.

Åldersspecifika fruktsamhetstal

Antal födda barn av kvinnor i en viss ålder under 1 kalenderår, i relation (kvot) till medelfolkmängden kvinnor i samma ålder. Om tidsperioden är längre än ett år består kvotens nämnare av risktiden.

Återstående medellivslängd.

Det antal år som i genomsnitt återstår att leva för en person räknat från olika åldrar. Den kortare benämningen "medellivslängden" förbehålls livslängden för en 0-åring. Beräkningen av livslängden görs inom ramen för den s.k. livslängdstabellen.

7 Referenser

- Folkhälsorapport 2001. Socialstyrelsen. Epc. Stockholm 2001.
- Hammar N., Larsen F.F., Sandberg E. Alfredsson L. and Theorell T. (1992) Time trends in survival from myocardial infarction in Stockholm County 1976-1984. *Int. J. Epid.* 21(6), 1090-1096.
- Hartmann M. (2003) Modelling first-birth fertility for cohorts of Swedish women born 1925-65, Demographic Report Series, Technical papers No 2, 2003, SCB
- Lee R.D. and Carter L.R. (1992) Modeling and forecasting U.S. mortality. *JASA*, 87, 419, 659-671.
- Livslängden i Sverige. Livslängdstabeller för riket och länen. Demografiska rapporter 2001:3.
- Lundström H. and Qvist J. (2002) Mortality forecasting and trend shifts: an application of the Lee-Carter model to Swedish mortality data. Working paper presented at the seminar on "How to deal with uncertainty in population forecasting? In Vienna, Austrian Academy of Sciences, Dec 12-14, 2002.
- Martinelle S. (1989) A cohort model for analyzing and projecting fertility by birth order, IUSSP 1989, New Dehli
- Martinelle S. (1989) Fertility projection based on birth order data. A Swedish approach, Bakgrundsmaterial från Demografiska funktionen 1989:1, SCB
- Nationella folkhälsokommittén (1999). Hälsa på lika villkor – andra steget mot nationella folkhälsomål. SOU 1999:137. Stockholm
- Public health models. Tools for health policy making at national and European level. Biomed project BMH4-CT95-1000. Universiteit van Amsterdam 1999.
- SOU 2002:13 Vår anhöriginvandring.
- SOU 2002:116 EU:s utvidgning och arbetskraftens rörlighet.
- Sveriges framtida befolkning. Befolkningsframskrivning för åren 2000-2050. Demografiska rapporter 2000:1.
- Sveriges framtida befolkning 2001-2050. Reviderad befolkningsprognos från SCB. (2001) BE 18 SM 0101, SCB
- Sveriges framtida befolkning 2002-2050. Reviderad befolkningsprognos från SCB. (2002) BE 18 SM 0201, SCB

Sveriges framtida befolkning 2003-2020 – Svensk och
utländsk bakgrund. Demografiska rapporter 2003:5