

Hur ojämlik är hälsan i Sverige?

Sociala och regionala skillnader i dödsrisker bland 30–60-åringar 1994–2014

Laura Hartman
Anna Sjögren

Hur ojämlik är hälsan i Sverige?

Sociala och regionala skillnader i dödsrisker bland 30–60-åringar 1994–2014.^a

av

Laura Hartman^b och Anna Sjögren^{cd}

2018-05-09

Sammanfattning

Vi studerar utvecklingen av hälsans ojämlikhet genom att med olika metoder jämföra risken att dö i förtid mellan socioekonomiska grupper, i olika åldrar och delar av landet. Vi studerar också hur regionala skillnader i risken för förtida död och ojämlik hälsa samvarierar med faktorer som vanligen antas påverka hälsa och ojämlik hälsa. Våra resultat visar att ojämlikheten i hälsa är störst bland män. Medan ojämlikheten i risk för förtida död har ökat bland kvinnor oavsett mätmetod är utvecklingen inte lika entydig bland män, eftersom olika metoder ger olika bild. Den regionala analysen visar stora skillnader i dödsrisker och ojämlik hälsa mellan kommuner, men att de regionala skillnaderna har minskat över tid, bland annat som följd av minskade dödsrisker bland fattiga och lågutbildade män i storstäderna. Samtidigt finns ett oroande mönster av ökande dödsrisker bland fattiga och lågutbildade i vissa kommuner, främst bland kvinnor.

^a Denna rapport är en omarbetning av en underlagsrapport till Kommissionen för jämlik hälsa, Hartman och Sjögren (2017).

^b Laura Hartman, laura.hartman@nek.uu.se, Nationalekonomiska Institutionen, Uppsala Universitet.

^c Anna Sjögren, anna.sjogren@ifau.uu.se, IFAU och UCLS, Uppsala Universitet.

^d Vi är tacksamma för kommentarer Johannes Hagen, Lisa Laun, Olle Lundberg, Denny Vågerö och övriga medlemmar av Kommissionen för jämlik hälsa. Uppsatsen har också berikats av synpunkter från seminariedeltagare på IFAU, Stockholm Uppsala Education Economics Workshop, 2017 och UC San Diego.

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
1.1	Ojämlighet mellan socioekonomiska grupper	4
1.2	Regionala skillnader i hälsans ojämlikhet	7
2	Data och metod	8
2.1	Data	8
2.2	Metod.....	8
3	Sociala skillnader i dödsrisker	13
3.1	Utveckling över tid.....	15
3.2	Utvecklingen av ojämlikhet i dödsrisker i olika åldersgrupper	19
3.3	Sammanfattning av utvecklingen.....	21
4	Skillnader i dödsrisker och ojämlikhet mellan kommuner..	24
4.1	Sammanfattning av den regionala utvecklingen	34
5	Kan vi förstå de regionala skillnaderna?	34
5.1	Sammanfattning av analysen av regionala skillnader	46
6	Slutsatser och diskussion	46

1 Inledning

Sverige har en internationellt sett mycket god folkhälsa som också förbättrats nästan oavbrutet sedan mitten av 1800-talet. Den förväntade medellivslängden för flickor respektive pojkar som föds idag är drygt 84 respektive 80 år. För hundra år sedan var medellivslängden 58 respektive 56 år. Förbättringen har skett i hela befolkningen, oavsett socioekonomisk bakgrund. Samtidigt som medellivslängden generellt har ökat, har det väckts farhågor om att ojämlikheten i hälsa också har ökat, på så sätt att vissa grupper i större utsträckning än andra har fått ta del av hälsoförbättringarna. I synnerhet brukar de ökade skillnaderna i förväntad livslängd mellan olika utbildningsgrupper pekas ut som oroväckande.⁵ Dessa ökade skillnader mellan socioekonomiska grupper var en utgångspunkt för tillsättandet av Kommissionen för jämlik hälsa 2015. Kommissionen redovisade sitt slutbetänkande i juni 2017 (SOU 2016:55) med en rad förslag på hur de påverkbara hälsoskillnaderna kan minskas och motverkas.

Denna rapport vill bidra med en djupare förståelse av hur ojämlikheten i hälsa har utvecklats. Det finns flera olika mått på socioekonomisk status. Ett vanligt förekommande sätt att studera ojämlikhet är att jämföra olika utbildningskategorier utifrån uppnådd examen. Samtidigt har storleken och rimligtvis även sammansättningen i de olika utbildningsgrupperna förändrats drastiskt sedan ett antal decennier. Till exempel är de fåtal personer som idag endast har grundskoleutbildning knappast jämförbara med den betydligt större gruppen med motsvarande utbildningsnivå för säg 40 år sedan. Vi behöver förstå hur detta påverkar bilden av ojämlikhet med avseende på hälsa.

Ytterligare ett tema som uppmärksammas såväl i Sverige som internationellt är skillnader i hälsans ojämlikhet över landet. Ömsom höjs röster om ökande klyftor i glesbygden, ömsom påtalas dålig hälsa hos lågutbildade i fattiga storstadsområden. Är det så att skillnader i hälsa mellan socioekonomiska grupper är särskilt stora i vissa delar av landet, eller i vissa typer av kommuner? Och vad är det i så fall som kännetecknar sådana områden? Denna rapport analyserar även regionala aspekter av hälsans ojämlikhet.

Syftet med rapporten är med andra ord att bidra till en ökad förståelse för hälsans och de sociala hälsoskillnadernas utveckling på två sätt. *För det första* analyserar vi hur själva definitionen av socioekonomisk status påverkar bilden av ojämlikhet. Vi vill med andra ord problematisera den rådande bilden som i hög grad bygger på studier som delar upp befolkningen utifrån fasta utbildningskategorier. *För det andra* beskriver vi hur ojämlikhet i hälsa

⁵ Se Figur A1 och A2 i bilaga 1.

utvecklats över tiden i landets 290 kommuner. Vi analyserar vidare hur ojämlikheten i hälsa i kommunen samvarierar med ett stort antal faktorer såsom arbetsmarknadsläget, utbudet av välfärdstjänster, kommuninvånarnas genomsnittliga utbildningsnivå och levnadsvanor.

1.1 Ojämlikhet mellan socioekonomiska grupper

De flesta tidigare studier visar en ökning i ojämlikhet i hälsa. Framför allt gäller det studier där socioekonomisk status bestäms av vilken utbildningsgrupp individen tillhör: grundutbildning, gymnasial eller högskoleutbildning. Figur 1a och 1b i bilaga 1 visar på en sådan ökning i rådata. Den förväntade livslängden i 30-årsåldern har utvecklats mer positivt ju högre utbildning individen har. Men även studier som använder andra mått på socioekonomisk status finner en ökning i den sociala gradienten i hälsa. Hederos m.fl. (2017) studerar förväntad livslängd för låg- och höginkomsttagare i Sverige mellan 1970 och 2007, där gruppindelning baseras på två alternativa mått: individuella inkomster och hushållsinkomster. Deras resultat visar en ökning i ojämlikhet oavsett mått, men att ojämlikheten i förväntad livslängd ökat mest för män.

Emellertid är bilden av de ökade klyftorna är inte entydig. Mörk m.fl. (2014) studerar sociala gradienter i barns hälsa, mätt med bl.a. sjukhusinskrivningar bland barn till familjer i olika delar av inkomstfördelningen, och finner inte att den sociala gradienten har ökat sedan början av 1990-talet. Johansson m.fl. (2017) redovisar förändringar i självskattad hälsa bland äldre i olika utbildningskvartiler som tyder på att den sociala gradienten minskat. Shkolnikov m.fl. (2012) analyserar dödsrisker i åldrarna 40 och uppåt mellan år 1970 och år 2000 och finner att ojämlikheten ökat mellan utbildningsgrupper såväl när man mäter skillnaden eller kvoten mellan utbildningskategorier som när ett s.k. AIGD-index används för att mäta ojämlikhet över utbildningskategorier.⁶ I Fritzell (2016) diskuteras ojämlikhet i dödsrisker över inkomstfördelningen i gruppen 30–64 år under perioden 1990–2004. Där konstateras på basis av resultat från Kondo m.fl. (2014) att ojämlikheten ökar för kvinnor och män om den mäts med relativa dödsrisker. Bland män finns dock inte någon ökning av den absoluta skillnaden i dödsrisker för personer i botten och toppen av inkomstfördelningen.

Att resultaten från olika studier skiljer sig åt kan bero på flera faktorer. Studier täcker olika tidsperioder och olika delar av befolkningen, såsom olika åldersgrupper. Barnadödligheten t.ex. har eliminerats nästan helt i samtliga socioekonomiska grupper, medan de sociala skillnaderna kan vara större bland

⁶ AIGD står för Average Intra Group difference. Detta index beskrivs närmare i Shkolnikov m.fl. (2012).

äldre där förbättrad överlevnad i olika sjukdomar eller hälsofrämjande livsstilsförändringar, såsom rökning, slår igenom olika snabbt eller effektivt i olika grupper.

Currie och Swandt (2016ab) visar hur gradientens utveckling över tid skiljer sig åt mellan olika åldersgrupper i USA. Medan ojämlikheten i hälsa (mätt som dödlighet) minskat bland yngre, finns det tecken på att den har ökat i vissa åldersspann bland äldre. Studierna från bl.a. Mörk m.fl. (2014) och Johansson m.fl. (2017) ger anledning att tro att sociala skillnader i hälsa kan se olika ut i olika åldersgrupper även i Sverige och att det ofta förekommande påståendet att ojämlikheten i hälsa har ökat kan behöva studeras närmare för att öka förståelsen om vad som driver utvecklingen.

Skilda slutsatser om ojämlikhetens utveckling kan även bero på sättet man har definierat social status och hur individer grupperas. Tidigare litteratur har visat att mått på social tillhörighet som baseras på individens arbetsinkomst, hushållets totala inkomst eller utbildningslängd har olika starka samband med individens hälsa.⁷ Detta har bland annat att göra med att en individs inkomster fortsätter att förändras efter såg 25–30 års åldern medan utbildningsnivån är betydligt mer stabil i vuxenålder. Därmed är det omvända kausala sambandet *från* hälsa *till* inkomst troligen starkare än *från* hälsa *till* utbildning. Dessutom har fördelningen av inkomster och utbildning i befolkningen utvecklats på olika sätt över tid, vilket kan påverka resultaten för hur hälsans ojämlikhet.

En särskild problematik är förknippad med att mäta social tillhörighet med fasta utbildningskategorier som i Figur 1a och 1b i bilaga 1. En uppenbar fördel med det sättet är att kategorierna är bekanta och lättdefinierade. En nackdel, när just utveckling i ojämlikhet i hälsa är i fokus, är dock att de olika utbildningsgruppernas sammansättning har förändrats i takt med att allt fler utbildar sig allt längre. Dessa förändringar har inneburit att gruppen med endast grundskoleutbildning har minskat: från knappt 20 procent i 1994 till ca 10 procent bland 30-åringar och från ca 40 procent till knappa 20 procent bland 55-åringar. Figur A3 i Bilaga 1 illustrerar denna förändring. Samtidigt har andelen med en högskoleutbildning växt kraftigt, särskilt bland yngre. Bland 30-åringar har andelen vuxit från drygt 10 procent till ca 35 procent och bland 55-åringar är motsvarande förändring från drygt 10 procent till knappt 20 procent.⁸

Så länge dessa sammansättningsförändringar inte är slumpmässiga utan handlar om en systematisk sortering in i olika utbildningskategorier som

⁷ Se t.ex. Geyer m.fl. 2006; Torssander och Erikson 2010.

⁸ Egna beräkningar på basis av datamaterialet som beskrivs i avsnitt 2.1 och som används i denna rapport.

är korrelerad med personers hälsoförutsättningar, fångar ett mått på utvecklingen av hälsans ojämlikhet dessa sammansättningsförändringar snarare än förändringar i hälsa i olika delar av fördelningen.⁹ Östergren m. fl. (2017) lyfter fram denna aspekt. I sin internationella jämförelse av ojämlikhet i dödsrisker mellan låg- och högutbildade i 18 länder, däribland Sverige konstaterar de att den ökning i ojämlikhet som kan observeras såväl i Sverige som i andra länder har ett samband med förändringar i utbildningsfördelningen.

För att förstå hur ojämlikheten i *hälsa* har utvecklats finns det alltså skäl att ta hänsyn till denna sortering. Ett sätt är därför att istället dela in befolkningen i grupper vars relativa storlek varit konstant över tid. Ett exempel är utbildningskvintilgrupper, där grupp 1 består av de 20 procent med lägst utbildning o.s.v. Denna typ av gruppering är vanlig, och mer rättfram att implementera, när man studerar ojämlikhet i hälsa över inkomstfördelningen. Vi undersöker två olika sätt att implementera en kvintilindelning för att skapa utbildningsgrupper.¹⁰

Den första delen av rapporten handlar med andra ord om att illustrera *hur sättet att gruppera individer utifrån olika mått på social status påverkar slutsatser om utvecklingen av ojämlikhet i dödsrisker*. Den grundläggande och underliggande viktiga frågan är förstås om det svenska samhället har blivit mer ojämlikt med avseende på befolkningens hälsa.

För att ge en så heltäckande, rättvisande bild av utvecklingen i hälsans ojämlikhet, behöver vi göra ytterligare ett antal metodologiska ställnings-taganden utöver frågan om socioekonomisk status. För *det första* väljer vi att mäta hälsa med dödsrisker, som anses vara ett av de mest robusta måtten. Mer precist mäter vi andelen personer i en viss grupp som avlider inom en treårsperiod, på basis av faktiska dödsfall i gruppen. För *det andra* begränsar vi analysen till personer i åldrarna 30 till 60 år.¹¹ Vi fokuserar alltså på hur ojämlikhet i att dö i förtid har utvecklats. I slutändan är dödsrisker jämt fördelade

⁹ Figur A1 och A2 i bilaga 1 visar hur förändrad utbildningsstruktur också förändrar sammansättningen i betygshänseende i de grupper som har olika lång utbildning. Denna förändring av betygssammansättningen i utbildningsgrupper är sannolikt också kopplad till förutsättningar för god hälsa eftersom sambandet mellan skolresultat och hälsa är stark, liksom sambandet mellan hälsa i barndomen och hälsa som vuxen, se t.ex. Mörk et al 2014 och i von Greiff (2012). För en illustration av utbildningssortering med avseende på kognitiv och social (icke kognitiv) förmåga, se Bengtsson m.fl. (2014). Öhman (2015) visar också hur dessa förmågor – i synnerhet social förmåga - uppvisar ett starkt samband med dödlighet för personer med låg utbildning och inkomst, men inte för andra.

¹⁰ Dessa beskrivs i avsnitt 2.2.

¹¹ Det mått vi använder är sannolikheten för död inom en treårsperiod i åldersspannet 30–60 år. Vi gör självklart inget anspråk att påstå att detta ger en heltäckande bild av dödlighet i Sverige, i och med att endast drygt 4 % av den kvinnliga dödligheten och knappt 7 % av den manliga äger rum i detta åldersintervall

i och med att vi alla dör. Ojämlika dödsrisker handlar därmed om att dö i förtid i vuxenålder. Det vore visserligen intressant att studera dödsrisker även i högre åldrar, då dödsfall är vanligare, men detta har inte varit möjligt av datatillgångsskäl inom ramen för rapporten. Även ojämlikhet bland barn är en intressant fråga, men den har nyligen studerats av Mörk m.fl. (2014) som inte finner tecken på ökad ojämlikhet. *För det tredje* mäter vi ojämlikhet i huvudsak med enkla jämförelser av dödsrisker i grupper med hög respektive låg social status. Det finns visserligen fördelar med att i stället skapa något av de index som utvecklats i litteraturen och som fångar ojämlikheten över hela fördelningen, likt AIGD-indexet som nämndes tidigare (Shkolnikov m.fl. 2012). Vi har gjort analyserna baserat på ett av dessa index men eftersom resultaten inte skiljer sig nämnvärt, förutom när det beräknad på fasta utbildningskategorier, har vi valt att inte inkludera dem i denna rapport.¹²

1.2 Regionala skillnader i hälsans ojämlikhet

Ett andra syfte med rapporten är beskriva hur ojämlikhet i hälsa utvecklats över tiden i landets 290 kommuner, samt hur ojämlikheten i kommunen samvarierar med ett stort antal kommunspecifika egenskaper. Oss veterligen saknas det en sådan heltäckande beskrivning av hur hälsans ojämlikhet ser ut i olika delar av landet. Med inspiration från Chetty m.fl. (2016) analyserar vi dessa regionala skillnader närmare för att undersöka om lokala förhållanden, såsom arbetsmarknadsläget, inkomst- och utbildningsnivå och ojämlikhet, tillgången till hälso- och sjukvård och livsstilsfaktorer m.m. samvarierar med skillnader i dödsrisker. En intressant fråga är hur stor del av den regionala variationen i dödsrisker bland personer med låg social status som kan förklaras av faktorer som kan påverkas av politik och i bästa fall också att kartlägga om vissa faktorer är av särskilt stor vikt för ojämlikheterna i hälsa. Givet att vi inte har tillgång till någon exogen variation (slumpvisa skillnader) i policyvariabler eller lokala förhållanden måste resultaten av en sådan analys självklart tolkas med stor försiktighet. Vi kommer alltså inte kunna slå fast några kausala samband som innebär att man med säkerhet kan säga att en höjning av den genomsnittliga utbildningsnivån, eller någon annan politisk satsning, i kommun *A leder till* att skillnader i dödsrisker bland kommuninvånarna minskar eller ökar. Vad analysen däremot kan resultera i är en klarare bild av hur sambanden mellan lokala förhållanden och dödsrisker ser ut i dagens Sverige.

¹² Resultat som baseras på Erreygers index finns redovisad i Hartman och Sjögren (2017). Slutsatserna vi drar av analysen överensstämmer helt med de analyser som utgår ifrån kvintil-rankad inkomst och utbildning, men visar ett annat mönster för analysen med fasta utbildningskategorier. För diskussion om olika index se också Gerdtham och Kjällsson (2011).

2 Data och metod

2.1 Data

Analysen är baserad på registerdata över inkomst, utbildning samt familjesammansättning, bostadsort, kön och födelseår från LISA-registret för hela befolkningen för åren 1990–2014. Uppgifter om dödsdatum hämtas ur Registret över totalbefolkningen, RTB. Information om regionala förhållanden baseras på SKL:s databas Kolada, Folkhälsoinstitutets databas och Kommissionens för jämlik hälsa enkät om regionalt och lokalt folkhälsoarbete.

2.2 Metod

Denna rapport undersöker sociala skillnader i dödsrisker i åldrarna 30–60 år och hur dessa har förändrats över tid i Sverige som helhet och regionalt, i landets kommuner. En förutsättning för att en sådan analys kan genomföras är att vi kan mäta dödlighet på samma sätt i tid och rum, och att vi kan kategorisera människor utifrån social status. I detta avsnitt redogör vi för vilka urval och tillvägagångssätt som ligger till grund för analysen.

2.2.1 Population

Den studerade populationen utgår från personer i åldrarna 30–60 år, som ingår i SCB:s LISA-databas under perioden 1994–2011. Denna population följer vi från 1990 och fram till 2014. För varje år, 1994–2011, utgörs studiepopulationen av personer som:

- 1) är folkbokförda i Sverige och om de har invandrat, har de gjort det senast för 5 år sedan,
- 2) inte utvandrar under de närmaste tre åren,
- 3) inte dör under innevarande år.

Dessa individer följs sedan de närmaste tre åren (se avsnitt 2.2.2 nedan), fram till 2014 som längst. I den delen av analysen som baseras på inkomstmått görs också urvalet att personen: i) har en uppgift om disponibel inkomst för innevarande år samt för varje år 4 år tillbaka i tiden, dvs som tidigast år 1990 ii) har en positiv disponibel inkomst under innevarande år. I analysen baserad på utbildningsstatus har individen en uppgift om högsta utbildningsnivå i utbildningsregistret. Dessa personer utgör den studerade populationen.

Skälet till att lägga en restriktion på positiv disponibel inkomst under innevarande år är att undvika att personer som de facto inte vistas i landet inkluderas i analysen eftersom dessa sannolikt lever av inkomster som genereras någon annanstans. En annan grupp personer som på detta sätt utesluts är personer som realiserat så stora förluster av näringsverksamhet att den disponibla inkomsten ser ut att vara negativ. Eftersom noll i disponibel inkomst sannolikt

inte reflekterar dessa personers faktiska levnadsstandard skulle inkludering av dessa personer kunna göra att bilden av dödlighet bland personer med mycket låg inkomst mäts felaktigt. Detta skulle troligen bidra till att dödlighet för de allra fattigaste underskattas. Dödlighet bland individer med noll i disponibel inkomst är relativt låg.¹³

De beskrivna urvalsbegränsningarna gör att de olika analyserna baseras, var och en, på så stor population som möjligt, men populationerna skiljer sig något åt. Vi har gjort en känslighetsanalys där vi istället begränsar oss till den population som ingår i bägge de andra analyserna. Slutsatserna är de samma.

Under den studerade perioden har andelen utrikes födda i befolkningen ökat. Vi har genomfört en del känslighetsanalyser för att undersöka hur våra slutsatser kring ojämlikhetens utveckling påverkas av detta. De övergripande slutsatserna kring ojämlikhetens utveckling, liksom kring utvecklingen för olika åldersgrupper, är de samma om vi i stället gör analysen för en population som exkluderar personer födda utom Norden (resultaten presenteras inte i rapporten¹⁴)

2.2.2 Dödlighet som mått på hälsa

Det mått på hälsa som används genomgående är ett mått på ohälsa, nämligen sannolikheten att personen avlider inom de närmaste tre åren ("treårsdödsrisk"). Denna mäts via SCB:s RTB-register som innehåller uppgifter om dödsdatum.

2.2.3 Social status

För att mäta sociala skillnader behövs också mått på individers sociala tillhörighet. I denna rapport använder vi fyra olika sätt att mäta social status. Tre av dessa mått baserar sig på individens utbildningsnivå och ett mått baserar sig på den disponibla inkomsten i individens hushåll.

Utbildningskategori

Det första utbildningsbaserade måttet på social status skapas på basis av individens högsta uppnådda utbildning enligt utbildningsregistret. Vi kategoriserar personer i tre breda utbildningskategorier: *grundskola* (individen har ingen gymnasieexamen, d.v.s. högst 10 års utbildning), *gymnasium* (individen har en gymnasieexamen, men inte en högskoleexamen, d.v.s. motsvarande 11–14 års utbildning), *högskola* (individen har en minst treårig högskoleexamen eller högre, d.v.s. motsvarande minst 15 års utbildning).

¹³ Brewer m.fl. (2017) är en analys av hushåll som rapporterar noll disponibel inkomst.

¹⁴ Dessa resultat kan fås från författarna.

Utbildningskvintilgrupper

De andra två utbildningsbaserade måtten utgår också från individens högsta uppnådda utbildning enligt utbildningsregistret. Utifrån denna räknar vi ut hur många år individen har utbildat sig. Detta mått på utbildningslängd används för att rangordna individer med samma födelseår och kön och tilldela dem en kvintilgrupp i utbildningsfördelningen där kvintilgrupp ett består av den femtedel av kvinnor (män), födda ett visst årtal som har lägst utbildning, och kvintilgrupp fem av femtedelen med högst utbildning. Eftersom fördelningen av utbildningsår är diskret, med ett fåtal värden, behöver vi på något sätt att hantera att individer med samma antal utbildningsår finns på gränsen mellan olika kvintilgrupper. Vi gör detta på två olika sätt. Det första sättet är att tilldela varje individ en slumpterm med ett värde mellan -0.01 och 0.01 ur en uniform fördelning för att kunna rangordna alla och dela upp dem i kvintilgrupper. Det andra sätt vi gör detta på är att inom utbildningsår rangordna individer på basis av deras disponibla inkomstrang som beskrivs nedan.

Position i inkomstfördelningen

Det tredje måttet på social status utgår ifrån hela hushållets disponibla inkomst och syftar till att mäta individens långsiktiga konsumtionsutrymme och tillgång till ekonomiska resurser. För att undvika att vi mäter en inkomst som är tillfälligt låg, till exempel på grund av nedsatt hälsa, väljer vi att mäta hushållets genomsnittsinkomst under en femårsperiod, inklusive innevarande år sedan inkomsterna justerats för inflationen med KPI. Vi utgår från hushållets disponibla inkomst, snarare än ifrån individens egen löneinkomst. Detta är av mindre betydelse för individer som arbetar heltid, men för samboende personer (oftast kvinnor) som arbetar deltid är hushållets gemensamma resurser troligen ett bättre mått på ekonomisk status än den egna inkomsten.¹⁵ Detta gäller även personer som har sin huvudsakliga inkomst från kapital eller bidrag av olika slag. För att hantera skilda villkor och försörjningsbörda i ensamhushåll och familjer justerar vi den disponibla hushållsinkomsten med hushållets storlek.¹⁶ Som nämnts ovan exkluderas personer som under innevarande år har noll i disponibel inkomst. Man måste också finnas i registren under fem års tid för att ingå i analysen.

Precis som ovan delar vi upp populationen – med samma kön och födelseår – i grupper utifrån deras position i inkomstfördelningen. Eftersom

¹⁵ Att kvinnors dödlighet har en svagare koppling till deras egen arbetsinkomst än männens stöds av t ex Torssander och Erikson (2010).

¹⁶ I praktiken dividerar vi hushållsinkomsten med kvadratroten av antalet personer i hushållet, enligt LISA-databasen.

inkomst är en i det närmaste kontinuerlig fördelning kan vi skapa 20 grupper, så kallade vingtilgrupper, där varje grupp består av fem procent av populationen och vingtilgrupp ett är de med lägst inkomst och vingtilgrupp 20 de med högst inkomst. För att enkelt kunna göra jämförelser med måtten baserade på utbildningsrang, använder vi oss även av motsvarande kvintilgruppindelning där kvintilgrupp ett består av den femtedel av personerna som har lägst inkomst och kvintilgrupp fem av den femtedel som har högst inkomst.

2.2.4 Att mäta ojämlikhet

I rapporten analyseras skillnader i hälsa i befolkningen som helhet, utvecklingen över tid samt regionala skillnader. Analysen kommer delvis att redovisa dödlighet för de *enskilda* utbildningsgrupperna, utbildnings- eller inkomstkventilgrupperna, men vi illustrerar även olika mått på sociala *skillnader mellan* dessa grupper. Det mått på sociala skillnader som genomgående används är skillnaden i treårsdödsrisk mellan personer med låg social status och personer med hög social status. Om sambandet mellan dödsrisker och position i fördelningen av social status är någorlunda linjärt, kan det sammanfattas i en social gradient som mäter hur hälsa förbättras (försämras) när man rör sig uppåt (nedåt) i fördelningen. Vi kommer dock visa att dödsrisken, enligt våra mått, är tämligen icke-linjär i social status, varför vi väljer att istället presentera skillnaden mellan grupper. Ett alternativ till att mäta skillnaden i antal personer är att mäta skillnaden som en kvot. Dock ser vi två skäl till att snarare mäta skillnaden i dödlighet i absoluta tal. Det första skälet är praktiskt: Eftersom antalet dödsfall för en given ålders- och socioekonomisk grupp, i en kommun och inom ett år, kan vara lika med noll, är ett kvotmått i praktiken olämpligt. Det andra skälet är mer principiellt: eftersom vi de facto mäter antal personer som dör anser vi att det är mer rimligt att ge samma vikt åt varje liv.

2.2.5 Hur vi hanterar ålderssammansättningen

För att på ett meningsfullt sätt kunna göra jämförelser i tid och rum är det viktigt att hantera skillnader och förändringar i ålderssammansättning i befolkningen. Exempelvis kommer en kommun med en åldersstigen befolkning troligen att ha betydligt högre dödsrisk än en kommun med ung befolkning. För att hantera den här typen av sammansättningsförändringar kommer vi att genomgående basera analysen på en åldersstandardiserad population. Detta innebär att vi i landet (eller inom en kommun när analysen görs på kommunnivå) viktar om den faktiska befolkningen så att varje åldersgrupp får samma vikt när vi beräknar exempelvis genomsnittliga dödsrisken i en viss kvintilgrupp av utbildnings- eller inkomstfördelningen. Mer precist beräknar vi först, för landet som helhet eller inom en kommun, treårsdödsrisken för en viss utbildnings- eller inkomstgrupp

(kvintilgrupp) för varje ålderskategori för män och kvinnor separat, därefter beräknar vi genomsnittet över alla åldersgrupper för personer av samma kön i samma utbildnings- eller inkomstgrupp. Jämförelsen över tid och mellan kommuner kommer alltså korrigera för förändringar i åldersstruktur över tid och mellan kommuner. Ett alternativ till att ge alla åldrar samma vikt vore att istället utgå från den ålderssammansättning som råder vid en viss tidpunkt. Hur vikterna väljs har framförallt betydelse för nivån på ojämlikheten och kan också få betydelsen för utvecklingen över tid om utvecklingen skiljer sig mellan åldersgrupper.

2.2.6 Den regionala analysen

I den regionala analysen har vi valt att följa Chetty m.fl. (2016) och Currie och Schwandt (2016) och beräkna de regionala måtten på ojämlik hälsa på basis av individers position i de nationella fördelningarna. Detta påverkar inte resultaten då befolkningen delas upp i grupper enligt fast utbildningskategori: gruppen med grundskoleutbildning är densamma oberoende av om vi gör kategoriseringen på nationell eller på lokal nivå. Däremot spelar det stor roll för de mått som baseras på kvintilgrupper. Kvintilgruppen med lägst inkomst eller utbildning är långt ifrån jämt fördelad över landet, och detsamma gäller förstås även högre upp i fördelningen. Detta innebär att de regionala jämförelserna av dödsrisiker alltså gäller för personer i en kommun som har samma inkomst- eller utbildningsnivå som personer som bor i en annan del av landet. Vi jämför alltså *inte* de 20 procent fattigaste kommuninvånarna i en kommun med de 20 procent fattigaste i en annan kommun eftersom andelen som tillhör landets fattigaste femtedel (eller lägst utbildade femtedel) inte är densamma i alla kommuner. Tolkningen av våra resultat är snarare att vi studerar ojämlikhet mellan de kommuninvånare som har *nationellt sett* låg respektive hög inkomst eller utbildning, samt hur denna ojämlikhet varierar mellan olika kommuner.

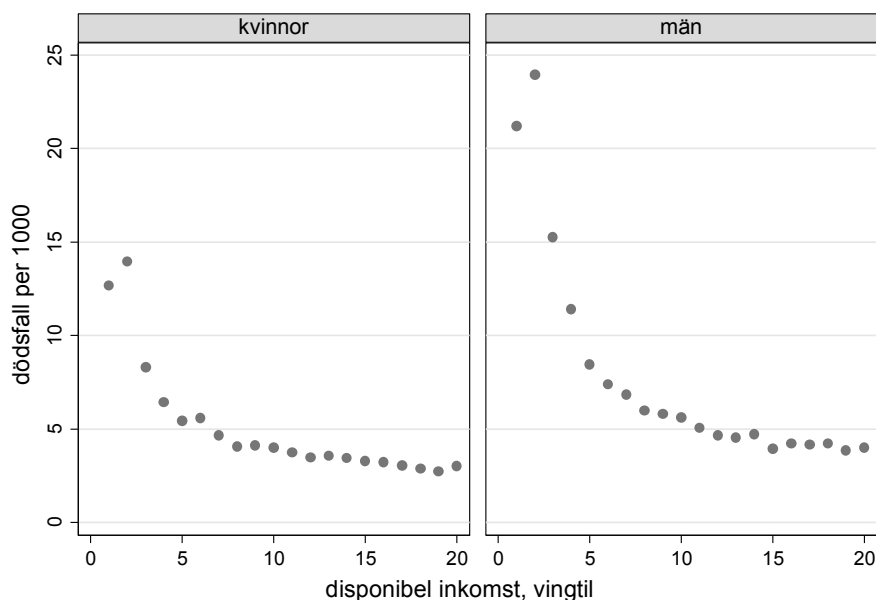
Dessa mått på ojämlikhet i hälsa sätts i vår analys i relation till mått på regionala faktorer såsom andel fattiga, rika, lokal inkomstojämlikhet, utbildningsskillnader, och andra mått på social service, ekonomiska och arbetsmarknadsmässiga lokala förhållanden, mått på lokalt folkhälsoarbete, tillgång till hälsovård samt vissa livsstilsfaktorer och graden av tillit och delaktighet. Dessa tas fram ur vårt eget datamaterial, men också ur Folkhälsoinstitutets folkhälsoenkät och SKL:s Kolada-databas. Måtten på kommunernas folkhälsoarbete kommer från den enkätstudie som Kommissionen för jämlik hälsa genomförde 2016.¹⁷ Metodfrågor kring analysen av de regionala skillnaderna diskuteras i anslutning till analysen.

¹⁷ Dessa beskrivs mer i detalj i Kommissionen för jämlik hälsa (2017).

3 Sociala skillnader i dödsrisker

Vi börjar med att ge en ögonblicksbild av hur stora skillnaderna i dödsrisker är mellan personer i olika delar av utbildnings- och inkomstfördelningen. I Figur 1 visas dödsfall inom tre år per 1000 individer i åldern 30–60 år i förhållande till disponibel inkomst för åren 2010–2011. I Figur 2 visas dödlighet inom de närmaste tre åren i förhållande till den nationella inkomstfördelningen samt i förhållande till antal utbildningsår för alla 30–60-åringar för åren 2010–2011.¹⁸

Figur 1 Dödsfall inom tre år per 1000 individer i åldern 30–60 år i förhållande till disponibel inkomst, 2010–2011



Graphs by kon

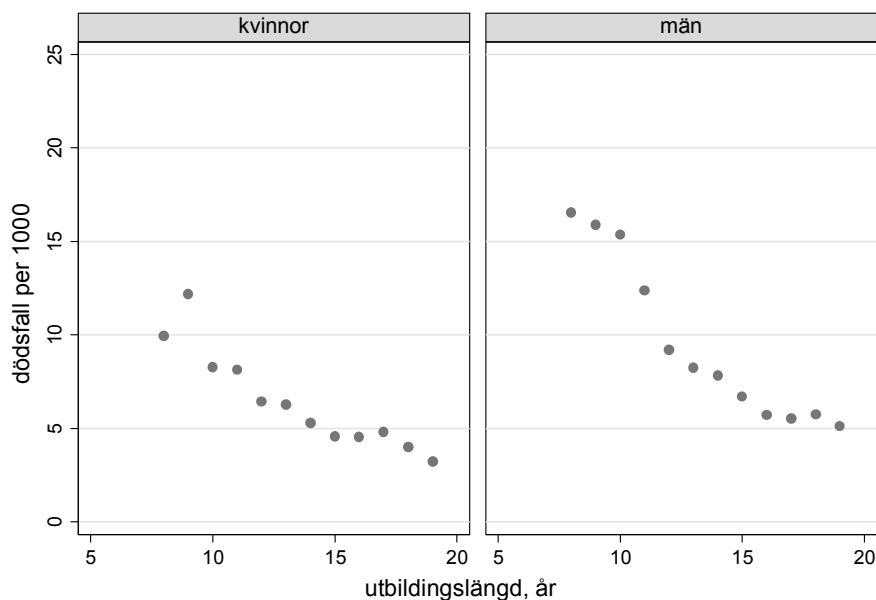
Skillnaderna i dödlighet mellan dem som har höga och låga hushållsinkomster är stora, framförallt bland män: i den nedre halvan av fördelningen är det fler än 10 per tusen som dör inom tre år medan det i toppen av fördelningen är ungefär 4 per tusen som dör inom tre år. Spridningen är påtagligt stor i botten av fördelningen. Bland de allra fattigaste männen är det mellan 20 och 25 per tusen som dör inom tre år. Motsvarande siffror för kvinnor är 13–15 dödsfall per tusen. Dödsrisken avtar snabbt med stigande disponibel inkomst för låga inkomster. Förändringen är dock mindre ju högre upp i inkomstfördelningen vi rör oss. Efter

¹⁸ Detta innebär att inkomsterna är mätta under åren 2006–2010, respektive 2007–2011 och att antal dödsfall per 1000 individer räknats under åren 2011–2013 respektive 2012–2014.

den 10 vingtilen, som motsvarar medianinkomsten, avtar dödligheten endast marginellt. Sambandet mellan disponibel inkomst och dödlighet är alltså inte linjärt.

Om vi istället undersöker dödlighet bland personer med olika lång utbildning är sambandet mer linjärt. Det är också påtagligt att skillnaderna mellan toppen och botten av utbildningsfördelningen är mindre än skillnaderna mellan personer med lägsta respektive högsta inkomsterna, framförallt gäller det för män. Att resultaten skiljer sig mellan inkomster och utbildning som mått på social status beror sannolikt på att individers hälsa i dessa åldersgrupper påverkar deras inkomster mer än deras utbildningsnivå: personer med dålig hälsa har låga inkomster till följd av sin dåliga hälsa. Detsamma gäller visserligen i viss utsträckning även utbildning – sannolikheten att skaffa sig en högre utbildning är lägre för unga personer med dålig hälsa (se t.ex. Mörk m.fl. 2014). När man väl har skaffat sig en utbildning påverkar framtida hälsoproblem inte längre utbildningsnivån, medan det troligen påverkar den disponibla inkomsten.

Figur 2 Dödsfall per 1000 individer i åldern 30–60 år i förhållande till utbildningslängd, 2010–2011



Graphs by kon

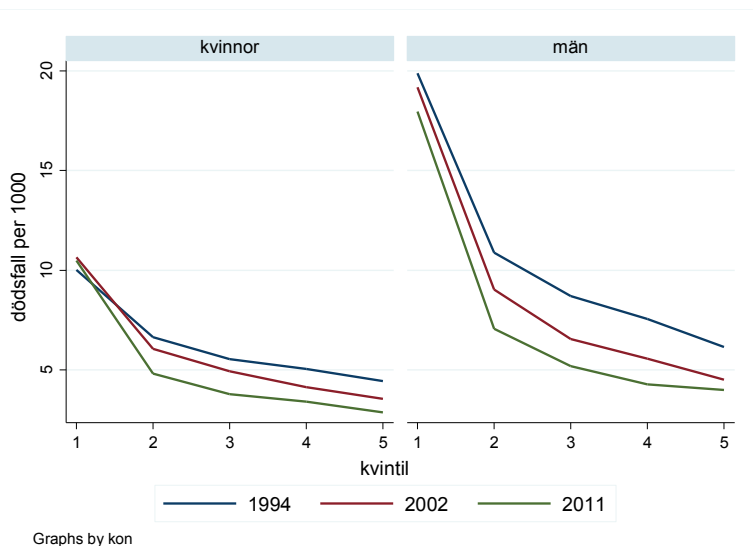
3.1 Utveckling över tid

Vi studerar här den vuxna befolkningen i åldrarna 30–60 år. Vi börjar med att redovisa dödlighet inom en treårsperiod för personer med olika position i inkomstfördelningen och därefter för personer i de tre fasta utbildningskategorierna samt slutligen för personer med olika position i utbildningsfördelningen. Vi visar hur det sett ut för årtalen 1994, 2002 och 2011. Inkomst- och utbildningsfördelningen har här delats in i 5 kvintilgrupper med 20 procent av befolkningen i vardera gruppen. Resultaten visas i Figur 3 - Figur 5.

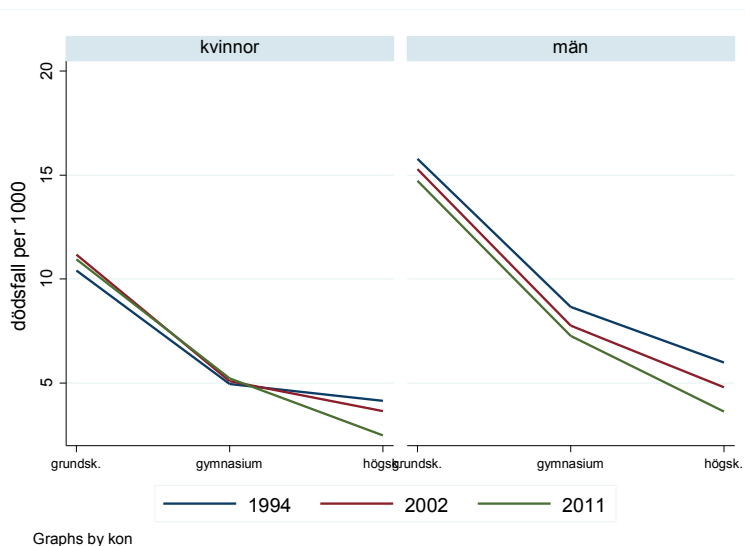
Samtliga figurer visar att personer längst ned i fördelningen har högre dödsrisker än personer längre upp i fördelningen. Ju brantare lutning på kurvan, dvs ju högre dödsrisken i botten av fördelningen jämfört med toppen, desto större social ojämlikhet. För män är det entydigt så att dödsriskerna över hela fördelningen har minskat om vi jämför 1994 med 2011, men för kvinnor med grundskoleutbildning och kvinnor i den lägsta inkomstgruppen har dödsriskerna faktiskt ökat. I Figur 3, som visar dödlighet inom tre år i förhållande till position i inkomstfördelningen, är det tydligt att den lägsta kvintilgruppen har betydligt högre dödsrisker än övriga befolkningen. Figur 4 och Figur 5 visar hur dödsriskerna framför allt i den nedre änden av fördelningen skiljer sig åt beroende på hur vi mäter utbildning. Kvintilanalysen i Figur 5 visar tex lägre dödsrisker för de lägst utbildade vid samtliga tidpunkter jämfört med när vi redovisar dödsrisker bland grundskoleutbildade i Figur 4.

För att närmare undersöka hur ojämlikheten i dödsrisken har utvecklats kommer vi nu att redovisa ett antal mått på denna utveckling. Först beräknar vi skillnaden i dödsrisker mellan personer i lägsta och högsta utbildningsrespektive inkomstgruppen. Detta innebär alltså att vi beräknar skillnaden i dödsrisk mellan grundskole- och högskoleutbildade samt att vi beräknar skillnaden i dödsrisk mellan personer i lägsta och högsta kvintilgruppen för våra olika sätt att mäta social status. Resultaten presenteras i Figur 6, med 95-procentiga konfidensintervall.

Figur 3 Dödsfall inom tre år per 1000 individer i åldern 30–60 år i förhållande till position i inkomstfördelningen, utveckling över tid 1994–2011

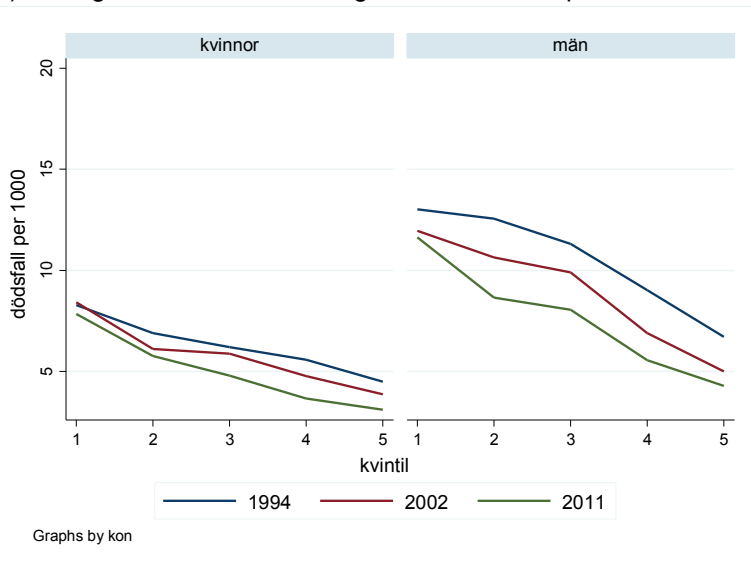


Figur 4 Dödsfall inom tre år per 1000 individer i åldern 30–60 år för de tre fasta utbildningskategorierna, 1994–2011

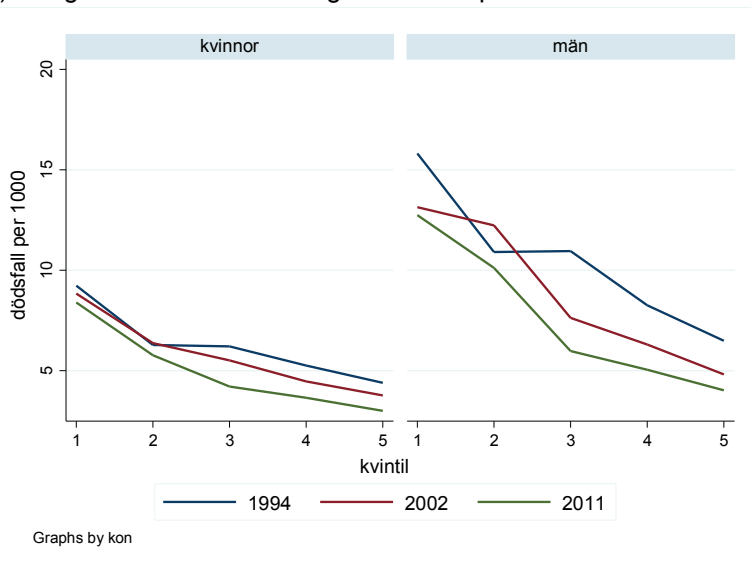


Figur 5 Dödsfall inom tre år per 1000 individer i åldern 30–60 år i förhållande till position i utbildningsfördelningen, utveckling över tid 1994–2011

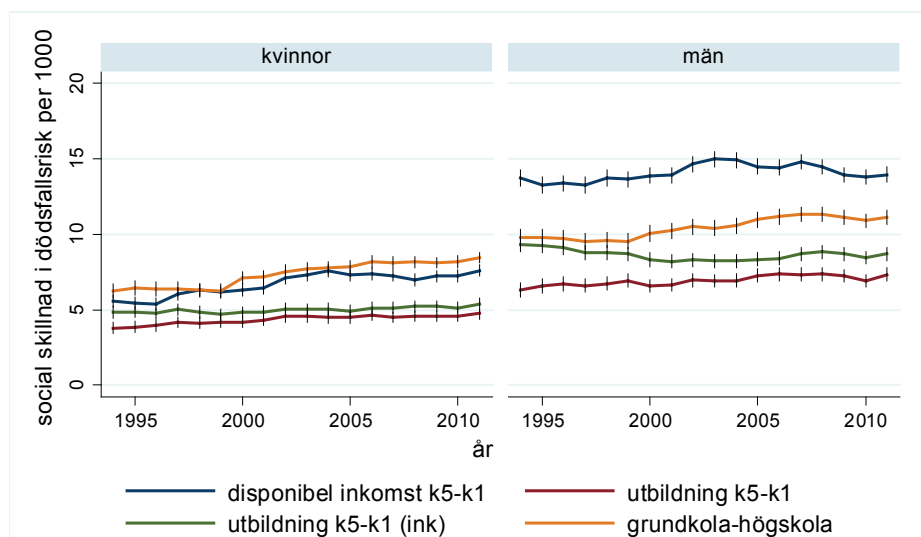
a) Rangordnat inom utbildningsår med en slumpterm



b) Rangordnat inom utbildningsår med disponibel inkomst



Figur 6 Utvecklingen i sociala skillnader i dödsrisker för 30–60-åringar, 1994–2011, jämförelse mellan tre olika mått på social status



Notera: Strecken illustrerar 95-procentiga konfidensintervall.

Figur 6 visar tydligt att valet av mätmetod påverkar nivån på sociala skillnader, men också hur måttet på de sociala skillnaderna har utvecklats. Mönstret skiljer sig dessutom något mellan kvinnor och män. Skillnaderna i dödsrisk för kvinnor är störst om vi studerar kvinnor med olika utbildningsnivå, även om sociala skillnader, liksom skillnader mellan de olika måtten, är mindre än för män. För männen är de sociala skillnaderna i stället störst om vi jämför dödsriskerna för män i olika delar av inkomstfördelningen.

För kvinnor finns en trend mot ökade sociala skillnader i dödsrisk för tre av fyra mått. För män finns en trend mot ökade sociala skillnader om vi mäter på basis av utbildningskategorier och möjligen också över det ena måttet baserat på utbildningsfördelningen (rangordnat inom utbildningslängd på basis av slumpterm), medan de sociala skillnaderna ser ut att ha minskat om vi istället mäter social tillhörighet med utbildning där vi rangordnat personer med samma utbildning på basis av inkomst. När vi använder oss av inkomst som mått på social status ser ojämlikheten ut att variera över tiden men är på ungefär samma nivå i början och slutet av mätperioden.

Vi har också testat formellt om de sociala skillnaderna förändrats, när vi mäter social status på olika sätt. Det gör vi genom att beräkna hur stor förändring över tid respektive mått uppvisar samt ett konfidensintervall för denna förändring. Resultaten redovisas i detalj i Tabell 1 i Hartman & Sjögren (2017). Analysen ger oss en tydlig slutsats att *valet av mått på social position spelar roll*. För

kvinnor visar samtliga fyra mått en statistiskt säkerställd ökning i ojämlikhet över tid. Dock varierar storleken på denna ökning beroende på mått från 10 till 36,5 procent. Sammantaget bedömer vi detta vara en tämligen stor förändring mot ökad ojämlikhet.

För män är bilden inte lika klar. Ojämlikheten i dödsrisker över inkomstfördelningen har inte ökat. Däremot finns möjligen en ökning över utbildningsfördelningen även om olika mått ger något olika slutsatser. När vi inom utbildningslängd rangordnar med en slumpterm, har ojämlikheten i dödsrisker bland män ökat i en storleksordning motsvarande det nedre spannet av ökningen för kvinnor. Om vi istället inom utbildningskategori rangordnar med inkomst finns ingen statistiskt säkerställd förändring i ojämlikhet för män.

Om vi jämför dessa resultat med de resultat för inkomstfördelningen som redovisas i Kondo, Rostilla och Åberg (2014) för perioden 1990–2004 för åldersgruppen 30–64 år och som diskuteras i Frizell (2016), återfinns skillnader och likheter. Såväl deras som våra resultat visar att ökningen av social ojämlikhet i dödsrisker är större för kvinnor än för män, samtidigt som nivån på ojämlikhet är lägre för kvinnor. I Frizell (2016) rapporteras, på basis av resultat i Kondo m.fl. (2014), att den relativa skillnaden (d.v.s. kvoten) i dödsrisker mellan den fattigaste och rikaste femtedelen ökat från 3,3 till 4,4 för män, alltså med 35 procent, medan den ökat från 1,5 till 2,8 för kvinnor, d.v.s. 86 procent. Om man mäter ojämlikheten i dödsrisker med en kvot ser alltså ojämlikheten ut att ha ökat avsevärt både för män och för kvinnor. När man istället mäter absoluta skillnader ser utvecklingen mindre dramatisk ut. Denna slutsats stöds i Kondo m.fl. (2014) som, liksom vi, inte finner ökad ojämlikhet i dödsrisker för män när de jämför den absoluta skillnaden i dödsrisker över inkomstfördelningen. I Hederos m.fl. (2017) studeras istället hur skillnader i förväntad livslängd mellan den fattigaste och rikaste femtedelen av befolkningen har förändrades mellan 1970 och 2007. De finner, till skillnad från oss, att ojämlikheten har ökat särskilt bland män. Samtidigt finner de att förväntad livslängd inte förbättrats bland de fattigaste kvinnorna, något som stämmer överens med utvecklingen av dödsriskerna för denna grupp, som vi redovisar.

3.2 Utvecklingen av ojämlikhet i dödsrisker i olika åldersgrupper

För att undersöka utvecklingen närmare studerar vi hur mönstret ser ut i olika åldersgrupper. Vi presenterar utvecklingen för de mått på ojämlikhet som baseras på skillnader mellan botten och toppen av utbildnings- och inkomstfördelningen och mellan utbildningskategorier. Resultaten presenteras i Figur 7 för åldrarna 30–34, 35–39, 40–44, 45–49, 50–54 och 55–60 år. Analysen har gjorts för

tvåårsintervall för att undvika alltför stor osäkerhet. Det är ändå påtagligt att konfidensintervallen är bredare och mönstret över tid något brusigare än när åldersgrupperna analyseras tillsammans.¹⁹ Mot bakgrund av analysen ovan kommer vi att fokusera vår diskussion av resultaten på skillnader mellan grupper i olika delar av utbildnings- respektive inkomstfördelningen.

När vi studerar utvecklingen i olika ålderskategorier ser vi att den ökade ojämlikheten bland kvinnor över inkomstfördelningen återfinns i alla åldrar, om än inte signifikant för 50–54-åringar. Ojämlikheten över utbildningsfördelningen har ökat signifikant endast bland äldre kvinnor (55–60-åringar). En möjlig förklaring till den ökade ojämlikheten i kvinnors dödlighet över inkomstfördelningen i alla åldersgrupper, som ju inte återfinns på samma sätt när vi studerar utbildningsfördelningen, skulle kunna ha att göra med kvinnors ökande förvärvsinkomster och att kvinnors disponibla inkomster, över tid, till större del påverkas av kvinnors egna inkomster. Detta medför att kvinnors dåliga hälsa, över tid, får större genomslag på den disponibla inkomsten och kan göra att sambandet mellan disponibel inkomst och dödsrisker blir starkare.

Bland männen ser mönstret delvis annorlunda ut. Hos dem har ojämlikhet i dödsrisker ökat bland 30–34-åringar, oavsett mått. Detta är oroväckande om det också ska ses som ett utslag av generellt ökad ojämlikhet i mäns hälsa i yngre kohorter. Bland de äldsta, 55–60-åringarna, har ojämlikheten också ökat över inkomstfördelningen, men även över utbildningsfördelningen när rang inom utbildningslängd avgörs av slumpen. I övriga åldrar återfinns såväl ökande som minskande ojämlikhet, beroende på mått. Eftersom dödsriskerna i den yngsta åldersgruppen är så pass låga, slår de dock inte igenom i en generell ökning när vi mäter för män i åldrarna 30–60 år eftersom resultaten spretar i övriga åldrar.

Ytterligare ett resultat värt att notera är att de inkomst- och utbildningsbaserade linjerna byter plats med varandra med ökad ålder. Med andra ord, ojämlikhet med avseende på inkomster växer betydligt mer med åldern än ojämlikheten mellan utbildningsgrupper. Det har förmodligen att göra det resonemang vi förde i inledningen, nämligen att en individs hälsa påverkar dennes inkomster över hela livscykeln. Utbildningsnivån däremot slås oftast fast i tidig ålder och förändras betydligt mer sällan därefter. Därmed är det omvända sambandet *från* hälsa *till* inkomst troligen starkare än *från* hälsa *till* utbildning. Detta innebär också att ojämlikhet i hälsa med avseende på inkomster kan förväntas bli större, ju högre upp i åldern befolkningen kommer.

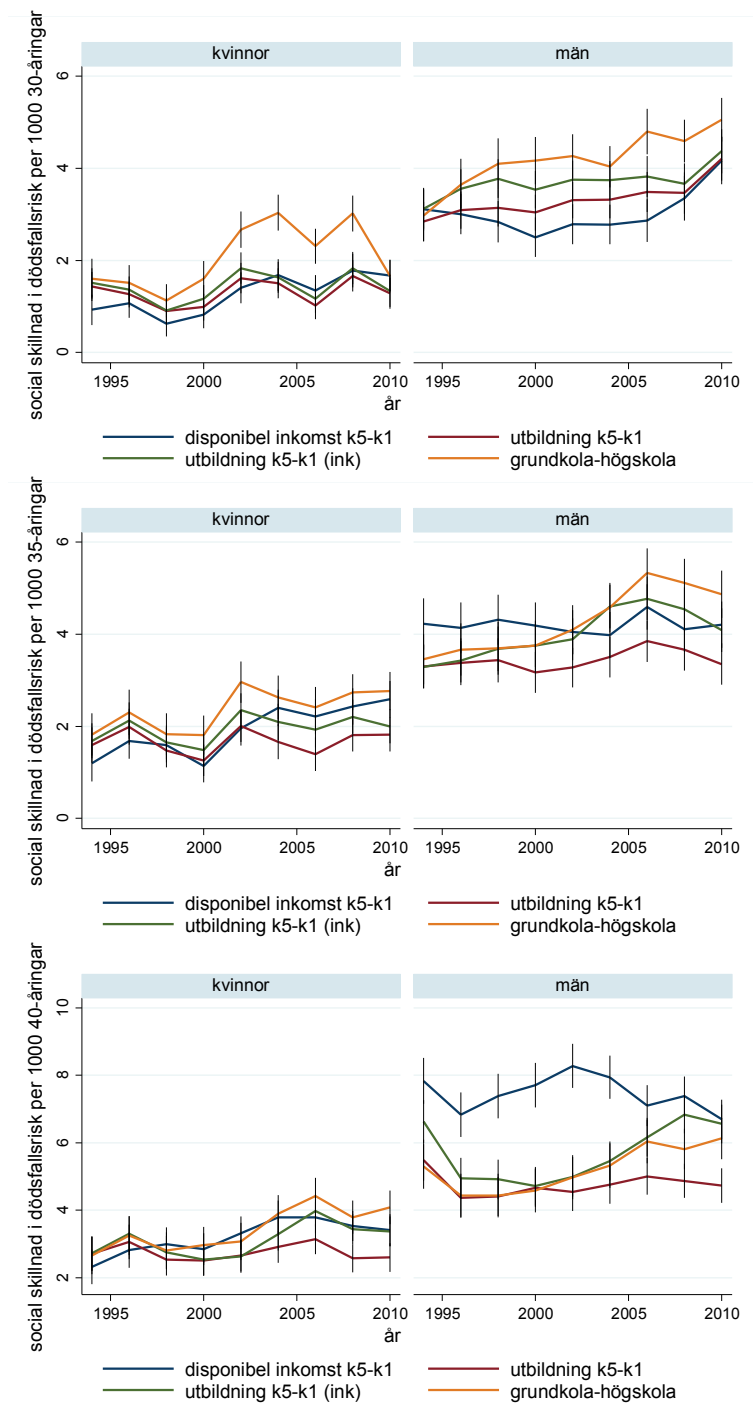
¹⁹ I Hartman & Sjögren (2017), Bilaga 2, presenterar vi en jämförelse av de sociala skillnaderna i början och i slutet av perioden och testar om utvecklingen av ojämlikheten är statistiskt säkerställd.

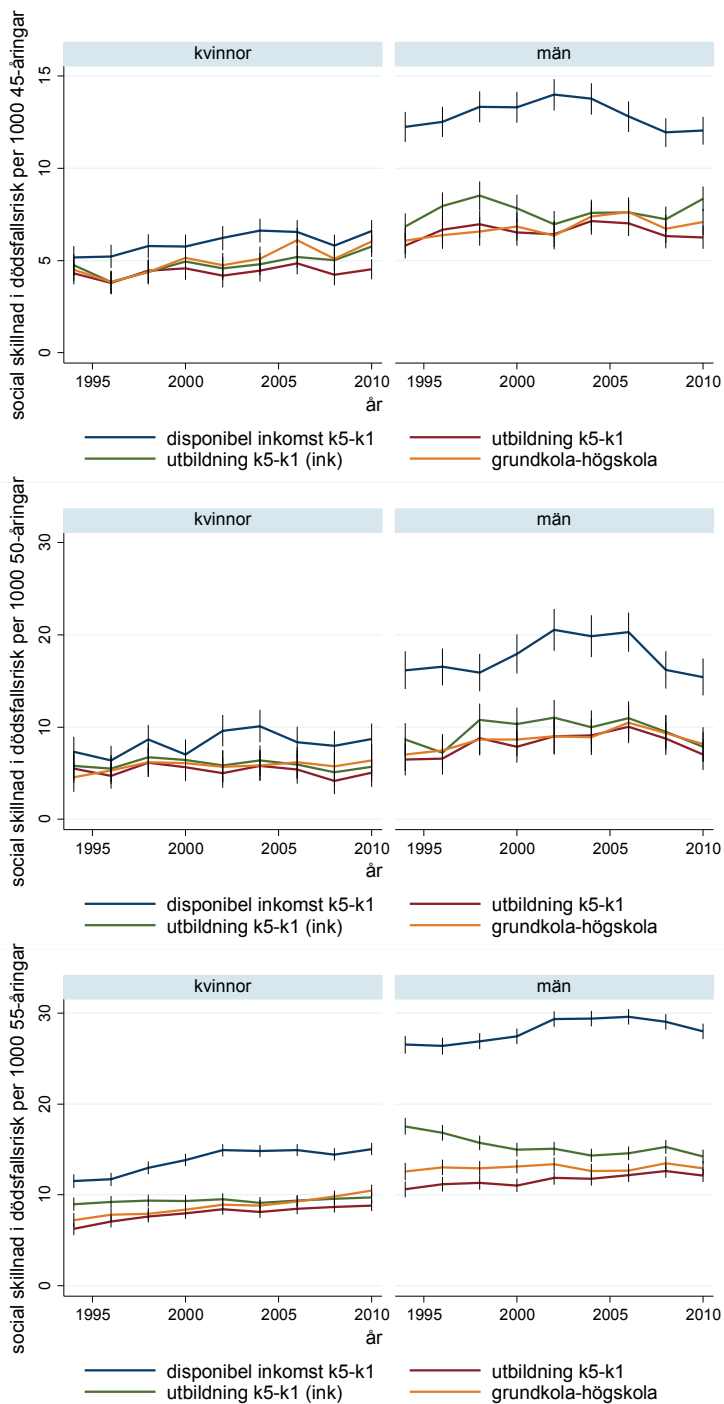
3.3 Sammanfattning av utvecklingen

Analysen hittills visar att slutsatser om hur ojämlikhet i dödsrisker utvecklats är känsliga för hur vi väljer att definiera social status och vilken åldersgrupp vi studerar. För kvinnor finner vi stöd för relativt stor ökande social ojämlikhet i dödsrisker, oavsett mått och åldersgrupp. För män finns det ett tydligt mönster av ökande ojämlikhet bland de allra yngsta i vår analys, 30–34 åringarna. Generellt för gruppen män 30–60 år syns inte detta tydliga mönster eftersom utvecklingen för de övriga åldersgrupperna spretar.

Våra resultat visar också att ojämlikhet generellt är större bland män än bland kvinnor. Detta är ett återkommande resultat i litteraturen. En förklaring till detta resultat är den generellt lägre dödligheten bland kvinnor än bland män bland 30–60 åringar. Särskilt tydligt är könsskillnaderna i dödlighet i den lägsta delen av inkomst- eller utbildningsfördelningen. Fattiga och lågutbildade män har betydligt högre dödsrisker än motsvarande kvinnor. Hederos m.fl. (2017) visar hur minskad dödlighet i hjärt- och kärlsjukdomar särskild bland rika, bidragit till ökade sociala skillnader. De pekar också på att bestående sociala skillnader i tex rökning också kan ha bidragit till att dödsriskerna bland fattiga kvinnor inte minskat.

Figur 7 Utvecklingen i ojämlikhet i dödsrisker 1994–2011 för 6 olika åldersgrupper med olika mått på social status





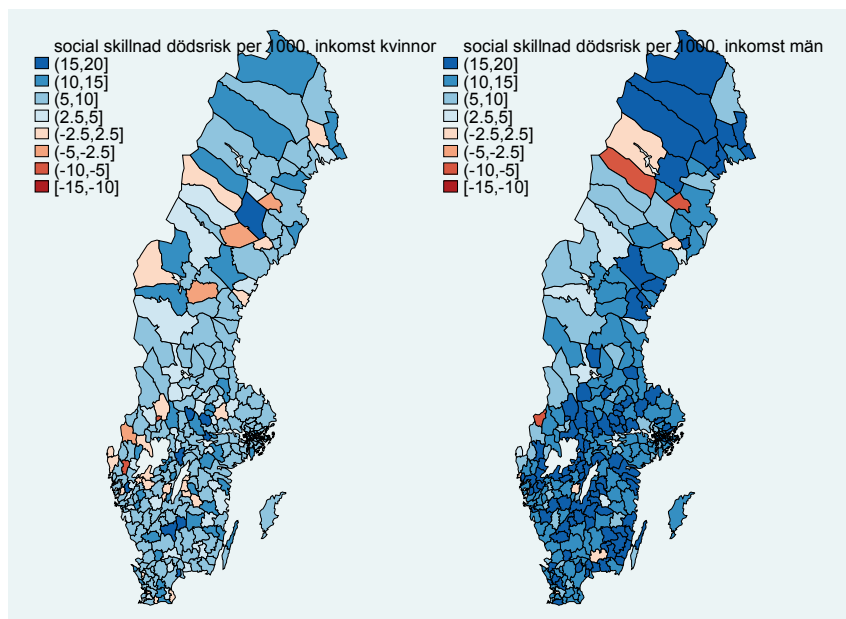
4 Skillnader i dödsrisker och ojämlikhet mellan kommuner

För att förstå ojämlikheten i dödsrisker och vad som ligger bakom den betydligt högre dödsrisken bland personer med låg inkomst och utbildning kan en analys som utnyttjar regional variation vara till nytta. Regionala skillnader i dödsrisker och i ojämlikhet i dödsrisker är i sig viktiga dimensioner av den ojämlika hälsan av åtminstone två skäl: Ojämlika villkor för hälsa mellan kommuner i sig kan ses som ett problem i ett samhälle som strävar efter lika villkor över hela landet. Regional variation är emellertid också en indikation på att dödsrisker i utsatta grupper inte är givna, utan att de påverkas av faktorer i människors omgivning och att det därmed går att på politisk väg påverka ojämlikheten i dödsrisker och hälsa. Att kartlägga samband mellan regionala variabler och ojämlikhet i dödsrisker kan därmed fungera som ett första steg mot en djupare förståelse för hur politik för jämlik hälsa kan utformas. (se utförlig diskussion av hälsans bestämningsfaktorer i Kommissionen för jämlik hälsa (2016)).

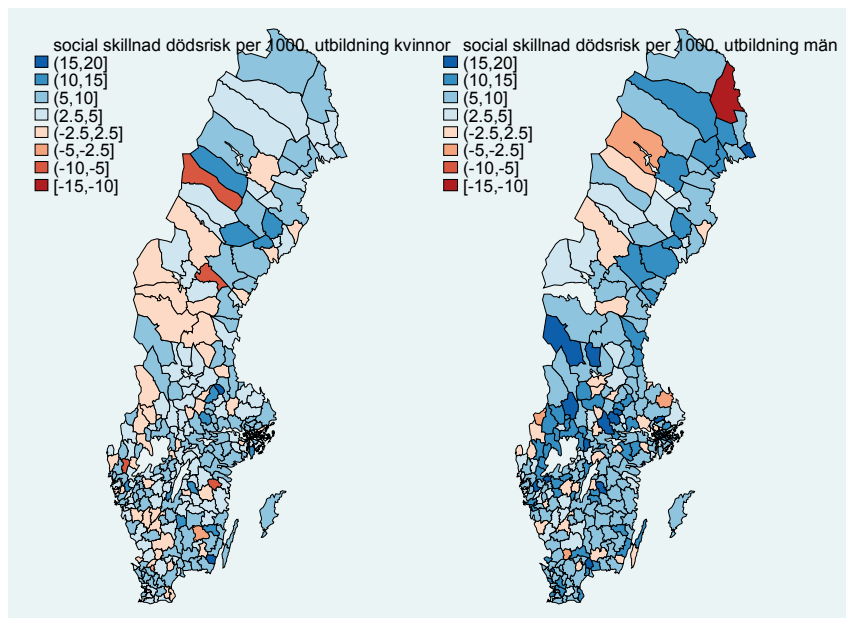
Vi kommer att lägga fokus på skillnader i dödsrisker för personer i den lägsta kvintilgruppen av inkomst- respektive utbildningsfördelningarna mellan landets kommuner eftersom skillnader i ojämlikhet i så pass stor utsträckning har att göra med skillnader i dödsrisker bland personer med låg inkomst eller låg utbildning. Vi undersöker i vilken utsträckning dödsrisker bland fattiga och lågutbildade samvarierar med mått på kommunens demografi, ekonomi och arbetsmarknadsläge, folkhälsopolitik, mått på tillgång till vård och kommuninnevånarnas livsstil. Vidare analyserar vi i vilken utsträckning denna typ av kommunegenskaper kan förklara variationen i dödsrisker mellan kommuner. Som framgick av analysen i förra avsnittet är valet av mätmetod betydelsefullt och det är inte uppenbart vilket av utbildningsfördelningsmått vi ska välja. Vi har valt måttet där rang för personer med samma utbildningslängd avgörs av inkomst. Det valda måttet tenderade i analysen ovan att ge högre nivå på ojämlikheten i en viss tidpunkt, men mindre procentuell ökning över tid, och ibland t.o.m. en minskning av ojämlikheten.

Notera att vi beräknar de regionala måtten på dödsrisker på basis av individers position i de nationella inkomst- och utbildningsfördelningarna, snarare än på basis av kommunala fördelningar. Detta innebär att de regionala jämförelserna av dödsrisker alltså gäller för personer i en kommun som har samma inkomst- eller utbildningsnivå som personer som bor i en annan del av landet. Vi jämför alltså inte de 20 procent fattigaste kommuninnevånarna i en kommun med de 20 procent fattigaste i en annan kommun eftersom andelen som tillhör landets fattigaste femtedel (eller lägst utbildade femtedel) inte är densamma i alla kommuner.

Figur 8 Kommunal variation i hur dödsrisken skiljer sig mellan personer med låg (kvintilgrupp 1) respektive hög (kvintilgrupp 5) inkomst, 2007–2011

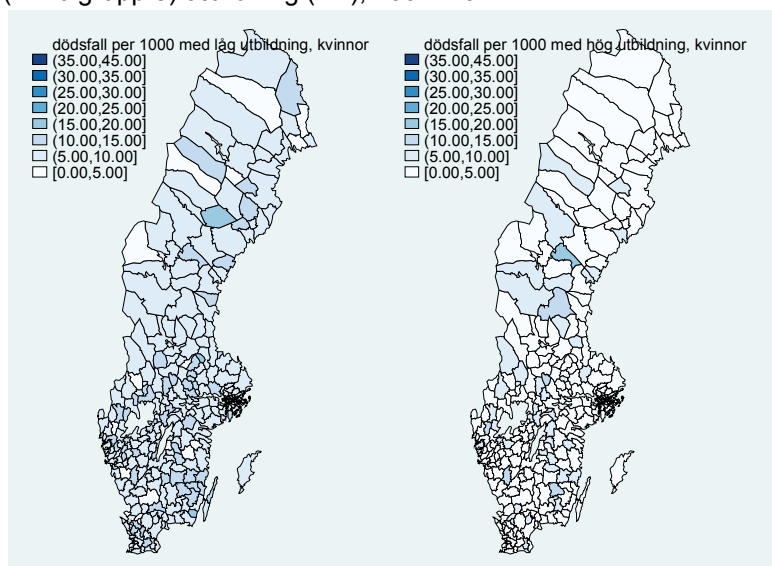


Figur 9 Kommunal variation i hur dödsrisken skiljer sig mellan personer med låg (kvintilgrupp 1) respektive hög (kvintilgrupp 5) utbildning (ink), 2007–2011



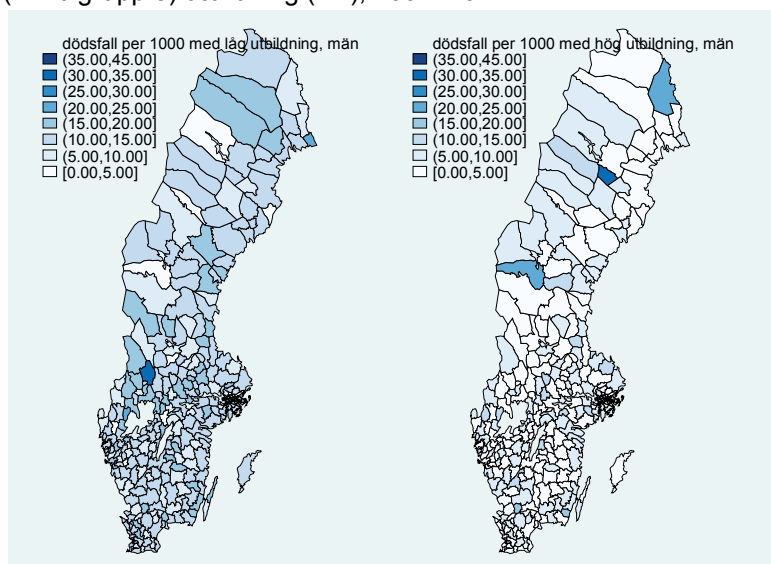
Vi inleder den regionala analysen med att undersöka hur stora de regionala skillnaderna i ojämlikhet i dödsrisker är. Dödsriskerna är beräknade som ett genomsnitt av treårsdödsrisken över fem år för att minska osäkerheten i analysen.²⁰ Antalet dödsfall under ett enskilt år, kommun och inkomst/utbildningskvintilgrupp är i många fall lågt. Kartorna visar att det finns en påtaglig variation över landet, särskilt bland män och särskilt över inkomstfördelningen. Något uppenbart mönster, med tydlig skillnad mellan t.ex. norr och syd, eller små och stora kommuner, går inte tyda från figurerna.

Figur 10 Dödsrisk inom tre år bland kvinnor med låg (kvintilgrupp 1) och hög (kvintilgrupp 5) utbildning (ink), 2007–2011



²⁰ Detta innebär att vi mäter treårsdödsrisken för 30–60-åringar under fem år, d.v.s. samtliga dödsfall för åldersgruppen 31–63 åringar under åren 1995–2014 ingår i analysen.

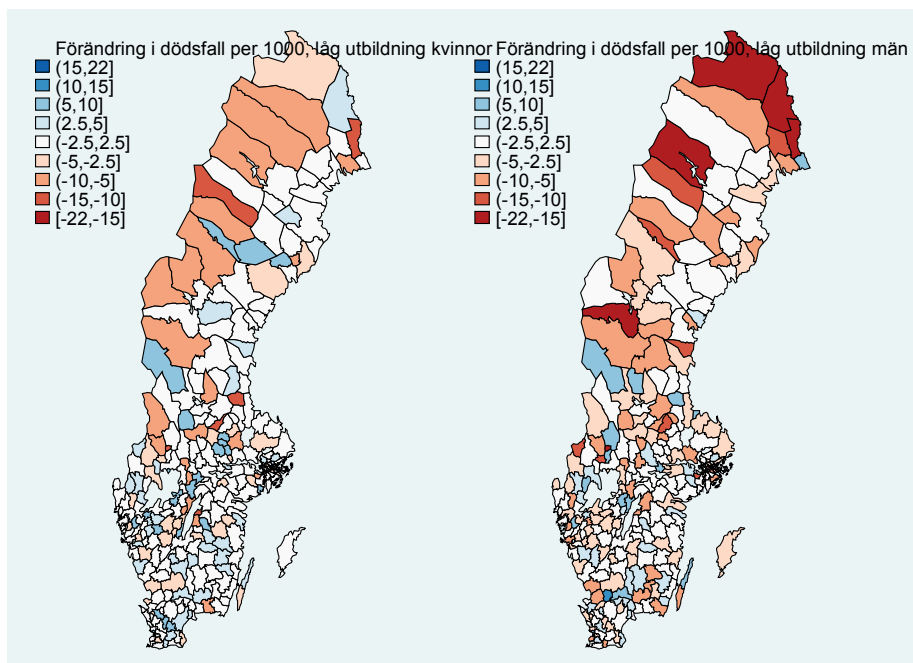
Figur 11 Dödsrisk inom tre år bland män med låg (kvintilgrupp 1) och hög (kvintilgrupp 5) utbildning (ink), 2007–2011



För att närmare undersöka skillnader i dödsrisker mellan personer med låg och hög social status, visar vi i Figur 10 och Figur 11 dödsrisker per 1000 personer i botten och toppen av utbildningsfördelningen. Den som är intresserad av inkomstfördelningen, hänvisas till Bilaga 2. Kartorna visar att dödligheten varierar betydligt mer över landet bland individer med låg utbildning jämfört med dem med hög utbildning. Att utjämna skillnader i dödsrisker över utbildningsfördelningen kan alltså till stor del sägas handla om att förbättra situationen för individer med låg utbildning. I bilaga 2 framgår att skillnaderna är än större över inkomstfördelningen. Att utjämna skillnaderna över inkomstfördelningen kan dessutom handla om att öka inkomsttryggheten för personer med dålig hälsa. Hur har då utvecklingen i dödsrisker för personer med låg utbildning sett ut mellan perioden 1994–1998 och perioden 2007–2011? Detta visas i Figur 12. De röd/rosa kommunerna är sådana där dödsrisken för personer i den lägsta kvintilgruppen i utbildningsfördelningen har minskat och i de blå kommunerna har dödsrisken ökat. Vita kommuner har haft små förändringar. Motsvarande figur för låg inkomst visas i Bilaga 2.

Det är oroväckande att det finns många kommuner där dödsrisken bland de lägst utbildade faktiskt har ökat, främst bland kvinnor. I Bilaga 2 framgår att det finns ännu fler kommuner där dödsriskerna bland de fattigaste har ökat. Att närmare förstå denna utveckling är en angelägen uppgift för framtida forskning, men en utveckling mot ökade dödsrisker i vissa grupper har noterats också i USA (Case och Deaton, 2015).²¹

Figur 12 Förändringen i dödsrisk bland personer med låg inkomst mellan 1994–98 och 2007–11



De kartor som presenterats visar inte något uppenbart och tydligt regionalt mönster och det är svårt att utläsa om de regionala skillnaderna som helhet har ökat eller minskat över tid. Vi undersöker därför utvecklingen av de regionala skillnaderna på två olika sätt, först en jämförelse av fördelningens utveckling som helhet och därefter utvecklingen i olika kommuntyper.

I Figur 13 har alla kommuner rangordnats med avseende på genomsnittlig dödsrisk bland kvinnor och män med låg utbildning respektive inkomst, alltså de som tillhör landets lägst utbildade femtedel respektive den fattigaste femtedelen i respektive kön, under perioden 1994–1998 och perioden 2007–2011. Staplarna

²¹ Skillnaden mellan den bild som ges när vi studerar de lägst utbildade och de fattigaste skulle delvis kunna förklaras av att sambandet mellan dålig hälsa och låga inkomster blivit starkare.

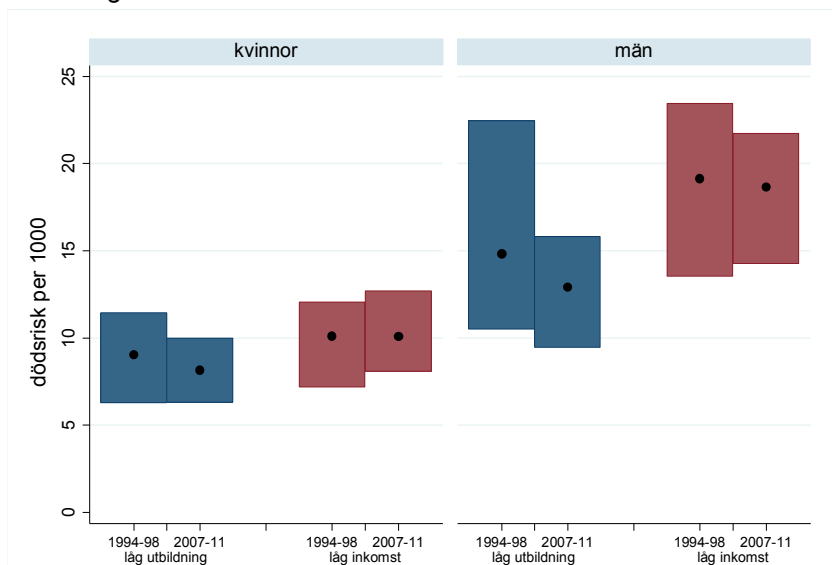
i figuren visar dödsrisken i 10- och 90-percentilen av fördelningen av kommuner, när kommunerna fått vikt i förhållande till sin befolkningsstorlek: botten av stapeln visar den 10:e percentilen och toppen av stapeln visar den 90:e percentilen.²² Längden på stapeln visar alltså hur stor skillnaden i dödsrisker är mellan kommuner med lägst respektive högst dödsrisk bland fattiga eller lågutbildade. I varje stapel rapporteras också dödsrisken i mediankommunen.²³ I Figur 14 visas motsvarande bild, men för personer med hög utbildning och inkomst.

Figur 15 visar på samma sätt i stället hur de regionala skillnaderna i ojämlikhet har utvecklats. Figurerna bekräftar det vi kunde läsa utifrån de redovisade kartorna: Regionala skillnader i dödsrisker är större bland män än bland kvinnor. De är också som störst i den nedre delen av inkomst- och utbildningsfördelningen. Av Figur 13 kan vi också utläsa att de regionala skillnaderna i dödsrisker i nedre delen av fördelningarna har minskat. Staplarna i Figur 13 är kortare under den senare perioden än den tidiga perioden, framförallt bland män. Däremot framgår det att de fattiga kvinnor som bor i de kommuner som har högst dödsrisker faktiskt har något högre dödsrisk i den sena perioden jämfört med den tidiga perioden, medan utvecklingen som helhet har varit positiv bland de lågutbildade kvinnorna. För männen har dödsriskerna istället minskat över hela utbildnings- och inkomstfördelningen. Utvecklingen av spridningen är mindre tydlig i den övre delen av fördelningen, i Figur 14, som ju har en annan skala. Skillnader mellan kommuner, liksom över tid, är betydligt mindre när det gäller dödsrisker i den övre delen av utbildnings- och inkomstfördelningen och dödsriskerna har dessutom minskat över hela fördelningen både bland män och kvinnor. Sammantaget visar Figur 15 att de regionala skillnaderna i ojämlikhet har minskat sedan mitten på 1990-talet. Samtidigt kan vi konstatera att mediankvinnan bor i en kommun där dödsrisker minskat något bland kvinnor med såväl låg som hög utbildning och inkomst. Ser vi till ojämlikheten i dödsrisker över utbildningsfördelningen har den varit oförändrad för mediankvinnan och mannen, medan ojämlikheten i dödsrisker över inkomstfördelningen i stället har ökat något i de kommuner där mediankvinnan och mannen bor.

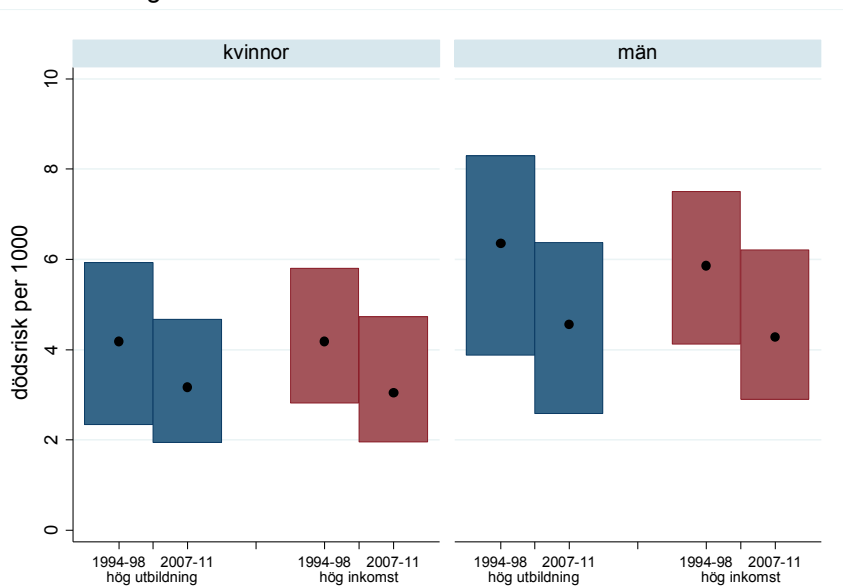
²² Med 10-percentilen (90-percentilen) menas att 10 procent (90 procent) av befolkningen i åldrarna 30–60 år bor i en kommun med lägre eller samma genomsnittlig dödsrisk och 90 procent (10 procent) av befolkningen bor i en kommun med högre eller samma dödsrisk, bland personer med låg utbildning respektive inkomst.

²³ Medianinvånaren innebär att 50 procent av befolkningen bor i en kommun med lägre eller samma genomsnittliga dödsrisk och 50 procent av befolkningen bor i en kommun med högre eller samma dödsrisk, bland personer med låg utbildning respektive inkomst.

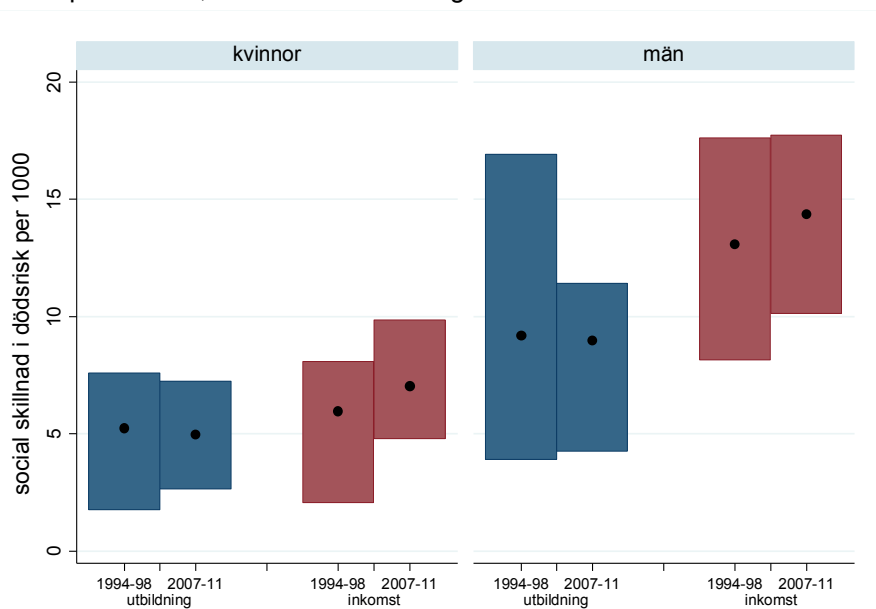
Figur 13 Dödsrisk per 1000 med låg inkomst respektive låg utbildning i landets kommuner 1994–98 och 2007–11, 10-, 50- och 90-percentilen, viktat med befolkningsstorlek



Figur 14 Dödsrisk per 1000 med hög inkomst respektive hög utbildning i landets kommuner 1994–98 och 2007–11, 10-,50- och 90-percentilen, viktat med befolkningsstorlek



Figur 15 Social skillnad i dödsrisk per 1000 över inkomst- respektive utbildningsfördelningen, i landets kommuner 1994–98 och 2007–11, 10-,50- och 90-percentilen, viktat med befolkningsstorlek

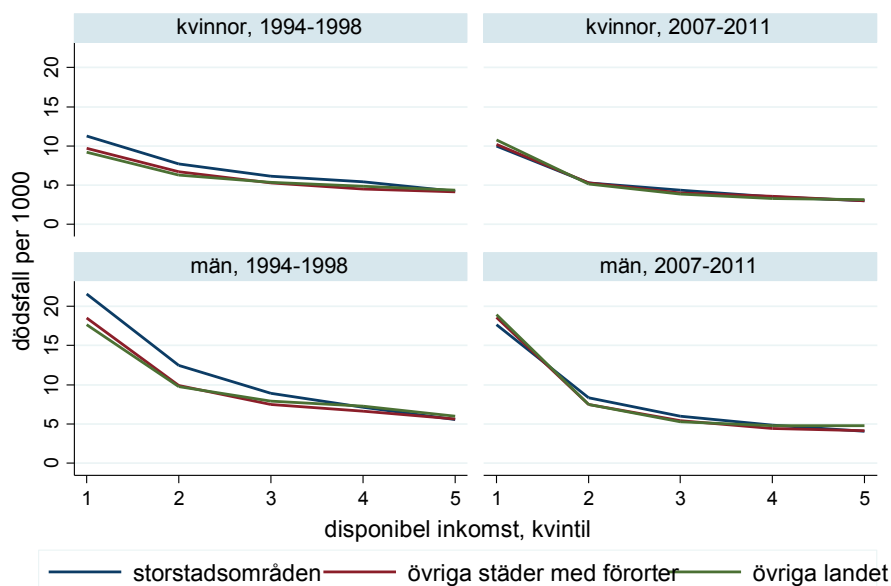


Ett annat sätt är studera regionala skillnader är att undersöka hur skillnader i dödsrisker och ojämlikhet i dödsrisker har förändrats i olika kommuntyper. Vi har därför valt att dela in landets kommuner i tre stora grupper utifrån den klassificering som Sveriges Kommuner och Landsting (SKL) använder. Grupperna är följande:

- **Storstadsområden:**
 - storstäder, d.v.s. Stockholm, Göteborg och Malmö
 - storstädernas förorter
- **Övriga städer med förorter:**
 - övriga städer
 - övriga städers förorter
 - pendlingskommuner
- **Övriga landet:**
 - kommuner beroende av turistnäring
 - varuproduktion, glesbygd
 - tätbefolkade kommuner och glesbefolkade kommuner

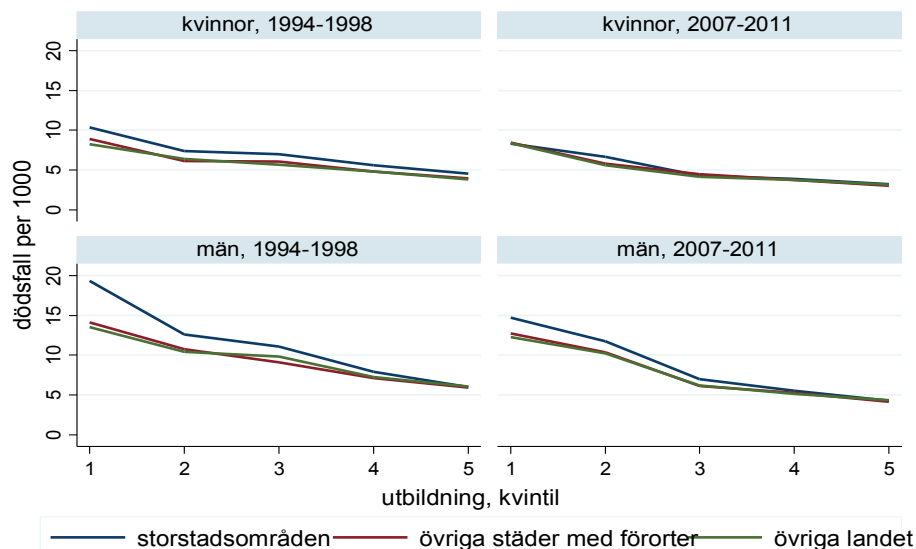
Figur 16 och Figur 17 illustrerar ojämlikhet i dödlighet i dessa tre kommuntyper, separat för kvinnor och män för perioden 1994–1998 och 2007–2011 när dödsriskerna mäts över inkomst-, respektive utbildningsfördelningen. Ett första resultat är att skillnaden mellan kommungrupper tydligt har minskat över tid. Framförallt har skillnaden mellan storstäderna och de övriga kommuntyperna minskat, och variationen mellan olika kommuntyper är idag relativt liten. För män gäller fortfarande att de som har låg utbildning har högre dödsrisker i storstäderna även om skillnaderna är mindre än 1994. Det är framförallt dödligheten i de lägre kvintilgrupperna i storstäderna som har minskat och därmed bidragit till att skillnaderna mellan kommungrupper också minskat.

Figur 16 Dödsrisk över inkomstfördelningen, per kommuntyp, kön och tidsperiod, 1994–1997 samt 2007–2011



Graphs by kon and period

Figur 17 Dödsrisk över utbildningsfördelningen, per kommuntyp, kön och tidsperiod, 1994–1997 samt 2007–2011



Graphs by kon and period

4.1 Sammanfattning av den regionala utvecklingen

Av den regionala analysen kan vi dra tre slutsatser: 1) det finns en oroande utveckling av ökade dödsrisker bland fattiga och lågutbildade i vissa kommuner, främst bland kvinnor. 2) De regionala skillnaderna i ojämlikhet i dödsrisker har över lag minskat, samt 3) Denna minskning drivs till stor del av att skillnader i dödsrisker över lag har minskat bland fattiga och lågutbildade i olika delar av landet. Analysen av olika kommuntyper ger vid handen att den positiva utvecklingen drivs av minskade dödsrisker bland fattiga och lågutbildade i storstäderna.

5 Kan vi förstå de regionala skillnaderna?

Vill man rå på de återstående sociala skillnaderna i dödsrisker är det alltså särskilt viktigt att förstå vad de återstående regionala skillnaderna i dödsrisker bland just fattiga och lågutbildade beror på. Kan de förklaras av faktorer som kan påverkas med politik? Hänger utvecklingen av dödsrisker bland fattiga och lågutbildade samman med den lokala utvecklingen av sådant brukar antas vara hälsans bestämningsfaktorer?

För att närma oss en förståelse av regionala skillnader i dödsrisker undersöker vi därför i vilken utsträckning dödsrisken bland personer med låga inkomster eller låg utbildning i en kommun samvarierar med olika mått på bestämningsfaktorer för hälsa som identifierats i tidigare forskning. Vi gör detta genom att i likhet med Chetty m.fl. (2016) studera bivariata korrelationer. Vi studerar hur starkt dödsrisker bland fattiga och lågutbildade samvarierar med hur kommunen och dess befolkning ser ut med avseende på ett antal mått som fångar kommuninvånarnas demografi, inkomstförhållanden, utbildningsnivå, ojämlikheten i dessa, mått på tillgång till vård, lokal folkhälsopolitik samt mått på en rad livsstilsfaktorer såsom rökning, riskbruk av alkohol, fetma mm.²⁴ Eftersom många av dessa bestämningsfaktorer för hälsa samvarierar starkt med varandra är det svårt att avgöra vad som egentligen driver de bivariata

²⁴ Flera av dessa variabler har hämtats från Kommun- och Landstingsdatabasen (Kolada), som innehåller ca 5000 nyckeltal om resurser, volymer och kvalitet i kommuners och landstings alla verksamheter. Nyckeltalen bygger ofta på nationell statistik från de statistikansvariga myndigheterna, men också på uppgifter från andra källor såsom Folkhälsomyndighetens folkhälsoenkät. En del variabler matas in i Kolada av kommuner själva. Samtliga variabler finns inte samtliga kommuner. Det finns framför allt två skäl till detta. För det första är det frivilligt för kommuner att mata in variabler. För det andra görs inte alla undersökningar som ligger till grund för t ex Folkhälsomyndighetens och Socialstyrelsens statistik varje år. I vår analys har vi därför fullständig information för endast 152 (52 procent) kommuner, motsvarande ca 60% av befolkningen.

sambanden.²⁵ Vi genomför därför också en multivariat analys som undersöker hur mycket av variationen i dödsrisker som förklaras av olika typer av kommunegenskaper. Slutligen undersöker vi om *förändringar* i kommunegenskaper inom en kommun mellan den tidigare (1994–98) och senare (2007–11) perioden ser ut att kunna förklara förändringar i dödsrisken bland fattiga eller lågutbildade i kommunen.²⁶ I Tabell 1 beskriver vi de faktorer som ingår i analysen närmare.

Tabell 1 Bestämningsfaktorer för hälsa och dödlighet – kommunegenskaper och livsstilsfaktorer

Kommunegenskap	Beskrivning
Befolkning	Befolkningsstorlek.
Andel män	Andelen män i befolkningen 30–60 år. I vissa avfolkningsbygder är könsfördelningen skev för att kvinnor i högre utsträckning utbildat sig och flyttat
Andel unga <45	Andelen under 45 i befolkningen 30–60 speglar möjligen om kommunen är attraktiv
Andel utomnordiskt födda	Andelen utomnordiskt födda i befolkningen 30–60
Storstad	Stockholm, Malmö och Göteborg
INKOMSTER, UTBILDNING ARBETSMARKN.	
Andel inkomst K1	Andel av kommunens invånare i åldrarna 30–60 som tillhör den lägsta kvintilgruppen av inkomstfördelningen i sin åldersgrupp och kön
Andel inkomst K5	Andel av kommunens invånare i åldrarna 30–60 som tillhör den översta kvintilgruppen av inkomstfördelningen i sin åldersgrupp och kön
Andel utb K1	Andel av kommunens invånare i åldrarna 30–60 som tillhör den lägsta kvintilgruppen av utbildningsfördelningen i sin åldersgrupp och kön

²⁵ Samband mellan två variabler.

²⁶ I en multivariat analys studeras sambandet mellan en beroende variabel (dödsrisken) med flera oberoende förklaringsvariabler (t.ex. inkomst, utbildning, livsstil) samtidigt. Denna analys ger i princip svaret på hur mycket den beroende variabeln ändras om en av förklaringsvariablerna ändras, samtidigt som de övriga konstanthålls.

Andel utb K5	Andel av kommunens invånare i åldrarna 30–60 som tillhör den översta kvintilgruppen av utbildningsfördelningen i sin åldersgrupp och kön
Disponibel ink	Genomsnittlig disponibel inkomst i kommunen i åldersgruppen 30–60
dispink9010	Inkomstkvoten mellan nittionde och tionde percentilen i kommunens inkomstfördelning
DELAKTIGHET OCH TILLIT	
Delaktighet	Index som mäter möjligheten till medborgerlig delaktighet
Andel som saknar tillit	Andel i åldern 16–84 som saknar tillit till andra
FOLKHÄLSOPOLITIK	
Folkhälsopolitikens genomslag	Genomslag i kommunen för den nationella folkhälsopolitiken. Standardiserat mått
Politik för jämlik hälsa	Betydelsen av jämlikhet i kommunens arbete med folkhälsa. Standardiserat mått
Uppföljning av folkhälsa	I vilken utsträckning arbetar kommunen med uppföljning av hälsa. Standardiserat mått
Tvärsektoriellt folkhälsoarbete	I vilken utsträckning arbetar kommunen tvärsektoriellt med folkhälsofrågor. Standardiserat värde
TILLGÅNG TILL VÅRD	
Andel med vårdkontakt	Andel i befolkningen 16–84 som sökt vård för egna besvär
Läkare per 1000 invånare	Antal landstingsanställda läkare per 1000 invånare
Andel som bor inom 5 min från vårdcentral	Andel av befolkningen 16–84 som uppger att de bor inom 5 min från en vårdcentral
LIVSSTILSFAKTORER	
Andel med fetma	Andel i åldern 16–84 med fetma
Riskbruk alkohol	Andel i åldern 16–84 med riskabla alkoholvanor
Andel rökare	Andel i åldern 16–84 som röker dagligen
Andel fysiskt aktiva	Andel i åldern 16–84 som är fysiskt aktiva minst 30 minuter per dag
Tobaksbruk gravida	Andelen gravida kvinnor som röker eller snusar i vecka 8–12

Variablerna beskrivs närmare i Bilaga 3.

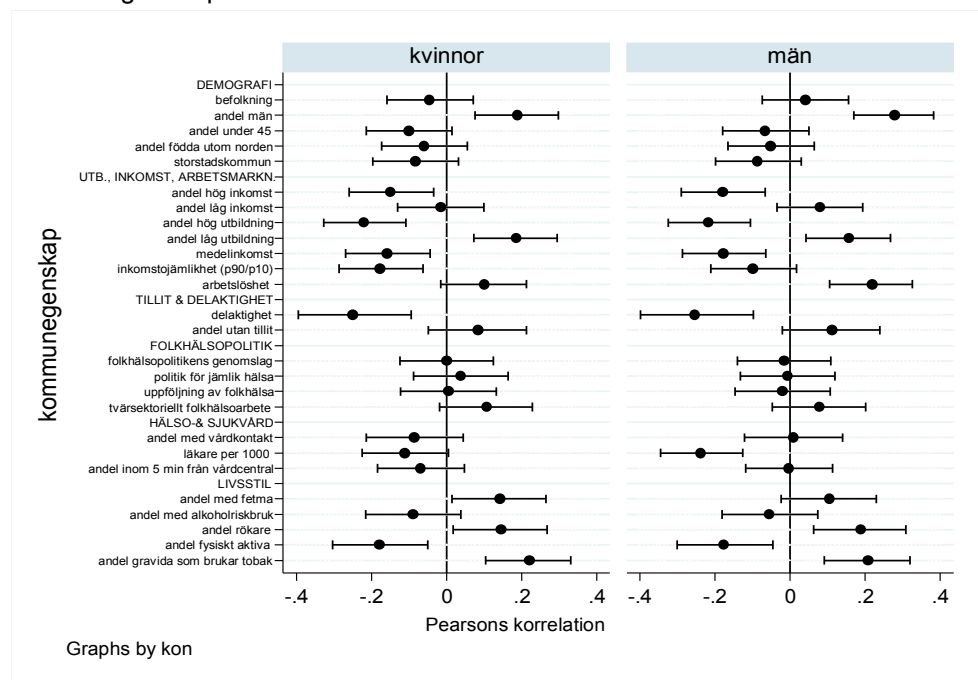
Först redovisas i Figur 18 och 19 enkla bivariata korrelationer. Dessa svarar på hur starkt sambandet är mellan dödsrisker bland fattiga eller lågt utbildade och förhållanden i kommunen där de bor. Värdet 0 betyder att det inte finns något samband, -1 betyder ett perfekt negativt samband och 1 betyder att sambandet är perfekt och positivt. I figuren visas punktskattningen av korrelationen samt ett 95-procentigt konfidensintervall. Om hela konfidensintervallet finns på endera sidan om 0-linjen kan man säga att det finns en statistiskt signifikant korrelation. Vi har i analysen valt att vikta kommunerna med sin befolkningsstorlek så att sambanden motsvarar sambanden för befolkningen som helhet snarare än samband på kommunnivå.

Av Figur 18 framgår att andelen män i befolkningen korrelerar positivt med dödsrisken för fattiga kvinnor och män. Något förenklat kan vi säga följande: *att en kommun med relativt stor andel kvinnor och unga har lägre dödsrisker bland personer med låg inkomst.*

Bland egenskaperna som fångar utbildningsstruktur, inkomster och arbetsmarknadssituation visar det sig att dödsrisken bland fattiga är lägre där andelen höginkomsttagare och andelen med hög utbildning i en kommuns befolkning är hög, liksom när medelinkomsten är hög. Däremot är dödsrisken bland fattiga hög när andelen med låg utbildning är hög. Bland kvinnor ser stor inkomstspridning i kommunen ut att vara förknippat med låg dödsrisk bland fattiga och dödsrisken är hög bland fattiga män när arbetslösheten är hög. *Generellt tycks det alltså vara så att fattigas dödsrisker är lägre där välståndet är gott, i termer av höga inkomster, högutbildning och låg arbetslöshet.* Så som diskuteras i bl. a. Chetty m.fl. (2016) är det möjligt att fler rika och högutbildade och en fungerande ekonomi bidrar till att kvaliteten på social service är högre och att detta kommer också fattiga till gagn.

När det gäller mått på tillit och delaktighet, finns det en signifikant negativ korrelation mellan dödsrisker bland fattiga och andelen personer i en kommun som uppger att de känner sig delaktiga. När det gäller måtten som fångar den lokala folkhälsopolitiken och hälsovården är det bara antalet läkare per 1000 invånare som signifikant korrelerar med låg dödsrisk bland fattiga män. För livsstilsfaktorerna går sambanden i förväntad riktning, även om alla inte är signifikanta.

Figur 18 Sambandet mellan dödsrisken bland fattiga (kvintilgrupp 1) och kommunegenskaper 2007–2011

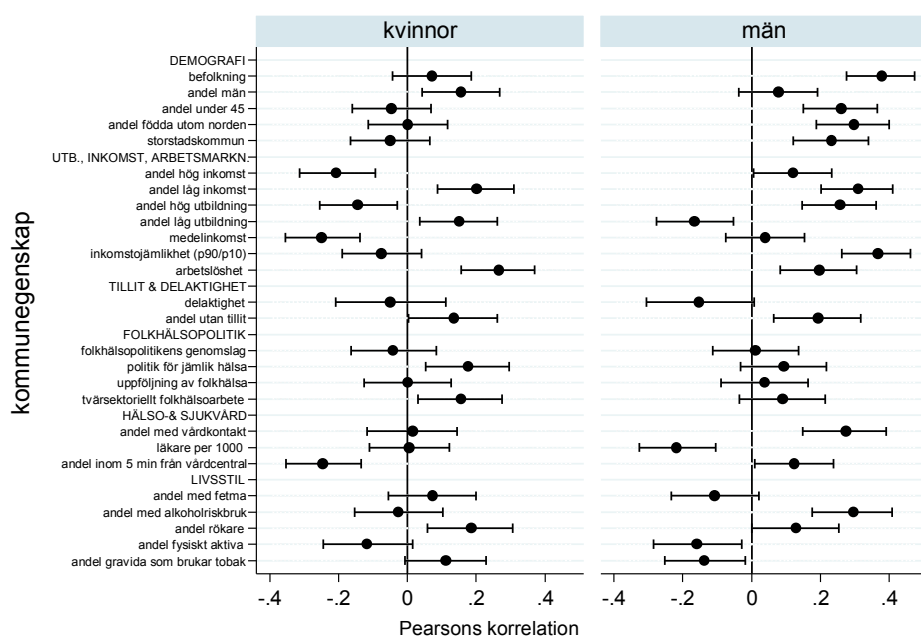


Om vi istället studerar samband med dödsrisker för personer med låg utbildning, d.v.s. som tillhör den lägst utbildade femtedelen i landet, kan vi i Figur 19 se att lågutbildade män har höga dödsrisker i kommuner med stor befolkning, i storstäder, där befolkningen är ung och där andelen med utomnordisk bakgrund är stor. När vi undersöker utbildnings-, inkomst och arbetsmarknadsrelaterade mått ser vi samma ”förväntade” mönster för lågutbildade kvinnors dödsrisker som vi gjorde med fattigas dödsrisk. För männen ser vi dock inte samma mönster. I stället är dödsrisken hög i de kommuner där andelen högutbildade är hög. På motsvarande sätt är dödsrisken låg när andelen lågutbildade är hög, vilket skulle kunna vara ett resultat av selektion.²⁷

²⁷ En möjlig tolkning är att lågutbildade personer i en kommun med många lågutbildade i genomsnitt är relativt friska för att det ibland dem finns en grupp friska personer som om de bött någon annanstans troligen hade skaffat sig högre utbildning.

För männen ser vi också att dödsrisken bland lågutbildade är hög när inkomstojämlikheten är hög, liksom där många saknar tillit. För lågutbildade kvinnor är dödsrisken hög där det bedrivs politik för jämlik hälsa och där man jobbar tvärssektoriellt. Detta skall inte tolkas som att sådan politik är skadlig, utan är möjligen ett tecken på ett omvänt samband: den typen av politik kan vara ett sätt att hantera ojämlik hälsa. Det finns ett positivt samband mellan hög dödsrisk bland lågutbildade män och hög andel av befolkningen som uppger att de sökt vård, men ett negativt samband med antal läkare per 1000. För lågutbildade kvinnor ser närheten till vårdcentral ut att samvariera med lägre dödsrisk, medan läkartätheten inte uppvisar något samband. Bland livsstilsfaktorerna är hög andel rökare förknippat med höga dödsrisker bland män och kvinnor, medan hög andel med alkoholriskbruk och låg andel som är fysiskt aktiva är förknippat med höga dödsrisker endast bland lågutbildade män.

Figur 19 Sambandet mellan dödsrisk bland lågt utbildade (kvintilgrupp 1) och kommunegenskaper 2007–2011



Graphs by kon

Det går naturligtvis inte att utläsa vad som kausalt påverkar dödsrisker bland fattiga och lågutbildade av dessa enkla bivariata tvärsnittskorrelationer. Det är ju också så att de olika kommunegenskaperna samvarierar med varandra vilket gör tolkningen av en multivariat analys, som inkluderar alla variabler samtidigt, vanskelig. Kommuner med hög andel högutbildade har högre genomsnittsinkomst, större befolkning, fler fysiskt aktiva o.s.v. För att trots allt komma något närmare frågan om hur stor betydelse dessa olika områden har för dödsriskerna undersöker vi istället hur mycket av *variationen* (d.v.s. skillnaderna mellan kommuner) i dödsrisker bland fattiga och lågutbildade som kan förklaras av olika faktorer. Resultaten redovisas i Tabell 2 för de 152 kommuner för vilka vi har uppgifter om samtliga kommunvariabler som finns med i Tabell 1.²⁸

I översta raden har endast demografiska faktorer inkluderats, i andra och tredje raden lägger vi till även faktorer relaterade till inkomst och inkomstspridning, därefter utbildning och arbetslöshet i rad fyra och fem. I sjätte raden utökas modellen med folkhälsopolitik och i sjunde raden även med variabler relaterade till hälsovårdstillgång/konsumtion. I åttonde raden lägger vi till tillit och i nionde raden, livsstilsfaktorer. Den sista raden inkluderar även landstingsfixa effekter som fångar betydelse av såväl geografi och regionala förhållanden som gemensam hälso- och sjukvårdsorganisation.

Av tabellen framgår att en större andel av variationen i mäns än kvinnors dödsrisker kan förklaras av demografi, ekonomi, folkhälsopolitik, tillgång till vård och livsstilsfaktorer. Av tabellens nionde rad framgår att kommunvariabler förklarar 27 procent av variationen i dödsrisker bland fattiga kvinnor, medan 40% av variationen i fattiga mäns dödsrisker kan förklaras av kommunfaktorerna. Motsvarande procentandelar för lågutbildade är något högre. Där kan 34 procent respektive 51 procent förklaras. När vi i sista raden lägger till fixa effekter för landsting, vilket betyder att vi dessutom kontrollerar för allt som kommuner inom samma landsting har gemensamt, så som geografi, hälsovårdorganisation m.m. ökar andelen förklarad variation ytterligare med runt 35 procent för fattiga män och kvinnor. För lågutbildade kvinnor och män stiger förklaringsvärdet med 16 respektive 24 procent. Totalt kan mer än hälften för män och knappt 40 procent för kvinnor av variationen i dödsrisker bland fattiga och lågutbildade i landets kommuner alltså förklaras av de kommun- och landstingsförhållanden som vi kunnat fånga i vår analys.

²⁸ Dessa 152 kommuner utgör 52% av kommunerna, men svarar för ca 60% av befolkningen. Bortfallet är alltså stort, till följd av att uppgifter måste finnas för samtliga variabler. En jämförelse av kommunerna som ingår i analysen med de som faller bort, visar att bortfallet av kommunerna i Stockholms län innebär att andelen rika är något lägre, andelen fattiga något högre och arbetslösheten är något högre i de kommuner som ingår i analysen, i övrigt är skillnaderna små.

Om vi tittar närmare på hur stor del av variationen i dödsrisker som kan förklaras av de olika grupperna av faktorer framgår att demografiska faktorer har stor betydelse framförallt när det gäller regionala skillnader i dödsrisker bland lågutbildade. Variationen i inkomster har också relativt stor betydelse (förklaringsvärdet ökar med 4 procentenheter för kvinnor, men med 8 procentenheter för lågutbildade män). Inkomstspridning kan däremot inte förklara mycket av variationen i dödsrisker. Den genomsnittliga utbildningsnivån i kommunen betyder mycket för främst kvinnor (ca 4 procentenheter), medan kommunens arbetslöshetsnivå förklarar mellan 4 och 7 procent av variationen i dödsrisker bland män. Variation i kommunens folkhälsopolitik slår igenom för lågutbildade kvinnor. Måtten på vårdkonsumtion och vårdtillgång har stort förklaringsvärde (5–6 procentenheter för kvinnor och 8–9 procentenheter för män), medan graden av tillit spelar viss roll för män (2–4 procentenheter). Livsstilsfaktorer har stort genomslag (6–7 procentenheter för män och 2–5 för kvinnor), liksom sådant som är gemensamt på landstingsnivå (5–10 procentenheter för kvinnor och 12–14 för män).

Tabell 2 Andel tvärsnittsvariation i dödsrisker för fattiga och lågutbildade som förklaras av kommunegenskaper, 2007–2011

Kommun-egenskaper i regressionen	Kvinnor		män	
	Låg utbildning	Låg inkomst	Låg utbildning	Låg inkomst
1 Demografi	0,115	0,054	0,170	0,058
2 + inkomst	0,152	0,095	0,254	0,066
3 + inkomstspridn.	0,164	0,098	0,260	0,067
4 + utbildning	0,201	0,135	0,277	0,127
5 + arbetslöshet	0,213	0,152	0,320	0,196
6 + folkhälsopol.	0,263	0,167	0,341	0,201
7 + vårdtillgång	0,322	0,213	0,426	0,290
8 + tillit	0,324	0,215	0,449	0,331
9 + livsstil	0,340	0,266	0,506	0,403
10+ Landstings FE	0,395	0,365	0,628	0,541

I tabellen anges andel förklarad variation, R², i en regression av genomsnittliga dödsrisker på kommunnivå allt eftersom grupper av kommunegenskaper i modellen.

Analysen hittills visar att skillnader i hälsans bestämningsfaktorer samvarierar starkt med skillnader i dödsrisker bland fattiga och lågutbildade. För att komma ett steg närmare frågan om vad som påverkar dödsrisker bland fattiga och lågutbildade, undersöker vi i nästa steg om förändringar i dödsrisker under perioden 1994–1998 till 2007–2011 samvarierar med förändringar i utbildningsnivå, inkomster och inkomstspredning på kommunal nivå. Vi studerar alltså sambandet mellan *förändringar* i hälsans bestämningsfaktorer inom kommunen med *förändringar* under samma period i (i) dödsrisker bland kommuninvånare med låg inkomst och (ii) dödsrisker för personer med låg utbildning. I denna analys kan vi inte undersöka betydelsen av förändringar i tillgång till vård, lokal folkhälsopolitik eller livsstilsfaktorer som studerades ovan eftersom vi inte har uppgifter om dem för den tidiga perioden.

Frågan som ställs är om en ökning av till exempel inkomstnivån, eller andelen högutbildade i en kommun är förknippad med en förändring av dödsriskerna bland fattiga eller lågutbildade. Vi kommer i denna analys närmare svaret på hur en given faktor påverkar dödsrisken, men inte heller här är det självklart att göra tolkningen att det samband som skattas är kausalt i den mening att politik som påverkar en bestämningsfaktor i en viss riktning skulle få den effekt på dödsriskerna som estimaten visar. Skälet till detta är att de förändringar som finns i olika kommunfaktorer inte är strikt exogena. Det är till exempel möjligt att måtten på bestämningsfaktorer påverkats av någon annan förändring som inte ryms i modellen, men som också påverkar hälsa och dödsrisker. Trender i befolkningens hälsa som påverkar framtida dödsrisker kan till exempel också påverka inkomster och ojämlikhet vilket skulle kunna medföra att riktningen på sambandet går från hälsa till bestämningsfaktor, snarare än tvärt om.

I praktiken skattar vi följande regressionsmodell:

$$dödsrisk_{it} = \text{demografi}_{it} + \text{inkomster}_{it} + \text{utbildning}_{it} + \text{ojämlikhet}_{it} + k_i + p_t + \varepsilon_{it}$$

där $dödsrisk_{it}$ är dödsrisken för den studerade gruppen i kommun i i period t , och k_i och p_t är kommunfixa respektive periodfixa effekter. Den första perioden är 1994–1998 och den andra perioden är 2007–2011. De kommunfixa effekterna fångar skillnader i dödsrisker och sociala skillnader som härrör från sådant som är gemensamt inom en kommun, men som inte förändras över tid i kommunerna. Detta kan vara allt ifrån geografi, klimat, institutioner o.s.v. De periodfixa effekterna fångar trender i hälsa, konjunktur och sociala skillnader som gäller hela landet och som inte härrör från regional variation i de bestämningsfaktorer som studeras här. Analysen inkluderar 289 kommuner.

Resultaten för fattiga och lågutbildade presenteras i Tabell 3 och Tabell 4. Låt oss börja med Tabell 3. I kolumn 1 och 2 undersöker vi tidstrenden i dödsrisker för fattiga när vi endast kontrollerar för kommun- och periodfixa effekter. Kolumn 3 och 4 inkluderar demografiska variabler och kolumn 5 och 6 inkluderar även ekonomiska faktorer såsom utbildningsstruktur, inkomster, ojämlikhet och arbetslöshet. Den förklarade variationen, R^2 , ökar bara marginellt när dessa bestämningsfaktorer inkluderas i modellen jämfört med modellen där endast kommunfixa effekter och tidstrend finns med. Endast en liten del av skillnader i dödsrisker bland fattiga mellan kommuner kan alltså förklaras av dessa grupper av bestämningsfaktorer. En avsevärd del av variationen förklaras i stället av sådana kommunegenskaper som inte förändras över tid.

Om vi studerar koefficienterna i kolumn 5 och 6, kan vi se att dödsriskerna bland fattiga kvinnor tenderar att *minska* när andelen lågutbildade ökar och när inkomstojämlikheten ökar samtidigt som dödsrisken bland fattiga män istället minskar när andelen högutbildade ökar. Det är värt att påminna om att resultaten skall ses som en beskrivning av hur utvecklingen i landets kommuner har sett ut. Det är alltså inte nödvändigtvis så att man ska förvänta sig att politik som minskar inkomstklyftor skulle innebära högre dödsrisker för fattiga kvinnor, eller att politik som sänker utbildningsnivån bland kvinnor skulle sänka dödsriskerna bland fattiga kvinnor.

I Tabell 4 presenteras motsvarande resultat för lågutbildade. Återigen kan vi konstatera att de inkluderade bestämningsfaktorerna endast bidrar till att förklara en begränsad del av kommunvariationen i dödsrisker bland lågutbildade. I kolumn 5 och 6 kan vi också konstatera att ett fåtal variabler har signifikanta koefficienter. Det finns alltså inte någon evidens för att förändringar i demografiska faktorer, inkomster, utbildning och arbetslöshet samvarierar med förändrade dödsrisker bland lågutbildade i någon större utsträckning.

Tabell 3 Dödsrisker bland fattiga och kommunegenskaper: förändringar mellan 1994–98 och 2007–11

Disp	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variabel	Kvinnor	Män	Kvinnor	Män	Kvinnor	Män
2007–2011	0,336 (0,400)	-0,774 (0,654)	0,992* (0,596)	1,121 (0,913)	0,484 (1,275)	2,521 (2,609)
Befolkning (1000 tal)			-0,050*** (0,011)	-0,084*** (0,025)	-0,011 (0,014)	-0,041* (0,024)
andel män			-92,593* (54,754)	-16,895 (70,397)	-69,991 (55,327)	51,913 (72,067)
andel under 45			1,334 (8,553)	8,418 (12,958)	1,212 (8,901)	16,573 (14,623)
andel födda utom Norden			-8,318 (10,869)	-27,275 (17,437)	15,646 (12,465)	-6,477 (15,651)
andel med hög inkomst					11,218 (21,341)	14,979 (34,434)
andel med låg inkomst					17,858 (20,272)	-23,727 (34,503)
andel med hög utbildning					-28,008 (21,952)	-63,010** (29,348)
andel med låg utbildning					-29,175** (13,677)	-11,739 (21,122)
Medelinkomst					0,003* (0,002)	-0,001 (0,004)
Inkomstojämlikhet					-6,501*** (2,467)	-4,755 (3,890)
Arbetslöshet					-0,012 (0,012)	0,043 (0,037)
Observations	578	578	578	578	578	578
R2	0,552	0,669	0,608	0,717	0,647	0,747

Samtliga modeller kontrollerar för kommunfixa effekter och är viktade med kommunens befolkningsstorlek. Robusta standardfel inom parentes *** p<0,01, ** p<0,05,

* p<0,1

Tabell 4 Dödsrisker bland lågutbildade och kommunegenskaper: förändringar mellan 1994–98 och 2007–11

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variabel	kvinnor	Män	Kvinnor	Män	Kvinnor	män
2007–2011	-0,842** (0,370)	-2,590*** (0,725)	-0,864 (0,567)	-1,554* (0,802)	0,371 (1,650)	0,712 (2,868)
Befolkning (1000-tal)			-0,048*** (0,008)	-0,114*** (0,013)	-0,024 (0,016)	-0,076*** (0,028)
andel män			-118,321** (48,155)	-32,247 (77,045)	-119,480** (52,883)	-20,618 (80,307)
andel under 45			3,635 (8,459)	14,850 (12,086)	5,180 (8,071)	22,490 (13,966)
andel födda utom Norden			5,866 (9,604)	-3,649 (13,353)	17,718* (10,255)	13,620 (16,085)
andel med hög inkomst					22,034 (23,433)	49,752 (39,044)
andel med låg inkomst					23,590 (20,897)	33,859 (32,593)
andel med hög utbildning					-4,254 (21,125)	-45,909 (29,387)
andel med låg utbildning					-17,637 (13,870)	-28,922 (23,282)
Medelinkomst					0,001 (0,002)	-0,001 (0,003)
Inkomstojämlikhet					-4,729* (2,696)	-5,596 (4,181)
Arbetslöshet					0,007 (0,019)	0,052 (0,043)
Observations	578	578	578	578	578	578
R2	0,577	0,754	0,632	0,809	0,647	0,821

Samtliga modeller kontrollerar för kommunfixa effekter och är viktade med kommunens befolkningsstorlek. Robusta standardfel inom parentes *** p <0,01, ** p <0,05, * p <0,1

5.1 Sammanfattning av analysen av regionala skillnader

Regionala skillnader i dödsrisker vid en given tidpunkt samvarierar med en rad demografiska, ekonomiska och livsstilsfaktorer som brukar räknas till hälsans bestämningsfaktorer och till viss del kan påverkas av politik. Generellt kan man säga att dödsriskerna bland de som är fattiga är lägre i regioner som präglas av högre välbefinnande och en positiv och hälsosam livsstil. Regional variation i hälsans bestämningsfaktorer har också större förklaringskraft för skillnader i fattiga mäns dödsrisker än för regionala skillnader i kvinnors dödsrisker. Men trots dessa starka samband vid en viss tidpunkt är det inte självklart att förändringar av hälsans bestämningsfaktorer får tydligt genomslag i förändrade dödsrisker bland fattiga inom en kommun. Istället visar vår analys att underliggande skillnader mellan kommuner förklarar en stor del av variationen i dödsrisker över tid. För att undersöka hur hälsans bestämningsfaktorer kausalt påverkar dödsriskerna bland fattiga fordras istället att man kan isolera exogena förändringar i tex inkomster, utbildning och ojämlikhet och studera effekter av dessa på dödsrisker.

6 Slutsatser och diskussion

Syftet med denna rapport har varit att bidra med fördjupad kunskap om:

- i) hur ojämlikheten i dödsrisker har utvecklats över tiden,
- ii) hur de regionala skillnaderna ser ut och vilka faktorer på kommunnivå som bidrar till att förklara skillnaderna i dödsrisker mellan kommuner.

Låt oss sammanfatta och diskutera resultaten utifrån dessa två frågeställningar. För det första, ojämlikheten i dödsrisker är betydligt större bland män än bland kvinnor. Detta beror framförallt på könsskillnader längst ned i inkomst- och utbildningsfördelningen. Fattiga och lågutbildade män har betydligt högre dödsrisker än kvinnor med motsvarande social status. Sambandet mellan dödlighet och disponibel inkomst är särskilt starkt för låga inkomster, mer så än sambandet mellan dödlighet och utbildningsnivå för låga utbildningsnivåer. Detta kan sannolikt förklaras av att dålig hälsa också är ett skäl till att personer är fattiga, medan det omvända sambandet mellan utbildning och hälsa inte är lika starkt.

Med undantag för kvinnor med de lägsta inkomsterna har dödsrisken minskat över hela fördelningen sedan mitten av 1990-talet.

En första viktig slutsats av vår analys är att den sociala ojämlikheten i dödsrisker har ökat bland kvinnor oavsett hur vi mäter utvecklingen, medan ökningen inte är lika entydig för män. Bland kvinnor har ojämlikheten ökat med i storleksordningen 30 till 36 procent om vi mäter över inkomstfördelningen och mellan 11 och 35 procent om vi mäter över utbildningsfördelningen. För män har ojämlikheten över inkomst-fördelningen inte ökat, medan den ökat eller varit oförändrad över utbildningsfördelningen, beroende på hur vi mäter. Däremot, återigen, har ojämlikheten över inkomstfördelningen varit hög bland män, och högre än bland kvinnor, över hela mätperioden.

När vi studerar utvecklingen i olika ålderskategorier ser vi att den ökade ojämlikheten bland kvinnor över inkomstfördelningen återfinns i alla åldrar, om än inte signifikant för 50–54-åringar. Ojämlikheten över utbildningsfördelningen har ökat signifikant endast bland äldre kvinnor (55–60-åringar). En möjlig förklaring till den ökade ojämlikheten i kvinnors dödlighet över inkomstfördelningen i alla åldersgrupper, som ju inte återfinns på samma sätt när vi studerar utbildningsfördelningen, skulle kunna ha att göra med kvinnors ökande förvärvsinkomster och att kvinnors disponibla inkomster, över tid, till större del påverkas av kvinnors egna inkomster. Detta medför att kvinnors dåliga hälsa, över tid, får större genomslag på den disponibla inkomsten och kan göra att sambandet mellan disponibel inkomst och dödsrisker blir starkare. Bland männen har ojämlikhet i dödsrisker entydigt ökat bland 30–34-åringar. Detta är oroväckande om det också ska ses som ett utslag av generellt ökad ojämlikhet i mäns hälsa i yngre kohorter. Eftersom dödsriskerna i denna åldersgrupp är så pass låga, slår de dock inte igenom i en generell ökning när vi mäter för män i åldrarna 30–60 år eftersom resultaten spretar i övriga åldrar. Vi har inte redovisat resultat för hur invandring påverkar slutsatserna av de gjorda analyserna. I de känslighetsanalyser vi genomfört återfinns dock samma resultat om vi endast studerar den del av befolkningen som är född i Norden. De slutsatser vi drar drivs alltså inte av ökad invandring.

En andra viktig slutsats av analysen är att val av mått på social status och mätmetod när det gäller ojämlikhet påverkar slutsatserna. Att inkomst och utbildning som grund för social grupptillhörighet ger olika resultat är känt och väl genomlyst i tidigare litteratur.²⁹ Utbildning och inkomst återspeglar delvis olika aspekter av socioekonomisk status, och därmed skiljer sig också dessa faktorerers samband med individens hälsa åt. En central skillnad är att medan individens utbildningsnivå sällan förändras efter ungdomsåren, gör inkomstnivån det betydligt oftare. En anledning till variation i inkomster kan just vara individens hälsa, vilket i sin tur gör att sambandet mellan inkomst och hälsa

²⁹ Se t ex Geyer et al (2006); Torssander & Erikson (2010).

tydligare än det mellan utbildning och hälsa går åt båda håll – inkomst påverkar hälsa och vice versa. Inkomstgradienten i dödlighet kan därför öka till exempel när samhällets skyddsnät vid sjukdom förändras och ohälsa därmed får större betydelse för en persons disponibla inkomst, utan att det kausala sambandet mellan inkomster och hälsa har blivit starkare. Vår analys visar också att en jämförelse av dödsrisker bland grundskole- och universitetsutbildade ger en bild av att ojämlikheten ökat mer än mått baserade på kvintilgrupper i utbildningsfördelningen. Detta hänger samman med den strukturella förändring i befolkningens genomsnittliga utbildningsnivå som Sverige bevittnat de senaste decennierna och som diskuteras i Bilaga 1 och i avsnitt 3. Den till synes kraftigt ökade ojämlikheten mellan utbildningskategorier återspeglar till viss del en sortering av relativt starka och friska individer in i högre utbildning, snarare än en faktisk försämring i hälsa bland jämförbara individer över tid. Sammansättningsförändringar utgör därför en allvarlig utmaning om man vill mäta ojämlikhet i dödsrisker eller hälsa, mer generellt, genom att jämföra utbildningskategorier.

Detta får oss att landa i en tredje slutsats nämligen att *en rättvisande beskrivning av hälsans socioekonomiska ojämlikhet bör bygga på andra mått än mått som utgår från fasta utbildningskategorier*. Uppföljningen av hälsans ojämlikhet i hela befolkningen bör bygga på jämförelser av över tid jämförbara grupper, och för det syftet är det mer ändamålsenligt att följa fasta andelar av befolkningen – i vår analys kvintilgrupper – än grupper som över tiden ändrar sin storlek och sammansättning med avseende på hälsans viktiga bestämningsfaktorer. Exakt hur man delar upp utbildningsfördelningen i kvintilgrupper är inte självklart och det framgår av vår analys att de val vi gjort också leder till delvis olika slutsatser.

För att besvara den andra frågeställningen i rapportens inledning, nämligen den om vilka faktorer som ligger bakom skillnader i dödlighet, gör vi i rapporten en analys på kommunnivå. I Sverige, liksom i USA, varierar ojämlikheten – mätt som skillnad i dödlighet mellan den socioekonomiskt svagaste och den starkaste gruppen – märkbart mellan olika delar av landet. Framförallt handlar det om att dödligheten bland fattiga och lågutbildade varierar. – de rikaste eller de med högst utbildning har betydligt mer likartad dödlighet oavsett var de bor. Precis som i USA ser det ut som att dödsrisker för fattiga kvinnor och män och lågutbildade kvinnor är lägre på platser med högre välstånd, utbildning och mer positiva livsstilsfaktorer. Mönstren för lågutbildade män är lite svårare att tyda. Av den kommunala variationen i dödsrisker bland fattiga och lågt utbildade kan nästan 40 procent för kvinnor och mellan 55 och 63 procent för män förklaras av kommunala skillnader i demografi, utbildning, ekonomi och arbetsmarknad,

folkhälsopolitik, vårdtillgång och livsstilsfaktorer. Däremot kunde vi i analysen av förändringar över tid konstatera att förändringar i demografiska och ekonomiska förhållanden bidrar relativt lite till att förklara utvecklingen i dödsrisker bland fattiga och lågt utbildade över tid och det finns få statistiskt signifikanta samband och att de ibland inte ens går i förväntad riktning. För att förstå hur politik kan minska dödsrisker bland fattiga och lågutbildade och därmed minska ojämlikhet i hälsa behövs därför en djupare analys av vad som driver dels individuella skillnader i dödsrisker, dels regionala skillnaderna i dödsrisker, även om det kan vara lockande att dra slutsatsen att politik som minskar arbetslösheten, förbättrar tillgänglighet till vård, minskar rökningen och fetman och ökar den fysiska aktiviteten bland kommuninvånarna skulle kunna bidra till att minska dödligheten bland de fattigaste och lägst utbildade.

I vår analys finner vi ett antal intressanta övergripande mönster. Den kommunala variationen i ojämlikhet i dödsrisker är stor, framförallt bland män och beror till stor del på att variationen i dödsrisker bland lågt utbildade och personer med låg inkomst är stor. Det är dock svårt att skönja tydliga geografiska mönster även om viss antydning finns för en särskilt positiv utveckling i minskad dödlighet bland män i Norrlands inland.

Vi studerar därför hur mönstret ser ut och har förändrats över hela fördelningen av kommuner och i olika kommuntyper. Vi konstaterar att storstadsområdena hade högre dödlighet framförallt bland personer med låg inkomst och utbildning i mitten på 1990-talet, men att denna skillnad har minskat över tid så att skillnaderna i dödlighet är små mellan olika kommuntyper idag. Män med låg utbildning har visserligen fortfarande högre dödlighet i storstadsområdena, men när det gäller skillnader över inkomstfördelningen sticker storstäderna inte ut. Generellt sett har de regionala skillnaderna i dödlighet bland fattiga och lågutbildade minskat och det spelar alltså mindre roll var man bor idag än tidigare. Detta medför att de regionala skillnaderna i ojämlikhet också har minskat.

Ytterligare en viktig slutsats vi kan dra är att trots att ojämlikheten i hälsa i landet som helhet ser ut att ha ökat bland framförallt kvinnor och unga män finns det *inte några tecken på att Sverige, geografiskt, dras isär i termer av ojämlik hälsa. Snarare har skillnaderna totalt sett minskat något. Samtidigt finns en oroande utveckling i vissa kommuner där dödsriskerna bland de fattigaste och lägst utbildade faktiskt har ökat. Det faktum att dödsrisker bland fattiga och lågutbildade fortfarande skiljer sig mellan kommuner, allt annat lika, vittnar dessutom om att det finns en outnyttjad potential att minska dessa risker på flera håll i Sverige.* Exakt hur detta kan göras kan dock denna studie inte svara på utan mer forskning behövs.

Referenser

- Bengtsson, N, P-A Edin och B Holmlund, (2014) Löner, sysselsättning och inkomster – ökar klyftorna i Sverige?, Rapport till Finanspolitiska rådet 2014/1.
- Brewer, M., B. Etheridge och C. O’Dea, (2017) ”Why are households that report the lowest incomes so well-off?” *Economic Journal*, 127(605) F24-F49.
- Bukodi, E, R Erikson, J H Goldthorpe (2014) The effects of social origins and cognitive ability on educational attainment, *Acta Sociologica* 57(4) 293 – 310.
- Case, A. och A. Deaton (2015) “Rising midlife morbidity and mortality, US whites” *Proceedings of the National Academy of Sciences* 112 (49) 15078-15083; DOI: 10.1073/pnas.1518393112
- Chetty, R. M. Stepner, S. Abraham, S. Lin, B. Scuderi, N. Turner, A. Bergeron, och D. Cutler (2016) The Association Between Income and Life Expectancy in the United States, 2001-2014, *Journal of the American Medical Association*, April 26, 2016, Vol 315, No. 16.
- Currie, J. och H. Schwandt (2016a) Mortality Inequality: The Good News from a County-Level Approach, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 30, no. 2.
- Currie, J. och H. Schwandt (2016b). Inequality in Mortality Between Rich and Poor U.S. Counties Decreased Among the Young While Increasing for Older Adults, 1990-2010. *Science*, April 2016 DOI: 10.1126/science.aaf1437
- Erreygers, G. and van Ourti, T. (2011). Putting the cart before the horse. Comment on “The concentration index of a binary outcome revisited”. *Health Economics*, 20 (10)1161–1165.
- Frizell, J. (2016) ”Fattigdom, inkomst och jämlik hälsa” Underlagsrapport Kommissionen för Jämlik hälsa.
- Gerdtham, U. och G. Kjellsson (2011), ”Mätning och analys av ojämlikhet i hälsa – Om konsten att mäta något utan att veta vad och hur”, Underlagsrapport Malmökommissionen.
- Hartman, L. och A. Sjögren (2017) ”Hur ojämlikt är Sverige?” Underlagsrapport Kommissionen för jämlik hälsa.
- Hederos, K., M. Jäntti, L. Lindahl och J. Torssander (2017). Trends in Life Expectancy by Income and the Role of Specific Causes of Death. *Economica*, Januari 2017.

Holmlund, H., J. Häggblom, E. Lindahl, S. Martinson, A. Sjögren, U. Vikman och B. Öckert (2014), Decentralisering, skolval och fristående skolor: resultat och likvärdighet i svensk skola IFAU-rapport 2014:25.

Johansson, P., L. Laun och M. Palme (2017) "Health, Work Capacity, and Retirement in Sweden", in *Social Security Programs and Retirement around the World. The Capacity to Work at Older Ages*, The University of Chicago Press.

Kommissionen för jämlik hälsa (2016) Det handlar om jämlik hälsa – Utgångspunkter för Kommissionens vidare arbete, SOU 2016:55.

Kommissionen för jämlik hälsa (2017) För en god och jämlik hälsa – En utveckling av det folkhälsopolitiska ramverket, SOU 2017:4.

Kondo, N., Rostila, M. and Åberg Yngwe, M. (2014) Rising inequality in mortality among working-age men and women in Sweden: a national registry-based repeated cohort study. *Journal of Epidemiology and Community Health* 68(12);1145-1150.

Mackenbach JP (2012) "The persistence of health inequalities in modern welfare states: the explanation of a paradox" *Social Science and Medicine* 75(4):761-9.

Malmökommissionen (2013) Malmöns väg mot en hållbar framtid. Hälsa, välfärd och rättvisa, Redaktörer: Mikael Stigendal and Per-Olof Östergren. Malmö stad.

Mörk, E., A. Sjögren och H. Svaleryd (2014) Hellre Rik och Frisk, SNS.

O'Donnell, O., O'Neill, S., Van Ourti, T., & Walsh, B. (2016). conindex: Estimation of concentration indices. *The Stata Journal*, 16(1), 112–138.

SCB (2011) "Livslängden i Sverige 2001-2010", Demografiska rapporter 2011:2, SCB.

Sholnikov, V. M., E. M. Andreev, D. A. Jdanov, D. Jasilionis, Ø. Kravdal, D. Vågerö, T. Valkonen (2012) "Increasing absolute mortality disparities by education in Finland, Norway and Sweden, 1971-2000" *Journal of Epidemiology and Community Health*, 66, 372-378.

Torssander J och R Erikson (2010) "Stratification and Mortality – A Comparison of Education, Class, Status, and Income", *European Sociological Review* (4), 465-474.

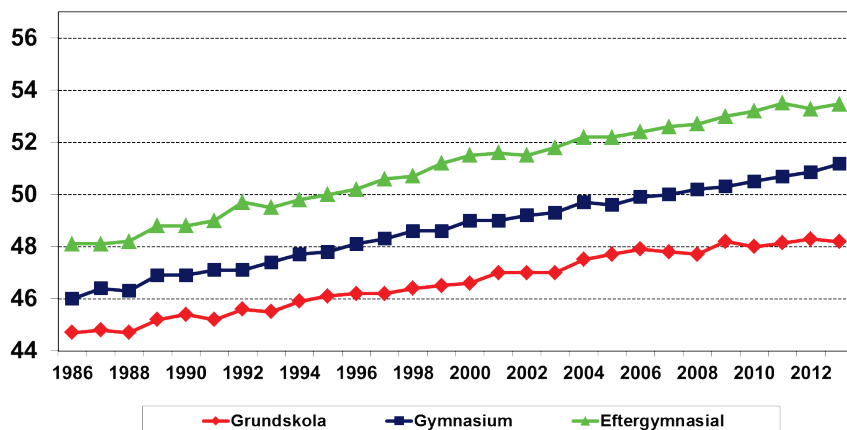
Von Greiff, Camilo, Anna Sjögren och Ing-Marie Wieselgren (2012), En god start – en ESO-rapport om tidigt stöd i skolan, ESO 2012:2.

- Öhman, M (2015) “Be smart, live long: the relationship between cognitive and non-cognitive abilities and mortality” IFAU WP 2015:21.
- Östergren, O., O. Lundberg, B. Artnik, M. Bopp, C.Borrell, R. Kalediene, M. Leinsalu, P. Martikainen, E. Regidor, M. Rodriguez-Sanz, R. de Gelder och J. Machenbach (2017). Educational expansion and inequalities in mortality – A fixed-effects analysis using longitudinal data from 18 European countries, PLoS ONE 12(8)., <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0182526>.

Bilaga 1

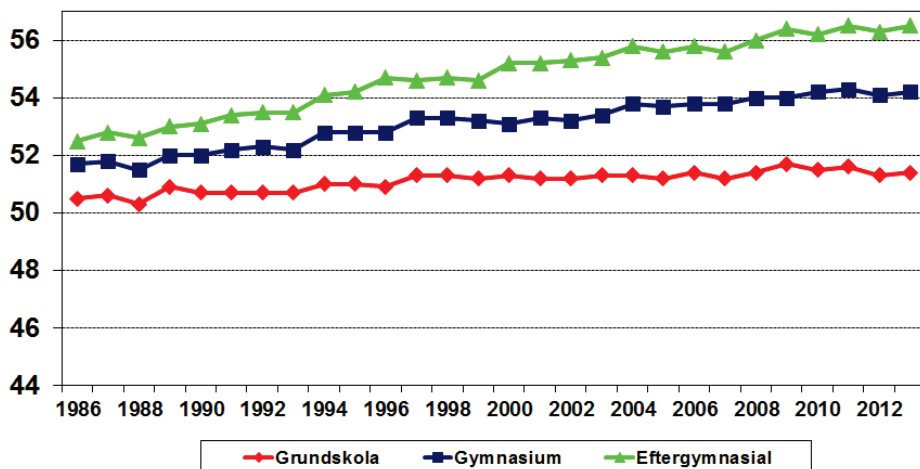
Förväntad livslängd

Figur A1 Förväntad livslängd för män vid 30 års ålder, 1986–2013



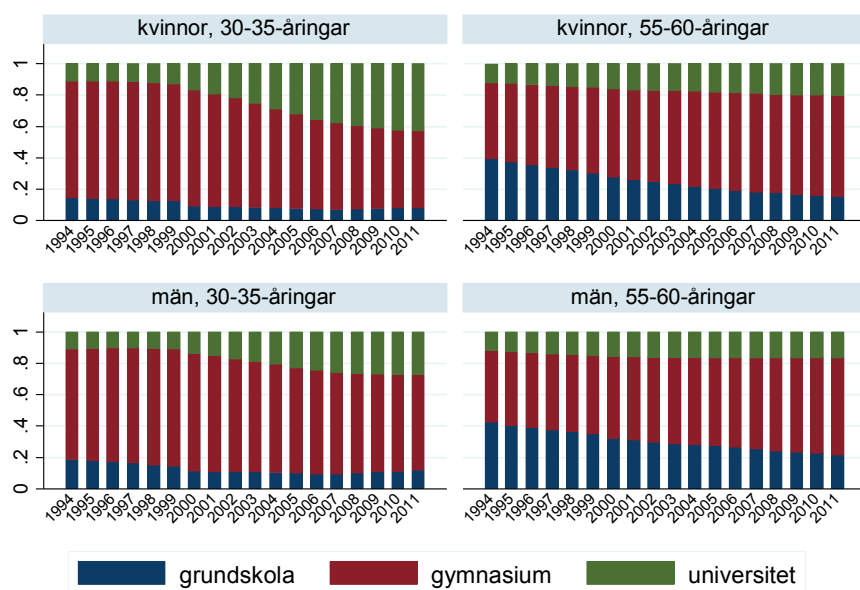
Källa: SCB

Figur A2 Förväntad livslängd för kvinnor vid 30 års ålder, 1986–2013



Källa: SCB

Figur A3 Den förändrade utbildningsfördelningen



Graphs by kon and kohort

Utbildningsexpansion och selektion

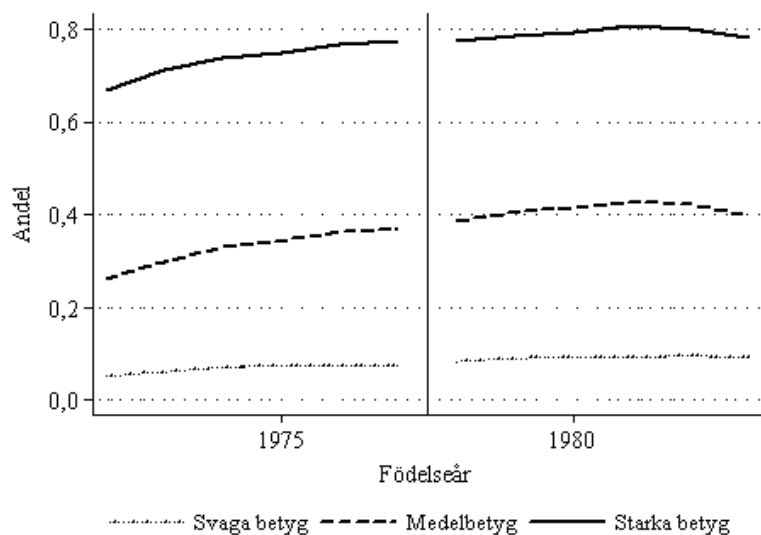
Empiriskt stöd för att det är individer med i genomsnitt sämre förmåga och sämre hälsoutsikter som i dag i större utsträckning än tidigare finns i gruppen med grundskoleutbildning finns bl.a. i Holmlund m.fl. (2014) och i Bengtsson m.fl. (2016). Figur A4 och Figur A5 nedan visar andelar som studerar vidare på högskolan respektive gymnasiet, uppdelat på grundskolebetyg. Figur A4 visar att högskoleexpansionen framförallt innebär att barn med höga grundskolebetyg går vidare till högre studier, medan barn med låga betyg uppvisar knappt någon förändring över tid.

Figur A5 visar att fram till kohorten födda 1976 ökade andelen barn med alla typer av betyg som gick vidare till gymnasiet (och läste minst två år). Särskilt tydlig var denna expansion bland barn med svaga betyg, om än skedde ökningen från låg nivå. Därefter har andelen minskat bland de med svagast betyg. Vidare visar bl.a. von Greiff m.fl. (2012) att det finns en stark korrelation mellan (o)hälsa och grundskolebetyg. Därmed är det rimligt att anta att betygss Selektion också innebär selektion på hälsa.

Givet att kognitiv förmåga är viktig för såväl betyg som för utbildningsval är det också möjligt att individer med grundskoleutbildning dessutom allt mer selekterade i termer av lägre kognitiv förmåga. Bengtsson m.fl. (2014) visar att genomsnittliga kognitiva och icke-kognitiva förmågor för män med förgymnasial, gymnasial och universitetsutbildning har sjunkit över tid när kohorterna födda 1951 till 1981 jämförs. Mönstret är förenligt förändrad sortering i samband med utbildningsexpansion, där personer i senare kohorter med en viss förmåga har högre benägenhet att gå vidare i utbildningssystemet jämfört med personer födda tidigare. Detta har tidigare diskuterats i Mackenbach (2012) som en möjlig förklaring till varför ojämlikhet i hälsa mellan olika utbildningsgrupper i de flesta länder inte har minskat över tiden. Bukodi, Erikson och Goldthorpe (2014) finner dock att den kognitiva förmågans roll för utbildningsval på marginalen är relativt konstant, något som inte nödvändigtvis är oförenligt med ovanstående mönster.

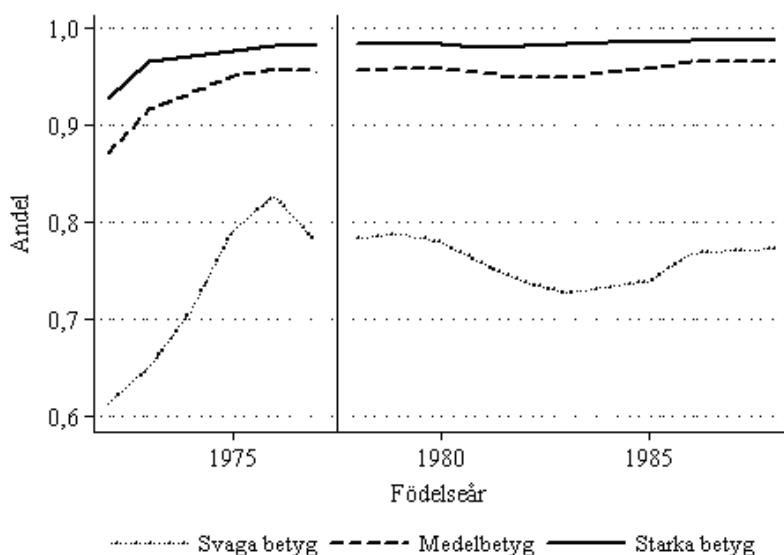
Det är dock inte självklart hur ökad sortering med avseende på förmågor slår igenom i hälsoskillnader. Öhman (2015) visar i en studie av dödlighet före 45-års ålder bland män att det finns ett starkt samband mellan förtida död och låg social och kognitiv förmåga, uppmätt vid mönstringen, framförallt bland personer med låg utbildning och inkomst, men att det inte finns något samband mellan förtida död och dessa förmågor bland personer som har någorlunda hög inkomst och utbildning. Studien visar också att sociala förmågor är mer avgörande för dödsrisker än kognitiva förmågor inom de grupper med låg utbildning och inkomst där sambanden finns.

Figur A4 Andel som läser på högskolan, uppdelat på grundskolebetyg



Källa: Holmlund m fl. (2014). Figuren visar andelen av en födelsekohort som registrerats på högskolan före 25 års ålder, för den tredjedelen av eleverna med de sämsta grundskolebetygen, tredjedelen med medelbetyg, samt tredjedelen med de bästa betygen. Den lodräta linjen anger införandet av det mål- och kunskapsrelaterade betygssystemet på gymnasiet.

Figur A5 Andel av en årskull som studerat minst två år på gymnasiet, uppdelat på grundskolebetyg



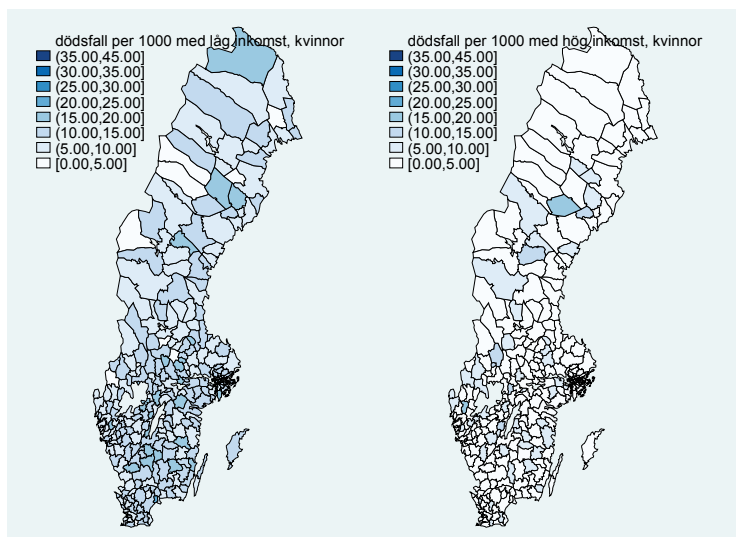
Källa: Holmlund m fl. (2014). Figuren visar andelen av en födelsekohort som läst minst två år på gymnasiet, för den tredjedelen av eleverna med de sämsta grundskolebetygen, tredjedelen med medelbetyg, samt tredjedelen med de bästa betygen. Elever antas ha genomgått minst två års gymnasiestudier om de erhållit slutbetyg från minst en 2-årig gymnasieutbildning, eller har varit registrerade på det tredje gymnasieåret. Den lodräta linjen anger införandet av det mål- och kunskapsrelaterade betygssystemet på gymnasiet.

Bilaga 2

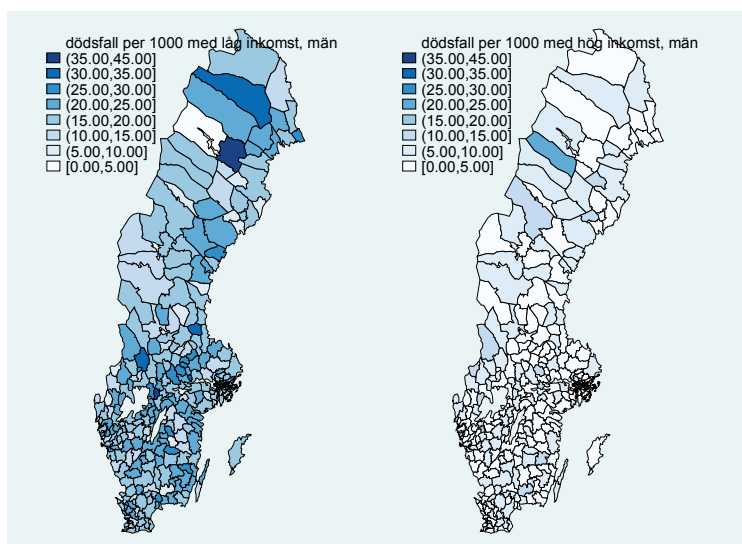
Kartor över kommunal variation i dödsrisker och skillnader i dödsrisker i olika delar av utbildningsfördelningen.

Figur A6 Dödsrisker för personer med låg (K1) respektive hög inkomst (K5) 2007-2011

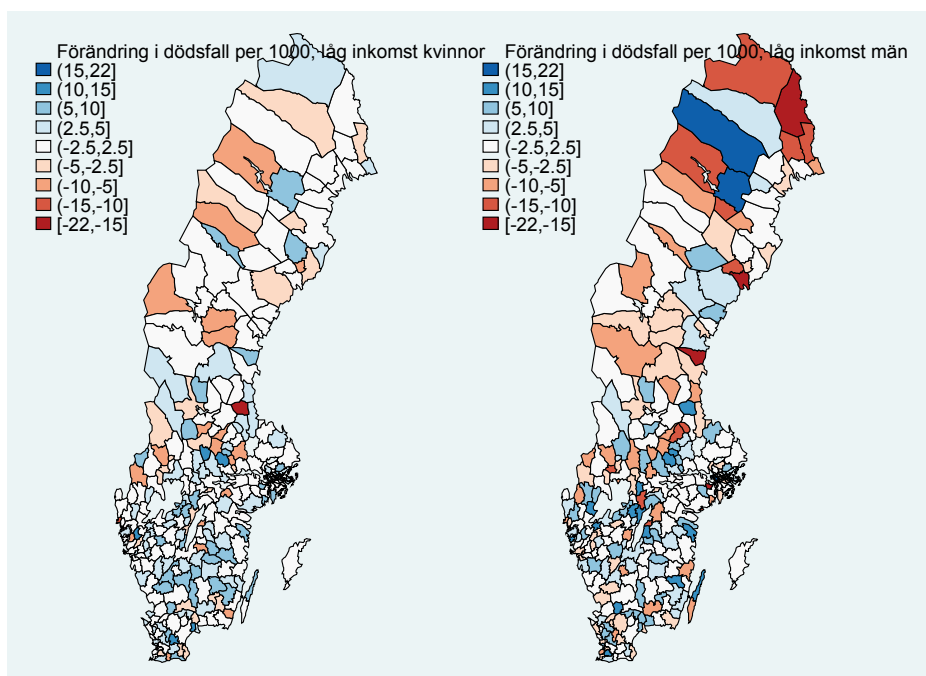
Kvinnor



Män



Figur A7 Förändring i dödsrisk per 1000 personer med låg inkomst mellan 1994–1998 och 2007–2011



Bilaga 3

Lista över kommunvariabler

Folkhälsopolitikens genomslag. Genomslag i kommunen för den nationella folkhälsopolitiken. Genomsnitt av standardiserat svarsvärde på frågorna 1) I vilken utsträckning har den nationella folkhälsopolitiken underlättat att bedriva folkhälsoarbete i din kommun? 2) I vilken utsträckning används det övergripande nationella målet för folkhälsopolitiken i planeringen av din kommuns folkhälsoarbete? 3) I vilken utsträckning används folkhälsopolitikens 11 målområden i planeringen av din kommuns folkhälsoarbete? 4) I vilken utsträckning används det övergripande nationella målet för folkhälsopolitiken i uppföljningen av din kommuns folkhälsoarbete? 5) I vilken utsträckning används folkhälsopolitikens 11 målområden i uppföljningen av din kommuns folkhälsoarbete? Källa: Kommissionen för jämlik hälsa.

Jämlik hälsa. Betydelsen av jämlikhet i kommunens arbete med folkhälsa. Genomsnitt av standardiserat svarsvärde på frågorna 1) I vilken utsträckning är jämlik hälsa ett mål eller en prioriterad fråga i din kommun? 2) Har några särskilda strategiska satsningar på övergripande eller policynivå gjorts i din kommun med fokus på jämlik hälsa? Källa: Kommissionen för jämlik hälsa.

Uppföljning. I vilken utsträckning arbetar kommunen med uppföljning av hälsa. Genomsnitt av standardiserat svarsvärde på frågorna 1) I vilken utsträckning följs folkhälsoläget och folkhälsans bestämningsfaktorer upp på ett samlat sätt med indikatorer i din kommun? 2) I vilken utsträckning kan de indikatorer ni använder för att följa upp folkhälsoläget och folkhälsans bestämningsfaktorer brytas ner (t.ex. efter kön, socioekonomiska faktorer, ålder, geografi, utländsk bakgrund, funktionsnedsättning) för att belysa ojämlikhet i hälsa? Källa: Kommissionen för jämlik hälsa.

Tvärsektoriellt folkhälsoarbete. Standardiserat svarsvärde på frågan i vilken utsträckning arbetar ni på ett tvärsektoriellt sätt med folkhälsofrågor i din kommun? Källa: Kommissionen för jämlik hälsa.

Delaktighet. Andel (%) av maxpoäng. Indexet visar en samlad bild av hur väl kommunen möjliggör för medborgarna att delta i kommunens utveckling. Poängen baseras på 18 frågor om möjligheterna till medborgardelaktighet i kommunen. Frågorna ändrades år 2014 och är därmed inte jämförbara med tidigare år. Källa: KOLADA baserad på egen undersökning i kommunen.

Avsaknad av tillit. Invånare 16–84 år med avsaknad av tillit till andra, andel (%) (U01413). Resultatet baseras på data från de fyra befolkningsenkäterna Hälsa på lika villkor (Statens folkhälsoinstitut) år T-3 till år T, Liv & hälsa år T,

Folkhälsa i Skåne år T samt Hälsoenkät Stockholms län frågan; Tycker du att man i allmänhet kan lita på de flesta människor? Källa: KOLADA.

Vårdkontakter. Standardiserat värde för åren 2012–2014 för andel av befolkningen 16–84 som under de senaste tre månaderna pga. egna besvär eller sjukdom besökt eller besökts av någon av följande? a) Läkare på sjukhus, b) Läkare på vårdcentral, privat-, företagsläkare o.dyl., c) Distriktssköterska, d) Ungdomsmottagning, e) Kurator, f) Psykolog, g) Sjukgymnast, h) Naprapat, kiropraktor, homeopat o.dyl., i) Varit inlagd på sjukhus. Källa: Nationella folkhälsoenkäten, Folkhälsomyndigheten.

Läkare per 1000. Värde från år 2011 på landstingsnivå, Källa: SKL.

Närhet till vård. Andel med högst 5 minuter till en vårdcentral inom landsting. Källa: Tillväxtanalys (Regiondata.com).

Fetma. Invånare 16–84 år med fetma, andel (%) BMI beräknas enligt: vikt (i kg) dividerat med längd (m²) i kvadrat. Extremvärden exkluderas i beräkningen så att en person måste vara mellan 101 och 249 cm samt väga mellan 30 och 200 kg för att ingå. Antal som beräknats ha ett BMI 30 eller högre enligt ovan dividerat med antal som besvarat frågan. Avser år T-3 till T. För kommuner används tilläggsurval vilka förekommer oregelbundet, därför viktas andelarna efter antal svar per år. Källa: Folkhälsomyndigheten, Hälsa på lika villkor (HLV). KOLADA.

Riskbruk alkohol. Invånare 16–84 år med riskabla alkoholvanor kommun, andel (%). Ett summaindex beräknas utifrån de tre första frågorna om alkoholkonsumtion: "Hur ofta har du druckit ...", "Hur många 'glas' ...", "Hur ofta [...] sex 'glas' ...". Se enkätformulär för detaljer. Första och tredje frågan får poängen 4, 3, 2, 1, 0 och den andra frågan får 0, 1, 2, 3, 4 och svarsalternativet vet inte räknas som internbortfall. Poängen från de tre frågorna summeras så att bortfall på en av frågorna inte betyder att det blir bortfall för summaindexet. Indexet kan anta värdet 0–12. Män med en summa på 6–12 poäng räknas som riskkonsumenter av alkohol. Motsvarande gräns för kvinnor är 5–12 poäng. Uppgiften avser år T-2 till år T. Källa: Folkhälsomyndigheten, Hälsa på lika villkor (HLV). KOLADA.

Rökning. Invånare 16–84 år som röker dagligen, andel (%). Resultaten är hämtade från enkäterna Hälsa på lika villkor (Statens folkhälsoinstitut) år T-2 till år T, Liv & hälsa år T, Folkhälsa i Skåne år T samt Hälsoenkät Stockholms län år T-2 och frågan; Röker du dagligen?

Fysiskt aktiva. Invånare 16–84 år som är fysiskt aktiva minst 30 min/dag, andel (%) Data som beskriver fysisk aktivitet är hämtade från enkäterna Hälsa på lika villkor (Statens folkhälsoinstitut) år T-2 till år T samt Liv & hälsa år T.

Indikatorn är en kombination av två frågor som tillsammans speglar 30 minuters fysisk aktivitet om dagen.

Tobak gravida. Kvinnor som röker eller snusar vid graviditetsvecka 8–12, andel (%). I beräkningarna har korrigeringar gjorts för skillnader i befolkningens åldersstruktur mellan olika landsting. Den geografiska fördelningen har gjorts utifrån kvinnornas hemkommun. Antal gravida kvinnor som rökte och/eller snusade vid graviditetsvecka 8–12 dividerat med samtliga gravida kvinnor som har information om tobaksvanor. Avser ett medelvärde av år T-2 till T. Källa: Medicinska födelseregistret, Socialstyrelsen, KOLADA.

Tabell A1 Beskrivande statistik kommunvariabler

variabel	medelvärde	Standard avvikelse	min	max	Antal kommuner
Befolkning (1000- tal)	12,24	24,80	0,79	332,70	290
Andel män	0,51	0,01	0,48	0,55	290
Andel unga	0,48	0,04	0,36	0,60	290
Andel utomnordiska	0,07	0,05	0,01	0,40	290
Storstad	0,14	0,35	0,00	1,00	290
Andels rika	0,15	0,08	0,05	0,65	290
Andel fattiga	0,20	0,05	0,08	0,34	290
Andel högutbildade	0,14	0,07	0,06	0,54	290
Andel lågutbildade	0,23	0,05	0,05	0,36	290
Disponibel inkomst	2512,12	330,63	2105,95	5912,06	290
Inkomsspridning 9010kvot	2,57	0,28	2,14	4,60	290
Arbetslöshet 0711	4,24	1,06	1,63	7,15	289
Vårdkontakter	53,91	2,87	47,00	61,67	225
Läkare per1000	2,89	0,43	2,35	4,15	285
Närhet till vård%	74,74	7,46	57,40	92,90	285
Saknar tillit %	26,24	5,45	13,60	46,60	223
Fetma %	14,52	3,18	6,90	23,50	234
Riskbruk alkohol %	15,33	2,68	9,82	26,10	235
Rökare %	13,44	2,54	6,70	21,30	235
Fysiskt aktiva %	64,03	2,98	54,70	71,50	223
Tobak bland gravida %	10,35	4,00	0,95	43,71	270

Bilaga 4

Dödsrisker och ojämlikhet i landets kommuner

Tabell A2 Kommunerna med högst och lägst dödsrisk bland kvinnor

Dödsrisk per 1000 för kvinnor med disponibel inkomst i lägsta kvintilgruppen 2007–2011.							
Kommuner med lägst dödsrisk				Kommuner med högst dödsrisk			
		Dödsrisk K1	Dödsrisk skillnad K5-K1			Dödsrisk K1	Dödsrisk skillnad K5-K1
1	Gagnef	3	3	1	Bromölla	20,38	18,65
2	Åre	3,49	-0,56	2	Ljusnarsberg	19,63	19,63
3	Storuman	3,67	1,15	3	Laxå	19,52	16,02
4	Årjäng	3,75	-3,47	4	Skinnskatteberg	19,39	19,39
5	Skurup	3,96	-2,29	5	Öckerö	19,34	14,98
6	Vilhelmina	4,09	4,09	6	Lilla Edet	19,03	16,26
7	Lidingö	4,27	1,94	7	Sävsjö	18,34	16,03
8	Munkfors	4,35	-6,72	8	Kiruna	17,79	14,46
9	Smedjebacken	4,56	2,59	9	Hammarö	17,7	14,16
10	Norsjö	4,72	-3,59	10	Lycksele	17,31	17,31
Dödsrisk per 1000 för kvinnor med utbildning i lägsta kvintilgruppen 2007–2011.							
Kommuner med lägst dödsrisk				Kommuner med högst dödsrisk			
		Dödsrisk K1	Dödsrisk skillnad K5-K1			Dödsrisk K1	Dödsrisk skillnad K5-K1
1	Storuman	0,66	-6,56	1	Åsele	17,14	14,97
2	Nykvarn	1,58	0,16	2	Hofors	16,33	16,33
3	Åre	2,59	-0,63	3	Torsås	15,94	15,94
4	Kinda	2,62	2,02	4	Sävsjö	14,62	14,62
5	Båstad	2,81	-1,75	5	Lilla Edet	14,27	12,21
6	Gällivare	3,19	2,66	6	Vindeln	14,27	11,57
7	Perstorp	3,48	-3,77	7	Grästorp	14,06	6,23
8	Danderyd	3,55	0,86	8	Habo	13,95	11,42
9	Åtvidaberg	4,04	-5,9	9	Sorsele	13,6	13,6
10	Malå	4,08	4,08	10	Surahammar	13,43	8,5

Tabell A3 Kommunerna med högst och lägst dödsrisk bland män

Dödsrisk per 1000 för män med disponibel inkomst i lägsta kvintilgruppen 2007–2011.						
Kommuner med lägst dödsrisk				Kommuner med högst dödsrisk		
		Dödsrisk K1	Dödsrisk skillnad K5-K1		Dödsrisk K1	Dödsrisk skillnad K5-K1
1	Arjeplog	3,2	-2,08	1	Degerfors	37,07
2	Sotenäs	7,56	-1,11	2	Arvidsjaur	35,46
3	Dals-Ed	7,77	7,77	3	Hagfors	31,73
4	Norsjö	7,91	-5,64	4	Ockelbo	31,27
5	Nordmaling	7,97	3,66	5	Gällivare	31,25
6	Ydre	8,09	4,77	6	Hallstahammar	30,07
7	Bjurholm	8,21	-1,92	7	Högsby	29,07
8	Eda	8,64	-5,42	8	Haparanda	28,51
9	Tingsryd	8,92	-2,14	9	Fagersta	28,48
10	Ovanåker	8,92	8,11	10	Kramfors	27,93

Dödsrisk per 1000 för män med utbildning i lägsta kvintilgruppen 2007–2011.

Kommuner med lägst dödsrisk				Kommuner med högst dödsrisk		
		Dödsrisk K1	Dödsrisk skillnad K5-K1		Dödsrisk K1	Dödsrisk skillnad K5-K1
1	Berg	2,42	-21,65	1	Hagfors	32,94
2	Bollebygd	4,24	-2,05	2	Haparanda	22,62
3	Färgelanda	4,27	4,27	3	Solna	21,78
4	Laxå	4,36	4,36	4	Åmål	21,35
5	Dorotea	4,5	4,5	5	Älvdalen	19,87
6	Gagnef	4,63	0,76	6	Ockelbo	19,7
7	Arjeplog	4,76	-4,96	7	Fagersta	19,41
8	Robertsfors	5	1,9	8	Degerfors	19,2
9	Eda	5,08	-2,58	9	Arboga	19,06
10	Pajala	5,62	-14,65	10	Lindesberg	18,81

Institutet för arbetsmarknads- och utbildningspolitisk utvärdering (IFAU) är ett forskningsinstitut under Arbetsmarknadsdepartementet med placering i Uppsala.

IFAU ska främja, stödja och genom forskning genomföra uppföljningar och utvärderingar. Uppdraget omfattar effekter av arbetsmarknads- och utbildningspolitik, arbetsmarknadens funktionssätt och arbetsmarknadseffekter av socialförsäkringen.

I rapportserien presenteras såväl IFAU:s forskning som resultat av samarbeten med andra nationella och internationella forskningsorganisationer.

IFAU delar årligen ut bidrag till olika forskningsprojekt, vars resultat publiceras i rapportserien.

Rapporterna kan vara fristående eller publiceras tillsammans med ett Working paper.

Alla IFAU:s publikationer finns på www.ifau.se