

Anu Molarius, fil dr, epidemiolog, Centrum för folkhälsoforskning, Karlstads universitet

Staffan Janson, docent, hälsovårdsöverläkare, Landstinget i Värmland, Karlstad

Regionala skillnader i medellivslängd i Sverige

Livslängden kortast i industriområden för kvinnor och i storstäder för män

II Medellivslängden har fortsatt att öka i Sverige under de senaste decennierna. Hos män ökade medellivslängden från 72,1 till 76,2 år och hos kvinnor från 77,6 till 81,4 år från perioden 1971–1975 till perioden 1993–1997 [1]. En av de största anledningarna till den ökade medellivslängden anses vara den minskande dödligheten i hjärt-kärlsjukdomar [2]. Det finns dock stora skillnader mellan olika områden i landet, där flera län i norra Sverige sedan flera årtionden i genomsnitt haft en kortare medellivslängd än ett antal län i sydvästra Sverige [1]. Värmland har varit bland de län som haft den kortaste medellivslängden i riket under denna period.

Regionala skillnader i medellivslängd kan förklaras av skillnader i hälsa som i sin tur påverkas av bland annat socioekonomiska förutsättningar, arbetsmarknadens struktur, flyttningsmönstren, levnadsvanor och livsvillkor [2–5]. Vi ville därför studera vilka demografiska, socioekonomiska, livsstilsrelaterade och arbetsrelaterade faktorer som har samband med regionala skillnader i medellivslängd hos män och kvinnor i Sverige. Dessutom ville vi utreda vilka sjukdomar som mest tycks påverka de regionala mönstren i medellivslängden. För detta användes en allmän tillgänglig databas. Det var också vår avsikt att undersöka om och hur den här typen av aggregerade data kan användas vid analys av potentiella förklaringsgrunder till regionala skillnader i medellivslängd.

II Metoder

Vi använde databasen »Hur mår Sverige?« (version 4.3, 1999), som ägs av Epidemiologiskt centrum vid Socialstyrelsen men är fritt tillgänglig för allmänheten. Vi undersökte i databasen befintliga demografiska, socioekonomiska, livsstilsrelaterade och arbetsrelaterade faktorer. Baserat på tidigare kunskaper [2–5] kan dessa förväntas ha samband med regionala skillnader i medellivslängd hos män och kvinnor. Demografiska och socioekonomiska variabler kommer från olika offentliga nationella register. Andel ensamstående män och kvinnor, andel ensamstående med barn och andel arbetare (SEI-kod 11–12 och 21–22) kommer från folk- och bostadsräkningen (FoB) som genomfördes 1990. Alkohol-försäljning rapporteras av Systembolaget, och andel daglig-

SAMMANFATTAT

Det är stora skillnader i medellivslängd mellan Sveriges län. Bland kvinnor var medellivslängden 1992–1996 kortast (79,9 år) i Värmland och längst (81,8 år) i Halland. Bland män var medellivslängden kortast (74,5 år) i Malmö och längst i Kronobergs län (77,4 år).

Livsstilsrelaterade faktorer (alkohol och rökning) hade samband med regionala skillnader i medellivslängd hos män, medan arbetsrelaterade faktorer (andel med tungt och enformigt arbete) hade samband med medellivslängden hos kvinnor.

Den längsta medellivslängden hos både män och kvinnor fanns inom områden med relativt höga socioekonomiska förhållanden.

Kortast var medellivslängden hos kvinnor i traditionella industriområden, där hjärt-kärlsjukdomar dominerar sjukdomspanoramat, medan medellivslängden bland män var kortast i storstadsområden, där självmord och alkoholrelaterade sjukdomar är viktigare för den förtida dödligheten än hjärt-kärlsjukdomar.

rökare kommer från SCBs undersökning av levnadsförhållanden (ULF). Arbetsrelaterade variabler avser år 1993 och kommer från SCBs arbetsmiljöundersökning, som är baserad på ett representativt urval av över 10 000 sysselsatta personer i landet. Övriga variabler avser år 1994 om inte annat angetts.

Ekologiska bivariata korrelationer (Pearson, tvåsidig) mellan variabler och medellivslängd beräknades för 24 landsting och två landstingsfria kommuner (Göteborg och Malmö). Medellivslängd bland män och kvinnor är medelvärden för åren 1992–1996. Vi beräknade korrelationen även mellan olika sjukdomsspecifika dödligheter (1992–1996) och medellivslängd. Dödlighetsdata i »Hur mår Sverige?« är baserade på dödsorsaksregister och direkt ålders-

Tabell I. Återstående medellivslängd i 24 landsting och två landstingsfria kommuner (Göteborg och Malmö) hos män och kvinnor 1992–1996 samt förändring i medellivslängden mellan 1982–1986 och 1992–1996.

Kvinnor	1992–96	Förändring	Män	1992–96	Förändring
Halland	81,83	1,33	Kronoberg	77,37	2,37
Bohuslandstinget	81,51	1,41	Halland	76,98	1,78
Kronoberg	81,41	0,61	Uppsala	76,97	2,27
Uppsala	81,36	1,06	Bohuslandstinget	76,94	2,34
Kristianstad	81,35	0,55	Älvsborg	76,59	2,19
Malmöhus	81,26	0,66	Skaraborg	76,46	1,66
Älvsborg	81,22	1,22	Jönköping	76,38	1,78
Skaraborg	81,09	0,99	Kristianstad	76,30	1,60
Jönköping	81,08	0,68	Kalmar	76,16	2,36
Blekinge	81,06	1,06	Malmöhus	76,15	1,65
Kalmar	80,95	1,35	Örebro	76,05	2,05
Stockholm	80,85	1,15	Östergötland	76,00	1,90
Gotland	80,84	0,64	Blekinge	75,88	1,78
Östergötland	80,77	1,07	Västerbotten	75,84	2,44
Södermanland	80,66	1,46	Västmanland	75,72	1,92
Västmanland	80,64	1,14	Västernorrland	75,69	2,29
Jämtland	80,47	1,37	Dalarna	75,56	2,16
Norrbottn	80,42	1,32	Stockholm	75,48	2,28
Göteborg	80,42	0,92	Södermanland	75,48	1,68
Västernorrland	80,34	1,34	Jämtland	75,41	2,11
Dalarna	80,32	1,22	Värmland	75,29	2,29
Malmö	80,32	0,12	Gävleborg	75,14	2,24
Örebro	80,28	0,78	Norrbottn	75,13	2,53
Västerbotten	80,25	1,65	Gotland	75,03	0,53
Gävleborg	80,03	0,93	Göteborg	74,90	2,60
Värmland	79,93	1,03	Malmö	74,45	1,75
Riket	80,80	1,10	Riket	75,84	2,14

standardiserade med 1970 års befolkning som standardpopulation.

Eftersom databasen innehöll ett stort antal variabler som ofta har samband med varandra, och antalet områden (observationsenheter) var bara 26, kunde data inte analyseras med hjälp av multivariata regressionsmodeller. I stället analyserades data med hjälp av faktoranalys (principal komponentanalys), för att ta fram vilka variabler som samvarierar med varandra och med medellivslängd. Två faktorer (underliggande dimensioner som är gemensamma för grupper av variabler) hade det största förklaringsvärdet för variablernas variation. Eftersom antalet variabler i faktoranalys inte bör överstiga antalet observationsenheter [6], begränsades faktoranalysen till de 18 variabler som ansågs vara mest viktiga för denna studie. Resultat från faktoranalysen bör betraktas som vägledande (snarare än absoluta), eftersom värden för korrelationskoefficienter kan variera beroende på vilka variabler som tas med i analysen och om man använder rotation.

II Resultat

Bland kvinnor var medellivslängden 1992–1996 kortast (79,9 år) i Värmland och längst (81,8 år) i Halland (Tabell I). Bland män var medellivslängden kortast (74,5 år) i Malmö och längst i Kronobergs län (77,4 år). Korrelationen mellan mäns och kvinnors medellivslängd var hög ($r=0,80$; $p<0,01$).

I genomsnitt ökade medellivslängden bland män 2,1 år och bland kvinnor 1,1 år från 1982–1986 till 1992–1996. Bland män ökade medellivslängden under de senaste tio åren mest i Göteborg och minst på Gotland. Bland kvinnor ökade medellivslängden mest i Västerbotten och minst i Malmö. De län som har haft relativt kort medellivslängd på 1980-talet, men där medellivslängden har ökat mera än riksgenomsnittet bland både män och kvinnor, är Västerbotten, Västernorrland och Norrbotten. I Gävleborg och Värmland gäller detta endast för män.

Den enda demografiska variabel som hade ett starkt posi-

tivt samband med regionala skillnader i medellivslängden bland kvinnor var antalet födda barn per 1 000 kvinnor 15–44 år (Tabell II). Däremot hade många socioekonomiska variabler ett negativt samband med kvinnornas medellivslängd. Av arbetsrelaterade faktorer hade andelen med tungt och enformigt arbete det starkaste sambandet med medellivslängden hos kvinnor. Livsstilsrelaterade faktorer hade inte samband med kvinnornas medellivslängd.

Hos män hade antal invånare/km² och andel kvinnor 65 år och äldre en negativ korrelation medan antal födda barn/1 000 kvinnor 15–44 år hade en positiv korrelation med medellivslängden (Tabell II). Många socioekonomiska variabler hade ett negativt samband med medellivslängden. Ingen av de arbetsrelaterade faktorerna hade samband med männens medellivslängd. Av levnadsvanor hade alkoholförsäljning en statistiskt signifikant korrelation och andel dagligrökare nästan signifikant korrelation med medellivslängden hos män.

För både män och kvinnor gäller att befolkningsutvecklingen i länen mellan 1992 och 1996 inte har samband med medellivslängden om alla landsting inklusive två landstingsfria kommuner tas med i analysen. Men om man utelämnar Stockholms län, Göteborg och Malmö har befolkningsutvecklingen en stark positiv korrelation med medellivslängden (för män: $r=0,62$; $p<0,01$; för kvinnor: $r=0,67$; $p<0,01$).

Bland kvinnor hade dödlighet i stroke, ischemisk hjärtsjukdom och cancer det starkaste negativa sambandet med regionala skillnader i medellivslängd (Tabell III). Bland män ser dödsorsakslistan något annorlunda ut, med starkast samband för självmord, alkoholrelaterade sjukdomar och andningsorganens sjukdomar.

Tabell IV visar resultat från faktoranalys, där de två faktorer som förklarade den största variationen i data är listade. De två faktorerna förklarade tillsammans 62 procent av variationen för kvinnor och 65 procent av variationen för män och hade en negativ korrelation med medellivslängd.

Den första faktorn är relaterad till områden där antalet in-

Tabell II. Bivariata korrelationer mellan demografiska, socioekonomiska, livsstilsrelaterade samt arbetsrelaterade faktorer och medellivslängd hos kvinnor och män (N=26).

Variabel	Kvinnor (korrelations- koefficient)	Män (korrelations- koefficient)
Demografiska:		
andel män 65+ år	-0,30	-0,14
andel kvinnor 65+ år	-0,49*	-0,46*
antal födda barn/1 000 kv inom 15-44 år	0,53*	0,48*
andel utrikes födda	-0,01	-0,26
befolkningsförändring 1992-96	0,32	0,03
antal invånare/km ²	-0,21	-0,49*
Socioekonomiska:		
andel förtidspensionerade män	-0,69*	-0,72*
andel förtidspensionerade kvinnor	-0,66*	-0,59*
andel ensamstående män 30-64 år	-0,51*	-0,72*
andel ensamstående kvinnor 30-64 år	-0,40*	-0,62*
andel ensamstående med barn 0-15 år	-0,42*	-0,66*
andel högt utbildade	0,07	-0,05
andel låginkomsttagare	-0,47*	-0,72*
andel arbetare	-0,18	0,09
andel socialbidragstagare, män	-0,35	-0,58*
andel socialbidragstagare, kvinnor	-0,36	-0,56*
andel arbetssökande män	-0,72*	-0,64*
andel arbetssökande kvinnor	-0,36	-0,38
antal hyresrätter/1 000 hushåll	-0,32	-0,46*
Livsstilsrelaterade:		
alkoholförsäljning (liter/1 000 invånare 15+ år)	-0,21	-0,50*
andel dagligrökare (kvinnor/män ¹)	-0,14	-0,31
Arbetsrelaterade (bland kvinnor/män¹):		
andel med tungt arbete	-0,61*	-0,22
andel med enformigt arbete	-0,64*	0,08
andel med monotont arbete	-0,44*	-0,18
andel med lågkvalificerat arbete	-0,27	0,25
andel med stressigt arbete	0,17	0,13
andel med psykiskt påfrestande arbete	-0,20	0,05
andel med små möjligheter att påverka arbetet	-0,12	-0,19
andel med arbete där man är utsatt för våld eller hot om våld	-0,34	-0,08

¹ Bland kvinnor för kvinnor och bland män för män

* p-värde < 0,05

vånare/km², andelen ensamstående med barn 0-15 år och antalet hyresrätter/1 000 hushåll är höga, och där befolkningsutvecklingen 1992-1996 var positiv. I dessa områden är andelen arbetare liten. Faktorn visar även starka samband med alkoholförsäljning och andelen dagligrökare (bland män). I de här områdena är dödlighet i alkoholrelaterade sjukdomar, cancer, självmord och psykiska störningar (bland män) hög. Faktorn har en stark negativ korrelation med medellivslängden hos män, medan korrelationen för kvinnor är betydligt svagare, vilket betyder att i dessa områden medellivslängden är kort bland män.

Den andra faktorn är relaterad till områden där andelen arbetssökande män samt andelen arbetare är stor. Dessa områden har en minskande befolkning, vilket syns i de negativa korrelationerna med befolkningsutveckling 1992-1996. Faktorn har även ett starkt samband för kvinnor med andel personer med tungt och enformigt arbete. I de här områdena är dödlighet i ischemisk hjärtsjukdom, stroke och motorfordonsolyckor hög. Bland kvinnor är även dödlighet i psykiska störningar och cancer i dessa områden relativt hög, och bland män dödlighet i självmord. Faktorn har en stark negativ korrelation med medellivslängd bland kvinnor, medan korrelationen med medellivslängd hos män är något svagare, vilket betyder

att dessa områden har en relativt kort medellivslängd bland kvinnorna.

II Diskussion

Den längsta medellivslängden hos både män och kvinnor i Sverige tycks finnas inom områden med relativt höga socioekonomiska förhållanden (Hallands, Kronobergs och Uppsala län samt Bohuslänstinget). Men även om medellivslängden hos kvinnor och män samvarierar, tycks de påverkas av delvis olika faktorer. Hos kvinnor var medellivslängden kortast i områden med hög arbetslöshet (särskilt bland män), stora andelar förtidspensionerade och låginkomsttagare samt stora andelar kvinnor som arbetar i tunga och enformiga yrken. De viktigaste dödsorsakerna som påverkade medellivslängden hos kvinnor var hjärt-kärlsjukdomar och cancer.

Hos män var medellivslängden kortast i områden med stora andelar förtidspensionerade, ensamstående och ensamstående män och kvinnor, låginkomsttagare, socialbidragstagare och arbetslösa, men även högt antal invånare/km² och stor andel hyresrätter. Medellivslängden hos män hade samband med alkoholförsäljning och andel rökare. De viktigaste dödsorsakerna som påverkade medellivslängden hos män var självmord, alkoholrelaterade sjukdomar och andningsorganens sjukdomar.

Att socioekonomiska förhållanden har samband med regionala skillnader i medellivslängd och dödlighet har rapporterats från många länder [3-5]. Regionala skillnader i socioekonomiska, livsstilsrelaterade och arbetsrelaterade faktorer är viktiga för att förklara regionala skillnader i medellivslängd. I en nyligen publicerad studie konstaterades till exempel att utbildningsnivå, arbetslöshet och rökning var de viktigaste orsakerna till regionala skillnader i förväntad livslängd utan invaliditet i Spanien [7]. I denna studie studerades dock inte medellivslängden hos män och kvinnor separat. I en annan studie framkom det att urbanisering, utbildningsnivå och civilstatus hade starkast samband med regionala skillnader i medellivslängd i Litauen [8]. Däremot hittades i denna studie inget samband mellan tillgång till vård och medellivslängd. Inte heller i våra data fanns det någon korrelation mellan tillgång till vård (mätt som antal läkare per 1 000 invånare) och medellivslängd.

Sjukdomspanoramata är också en viktig förklarande faktor för regionala skillnader i medellivslängd. I Sverige var medellivslängden kortast hos kvinnor i traditionella industriområden (områden där många arbetar i tunga och enformiga yrken) där hjärt-kärlsjukdomar dominerar sjukdomspanoramata, medan bland män medellivslängden var kortast i storstäder där självmord och alkoholrelaterade sjukdomar är viktigare för den förtida dödligheten än hjärt-kärlsjukdomarna. Dessa olikheter mellan kvinnor och män styrks av resultat från faktoranalysen. Resultaten från faktoranalysen antyder dock att det finns »storstadsproblematik« också bland kvinnor, även om regionala skillnader i medellivslängd bland kvinnor påverkas mera av den höga hjärt-kärl dödligheten i de traditionella industriområdena.

Skillnaden mellan män och kvinnor vad gäller regionala mönster i medellivslängd i Sverige kan kanske tolkas med hjälp av Hjorts beskrivning av folkhälsoproblemens tre vågor [9]. Enligt denna modell dominerades den första vågen under 1900-talet av infektionssjukdomarna. Den andra vågen karakteriserades av kroniska sjukdomar, som hjärt-kärlsjukdomar och cancer, typiska för industrisamhället. Den tredje vågen kännetecknas av psykosomatisk eller psykosocial sjuklighet, som är vanlig i det postindustriella samhället. Med denna modell som bakgrund kan man säga att svenska män tycks vara inne i den tredje vågen, medan kvinnor fortfarande mest tycks lida av hälsoproblem som

ANNONS

Tabell III. De tio starkaste korrelationerna mellan sjukdomsspecifik dödlighet och medellivslängd hos kvinnor och män i 24 landsting och två landstingsfria kommuner 1992–1996.

Kvinnor Dödlighet	korrelations- koefficient	Män Dödlighet	korrelations- koefficient
Stroke	-0,68*	Själv mord	-0,73*
Ischemisk hjärtsjukdom	-0,64*	Alkoholrelaterade sjukdomar	-0,71*
Cancer	-0,56*	Andningsorganens sjukdomar	-0,70*
Infektionssjukdomar	-0,54*	Ischemisk hjärtsjukdom	-0,64*
Livmoderhalscancer	-0,53*	Psykiska störningar	-0,56*
Psykiska störningar	-0,52*	Cancer	-0,51*
Hjärtinfarkt	-0,51*	Lungcancer	-0,50*
Diabetes	-0,43*	Stroke	-0,39*
Andningsorganens sjukdomar	-0,42*	Hjärtinfarkt	-0,38
Alkoholrelaterade sjukdomar	-0,41*	Infektionssjukdomar	-0,29

*p-värde < 0,05

Tabell IV. Olika variabelers samband med två underliggande faktorer framtagna med faktoranalys. Korrelationer presenterade separat för kvinnor och män (N=26).

Variabel	Kvinnor		Män	
	Faktor 1 »storstads- områden«	Faktor 2 »industri- områden«	Faktor 1 »storstads- områden«	Faktor 2 »industri- områden«
Befolkningsförändring 1992–96	0,82	-0,44	0,75	-0,53
Antal invånare/km ²	0,81	0,13	0,87	0,11
Andel ensamstående med barn 0–15 år	0,90	0,27	0,92	0,23
Andel arbetare	-0,84	0,30	-0,76	0,44
Andel arbetssökande män	0,11	0,78	0,19	0,83
Antal hyresrätter/1 000 hushåll	0,80	0,17	0,80	0,04
Alkoholförsäljning (liter/1 000 invånare 15+ år)	0,57	0,04	0,58	0,07
Andel dagligrökare (kv/m ¹)	0,29	0,04	0,59	-0,18
Andel med tungt arbete (kv/m ¹)	0,19	0,70	-0,32	0,48
Andel med enformigt arbete (kv/m ¹)	-0,14	0,75	-0,47	0,39
Cancerdödlighet (kv/m ¹)	0,55	0,50	0,87	-0,02
Dödlighet i ischemisk hjärtsjukdom (kv/m ¹)	-0,38	0,70	-0,14	0,89
Strokedödlighet (kv/m ¹)	-0,50	0,73	-0,24	0,70
Dödlighet i psykiska störningar (kv/m ¹)	0,36	0,55	0,66	0,34
Dödlighet i alkoholrelaterade sjukdomar (kv/m ¹)	0,82	0,26	0,93	0,25
Dödlighet i självmord (kv/m ¹)	0,75	0,06	0,60	0,51
Dödlighet i motorfordonsolyckor (kv/m ¹)	-0,62	0,43	-0,47	0,52
Medellivslängd (kv/m ¹)	-0,15	-0,95	-0,57	-0,76
Andel variation förklarad	36 procent	27 procent	41 procent	23 procent

¹ Bland kvinnor för kvinnor och bland män för män

tillhör slutskedet av den andra vågen. En möjlig förklaring till denna skillnad mellan män och kvinnor är att hjärt-kärlsjukdomar hos kvinnor kanske inte har fått lika mycket uppmärksamhet och preventiva insatser som hos män [10]. Teorier om stress eller kontroll över arbetet som används för att förklara männens hjärt-kärlsjuklighet tycks inte heller vara direkt användbara för kvinnor [11]. Dessutom är socioekonomiska skillnader i dödlighet mindre entydiga bland kvinnor än bland män [12]. Man skall emellertid komma ihåg att medellivslängden bland män har varit kort i storstäder sedan lång tid tillbaka [13]. Men när dödligheten i hjärt-kärlsjukdomar minskat bland män totalt i landet, har den kvarstående problematiken i storstadsområdena fått en relativt sett större betydelse för medellivslängden.

Skillnaden mellan länen med den längsta och kortaste medellivslängden 1992–1996 var 2,9 år bland män och 1,9 år bland kvinnor i Sverige. Om man jämför detta med till exempel regionala skillnader i medellivslängd i Norge, där medellivslängden är nästan lika lång som i Sverige, var de regionala skillnaderna större i Norge, ungefär 5 år bland män och 3 år bland kvinnor [14]. I Norge var medellivslängden kortast

1996 bland både män och kvinnor i Nordnorge (Finnmark), där hjärt-kärlsjukdomar dominerar sjukdomspanoramat, och anmärkningsvärt nog näst kortast i Osloområdet, vilket troligen avspeglar samma storstadsproblematik som vi ser i vår studie.

Denna studie är baserad på data från områden och inte från individer. Därför är det viktigt att inse att man inte kan dra slutsatser på individnivå. Även om inget samband mellan andelen rökare och medellivslängd på områdesnivå bland kvinnor förekom i denna studie, vet vi att rökvanor påverkar medellivslängden på individnivå [15–16]. Man måste också komma ihåg att analyser i denna studie är tvärsnittliga, medan medellivslängden påverkas av många olika faktorer där även tidigare livsstilsrelaterade och socioekonomiska faktorer spelar en betydande roll. Rökvanornas förändringar i befolkningen avspeglas exempelvis i dödlighet 20–30 år senare [17]. Det finns dock tecken på att rökmonstret bland kvinnor i Skandinavien börjar synas i medellivslängd [18].

Datakvaliteten angående de variabler som använts i denna studie kan anses vara relativt hög eftersom majoriteten av data

kommer från olika offentliga nationella register. SCBs befolkningsstudier kan också anses vara tillräckligt omfattande för att ge en rättvis bild av regionala skillnader. Alkoholförsäljning ger emellertid bara en ungefärlig skattning av alkoholkonsumtion eftersom det är möjligt att införskaffa alkohol på annat sätt än via Systembolaget. Alkoholdödligheten följer dock i stort utvecklingen av Systembolagets försäljning [2]. Antalet observationer var begränsat i denna studie, vilket medför att det inte var möjligt att göra avancerade analyser eller dra alltför djupgående slutsatser. En möjlighet är att analysera data på kommunnivå, då antalet områden mångdubblas. Detta har till exempel Starrin och medarbetare gjort i sin studie om socioekonomiska förhållanden och dödlighet i ischemisk hjärtsjukdom (IHD) [19], där olika effekter av socioekonomiska förhållanden på IHD-dödlighet kunde konstateras beroende på kommuntyp (stad/landsbygd). Det finns dock nackdelar även i användning av kommunbaserade data. För det första finns det inte tillgängliga data på kommunnivå angående många av de variabler som undersökts i denna studie. För det andra är data på kommunnivå, till exempel om medellivslängd, mera utsatta för relativt kraftiga variationer över åren.

Ett viktigt observandum från de data som presenterats i denna artikel är att storstadsproblematiken bland män är mest synlig i de landstingsfria kommunerna Göteborg och Malmö. När Malmö och Göteborg försvinner som enheter och förenas till större regioner (Skåne och Västra Götaland) kommer sannolikt inte denna storstadsproblematik hos män att längre synas så tydligt i regionala jämförelser.

Denna studie stödjer uppfattningen att man kan använda aggregerade data, som i »Hur mår Sverige?«, för att komma en bit närmare i att förstå regionala skillnader i medellivslängd. Även om aggregerad analys inte nödvändigtvis tillåter tolkning på individnivå är det ett användbart sätt att studera regionala skillnader och deras regionala påverkningsfaktorer [20]. Detta kan bidra till att inrikta förebyggande insatser inom folkhälsoarbetet, ett arbete som mest planeras just på regionnivå. De skillnader mellan män och kvinnor som hittades i denna studie stödjer också uppfattningen att folkhälsoinsatser, åtminstone delvis, behöver vara olika i sin inriktning för män och kvinnor.

Referenser

- Hälsa- och sjukvårdsstatistisk årsbok 1999. Stockholm: Socialstyrelsen, 1999.
- Folkhälso rapport 1997. Stockholm: Socialstyrelsen, 1997. SoS-rapport 1997: 18.
- Raleigh VS, Kiri VA. Life expectancy in England: variations and trends by gender, health authority, and level of deprivation. *J Epidemiol Community Health* 1997; 51: 649-58.
- Kaplan GA, Pamuk ER, Lynch WJ, Cohen RD, Balfour JL. Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways. *BMJ* 1996; 312: 999-1003.
- Reijneveld SA, Verheij RA, de Bakker DH. Relative importance of urbanicity, ethnicity and socioeconomic factors regarding area mortality differences. *J Epidemiol Community Health* 1999; 53: 444-5.
- Kline P. An easy guide to factor analysis. London: Routledge, 1994.
- Gutierrez-Fisac JL, Gispert R, Sola J. Factors explaining the geographical differences in disability free life expectancy in Spain. *J Epidemiol Community Health* 2000; 54: 451-5.
- Kalediene R, Petrauskienė J. Regional life expectancy patterns in Lithuania. *European Journal of Public Health* 2000; 10: 101-4.
- Hjort P F. Helse, miljø og levekår. Oslo: Norges allmennevitsenskaplige forskningsråd, 1989.
- Orth-Gomer K. Women and health. A new challenge to public health research. *Gesundheitswesen* 1995; 57: 135-9.
- Wamala SP, Mittleman MA, Horsten M, Schenk-Gustafsson K, Orth-Gomer K. Job stress and the occupational gradient in coronary heart disease risk in women – The Stockholm female coronary risk study. *Soc Sci Med* 2000; 51: 481-9.
- Molarius A, Janson S. Population change and mortality in men and women (letter). *J Epidemiol Community Health* 2000; 54: 772.
- Livslängdstabeller för årtiondet 1971–1980. Sveriges officiella statistik. Stockholm: Statistiska centralbyrån, 1984.
- Folkehelse rapporten 1999. Oslo: Statens institutt for folkehelse, 1999.
- Goldberg RJ, Larson M, Levy D. Factors associated with survival to 75 years of age in middle-aged men and women – The Framingham study. *Arch Intern Med* 1996; 156: 505-9.
- Phillips AN, Wannamethee SG, Walker M, Thomson A, Smith GD. Life expectancy in men who have never smoked and those who have smoked continuously: 15 year follow up of large cohort of middle aged British men. *BMJ* 1996; 313: 907-8.
- Lopez AD, Collishaw NE, Pihl T. A descriptive model of the cigarette epidemic in developed countries. *Tobacco Control* 1994; 3: 242-7.
- Juel K, Bjerregaard P, Madsen M. Mortality and life expectancy in Denmark and in other European countries. What is happening to middle-aged Danes? *European Journal of Public Health* 2000; 10: 93-100.
- Starrin B, Hagquist C, Larsson G, Svensson PG. Community types, socio-economic structure and IHD mortality – a contextual analysis based on Swedish aggregate data. *Soc Sci Med* 1993; 36: 1569-78.
- Pearce N. The ecological fallacy strikes back. *J Epidemiol Community Health* 2000; 54: 326-7.