

**Juan Merlo**, med dr, läkare, socialmedicinska enheten, Universitetssjukhuset MAS, Malmö ([juan.merlo@smi.mas.lu.se](mailto:juan.merlo@smi.mas.lu.se))

**Kristian Broman**, läkare, kardiologiska kliniken, Universitetssjukhuset MAS, Malmö

**Per-Olof Östergren**, docent, överläkare, socialmedicinska enheten, Universitetssjukhuset MAS, Malmö

**Oskar Hagberg**, doktorand, Matematikcentrum, avdelning för matematisk statistik, Lunds universitet

**Anders Norlund**, ekonom dr, hälsoekonom, Statens beredning för medicinsk utvärdering (SBU), Stockholm

**Thor Lithman**, docent, epidemiolog, Kompetenscentrum för hälso- och sjukvård, Region Skåne, Lund

## Multinivåanalys av regionala skillnader i överlevnad efter hjärtsvikt:

# Landstingens egenskaper har föga inflytande på patientens prognos

Hjärtsvikt är en av de vanligaste slutenvårdsdiagnoserna bland äldre i Sverige och kommer troligen att bli ännu vanligare under den kommande tioårsperioden [1]. Sjukvårdssatserna för patienter med hjärtsvikt är redan av samma omfattning som för akut hjärtinfarkt [2] och kan följaktligen förväntas komma att öka.

Det föreligger skillnader mellan olika geografiska områden, t ex landsting, beträffande prognosen för överlevnad vid hjärtsvikt. Detta påkallar jämförelser för att ta reda på vad dessa skillnader beror på, särskilt i ett hälso- och sjukvårdsperspektiv med ett prioriterat mål om jämlikhet och vård på lika villkor [3]. Under senare tid har emellertid många geografiska jämförelser angående skillnader i mortalitet eller andra hälsoindikatorer blivit föremål för omfattande kritik [4-9].

Kritiken avser främst det faktum att konventionella analysmetoder med endast en analysnivå inte tar hänsyn till att individer förekommer anhopade, »nested«, inom respektive område. Sådana anhopningar av individer i områdena kan innebära att alla som bor i samma område har större likheter med varandra än med individer från andra områden.

Detta är betydelsefullt av två anledningar. Den första är statistisk. Ju mer individerna liknar varandra, desto större blir underskattningen av den statistiska osäkerheten i mätningarna (Typ A-fel) om man använder vanliga statistiska metoder. Detta kan leda till inkorrekt rangordning av studerade områden, ofta i form av de så kallade »league tables« [4-6], som kan resultera i inadekvata beslutsunderlag och att allmänheten får en felaktig uppfattning av betydelse av bostadsort för hälsan. Den andra anledningen är epidemiologisk [10]. Kunskap om i vilken utsträckning det förekommer anhopning av individer i områdena kan också ge information om hur pass mycket individerna påverkas av områdeseffekter. Ju större områdets inflytande är på individerna, desto mer liknar individerna varandra. Ju mera individerna liknar varandra, desto större blir skillnaderna mellan områdena. Den epidemiologiska konsekvensen är att när man avser att studera geografiska skillna-

### SAMMANFATTAT

Det föreligger skillnader i mortalitet för hjärtsviktpatienter mellan olika landsting i Sverige. Detta påkallar jämförande studier för att utreda vad dessa skillnader beror på.

Konventionella analysmetoder underskattar den statistiska osäkerheten i skattningarna och leder till en missvisande rangordning av områden, vilket kan vilseleda allmänheten och bli ett inadekvat underlag för beslutsfattande.

Med konventionella analysmetoder kan man inte särskilja hur mycket av skillnaderna i mortalitet som beror på individuella faktorer och hur mycket som beror på områdesrelaterade faktorer.

Multinivåanalyser kan däremot ge en bättre skattning av den statistiska osäkerheten och kan även särskilja och kvantifiera hur mycket av variationen i mortalitet som beror på patientfaktorer respektive områdesfaktorer.

Med hjälp av multinivåanalys undersökte vi ettårsmortaliteten för perioden 1992-1995 bland 38 343 patienter med hjärtsvikt i samtliga Sveriges landsting.

De regionala skillnaderna i ettårsmortaliteten var mycket små. Individuella faktorer framstod som mest relevanta för ettårsmortaliteten. För den lilla andel som avser landstingsnivåns betydelse gällde att ju högre läkartäthet, desto bättre prognos.

**Tabell I.** Landstingsskillnader avseende patienter som för första gången lagts in på sjukhus på grund av hjärtsvikt under perioden 1992–1995 och kvoten mellan antalet invånare och antalet läkare 1993. Andel i procent (om inte annat är angivet).

|                | Antal patienter | Genomsnitt ålder, år | Män  | Ettårs-mortalitet | Tidigare infektions-sjukdomar | Tidigare hjärt-kärl-sjukdomar | Tidigare cancer | Tidigare skador | Andra tidigare sjukdomar <sup>1</sup> | Tidigare ålders-demens | Antal patienter/antal läkare |
|----------------|-----------------|----------------------|------|-------------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------------|-----------------|---------------------------------------|------------------------|------------------------------|
| Uppsala        | 976             | 77,1                 | 52,7 | 26,4              | 5,4                           | 8,3                           | 12,2            | 36,5            | 11,8                                  | 0,4                    | 281                          |
| Stockholm      | 6 658           | 76,8                 | 49,1 | 26,5              | 3,5                           | 7,8                           | 7,4             | 28,9            | 10,9                                  | 0,6                    | 345                          |
| Skaraborg      | 1 408           | 77,1                 | 54,1 | 27,3              | 4,9                           | 7,5                           | 10,6            | 34,8            | 10,9                                  | 0,9                    | 468                          |
| Göteborg       | 1 871           | 76,8                 | 52,9 | 28,1              | 4,1                           | 7,8                           | 9,4             | 32,4            | 10,5                                  | 0,5                    | 305                          |
| Västerbotten   | 1 062           | 76,4                 | 56,6 | 28,7              | 6,4                           | 8,1                           | 11,0            | 38,2            | 14,2                                  | 0,9                    | 348                          |
| Bohus          | 1 164           | 77,0                 | 55,2 | 29,2              | 4,9                           | 8,6                           | 12,9            | 37,0            | 11,3                                  | 0,7                    | 436                          |
| Östergötland   | 1 991           | 77,1                 | 54,6 | 29,4              | 4,5                           | 7,8                           | 10,7            | 33,1            | 10,3                                  | 0,6                    | 388                          |
| Kalmar         | 1 525           | 77,2                 | 54,0 | 30,0              | 4,7                           | 8,2                           | 10,2            | 30,8            | 11,3                                  | 0,8                    | 469                          |
| Kristianstad   | 1 418           | 77,3                 | 52,8 | 30,5              | 3,7                           | 7,5                           | 11,3            | 35,8            | 10,4                                  | 0,5                    | 419                          |
| Örebro         | 1 430           | 77,3                 | 55,6 | 30,7              | 6,3                           | 7,0                           | 10,1            | 32,0            | 11,7                                  | 0,8                    | 421                          |
| Älvsborg       | 1 517           | 77,4                 | 55,1 | 31,5              | 4,2                           | 8,6                           | 12,0            | 37,1            | 11,7                                  | 0,5                    | 512                          |
| Halland        | 1 007           | 77,7                 | 54,4 | 31,6              | 4,5                           | 8,7                           | 9,7             | 34,2            | 11,1                                  | 0,6                    | 502                          |
| Norrbottnen    | 647             | 76,5                 | 52,7 | 32,2              | 6,7                           | 7,3                           | 15,3            | 39,0            | 15,6                                  | 1,6                    | 438                          |
| Jönköping      | 1 447           | 77,4                 | 54,4 | 32,2              | 5,3                           | 7,5                           | 12,0            | 33,6            | 12,4                                  | 1,0                    | 480                          |
| Södermanland   | 1 381           | 77,0                 | 52,2 | 32,5              | 3,5                           | 6,6                           | 9,0             | 37,7            | 9,6                                   | 0,9                    | 474                          |
| Blekinge       | 827             | 77,3                 | 55,5 | 32,5              | 5,4                           | 7,7                           | 9,2             | 37,5            | 10,6                                  | 0,2                    | 421                          |
| Malmö          | 1 184           | 76,8                 | 53,4 | 32,7              | 3,7                           | 8,3                           | 9,7             | 32,9            | 11,0                                  | 0,6                    | 345                          |
| Västernorrland | 1 336           | 76,8                 | 51,8 | 33,6              | 6,7                           | 7,7                           | 12,7            | 35,6            | 11,9                                  | 0,5                    | 428                          |
| Värmland       | 1 716           | 76,9                 | 57,3 | 34,4              | 4,9                           | 6,2                           | 11,1            | 33,6            | 9,9                                   | 1,1                    | 434                          |
| Malmöhus       | 1 884           | 77,1                 | 56,1 | 34,5              | 3,8                           | 8,6                           | 9,7             | 35,6            | 10,8                                  | 0,6                    | 361                          |
| Dalarna        | 1 513           | 76,9                 | 54,0 | 34,8              | 3,1                           | 7,3                           | 9,9             | 32,4            | 9,9                                   | 0,5                    | 434                          |
| Gotland        | 304             | 76,9                 | 49,3 | 34,9              | 7,9                           | 4,6                           | 10,5            | 28,6            | 10,5                                  | 0,3                    | 477                          |
| Kronoberg      | 870             | 77,9                 | 51,8 | 35,2              | 3,7                           | 6,7                           | 11,6            | 35,6            | 13,2                                  | 0,6                    | 475                          |
| Västmanland    | 1 157           | 77,1                 | 53,9 | 36,2              | 4,4                           | 7,5                           | 11,5            | 31,9            | 10,6                                  | 0,7                    | 456                          |
| Gävleborg      | 1 542           | 77,0                 | 52,2 | 37,0              | 3,7                           | 5,8                           | 11,2            | 34,8            | 11,7                                  | 0,7                    | 448                          |
| Jämtland       | 508             | 76,7                 | 57,1 | 40,9              | 6,7                           | 9,3                           | 14,4            | 37,4            | 15,8                                  | 0,8                    | 435                          |
| Sverige        | 38 343          | 77,0                 | 53,3 | 31,0              | 4,5                           | 7,6                           | 11,2            | 33,6            | 10,3                                  | 0,7                    | 409                          |

<sup>1</sup> Endokrina systemets sjukdomar, nutritionsrubbingar, ämnesomsättningssjukdomar och rubbningar i immunsystemet.

der i hälsa bör man analysera i vilken utsträckning det förekommer anhopning av individer i områdena snarare än skillnader i genomsnittsvärde mellan de olika områdena. De senare ger endast begränsad information om storleken på de geografiska skillnaderna.

Multinivåanalyser [10, 11] blir allt vanligare inom medicinsk epidemiologi och folkhälsa [12]. Dessa metoder tar hänsyn till det verkliga förhållandet, att alla patienterna som bor och behandlas i samma område kan hänga samman mer eller mindre därför att de delar en mängd gemensamma faktorer som kan påverka deras hälsa.

Multinivåanalyserna ger en bättre skattning av den statistiska osäkerheten och kan särskilja och kvantifiera hur mycket av variationen i prognosen som beror på patienten och hur mycket som beror på området. Multinivåanalyserna kan därför särskilja om en sämre genomsnittlig prognos i ett område förklaras av en anhopning av patienter med sämre individuell prognos (s k kompositionella faktorer) eller av en ogynnsam områdeseffekt (s k kontextuella faktorer). Dessutom upplyser multinivåanalyserna om området kan modifiera individuella samband (betyder en individuell riskfaktor detsamma i alla områden?). Multinivåmetodologin kräver dock tillgång till både individuella patientdata och områdesdata.

## II Metod

Mot bakgrund av ovanstående använde vi multinivåanalyser för att studera regionala skillnader i prognosen (mortalitet inom ett år) efter förstagångsinläggning för hjärtsvikt. Vi

analyserade alla 38 343 patienter mellan 65 och 85 år som under perioden 1992–1995 vårdades för första gången för hjärtsvikt (enligt den internationella sjukdomsklassifikationen ICD-9 kod 428) i slutenvård. En fyraårsperiod användes för att minimera slumpmässiga årliga variationer i mortalitet. Inkluderade patienter hade inte någon tidigare hjärtsviktsdiagnos, åtminstone inte från och med år 1987, som var det år patientregistren vid Epidemiologiskt centrum startade (<http://www.sos.se/epc>).

Sjukhusinläggningar för ett antal andra tidigare diagnoser noterades i syfte att studera hur dessa diagnoser påverkade prognosen efter hjärtsvikt, samt för att justera för individuella faktorer i analyserna. Dessa diagnoser (ICD-9-koder) var: infektionssjukdomar och parasitsjukdomar (001–139), tumörer (140–239), endokrina systemets sjukdomar, nutritionsrubbingar, ämnesomsättningssjukdomar och rubbningar i immunsystemet (240–279), cirkulationsorganens sjukdomar (390–459, kod 428 exkluderat), demens i samband med åldrandet (290) samt skador och förgiftningar (800–999).

För att kunna studera om sjukvårdssystemet i landstingen hade någon effekt på den individuella prognosen tog vi fram information om kvoten mellan antal invånare och antal läkare i varje landsting för året 1993. Ju större kvot, desto flera invånare fanns per tjänstgörande läkare i landstinget i fråga.

## »Landstingseffekt«

Vi använde logistisk regression (med multinivåanalysmetodik) med patienterna (första nivå) placerade inom landsting-

# Annon

# Annon

**Tabell II.** Ettårsmortaliteten efter det att patienten för första gången lagts in på sjukhus på grund av hjärtsvikt under perioden 1992–1995 samt de geografiska effekterna (landstingsvariansen och intralandsstingskorrelationen) bland 38 343 patienter i förhållande till tidigare diagnoser och landstingens kvot mellan antalet invånare och antalet läkare.

|                                          | Oddsquot<br>(95 procents konfidensintervall) | Landstingsvariens<br>(standardfel) | Intralandsstingskorrelation <sup>1</sup> ,<br>procent |
|------------------------------------------|----------------------------------------------|------------------------------------|-------------------------------------------------------|
| Modell 1                                 |                                              | 0,020 (0,007)                      | 0,6                                                   |
| Modell 2                                 |                                              |                                    |                                                       |
| Ålder                                    |                                              |                                    |                                                       |
| 65–69                                    | Referens                                     |                                    |                                                       |
| 70–79                                    | 1,30 (1,20–1,40)                             | 0,021 (0,007)                      | 0,6                                                   |
| 80–89                                    | 2,05 (1,89–2,22)                             | (+0,5) <sup>3</sup>                |                                                       |
| Kön (män vs kvinnor)                     | 1,27 (1,21–1,33)                             |                                    |                                                       |
| Modell 3 (åldersjusterat)                |                                              |                                    |                                                       |
| Kön (män vs kvinnor)                     | 1,25 (1,20–1,31)                             |                                    |                                                       |
| Hjärt-kärlsjukdomar (ja vs nej)          | 1,07 (1,02–1,12)                             |                                    |                                                       |
| Cancer (ja vs nej)                       | 1,46 (1,35–1,58)                             |                                    |                                                       |
| Infektionssjukdomar (ja vs nej)          | 1,16 (1,05–1,29)                             | 0,019 (0,007)                      | 0,6                                                   |
| Senil demens (ja vs nej)                 | 2,72 (2,11–3,54)                             | (-0,5) <sup>3</sup>                |                                                       |
| Skador och förgiftningar (ja vs nej)     | 1,17 (1,09–1,25)                             |                                    |                                                       |
| Andra sjukdomar <sup>2</sup> (ja vs nej) | 1,49 (1,38–1,60)                             |                                    |                                                       |
| Modell 4 (åldersjusterat)                |                                              |                                    |                                                       |
| Invånare-läkarkvot (ökning)              | 1,01 (1,00–1,02)                             | 0,016 (0,005)                      | 0,5                                                   |
|                                          |                                              | (-20) <sup>3</sup>                 |                                                       |
| Modell 5 (åldersjusterat)                |                                              |                                    |                                                       |
| Kön (men vs kvinnor)                     | 1,25 (1,20–1,31)                             |                                    |                                                       |
| Hjärt-kärlsjukdomar (ja vs nej)          | 1,07 (1,02–1,12)                             |                                    |                                                       |
| Cancer (ja vs nej)                       | 1,46 (1,34–1,59)                             |                                    |                                                       |
| Infektionssjukdomar (ja vs nej)          | 1,16 (1,05–1,29)                             | 0,016 (0,005)                      | 0,5                                                   |
| Senildemens (ja vs nej)                  | 2,72 (2,10–3,52)                             | (-20) <sup>3</sup>                 |                                                       |
| Skador och förgiftningar (ja vs nej)     | 1,17 (1,09–1,25)                             |                                    |                                                       |
| Andra sjukdomar <sup>3</sup> (ja vs nej) | 1,49 (1,38–1,60)                             |                                    |                                                       |
| Invånare-läkarkvot (ökning)              | 1,01 (1,00–1,02)                             |                                    |                                                       |

<sup>1</sup> Procent av den totala variansen i patientmortalitet som kan relateras till landstingstillhörighet.

<sup>2</sup> Endokrina systemets sjukdomar, nutritionsrubbningar, ämnesomsättningssjukdomar och rubbningar i immunsystemet.

<sup>3</sup> Andel, i procent, av variansen mellan landstingen som förklaras med den nya statistiska modellen jämfört med modell 1.

en (andra nivån). Parametrar i de statistiska modellerna beräknades med hjälp av Restricted Iterative Generalized Least Square (RIGLS) och Markov Chain Monte Carlo (MCMC). Det statistiska programmet MLwiN version 1.1 användes för analyserna [13]. Den totala variansen i överlevnad (VarT) var summan av variansen mellan landstingen (VarL) och individvariansen (VarI) [10, p. 224]:

$$\text{VarT} = \text{VarL} + \text{VarI}$$

Intralandsstingskorrelationen (ILK), dvs anhopningen av patienterna i landstingen i förhållande till ettårsmortaliteten, beräknades som andel i procent av den totala variansen i överlevnad som kunde tillskrivas landstingen. Denna anhopning kallade vi för »landstingseffekt«:

$$\text{ILK} = \text{VarL} / (\text{VarL} + \text{VarI})$$

En intralandsstingskorrelation på 100 procent skulle betyda att alla patienter i ett landsting har en och samma prognos, som skiljer sig helt från prognosen i de andra landstingen. En intralandsstingskorrelation nära 0 procent skulle betyda att landstingstillhörighet inte har någon betydelse för patienternas prognos.

Andranivåresidualerna från den logistiska regressionen

användes för att jämföra landstingens mortalitet med genomsnittsmortaliteten i Sverige. Oddskvoterna med 95-procentigt konfidensintervall beräknades. Därefter rangordnades landstingen enligt de ålders- och könsjusterade oddskvoterna.

Vi testade fem statistiska modeller. I den första hade vi ingen oberoende variabel. Denna modell mätte därför endast variansen mellan landstingen. I den andra modellen justerade vi för ålder och kön. I den tredje modellen lade vi förutom ålder och kön in de individuella diagnoserna. Den fjärde modellen bestod av ålder, kön och landstingsvariabeln (kvoten mellan antalet invånare och antalet läkare). Den femte och sista modellen innehöll alla de nämnda variablerna.

Andelen av variansen mellan landsting som kunde förklaras med den nya statistiska modellen (VarL<sub>1</sub>) jämfört med den första modellen (VarL<sub>0</sub>) beräknades som:

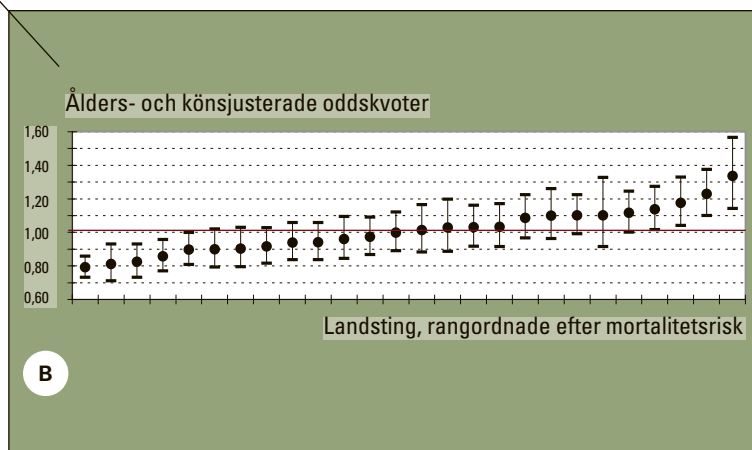
$$[(\text{VarL}_0 - \text{VarL}_1) / \text{VarL}_0] \times 100$$

## II Resultat

Andelen patienter som avled året efter första sjukhusinläggningen för hjärtsvikt varierade i de svenska landstingen mellan 26 och 41 procent. En utförligare beskrivning av landstingen i förhållande till patientkaraktäristika visas i Tabell I.

I våra analyser var variansen i överlevnad mellan landstingen statistiskt säkerställd men mycket liten, dvs 0,020 (95

Skillnader mellan landstingen (0,6 procent), L



Skillnader mellan patienterna (99,4 procent), P

**A**

Total varians i ettårsmortalitet (100 procent)

**Figur 1A.** Total varians i ettårsmortalitet efter den förta inläggningen för hjärtsvikt (100 procent). I figuren kan särskiljas hur mycket av variationen i mortalitet som beror på patienten (P) och hur mycket som beror på landstingen (L).

**Figur 1B.** Skillnader mellan landstingen avseende ettårsmortalitet bland hjärtsviktpatienter jämfört med genomsnittet för hela Sverige (oddskvot=1). När man tittar närmare på denna figur måste storleken på den geografiska anhopningen i mortalitet, dvs intralandslingskorrelationen, beaktas. Det är endast en mycket liten del, 0,6 procent av den totala variationen i överlevnad, som kan hänföras till landstingen. Det är inom detta smala spelrum som de relativa skillnaderna mellan landstingen bör tolkas. Den statistiska osäkerheten, dvs de 95-procentiga konfidensintervallerna, bör också beaktas. Landstinget med den lägsta oddskvoten (Stockholm) kunde inte med säkerhet skiljas från de landsting som kom elva positioner efter i rangordningen. Liknande slutsatser kunde dras för landstinget med den högsta oddskvoten (Jämtland).

procentigt konfidensintervall: 0,007–0,032), vilket gav en landstingseffekt på endast 0,6 procent. Detta innebär att patientvariationen i mortalitet mestadels berodde på individuella skillnader mellan patienterna och inte på landstingstillhörighet. De små skillnaderna i mortalitet som fanns mellan landstingen förklarades till 20 procent av den kontextuella variabeln invånare–läkarkvot. Kompositionella faktorer, dvs olikheter i patientsammansättning mellan landstingen avseende ålder, kön och tidigare sjukhusvistelse, hade nästan ingen betydelse (0,5 procent). Den resterande andelen, 79,5 procent, av de regionala skillnaderna kunde inte förklaras med de studerade variablerna (Tabell II).

Trots en begränsad geografisk effekt kunde man fortfarande notera signifikanta relativa skillnader mellan landstingen. Dessa skillnader bidrog emellertid mycket lite till förklaringen av den enskilde patientens överlevnad. Figur 1B visar de ålders- och könsjusterade skillnaderna i ettårsmortalitet mellan landstingen jämfört med genomsnittet för hela Sverige (värde=1). När man tittar närmare på Figur 1B måste storleken på den konstaterade geografiska mortalitetsanhopningen kritiskt beaktas. Det är inom detta smala spelrum (Figur 1A), dvs 0,6 procent av den totala variationen av överlevnad, som de relativa skillnaderna mellan landstingen bör tolkas. Med andra ord, att bo i ett landsting med lägre mortalitet än genomsnittet i Sverige har en signifikant positiv men mycket liten inverkan på patientens överlevnad. Det är i stället – och inte helt oväntat – patienternas individuella egenskaper som har störst betydelse för överlevnad. Patientens ålder, kön (högre risk för män), tidigare somatiska sjukdomar och särskilt åldersdemens var starkt associerade med kortare överlevnad (Tabell II). Landstinget med den lägsta oddskvoten (Stockholm) kunde inte med säkerhet skiljas från de landsting som var elva positioner sämre i rangordningen. Liknande slutsatser kunde dras för landstinget med den högsta oddskvoten (Jämtland).

För den lilla andel som avser landstingsnivåns betydelse för individens risk gällde att ju färre invånare per läkare, dvs ju högre läkartäthet, desto bättre var prognosen.

## II Diskussion

Mycket av det man studerar inom samhällsmedicinen är organiserat i nivåer, t ex landsting, kommuner, sjukhus, sjukhusenheter och patienter. Alla nivåer som befinner sig ovanför individnivå kan ge upphov till kontextuella effekter på individernas hälsa, oberoende av individens egna karakteristika. Det är just kunskap om dessa kontextuella effekter som man sedan länge har eftertraktat. Har hälso- och sjukvårdspolitiken i ett landsting en mätbar effekt på invånarens hälsa? De konventionella analysmetoderna med endast en analysnivå, som hittills har använts som underlag för hälso- och sjukvårdsplanering, har emellertid inte givit adekvat information [4-9].

De konventionella analysmetoderna med endast en analysnivå tar inte hänsyn till att patienterna är anhopade i ett område, och de kan inte hålla isär de specifika effekterna från dessa olika nivåer. Trots detta tolkas konventionella individbaserade studier som en korrekt spegling av individuella samband, utan insikt om att det funna sambandet egentligen skulle kunna vara uttryck för en områdeseffekt. Denna misstolkning har betecknats som »den atomistiska fallgropen« (the atomistic fallacy) [12, 14].

På ett likartat sätt tolkas konventionella ekologiska analyser så att områden har stor betydelse för hälsan. Uttryck som »stora geografiska skillnader mellan områdena« eller »hemorten styr hälsan« [15] är vanliga i epidemiologiska sammanhang liksom i folkhälsosammanhang, men de är missvisande. De grundas på skillnader mellan olika områden avseende genomsnittsvärdet av olika hälso- och sjukdomsindikatorer, utan kunskap om storleken av den individuella anhopningen

i de studerade områdena. Denna misstolkning har benämnts »den sociologiska fallgropen« (»the sociologic fallacy«) och karakteriseras av en övertolkning av områdets effekt [12, 14]. Ekologiska studier kan egentligen inte upplysa om storleken på de geografiska skillnaderna. Detta kan låta som en paradox, eftersom enheterna i de ekologiska analyserna är områden, men frånvaro av individuell information gör det omöjligt att beräkna storleken på anhopningen av individerna i områdena (dvs intraklasskorrelationen). Den sociologiska fallgropen är inte densamma som den numera välkända ekologiska fallgropen [16], dock orsakas bägge fallgroparna av brist på data på individnivå. Den ekologiska fallgropen är ett systematiskt fel, som beror på att en samvariation mellan aggregerade variabler inte nödvändigtvis sker bland motsvarande individuella variabler. Risk för den ekologiska fallgropen finns när man drar slutsatser om individuella samband enbart utifrån aggregerade data.

Genomsnittsmortaliteten varierade mellan landstingen från omkring 26,5 procent i Stockholm till 40,9 procent i Jämtland. Landstingsvariabeln invånare–läkarkvot förklarade 20 procent av mortalitetsskillnaderna mellan landstingen. Ändå skulle vi ha fallit i den sociologiska fallgropen om vi hade hävdad att det fanns stora geografiska skillnader och konkluderat att landstingens sjukvårdssystem har stort inflytande på patientens prognos. Tillgång till individdata som tillät en multinivåanalys demonstrerade att landstingstillhörigheten endast förklarade 0,6 procent av de totala skillnaderna i ettårsmortalitet, dvs 99,4 procent berodde på individuella faktorer (Figur 1A).

## Skoklackar och kroppslängd

Det kan tyckas paradoxalt att utifrån Figur 1B, som visar »tydliga« skillnader mellan landstingen, acceptera att landstingseffekten, så som vi har beskrivit den ovan, är så liten som 0,6 procent. Detta kan kanske illustreras med ett exempel: Vi tänker oss att vi drar 26 helt slumpmässiga urval om 100 individer vardera från den svenska befolkningen. Vi kallar dessa 26 grupper för »nya landskap«, och alla individer som ingår i ett och samma »nytt landskap« får ikläda sig en landskapsdräkt (som alltså blir gemensam för alla individer i ett givet »nytt landskap« men olika mellan dessa). Till en sådan landskapsdräkt hör ett par skor där klackhöjden skiljer sig mellan de olika dräkterna.

Om vi med multinivåanalys skulle studera både skillnader i kroppslängden med skorna på mellan de nya landskapen och bestämningsfaktorer för individuell kroppslängd, så skulle skillnaderna mellan landskapen vara mycket små eftersom grupperna var slumpmässigt skapade och skillnader i klackhöjd spelar en mycket mindre roll jämfört med de individuella skillnaderna i kroppslängd. Det vill säga, den största delen av variationen i kroppslängd skulle förklaras av individfaktorer och inte av vilken landskapsdräkt man bar. Detta eftersom individuell kroppslängd i en slumpmässigt utvald grupp individer varierar mycket mer uttryckt i centimeter än vad höjden av skoklackar varierar mellan olika typer av landskapsdräkt.

Genomsnittslängden kunde emellertid mycket väl vara statistiskt signifikant skild mellan de nya landskapen, vilket till stor del skulle kunna förklaras av skillnaderna i skoklackarnas höjd (den enda kontextuella faktorn som påverkar individernas längd). Vi har därför en situation där det är väl förenligt med signifikanta skillnader mellan grupperna som starkt bestäms av kontextuella faktorer, samtidigt som dessa kontextuella faktorer har en marginell betydelse för variationen mellan individerna i hela undersökningspopulationen, dvs alla individer i samtliga 26 slumpurval.

Om vi går tillbaka till resultatet av den studie som är i fokus för denna artikel, så finner man på motsvarande sätt att

mortaliteten (längden) var signifikant skild mellan de olika landstingen i Sverige och att invånare-läkarkvoten (klacken) förklarade 20 procent av dessa skillnader samt att invånare-läkarkvoten var associerade med patientöverlevnaden samtidigt som individernas landstingstillhörighet (landskapstillhörigheten) endast förklarade en mycket liten andel (0,6 procent) av den totala individuella variationen i mortalitet hos hjärtsviktpatienter i den svenska befolkningen.

Landstingen liknade således mer slumpmässiga stickprov än segregerade områden med stora mortalitetsskillnader. En enskild patient med hjärtsvikt skulle med andra ord tjäna mycket lite på att flytta till ett annat landsting med en statistiskt signifikant bättre prognos. Ändå kan den kontextuella effekten vara viktig, då den ofta påverkar många individer samtidigt under långa perioder. Därför skulle en önskad ökning av kontextuella skillnader i Sverige kunna få omfattande konsekvenser för folkhälsan. I dagens Sverige är dock de kontextuella geografiska skillnaderna små. Detta är inte ett självklart fenomen, utan snarare kan detta antas återspegla ett mångårigt arbete för jämlikhet och vård på lika villkor i svensk hälso- och sjukvård.

## II Slutsats

Med multinivåanalys kan en mer fördjupad information om geografiska skillnader och om effekter av den sociala miljön på individernas hälsa erhållas, jämfört med de ekologiska analysmetoder som hittills har använts.

De regionala skillnaderna i dödlighet efter första sjukhusinläggningen för hjärtsvikt var mycket små. Individuella faktorer framstod som mest relevanta för prognosen. Män hade en sämre prognos än kvinnor. För den lilla andel som avser landstingsnivåns betydelse gällde att ju högre läkartäthet, desto bättre var prognosen.

\*

Projektgruppen Aktiv analys i Region Skåne och professor Sven-Olof Isacson har hjälpt till med granskning av manuskriptet och kommit med värdefulla synpunkter. Studien har genomförts med stöd av ALF (avtal om samarbete om läkarutbildning och forskning)-medel för yngre forskare (Dr Juan Merlo).

## Referenser

- Haldeman GA, Croft JB, Giles WH, Rashidee A. Hospitalization of patients with heart failure: National Hospital Discharge Survey, 1985 to 1995. *Am Heart J* 1999;137:352-60.
- Erhardt L, Caidahl K, Eriksson H, Persson H, Sylven C. Hjärtsvikt. Stockholm: Socialstyrelsen; 1994. SoS-rapport.
- Nationella folkhälsokommittén. Hälsa på lika villkor – andra steget mot nationella folkhälsomål. Delbetänkande av Nationella folkhälsokommittén. Stockholm: Fakta info direkt; 1999:137.
- Goldstein H, Spiegelhalter D. League tables and their limitations: statistical issues in comparisons of institutional performance. *Journal of the Royal Statistical Society* 1996;159:385-443.
- Rice N, Leyland A. Multilevel models: applications to health data. *Journal of Health Services Research Policy* 1996;1:154-64.
- Leyland AH, Boddy FA. League tables and acute myocardial infarction. *Lancet* 1998;351:555-8.
- Duncan C, Jones K, Moon G. Context, composition and heterogeneity: using multilevel models in health research. *Soc Sci Med* 1998;46:97-117.
- Andersson J, Carling K, Mattson S. Att rangordna med säkerhet. Ny statistisk metodik visar vägen. *Läkartidningen* 2000;97:185-6.
- Merlo J, Östergren PO, Broms K, Björck-Linne A, Liedholm H. Survival after initial hospitalisation for heart failure: a multilevel analysis of patients in Swedish acute care hospitals. *J Epidemiol Community Health* 2001;55:323-9.
- Snijders TAB, Bosker RJ. Multilevel analysis – an introduction to basic and advanced multilevel modeling. Thousand Oaks, Calif: SAGE; 1999.
- Singer JD. Using SAS PROC MIXED to fit multilevel models, hierarchical models, and individual growth models. *Journal of Educational and Behavioural Statistics* 1998;24:333-5.
- Diez-Roux AV. Multilevel analysis in public health research. *Annu Rev Public Health* 2000;21:171-92.
- Rabash J, Browne W, Goldstein H, Yang M, Plewis I, Healy M, et al. A users' guide to MLwiN. Ed 2.1. London: Multilevel Models Project, Institute of Education, University of London; 2000.
- Diez-Roux AV. Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. *Am J Public Health* 1998;88:216-22.
- Bahri K. Hemorten styr hälsan. Atlas visar följden av olika livsstilar. *Landstingsvärlden* 2001:5.
- Morgenstern H. Ecologic studies. In: Rothman KJ, Greenland S, editors. *Modern Epidemiology*. 2nd ed. Philadelphia: Lippincott-Raven; 1998. p. 459-80.

## SUMMARY

Multilevel analysis of regional disparities in survival after heart failure  
Differences between county health services has little bearing on prognosis

**Juan Merlo, Kristian Broms, Per-Olof Östergren, Oskar Hagberg, Anders Norlund, Thor Lithman**

*Läkartidningen* 2001;89:4841-4

The prognosis for patients suffering from heart failure in Sweden differs from county to county, indicating a need for a comparative study in order to uncover the reasons. Conventional single-level analytical methods, however, underestimate the statistical uncertainty in such studies, leading to an inappropriate ranking of regions. Consequently, public opinion and decision-making may be misled. Conventional methods are also unable to disentangle the extent to which differences in prognosis may depend on individual or regional factors. Multilevel analysis, on the other hand, provides a better estimate of statistical uncertainty, and can both identify and quantify the extent to which differences in prognosis depend on either patient-related or regional factors.

Using multilevel analysis, we examined the one-year mortality of 38 343 heart failure patients for the period 1992–1995 in every county in Sweden. Regional differences in one-year mortality were found to be very small, the most relevant factors being individual ones. The limited differences distinguishable at the county level may be explained in part by physician density: the more physicians in a county, the better an individual patient's prognosis.

Correspondence: Juan Merlo, Dept of Community Medicine, Universitetssjukhus MAS, SE-205 02 Malmö, Sweden (juan.merlo@smi.mas.lu.se)