

# Påverkas individen av omgivningens sjukfrånvaro?

**PATRIK HESSELIUS, PER JOHANSSON OCH JOHAN VIKSTRÖM**

Patrik Hesselius är fil dr i nationalekonomi vid Uppsala universitet och verksam vid IFAU. Hans forskning ligger huvudsakligen inom arbetsmarknads- och hälsoekonomi. patrik.hesselius@ifau.uu.se

Per Johansson är professor i ekonometri vid Uppsala universitet och verksam vid IFAU. Han forskar kring mikroekonomi, arbetsmarknads-, hälso-, miljö- och transportekonomi. per.johansson@ifau.uu.se

Johan Vikström är doktorand i nationalekonomi vid Uppsala universitet och IFAU. Hans forskningsområden är ekonomisk teori och arbetsmarknadsekonomi, med fokus på socialförsäkringsfrågor. johan.vikstrom@ifau.uu.se

*Denna artikel studerar om individens sjukfrånvaro påverkas av omgivningens sjukfrånvaro. För att undersöka denna fråga använder vi oss av ett randomiserat socialt experiment vars syfte var att studera effekten av läkarintygskravet. Vi studerar hur de som ingick i kontrollgruppen (dvs de som skulle ha varit opåverkade av experimentet) påverkas av behandlingsgruppens förändrade sjukfrånvaro. Vi finner signifikanta effekter på kontrollgruppens sjukfrånvaro. Tolkningen av effekten är att en tioprocentig ökning av en grupp sjukfrånvaro leder till en ytterligare ökning av sjukfrånvaron med 5,7 procent, och med 13,3 procent på längre sikt.*

Inom den medicinska sociologin är det sedan länge välkänt att upplevd hälsa och upplevd sjukdom beror av individens omgivning och normer (se t ex Brown 1995). Eftersom upplevd hälsa bestämmer hur vi använder vår sjukförsäkring under de första sju dagarna vid en arbetsfrånvaro är det mycket troligt att också normer är betydelsefulla för hur vår sjukförsäkring används. I den här rapporten studerar vi om individens sjukfrånvaro påverkas av omgivningens sjukfrånvaro. Detta är av stort policyintresse eftersom policyinterventioner i försäkringen (t ex förändrad grad av kontroll av nyttjande eller förändringar i ersättningsnivån) i sådana fall inte enbart har en direkt effekt på användandet av sjukförsäkringen utan också långsiktiga effekter via förändrade normer.

Det grundläggande problemet med att skatta hur individen påverkas av omgivningens sjukfrånvaro är att individens sjukfrånvarobenägenhet påverkas av vänners och kollegors sjukfrånvaro men att också deras sjukfrånvaro påverkas av individens sjukfrånvaro. Detta problem (dvs vad är hönan och vad är ägget?) löser vi genom att använda ett omfattande socialt experiment i den svenska sjukförsäkringen som ökade sjukfrånvaron (via minskat krav på sjukintyg) för ett slumpmässigt urval av individer.<sup>1</sup> Idén är följande: om sjukfrånvaron påverkas av normer (sociala interaktioner) så kommer sjukfrånvaron bland dem som inte behandlades (dvs inte direkt omfattades av experimentet) att påverkas i relation till hur stor del av individens omgivning som omfattas av experimentet.

Vår definition av omgivning eller nätverk baseras på tidigare resultat som visar på att etnisk samhörighet är viktigt (se t ex Borjas 1992, 1995). Invandrade från samma födelseland definierar således ett nätverk.<sup>2</sup> De

<sup>1</sup> Experimentet som genomfördes andra halvåret 1988 i Göteborgs kommun beskrivs i detalj i avsnitt 3.

många invandrarföreningarna och religiösa samfunden ger en god möjlighet till informationsutbyte, vilket i sin tur kan leda till att korttidssjukfrånvaro bland de obehandlade också påverkas via sociala interaktioner.<sup>3 4</sup>

Huvudresultaten från denna studie är att vi finner en stor effekt av sociala interaktioner på sannolikheten att lämna en sjukperiod innan läkarintyg krävs (dvs under de sju första dagarna). En tioprocentig ökning av sjukfrånvaron i nätverket leder till en direkt minskning av sannolikheten att återvända till arbete efter en sjukfrånvaroperiod med 5,7 procent. Den slutgiltiga effekten (i en ny jämvikt) skattas till att sannolikheten att återvända till arbete minskar med 13,3 procent.

## 1. Vad vet vi om sociala normer?

Den empiriska forskningen om betydelsen av sociala normer inom ekonomi är relativt ny. Åberg m fl (2003) studerar hur sociala interaktioner påverkar individens arbetslöshetstid. De använder data för ungdomar mellan 20 och 24 år i Stockholmsområdet under perioden 1992–99. Resultaten ger stöd för att en hög arbetslöshet bland dem som en individ umgås med förlänger individens egen arbetslöshetsperiod. Sociala interaktioner och arbetslöshet har även studerats av bl a Clark (2003), Conley och Topa (2002) och Topa (2001).

Ichino och Maggi (2000) studerar sociala normer och sjukskrivningar i Italien. De använder data från en stor italiensk bank, där de skattar effekten av sociala normer genom att studera hur personer som byter arbetsplats (bankkontor) påverkas av bytet av kollegor och de nya kollegornas sjukfrånvaro. De finner att en tioprocentig ökning av sjukfrånvaron bland kollegor ökar individens sjukfrånvaro med 1,6 procent.

Lindbeck m fl (2004) studerar huruvida sjukskrivningsnivån inom bostadsområdet (församlingsnivå) och på arbetsplatsnivå är korrelerad med individens sjukskrivningsbeteende. De använder data från Västra Götaland under perioden 1995–2001 och studerar de som har en anställning. De finner att 0,6 procent av sjukskrivningsvariationen beror på bostadsortens sjukskrivningsnivå och 1,3 procent beror på arbetsplatsens sjukskrivningsnivå.

<sup>2</sup> Då den grupp som är född i Sverige inte lika tydligt har en gemensam bakgrund som invandrare, är det svårt att använda denna vid den empiriska analysen. Vi har dock inget skäl att tro att personer födda i Sverige skiljer sig från personer födda i utlandet vad gäller påverkan av sociala interaktioner.

<sup>3</sup> Vår nätverksdefinition har den svagheten att vi inte vet om personer i dessa nätverk verkligen interagerar med varandra. Vi har dock detaljerad information om när den invandrade kom till Sverige vilket ger oss möjligheten att testa nätverksdefinitionen. I Hesselius m fl (2008) visas även att designen av experimentet gör det möjligt att skatta effekten även om nätverken inte är helt perfekt specificerade. De detaljerade data som vi använder ger oss också möjlighet att genomföra ett flertal känslighetsanalyser, vilka bekräftar vårt huvudresultat.

<sup>4</sup> Det finns både endogena och exogena sociala interaktioner. I denna studie skattas endogena sociala interaktioner (dvs att individens beteende påverkas av gruppens beteende). I det följande benämner vi dessa, för enkelhets skull, endast sociala interaktioner.

En nyare studie är Lindbeck m fl (2007) som använder fyra olika ansatser för att identifiera sociala interaktioner. Resultaten från de olika ansatserna skiljer sig åt men deras slutsats är att en dags högre frånvaro i gruppen ökar den individuella frånvaron med ungefär 0,6 dagar.

Via en enkätundersökning finner Palmer (2006) stöd för att normer kan vara betydelsefulla för personers sjukskrivning. Det finns stora skillnader mellan intentionerna i sjukförsäkringssystemet och hur det används.

Vårt primära bidrag till litteraturen är att vi skattar sociala interaktioner i sjukfrånvaro med hjälp av en exogen variation (ökning) av sjukfrånvaron för en slumpmässigt utvald grupp inom ett nätverk.

## 2. Experimentet och tecken på effekter av sociala normer

I Sverige ersätter sjukförsäkringen inkomstbortfall för personer som inte kan utföra sitt vanliga arbete på grund av tillfällig sjukdom. Sjukförsäkringens ersättningsnivå har varierat under de senaste åren; 2008 ligger den på 80 procent av arbetstagarens tidigare löneinkomst upp till ett tak.<sup>5</sup> Under 1988, då experimentet genomfördes, var ersättningsnivån 90 procent och taket låg på 477 kr/dag.<sup>6 7</sup> Sedan 1992 har arbetsgivaren betalat sjuklönen under de första 14 till 28 dagarna i sjukperioden. 1993 infördes en karensdag.

Under de första sju dagarna i en sjukperiod är det i praktiken upp till individen att avgöra huruvida han/hon är sjuk. Det räcker att anmäla sig sjuk hos sin arbetsgivare och hos den lokala försäkringskassan. Från och med den åttonde dagen krävs dock ett läkarintyg för att ha rätt till fortsatt ersättning från sjukförsäkringen.

Experimentet som vi använder oss av i studien genomfördes i Göteborgs kommun under andra halvåret 1988.<sup>8</sup> Syftet med experimentet, som initierades av den lokala försäkringskassan, var att undersöka om och hur sjukfrånvaron förändrades när kravet på läkarintyg, dvs kontrollen av de sjukfrånvarande, senarelades. Tanken var att läkarintygskravet skulle medföra att arbetstagarna gick tillbaka för tidigt till jobbet vid en sjukdom. På längre sikt trodde man därför att läkarintygskravet ökade den totala sjukfrånvaron. För att testa denna hypotes genomförde man ett storskaligt experiment där en slumpmässigt utvald behandlingsgrupp (födda jämn dag) fick ha sjukpenning i fjorton dagar utan att behöva uppvisa läkarintyg. För jämförelsegruppen (födda udda dag) gällde den vanliga regeln om sju dagar.

<sup>5</sup> Detta tak var 307 500 kr, dvs för inkomster över 307 500 per år utges ingen sjukpenning.

<sup>6</sup> Detta är omräknat till dagens priser.

<sup>7</sup> Förutom den grundläggande ersättningen från sjukförsäkringen täcktes de flesta sysselsatta även av olika avtalssjukförsäkringar och allmänna gruppsjukförsäkringar under hösten 1988. Dessa regleras genom avtal och ersatte, generellt, ungefär 10 procent av tidigare inkomster.

<sup>8</sup> Ett liknande experiment genomfördes också i Jämtland, men eftersom det finns få invandrare i Jämtland använder vi oss endast av experimentet i Göteborg.

Information om experimentet spreds till alla inblandade parter – den sjukskrivne, läkarna, arbetsgivaren och allmänheten – innan det genomfördes. Massmedia var en viktig informationskanal men även broschyrer, planscher, konsulter och möten användes. Kortare information om experimentet fanns också på den blankett som alla sjukskrivna fyllde i för att få ersättning från sjukförsäkringen. Som ett resultat av förlängningen ökade den kortvariga sjukfrånvaron, vilket gjorde att man avslutade experimentet då det inte fick den effekt man förväntade sig. För en mer detaljerad beskrivning av experimentet, se Hesselius m fl (2005).

Om sociala normer påverkar sjukskrivningsbeteendet är det troligt att den ökning av sjukfrånvaron som uppstod till följd av förlängningen av den intygsgfria perioden även påverkar jämförelsegruppen. Ett sätt att skatta denna effekt är att jämföra hur jämförelsegruppen i Göteborgs kommun påverkades av experimentet relativt de som bodde i omgivande kommuner (förorter). Förortsinvånarna kan även i sin tur påverkas av den sociala normen genom vänner samt arbetskamrater som ingår i behandlingsgruppen. Troligen minskar sannolikheten att ens vänner eller kollegor ingår i behandlingsgruppen eller de påverkade jämförelsegrupperna med avståndet från Göteborgs kommun. Detta ger att normeffekten av ökningen av sjukfrånvaron som experimentet resulterade i förväntas klinga av med avståndet från Göteborgs kommun.

I kartan nedan (figur 1) så presenteras indelningen av de områden som vi studerar. I Göteborgs kommun (svart) har vi två grupper att studera – behandlingsgruppen som fick en förlängd intygsgfri period och jämförelsegruppen med bibehållet intygskrav (dvs efter 7 dagars sjukfrånvaro). De omgivande kommunerna (mörkgrått) och de yttre kranskommunerna (ljusgrått) utgör varsin grupp.

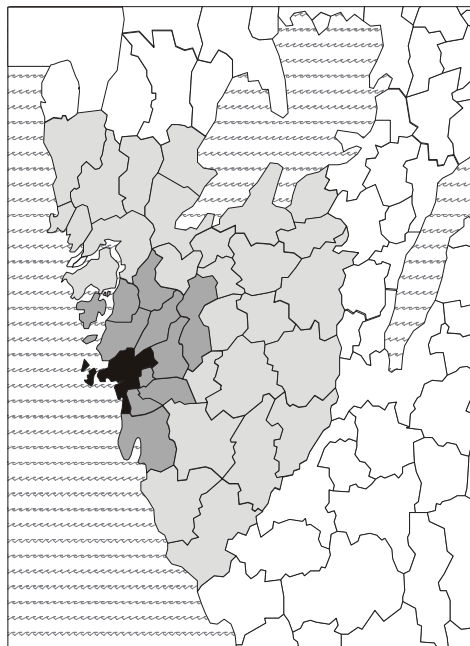
Vi beräknar skillnaden i sjukfrånvaro mellan våren och hösten 1988 för de tre skuggade områdena i figur 1.<sup>9</sup> Vi gör också denna beräkning separat för de behandlade och obehandlade inom Göteborgs kommun. Sedan skattas effekten av normer genom att relatera skillnaderna för de obehandlade inom Göteborgs kommun och individerna boende i de inre kranskommunerna (mörkgrå) mot skillnaderna i sjukfrånvaro för individerna boende i de yttre kranskommunerna (ljusgrå).<sup>10</sup>

Resultaten från denna enkla analys presenteras i tabell 1. De visar att ju närmare vi kommer behandlingsgruppen desto mer ökar sjukfrånvaron bland de obehandlade. I de omgivande kommunerna ökade sjukfrånvaron med 2,9 procent mer än i de yttre kranskommunerna. Motsvarande effekt för kontrollgruppen i Göteborgs kommun är 4,8 procent. Dessa skattningar kan jämföras med att effekten av en förlängd läkarintygsgfri period med en

<sup>9</sup> Se avsnitt 5 för beskrivning av data.

<sup>10</sup> Detta kallas för en *difference-in-difference*-ansats i den ekonomiska litteraturen. För att beräkna den procentuella avvikelserna har vi dividerat den absoluta skillnaden med vad sjukskrivningsnivån borde ha varit om inte experimentet hade genomförts. Som mått på sjukfrånvaro har vi använt sjukfrånvaro som följs i maximalt 28 dagar.

Figur 1  
 Göteborgs kommun  
 (svart), omgivande  
 kommuner som till-  
 sammans med Göte-  
 borgs kommun bildar  
 ”stor-Göteborg”  
 (mörkgrå) samt  
 yttre kranskommuner  
 (ljusgrå)



Källa: Egna beräkningar utifrån datamaterialet beskrivet i avsnitt 5.

Tabell 1  
 Effekten av experi-  
 mentet för de  
 behandlade och de  
 obehandlade

Grupp	Estimat (%)	Standardfel (%)
Gbg – Behandlade	10,7 ***	0,9
Gbg – Obehandlade	4,8 ***	0,9
Omgivande kommuner	2,9 ***	1,0
Yttre kranskommuner	Referens	-

Anm: Skattningarna baseras på individuella skillnader (höst-vår) i sjukfrånvaro. 12 kommuner är omgivande kommuner till Göteborg. Antalet yttre kranskommuner är 27. Standardfel skattas genom att klustra på kommun. \*, \*\* och \*\*\* markerar statistiskt säkerställda skillnader från noll vid 10, 5 och 1 procents risk.

Källa: Egna beräkningar utifrån datamaterialet som finns beskrivet i avsnitt 5.

vecka skattas signifikant till 10,7 procent. Detta estimat är summan av den direkta behandlingseffekten och effekten av normer. Under antagandet att effekten av normer är densamma för dem som fick en förlängd intygfri period och för dem som var obehandlade så skattas den direkta behandlingseffekten till 5,9 procent (10,7 procent – 4,8 procent). Denna relativt enkla analys ger en fingervisning om att sociala normer kan ge en relativt stor effekt på sjukfrånvaron.

### 3. Sociala interaktioner

Den ovan presenterade analysen säger bara att normer spelar roll men ger oss ingen uppfattning om hur betydelsefulla dessa effekter är. Policymässigt är det av stort intresse om det finns sociala interaktioner, dvs att individers (förväntade) beteende påverkar andra individers beteende. Att skatta dessa sociala interaktioner är dock mycket svårt.<sup>11</sup> För att göra detta på ett helt korrekt sätt skulle vi vilja veta vilka individen umgås med och således påverkas av. En sådan exakt information är mycket svår att få tag på. Vidare behövs det att en del av gruppen börjar sjukskriva sig mer än vad som är normalt för gruppen. Vår ansats är att använda oss av grupper med något observerbart gemensamt, som indikerar att de interagerar med varandra, och av experimentet som förändrade dessa gruppers sjukskrivningar helt exogent bland de direkt behandlade. Invandrargrupper (definierat som samma födelseland) är en sådan gruppindelning. Eftersom experimentet endast genomfördes i Göteborgs kommun och inte bland de kringliggande kommunerna kommer olika invandrargrupper att ha olika andel som har fått behandlingen (dvs förlängd intygsfri period), beroende på var de bor. Personer anställda i statlig sektor var undantagna från experimentet, vilket även det kan skapa en liten variation i andelen behandlade mellan invandrargrupper. Skillnaden i den andel som får behandlingen, dvs en förlängning av den intygsfria perioden från 7 till 14 dagar, är det som används för att skatta existensen och storleken på de sociala interaktionerna.

Vi studerar hur invandrare som ingick i jämförelsegruppen påverkades av sjukfrånvaron bland de övriga i invandrargruppen. För att fånga effekten av gruppens sjukfrånvaro på individens sjukfrånvaro och inte det omvända<sup>12</sup> använder vi oss av andelen behandlade i invandrargruppen som ett sk instrument för förändringen i gruppens sjukfrånvaro.

### 4. Data

Datamaterialet som vi använder för att rekonstruera behandlings- och jämförelsegruppen kommer från SCB samt från Försäkringskassans register. Det senare registret innehåller information om personers samtliga sjukfrånvaroperioder under perioden 1987–89.

Urvalet är begränsat till individer i åldern 20–60 år i Göteborgs kommun och omgivande 12 kommuner.<sup>13 14</sup> Urvalet består av 428 730 individer under 1988, av vilka 59 152 var invandrare. Datamaterialet innehåller invandrare från 83 länder med minst tio personer av samma ursprung. Den

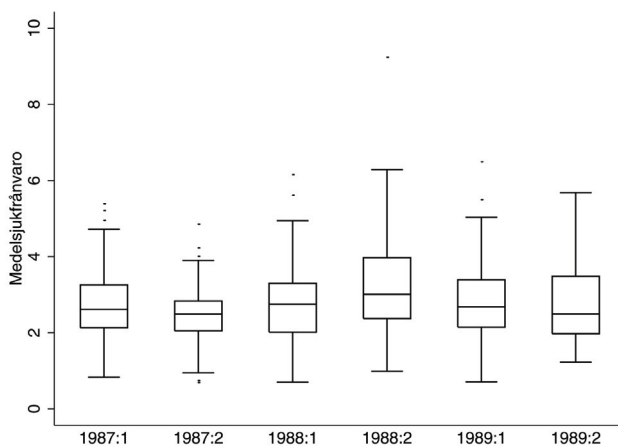
<sup>11</sup> Se Manski (1993) för en utförlig diskussion av identifikationsproblemet. Problemet beskrivs med huruvida man kan identifiera om det är individen som styr spegelbildens rörelse eller om det är spegelbildens som styr individen. Identifikationsproblemet benämns därför reflektionsproblemet i litteraturen.

<sup>12</sup> Det vill säga att individen påverkar de andras sjukfrånvaro.

<sup>13</sup> I avsnitt 3 användes även motsvarande population för 27 kranskommuner.

<sup>14</sup> Dessa kommuner är Ale, Alingsås, Härryda, Kungsbacka, Kungälv, Lerum, Lilla Edet, Mölndal, Partille, Stenungsund, Tjörn och Öckerö.

*Figur 2*  
Fördelningen av medelsjukfrånvaron för de 83 invandrargrupperna för varje halvår från 1987–89. Rektangeln avgränsas av första och tredje kvartilen, strecket i rektangeln är medianen och ändpunkterna utgör den 5:e respektive den 95:e percentilen



*Anm:* I beräkningarna har endast den kortvariga sjukfrånvaron använts.

*Källa:* Egna beräkningar utifrån datamaterialet beskrivet i avsnitt 5.

största gruppen invandrare kommer från Finland. Andra stora invandringsgrupper är invandrare från de övriga nordiska länderna, Ungern, tidigare Jugoslavien,<sup>15</sup> Polen, Tyskland, Iran, Estland, Turkiet och Chile.

Det är en stor variation i den andel som fick behandlingen mellan de olika invandrargrupperna, från 14 till 59 procent. Den huvudsakliga variationen kommer från var personerna bor och inte från skillnader i andelen statligt anställda. Medelsjukfrånvaron varierar kraftigt mellan invandrargrupperna men också till viss del över tiden (se figur 2). Man kan tydligt se effekten av experimentet i figur 2 om man jämför mediansjukfrånvaron (strecket i mitten av rektangeln) under andra halvåret 1988 med median-sjukfrånvaron andra halvåren 1987 och 1989.

I tabell 2 presenteras resultat från beräkningar av medelvärdeskilnader i personers sjukfrånvaro för varje halvår för perioden 1987–89. Skattningarna presenteras separat för de behandlade och obehandlade personerna. Eftersom skattningen görs på differenser på individnivå mellan andra och första halvåret kontrollerar vi inte enbart för eventuell säsongsvariation i korttidssjukfrånvaro utan också för individuella skillnader i sjukfrånvarobenägenhet som är konstant över de tre åren (t ex skillnader som beror på hälsa, inkomst, arbetsmiljö m m). Från tabell 2 kan vi se att halvårsskillnaden (hösten mot våren) av korttidssjukfrånvaron under 1988 är positiv medan den är negativ för de två omkringliggande åren. De behandlade är frånvarande en dag mer i genomsnitt under andra halvåret 1988. Även för de icke behandlade ökade frånvaron under andra halvåret 1988. Ökningen

<sup>15</sup> Det är värt att notera att de allra flesta invandrare från det tidigare Jugoslavien var serber (Magnusson 1989). Detta innebär att etniska konflikter inte borde vara ett problem bland denna invandrargrupp. Vi tar också bort dessa invandrade personer från det tidigare Jugoslavien i en känslighetsanalys. Resultaten förändras inte av denna begränsning.

Tabell 2  
Medelvärden av halvårsdifferenser (höst/vår) av korttidsjukfrånvaro i Göteborgs kommun med kranskommuner för 1987, 1988 and 1989

	Ej behandlade		Behandlade	
	Estimat	Standardfel	Estimat	Standardfel
1987	-0,323***	0,026	-0,265***	0,043
1988	0,228***	0,026	1,064***	0,043
1989	-0,095***	0,025	-0,102**	0,042

*Anm:* Data består av alla invandrare med ett nätverk med fler än 10 personer. Robusta standardfel \*, \*\* och \*\*\* markerar statistiskt signifikanta skillnader från noll vid 10, 5 och 1 procentnivån.

*Källa:* Egna beräkningar utifrån datamaterialet som finns beskrivet i avsnitt 5.

med 0,23 dagar i genomsnitt kan bero på slumpen (t ex en osedvanligt tuff influensa 1988 i jämförelse med de två andra åren) men den kan också bero på en spridningseffekt från experimentet till de obehandlade, dvs en effekt av normer.

## 5. Hur stora är de sociala effekterna?

För att gå vidare och skatta storleken på de sociala interaktionerna måste vi ha en teori. Vår utgångspunkt är att individerna väljer sitt arbetsutbud (eller sjukfrånvaro) så att de maximerar sin nytta. Individens indirekta nyttofunktion bestäms förutom av kostnaden av att vara frånvarande även av det sociala stigma av att vara frånvarande som kommer från hans/hennes nätverk.<sup>16</sup>

Den empiriska strategin går ut på att i ett första steg relatera andelen korttidsfrånvarande per invandrargrupp till andelen ”behandlade” i varje invandrargrupp. I ett andra steg används den andel korttidsfrånvarande som prediceras i steg 1 som förklarande variabel i två regressioner. I den ena regressionen skattas sannolikheten att påbörja en sjukskrivning (incidens) och i den andra skattas sannolikheten att lämna en sjukskrivning (hasarden). I dessa regressioner kontrollerar vi för invandrargrupp och varaktighetsberoende (i hasardfallet).

### Resultat

Tabell 3 presenterar resultaten: i kolumn (1) visas den skattade effekten på hasarden (dvs sannolikheten att avsluta en sjukskrivning) och i kolumn (2) effekten på incidensen (dvs sannolikheten att påbörja en sjukskrivning). Vi kan se att båda skattningarna uppvisar förväntat tecken men att endast effekten på hasarden är statistiskt säkerställd.

Det är svårt att tolka storleken på denna effekt varför vi på rad två beräknar marginaleffekten<sup>17</sup> av en exogen ökning av sjukfrånvaron i gruppen

<sup>16</sup> För en utförlig redovisning av teori och antaganden hänvisar vi till Hesselius m fl (2008). Här väljer vi att i stället skissa på den empiriska strategin och fokusera på resultaten.

<sup>17</sup> Eftersom det är en icke-linjär modell (i detta fall logistisk) så skiljer sig marginaleffekten från den skattade parametern. Vi väljer, som brukligt, att beräkna marginaleffekten utvärderad vid medelhasarden (0,165). Detta ger att marginaleffekten är  $-0,035 (-0,275 * 0,165 * (1 - 0,165)) = -0,035$ .



Tabell 3  
Effekter av normer på sannolikheten att avsluta en sjukfrånvaro (hasard) och sannolikheten att påbörja en sjukfrånvaro (incidens)

	Hasard (1)		Incidens (2)	
	Estimat	Standardfel	Estimat	Standardfel
Gruppens sjukfrånvaro	-0,275***	0,103	0,026	0,838
Marginal effekt	-0,035		0,0002	

Anm: Robusta standardfel. \*, \*\* och \*\*\* visar på signifikans på 10, 5 och 1 procentnivån.

Källa: Egna beräkningar utifrån datamaterialet som finns beskrivet i avsnitt 5.

med en procentenhet. En sådan ökning av sjukfrånvaron leder till en minskning av hasarden med 0,035 procentenheter. I relation till medelsjukfrånvaron (2,68) och medelhasarden (0,165) så ger detta en elasticitet på -0,57. En ökning av medelsjukfrånvaron med tio procent ger med andra ord en minskning av hasarden med 5,7 procent.

Effekten på incidensen av sjukfrånvaro är positiv, dock långt ifrån statistiskt signifikant (se tabell 3 kolumn 4 och 5). En förklaring till att vi finner effekter på hasarden men inte på incidensen kan vara att sjukfrånvarande personer i huvudsak interagerar med varandra.

Vi har gjort en mängd olika känslighetsanalyser som alla ger kvalitativt samma resultat som de resultat som presenteras ovan (se Hesselius m fl 2008) för detaljer.<sup>18</sup>

För att försäkra oss om att vi inte fångat ett falskt samband har vi även utsatt vår modell för en mängd olika tester. I dessa tester så skattar vi modeller i situationer då vi inte ska finna några effekter. Om vi hittar ”effekter” trots detta har vi skäl att tro att våra skattningar inte är en effekt av sociala interaktioner utan i stället kommer från något annat. Vi har skattat regressioner med data för 1987 och 1989. Vi skattade också samma modeller med data från Stockholm 1988. Ingen av dessa skattningar är positiv och statistiskt signifikant. I en av dessa sammanlagt sex känslighetsanalyser är den negativa skattningen statistiskt säkerställd på 10 procentnivå. Vi ser därför inget skäl att tro att vi fångat ett falskt samband (för en mer utförlig diskussion, se Hesselius m fl 2008).

## 6. Sammanfattning

Resultatet från denna studie visar att sociala interaktioner är av vikt vid analys av socialförsäkringen. Vi har skattat betydelsen av sociala interaktioner på ett trovärdigare sätt än i tidigare studier eftersom vi kunnat använda en variation i referensgruppens sjukfrånvaro som genererats via ett experiment.

<sup>18</sup> Vi har t ex skattat modeller med: (1) alternativa specifikationer på nätverksstorlek, (2) alternativa funktionsformer, (3) alternativa specifikationer på nätverk (t ex invandrare som anlänt vid samma tidpunkt och invandragrupper inom samma församling) och (4) två andra specifikationer för förstastegskattning.

Vi finner sociala interaktionseffekter i kortvarig sjukfrånvaro (utan läkarintygskrav), vilket i sin tur påvisar att normer påverkar individens frånvarobeteende. Om medelsjukfrånvaron i invandrargruppen ökar med 10 procent så finner vi att sannolikheten att återgå till arbete minskar med 5,7 procent på grund av sociala interaktioner. Utifrån den skattade kortsiktiga effekten har vi beräknat den långsiktiga effekten av sociala interaktioner till 13,3 procent.

Policyrelevansen av våra resultat är stor. Tidigare forskning har visat att exempelvis ersättningsnivåer (se t ex Johansson och Palme 2005) eller nivå på kontrollen av rätten till ersättning (se t ex Hesselius m fl 2005), påverkar hur mycket försäkringen nyttjas. Våra resultat lägger till en ytterligare faktor att ta hänsyn till, nämligen sociala normer eller sociala interaktioner. Vår studie visar att normer genom sociala interaktioner har stor inverkan på hur försäkringen nyttjas. Därigenom kan starka normer göra att försäkringen inte felaktigt utnyttjas även om försäkringen är generös. Resultaten är också viktiga då de påvisar förekomsten av en dynamisk multiplikator driven av sociala interaktioner. Genom denna kommer förändringar i sjukförsäkringen, exempelvis förändrad skadereglering, inte bara att ha en direkt effekt på sjukfrånvaron utan också en indirekt effekt genom sociala interaktioner och därigenom en ännu större total effekt.

Borjas, G (1992), "Ethnic Capital and Intergenerational Mobility", *Quarterly Journal of Economics*, vol 107, s 123-150.

Borjas, G (1995), "Ethnicity, Neighbourhoods, and Human-Capital Externalities", *American Economic Review*, vol 85, s 365-390.

Brown, P (1995), "Naming and Framing: The Social Construction of Diagnosis and Illness", *Journal of Health and Social Behavior*, vol 35, s 34-52.

Clark, A (2003), "Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data", *Journal of Labor Economics*, vol 21, s 323-351.

Conley, T G och G Topa (2002), "Socio-Economic Distance and Spatial Patterns in Unemployment", *Journal of Applied Econometrics*, vol 17, s 303-327.

Hesselius, P, P Johansson och L Larsson (2005), "Monitoring Sickness Insurance Claimants: Evidence from a Social Experiment", Working Paper 2005:15, IFAU, Uppsala.

Hesselius, P, P Johansson och J Vikström (2008), "Monitoring and Norms in Work Absence: Evidence from a Natural Experiment", Working Paper 2008:8, IFAU, Uppsala.

Ichino, A och G Maggi (2000), "Work Environment and Individual Background: Explaining Regional Shirking Differentials in a

Large Italian Firm", *Quarterly Journal of Economics*, vol 115, s 1057-1090.

Johansson, P och M Palme (2005), "Moral Hazard and Sickness Insurance", *Journal of Public Economics*, vol 89, s 1879-1890.

Lindbeck, A, M Palme och M Persson (2004), "Sjukskrivning som ett socialt fenomen", *Ekonomisk Debatt*, årg 32, nr 4, s 50-62.

Lindbeck, A, M Palme och M Persson (2007), "Social Interaction and Sickness Absence", IFN Working Paper 725, Institutet för Näringslivsforskning, Stockholm.

Magnusson, K (1989), "Jugoslaver i Sverige. Invandrare och identitet i ett kultursociologiskt perspektiv", Uppsala Multiethnic Papers 17, Centrum för multietnisk forskning, Uppsala universitet.

Manski, C (1993), "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem", *Review of Economic Studies*, vol 60, s 531-542.

Palmer, E (2006), "Sjukförsäkring, kulturer och attityder – fyra aktörers perspektiv", Försäkringskassan Analyserar 2006:16, Stockholm.

Topa, G (2001), "Social Interactions, Local Spillovers and Unemployment", *Review of Economic Studies*, vol 60, s 261-295.

Åberg, Y, P Hedström och A-S Kolm (2003), "Social Interactions and Unemployment", Working Paper Series 2003:18, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.

## REFERENSER