

Hur påverkar kravet på läkarintyg sjukfrånvaron? Erfarenheter från ett socialt experiment

Artikeln redovisar resultat från ett unikt experiment, som genomfördes 1988 i Jämtland och Göteborg för att studera hur individers sjukfrånvaro påverkas av kravet på läkarintyg. I båda regionerna fick en slumpvist utvald grupp längre tid på sig innan de måste uppvisa läkarintyg för att få sjukskrivningen förlängd. Resultaten visar att antalet sjukfrånvarodagar i genomsnitt ökade med 6,6 procent när kravet på läkarintyg senarelades. Män reagerade starkare på minskad kontroll än kvinnor. Hur ofta individerna blev sjukskrivna påverkades däremot inte.

Figur 1 visar andelen sjukfrånvarande i arbetskraften under perioden 1983–2003 i Finland, Tyskland och Sverige. Figuren är intressant av åtminstone två skäl: i) det finns klara skillnader i sjukfrånvaronivån mellan de tre länderna, samt ii) i Sverige varierar sjukfrånvaron kraftigt över tiden, vilket den inte gör i de andra länderna.

Varför skiljer sig då trenden och nivån mellan dessa tre länder som i så många andra aspekter är väldigt lika varandra? Ett flertal hypoteser har lagts fram. Även om de flesta hälsoindikatorer pekar på att svenskar är friskare än befolkningen i många andra länder, finns det forskare som hävdar att den psykosociala hälsan har försämrats den senaste tiden och detta speciellt i Sverige. Andra forskare pekar ut skillnader i arbetskraftens sammansättning som en potentiell förklaring. I Sverige deltar nämligen relativt många kvinnor och äldre i arbetskraften och därmed är också den genomsnittliga sjukfrånvaron högre, då dessa grupper generellt sätt är sjukfrånvarande i högre utsträckning. Detta förklarar knappast de stora variationerna i Sverige, men eventuellt en del av skillnaden i nivåerna. Även skillnader i moral och sociala normer föreslås ibland ligga bakom skillnaderna i sjukfrånvaron, både över tiden och mellan länder.

I denna artikel fokuserar vi på ytterligare en tänkbar förklaringsfaktor, nämligen institutioner. Till vilken grad kan sjukfrånvaromönstret i ett land förklaras av hur landets sjukförsäkringssystem är uppbyggt? Detta är naturligtvis en komplex fråga då sjukförsäkringssystemet består av många komponenter, t ex vem som finansierar och administrerar systemet samt storleken på ersättningen. Alla dessa faktorer kan påverka användningen.

Den ekonomiska litteraturen som analyserar institutioners roll är omfattande. De flesta studier undersöker hur förändringar i ersättningsnivån påverkar antalet sjukskrivna och längden på sjukperioderna. Resultaten visar samstämmigt att en högre ersättningsnivå ökar sjukfrånvaron.

PATRIK HESSELIUS, PER JOHANSSON, LAURA LARSSON

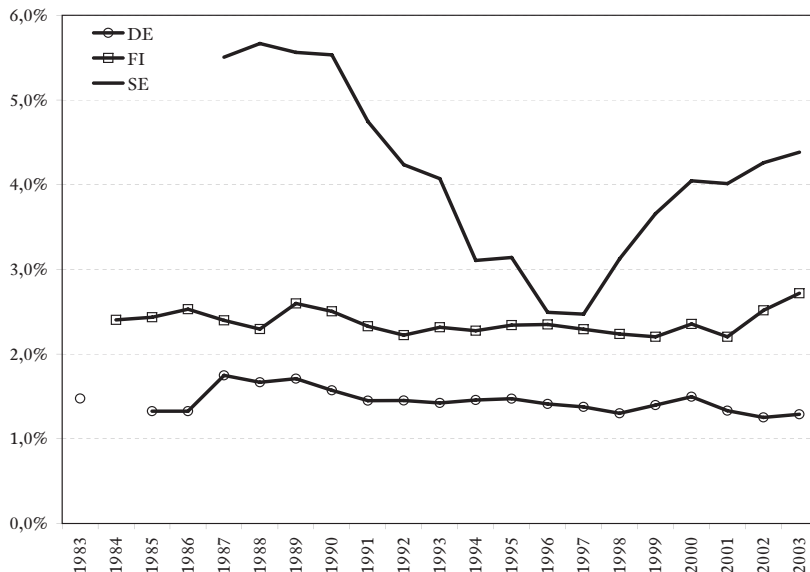
Patrik Hesselius är fil dr i nationalekonomi vid Uppsala universitet samt verksam vid Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU). Hans forskning ligger huvudsakligen inom arbetsmarknads- och hälsoekonomi.
patrik.hesselius@nek.uu.se

Per Johansson är professor i nationalekonomi vid Uppsala universitet och verksam vid IFAU. Han har i sin forskning sysslat med socialförsäkringars effekter på arbetsmarknaden.
per.johansson@ifau.uu.se

Laura Larsson, fil dr i nationalekonomi, är verksam vid IFAU och extern forskningsledare vid SNS. Fokus i hennes forskning ligger på socialförsäkringar och utvärdering av arbetsmarknadspolitik.
laura.larsson@ifau.uu.se

Vi tackar Anders Forslund, Ulf Gabrielli och Peter Nilsson för att på olika sätt ha varit behjälpliga med denna artikel.

Figur 1
Sjukfrånvaro i
Sverige, Finland
och Tyskland,
1983–2003



Anm: Figuren visar den andel av arbetskraften som i arbetskraftsundersökningar har svarat att de varit frånvarande från arbete pga sjukdom under hela mätveckan. Därmed är alla typer av sjukfall som pågår minst en vecka medräknade.

Källa: Eurostat, bearbetat av Försäkringskassan.

För svenska studier se t ex Johansson och Palme (1996, 2002 och 2005), Henrekson och Persson (2004), Hesselius (2004) samt Larsson (2006).

Det finns betydligt färre empiriska studier kring effekterna av kontroll och sanktioner inom sjukförsäkringen.¹ Denna studie fokuserar på kontroll och vi undersöker hur kravet på att uppvisa läkarintyg påverkar människors sjukfrånvarobeteende. I Sverige måste man besöka en läkare och få ett intyg om nedsatt arbetsförmåga senast den åttonde sjukdagen för att få fortsatt kompensation från sjukförsäkringen. I Finland och Tyskland ställs detta krav generellt redan från den tredje frånvarodagen.

För att studera om tidpunkten då läkarintyg måste uppvisas påverkar sjukskrivningarna utnyttjar vi ett socialt experiment som genomfördes i Jämtlands län och Göteborgs kommun i slutet av 1980-talet. På basis av födelse datum fördelades de sjukförsäkrade slumpmässigt i två lika stora grupper: en behandlingsgrupp och en jämförelsegrupp. Individerna i behandlingsgruppen behövde inte uppvisa ett läkarintyg förrän efter fjorton dagars sjukskrivning. För jämförelsegruppen gällde den sedvanliga sjudagarsperioden.²

¹ Effekter av sanktioner inom arbetslöshetsförsäkringen studeras i Boone, Fredriksson, Holmlund och van Ours (2002), Fredriksson och Holmlund (2003), Lalive, van Ours och Zweimüller (2002) och van den Berg och van der Klaauw (2001).

² Varken resultaten eller något annat material från experimentet har tidigare publicerats. Den enda tillgängliga informationen om experimentet är en intern rapport hos de lokala försäkringskassorna i Jämtlands och Västra Götalands län (Försäkringskassan 1998). Men tack vare att vi känner till urvalsprincipen kan vi återskapa behandlings- och jämförelsegrupperna med data från Försäkringskassan.

Kontrollerade experiment är mycket ovanliga inom samhällsvetenskapen, samtidigt som de har stora fördelar för tolkningen av resultaten. Den största fördelen är att ett experiment – givet att det är korrekt genomfört – eliminerar problemet med selektion: i och med att behandlings- och kontrollgruppen är slumpmässigt utvalda kan skillnaden mellan grupperns utfall efter behandlingen tolkas som en effekt av behandlingen. I icke-experimentella studier kan man aldrig vara helt säker på att skillnaden i utfall inte återspeglar systematiska, men för forskaren osynliga, skillnader i andra egenskaper mellan grupperna. Tyvärr har experiment inom samhällsvetenskapen ofta ansetts oetiska och är därmed betydligt ovanligare än t ex inom den medicinska forskningen.

Resultaten i vår studie är tydliga: sjukfrånvaron ökade då kravet på läkarintyg mildrades. Medellängden på sjukfrånvaroperioden förlängdes från 11,86 till 12,64 dagar.³ Tydligt är också att sannolikheten att återgå till arbetet är störst dagen innan läkarintyget måste uppvisas, alltså antingen vid dag sju (jämförelsegrupp) eller dag fjorton (behandlingsgrupp). Efter de två första sjukveckorna skiljer sig gruppernas benägenhet att återgå till arbete inte åt.

Vi presenterar tre mått på resultatens ekonomiska innebörd som alla visar på en relativt kraftig effekt: (i) Experimentet ökade utbetalningarna av sjukpenning men minskade antalet läkarbesök i behandlingsgruppen. Kostnaden var dock nästan sex gånger större än den maximala besparingen i form av färre läkarbesök. (ii) Experimentet gav en effekt motsvarande effekten av en sexprocentig ökning i sjukförsäkringens ersättningsnivå. (iii) Beräkningar utifrån våra resultat visar att om den sjukskrivne i Sverige hade varit tvungen att uppvisa ett läkarintyg lika fort som dennes motsvarighet i Finland eller Tyskland, skulle sjukfrånvaron i Sverige ha minskat med ungefär tio procent.

1. Experimentet

I Sverige ersätter sjukförsäkringen inkomstbortfall för individer som inte kan utföra sitt vanliga arbete pga tillfällig sjukdom. Sjukförsäkringens ersättningsnivå har varierat under de senaste åren. I dag, februari 2006, ligger den på 80 procent av arbetstagarens tidigare löneinkomst upp till ett tak på 652 kronor/dag. I slutet av 1980-talet, då experimentet genomfördes, var ersättningsnivån 90 procent och taket låg på 477 kronor/dag.⁴ 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 sjukskrivning är det i praktiken upp till individen att avgöra huruvida han/hon är sjuk. Det räcker att anmäla sig

³ Givet en uppföljningstid på max 365 dagar. Data medger inte slutsatser för längre perioder.

⁴ Förutom den grundläggande ersättningen från sjukförsäkringen så täcks de flesta sysselsatta även av olika avtalssjukförsäkringar och allmänna gruppsjukförsäkringar. Dessa regleras genom avtal och ersätter, generellt, ungefär 10 procent av tidigare inkomster.

sjuk hos sin arbetsgivare och hos den lokala försäkringskassan. Fr o m den åttonde dagen krävs ett läkarintyg för att ha rätt till fortsatt ersättning från sjukförsäkringen.

Experimentet som vi studerar genomfördes under andra halvåret 1988 i Jämtlands län och Göteborgs kommun. Syftet var att undersöka om och hur sjukfrånvaron förändras när kravet på läkarintyg, dvs kontrollen av de sjukskrivna, senareläggs. Anledningen till försöket var att man trodde att många arbetstagare gick till läkare i onödan (dvs endast för att erhålla ett sjukintyg). Genom att senarelägga kravet på sjukintyg en vecka skulle mindre onödiga sjukskrivning göras och läkarnas arbete med sjukskrivning minska. En slumpmässigt utvald behandlingsgrupp tilläts uppbära sjukpenning fjorton dagar utan att behöva uppvisa läkarintyg. För jämförelsegruppen gällde den vanliga regeln om sju dagar. Information om experimentet spreds till alla inblandade parter – den sjukskrivne, läkarna, arbetsgivaren och allmänheten – innan det genomfördes.

Försäkringskassan hade flera motiv till experimentet. Alla byggde på en idé om att de minskade kraven skulle leda till besparingar för samhället. För det första skulle onödiga läkarbesök undvikas och kostnaderna för individen, sjukvården och därmed staten skulle reduceras. Man trodde också att läkarna rutinemässigt sjukskrev individer under längre perioder än vad som var nödvändigt. Med en tvåveckorsgräns skulle många individer hinna återvända till arbetet innan en läkare behövde intyga sjukdomstillståndet. Slutligen, och möjligen motsägande de tidigare argumenten, så förväntades visserligen några individer stanna hemma längre. Men detta antogs vara bra eftersom dessa inte längre kände ett tryck att återvända till arbetet innan de helt återhämtat sig. Risken för att dessa individer ånyo skulle sjukskriva sig skulle därmed minska (Försäkringskassan 1998).

Experimentet påbörjades i juli 1988. Vid den tidpunkten fanns det ungefär 70 000 försäkrade i Jämtland och omkring 240 000 i Göteborg. Experimentet utformades något olika i de två områdena. Idén att testa en tvåveckorsperiod för läkarintyget föddes i Jämtland i mitten på 1980-talet och hade varit i bruk för *alla* försäkrade sedan januari 1987. I Göteborg gällde den sedvanliga sjudagarsperioden utan läkarintyg fram till experimentet. I Göteborg innebar således experimentet att reglerna mildrades för hälften av de försäkrade medan reglerna i Jämtland blev mer strikta för hälften av de försäkrade. För att framställningen ska vara så klar som möjligt bortser vi dock från skillnaden och kallar gruppen med en fjortondagarsperiod för behandlingsgruppen och gruppen med en sjudagarsperiod för jämförelsegruppen.

Alla parter blev informerade om experimentet i förväg eller åtminstone under tiden. Massmedia var en viktig informationskanal men även broschyrer, planscher och möten förekom. Kortare information om experimentet fanns också på den blankett som alla sjukskrivna fyllde i för att få ersättning från sjukförsäkringen.

Urvalet till jämförelse- respektive behandlingsgruppen baserades på

Tabell 1
Antalet försäkrade
1 juli–31 december,
1988

	Jämförelsegrupp	Behandlingsgrupp	Totalt
Jämtland	33 135	31 861	64 996
Göteborg	121 276	116 115	237 391

födelsedatum. Behandlingsgruppen bestod av individer födda på ett jämnt datum och jämförelsegruppen av individer födda på ett ojämnt datum.⁵

Datamaterialet som vi använder för att rekonstruera behandlings- och jämförelsegruppen är hämtat från Försäkringskassans register.⁶ Det innehåller information om individers sjukfrånvaroperioder, födelsedatum, kön och inkomst. Tabell 1 visar fördelningen av sjukförsäkrade i jämförelse- respektive behandlingsgruppen för de två experimentområdena.⁷

I tabell 2 visas deskriptiv statistik för behandlings- och jämförelsegruppen uppdelat på de två regionerna. Vi förväntar oss inga skillnader mellan grupperna eftersom urvalet till behandlings- och jämförelsegruppen var slumpmässigt. Tabell 2 bekräftar förväntningarna: Inkomst- och könsfördelningen liksom genomsnittsålder och genomsnittssjukfrånvaro innan experimentet är nästintill identiska. Detta är viktigt eftersom vår analys baseras på att urvalet var slumpmässigt.

I Jämtland hade alla sjukskrivna omfattats av fjortondagensregeln sedan januari 1987. Det är således något förvånande att Göteborg uppvisar fler sjukdagar per försäkrad än Jämtland under första halvåret 1988. Dessutom har förhållandet mellan Göteborg och Jämtland blivit det motsatta sedan dess. I dag är sjukfrånvaron generellt sett högre på landsbygden jämfört med i städerna och 2004 toppade Jämtland listan över sjukfrånvaro i landet.⁸

För att studera längden på sjukskrivningarna beräknar vi andelen av alla sjukskrivna som fortfarande är sjukskrivna vid en given längd på sjukfrånvaron. Första dagen är andelen 100 procent då alla sjukperioder varar åtminstone en dag. Därefter minskar andelen successivt tills den längsta sjukperioden är avslutad. I den metodologiska litteraturen benämns detta överlevnadsanalys och den uppskattade funktionen benämns överlevnadsfunktion.⁹

⁵ Individer vars arbetsgivare omfattades av det sk sk arbetsgivarinträdet ingick inte i studien. Dessa motsvarar drygt 10 procent av de försäkrade.

⁶ I detta register fanns ingen information om vilka som omfattades av arbetsgivarinträdet, vilket gör att en liten del av dem som i vårt material ingår i behandlingsgruppen ej har behandlats. Detta leder till att de skattade effekterna av experimentet kommer att vara lite lägre än vad de egentligen var.

⁷ Jämförelsegruppen är som synes större än behandlingsgruppen, vilket beror på att det finns fler ojämnna än jämna datum per år.

⁸ Enligt Försäkringskassan var det genomsnittliga antalet sjukdagar år 2004 19,4 i Göteborg och 27,8 i Jämtland. Notera att dessa siffror inte inkluderar sjukdagarna under arbetsgivarens sjuklöneperiod, vilken 2004 var tre veckor lång.

⁹ Metoden som använts för att skatta varaktighetsfunktionerna är Kaplan–Meiermetoden (Kaplan och Meier 1958). För fler tekniska detaljer rörande skattningsmetoderna hänvisar vi till Hesselius, Johansson och Larsson (2005).

Tabell 2
Beskrivning av individerna i de olika grupperna

	Göteborg		Jämtland	
	Jämförelsegrupp	Behandlingsgrupp	Jämförelsegrupp	Behandlingsgrupp
Andel kvinnor, %	48,1	48,2	47,6	47,5
Genomsnittsålder	38,15	38,10	38,76	38,85
<i>Sjukpenninggrundande inkomst (årlig):</i>				
Genomsnitt	119 035	119 538	104 022	104 261
25:e percentilen	90 300	91 000	83 000	83 000
50:e percentilen	116 400	117 000	105 000	105 000
75:e percentilen	143 000	143 700	125 000	125 000
<i>Ersättningstak:</i>				
Antalet ovan taket	8 545	8 389	785	783
Andel av alla försäkrade, %	7,05	7,22	2,37	2,46
<i>Sjukfrånvaro 1/1/88–30/6/88:</i>				
Genomsnittligt antal: Sjukskrivningsperioder per försäkrad	1,23	1,22	1,07	1,05
Sjukdagar per försäkrad	15,62	15,52	13,95	13,72

För att ytterligare verifiera att experiment var väl genomfört beräknade vi överlevnadsfunktioner för de bägge grupperna innan experimentet genomfördes. Överlevnadsfunktionerna för de två grupperna var identiska inom Göteborg och Jämtland. Vi kan också se en stark nedgång i antalet sjukskrivna vid dag 8 i Göteborg och vid dag 15 för Jämtland.

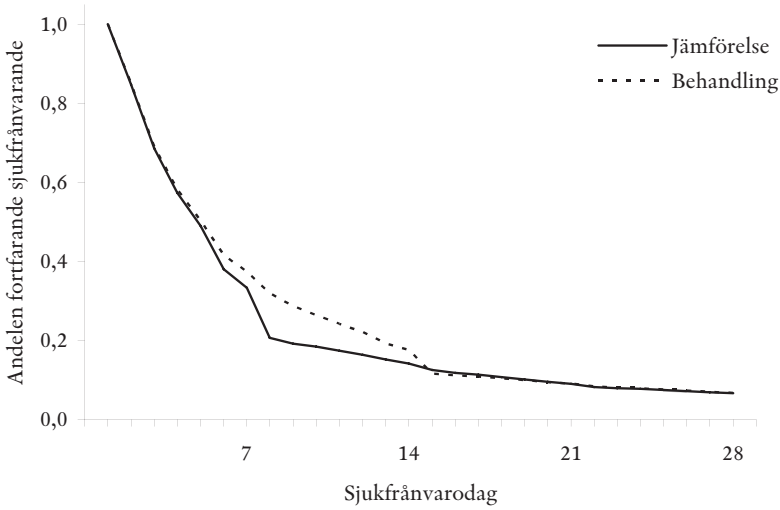
2. Resultat

Utvärderingslitteraturen använder termen *behandling* för att beskriva situationen där en grupp utsätts för t ex ändrade regelverk. I vårt fall är behandlingen ”kravet att uppvisa läkarintyg efter 14 dagar i stället för efter 7 dagar”. Först undersöker vi behandlingseffekten på sjukperiodens längd. Därefter undersöker vi om och hur antalet sjukskrivningar påverkas. Summan av dessa två effekter visar hur den totala sjukfrånvaron påverkas. Slutligen studerar vi om behandlingseffekten skiljer sig åt mellan män och kvinnor, mellan yngre och äldre, och mellan olika inkomstgrupper.¹⁰

2.1 Sjukfrånvaron under experimentperioden

Figur 2 och 3 illustrerar hur behandlingen påverkar sjukfrånvarolängden i

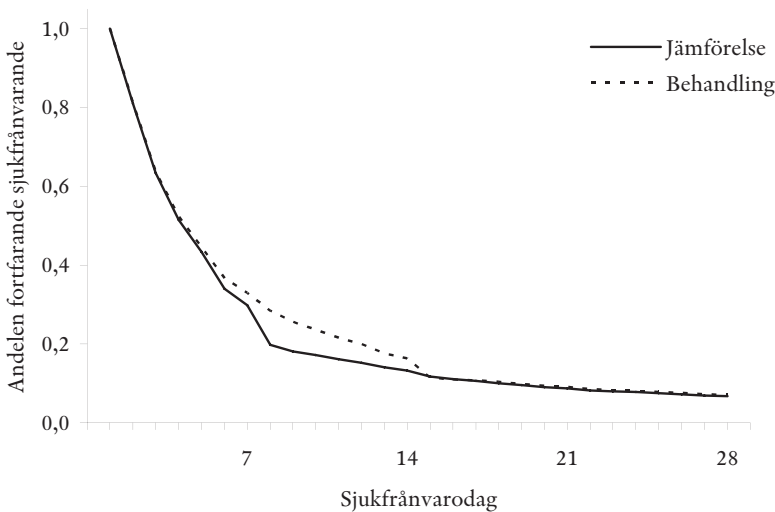
¹⁰ Skattningsarna kommer från Hesselius, Johansson och Larsson (2005) som också presenterar ytterligare resultat.



Figur 2
Andelen fortfarande sjukskrivna i Göteborg under experimentperioden (1/1/88-30/06/88).

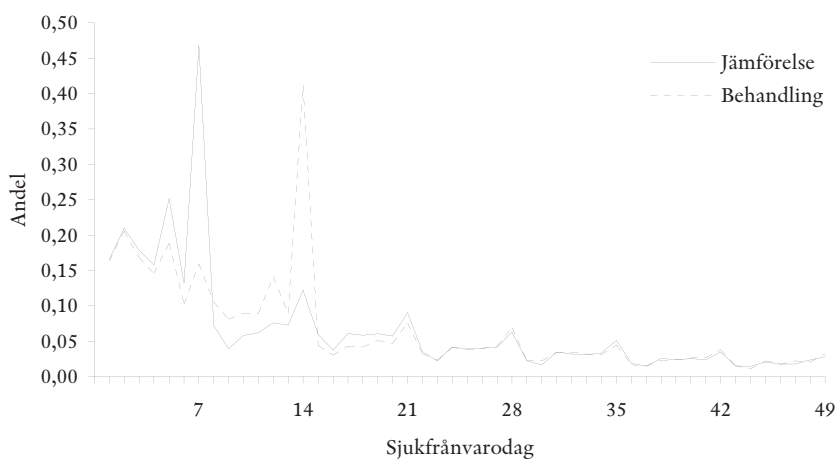
Göteborg respektive Jämtland. Den streckade linjen visar andelen pågående sjukfall för gruppen behandlade medan den heldragna linjen är andelen pågående sjukfall för jämförelsegruppen. Effekten är tydlig: andelen som är sjukskrivna är högre i behandlingsgruppen än i jämförelsegruppen under hela andra sjukveckan. Det indikerar att minskad kontroll ökar längden på sjukskrivaroperioden. Effekterna är snarlika i båda områdena. Alltså verkar olika utgångslägen i Göteborg (en förbättring) och Jämtland (en försämring) inte spela någon roll för resultat. Givet att Göteborg och Jämtland är representativa för hela landet kan vi generalisera resultaten från dessa områden för att beräkna vad effekten av experimentet hade varit om det introducerats i hela landet.

Effekten kan också illustreras med sannolikheten att sjukperioden avslutas vid en viss tidpunkt, givet att sjukperioden pågått fram till dess. Alltså



Figur 3
Andelen fortfarande sjukskrivna i Jämtland under experimentperioden (1/1/88-30/06/88).

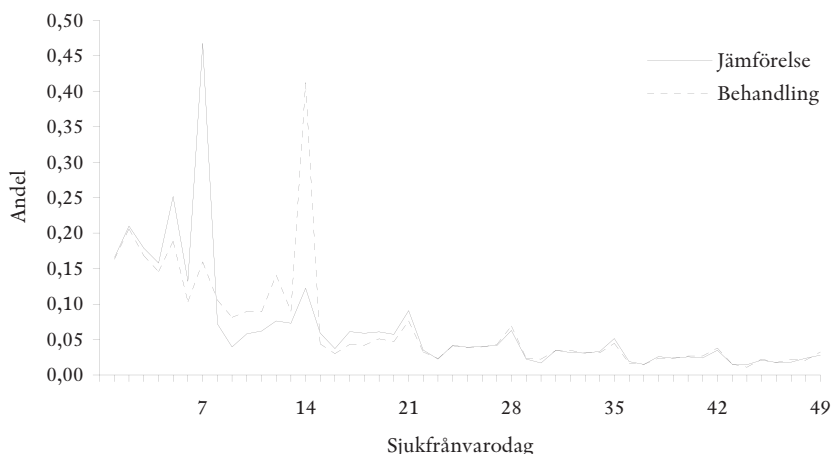
Figur 4
Andelen av de sjukfrånvarande som går tillbaka till arbete efter en sjukskrivning under experimentperioden i Göteborg



beräknar vi för varje tidpunkt andelen av de ännu pågående sjukperioderna som avslutas.¹¹ Analysen ger en mer detaljerad bild av när sannolikheten är som störst att sjukperioden upphör. Figur 4 och 5 visar resultaten för Göteborg respektive Jämtland. Det är tydligt att personerna i jämförelsegruppen (heldragen linje) avslutar sin sjukperiod strax innan åttonde sjukdagen, medan behandlingsgruppen (streckad linje) i stor uträkning återgår till arbete precis efter två veckor.

Ett av motiven till experimentet var att risken för en ny sjukskrivning i en snar framtid skulle minska om den frånvarande inte tvingades tillbaka till arbetet ”för tidigt”, medan hon fortfarande var sjuk. Denna effekt skulle innebära att sannolikheten att påbörja en sjukperiod skulle minska under och efter experimentet. Vi finner dock inga sådana skillnader mellan behandlings- och jämförelsegrupperna varken innan, under eller efter experimentet. Således finner vi inga belägg för hypotesen. Därmed är effekten på

Figur 5
Andelen av de sjukfrånvarande som går tillbaka till arbete efter en sjukskrivning under experimentperioden i Jämtlands län



¹¹ I den metodologiska litteraturen benämns detta hasardfunktion.

den totala sjukfrånvaron (dvs summan av antalet och längden på sjukskrivningar) lika stor som effekten på sjukperiodernas längd.

2.2 Påverkas män och kvinnor olika?

Vi har testat om kravet på läkarintyg har olika effekt för a) män jämfört med kvinnor, b) olika ålderskategorier och c) olika inkomstkategorier. Den enda statistiskt säkerställda skillnaden som vi finner är mellan män och kvinnor: män påverkas betydligt mer av att kontrollen görs mildare än kvinnor; sjukperioderna blir längre hos både kvinnor och män, men ökningen är klart större bland män.¹²

Hur ska skillnaderna i beteendet mellan män och kvinnor tolkas? Har män helt enkelt sämre moral än kvinnor? Detta har påvisats i andra studier av sjukfrånvaro (se t ex Skogman Thoursie 2005). En mer precis förklaring är att det är de sjukskrivna männen som har sämre moral än de sjukskrivna kvinnorna. Låt oss förklara. Vilka som sjukskriver sig är inte slumpmässigt. Tvärtom skiljer sig egenskaperna hos gruppen sjukskrivna från egenskaperna hos den övriga arbetskraften. Exempelvis är de sjukskrivna äldre och har en lägre utbildning och inkomst än arbetskraften i genomsnitt.

Denna skillnad kan också variera beroende på hur många som är sjukskrivna om det är så att de sjukligaste och därmed avvikande personerna sjukskriver sig "först". Ju vanligare det är att sjukskriva sig, desto mer heterogen är gruppen sjukskrivna.

Kvinnor är mer sjukfrånvarande än män är, vilket i sin tur kan innebära att den kvinnliga sjukfrånvarande populationen *i genomsnitt* skiljer sig mindre från den totala arbetskraften än den manliga sjukfrånvarande populationen gör *i genomsnitt*. Detta skulle även kunna vara en förklaring till varför sjukskrivna kvinnor och män reagerar olika på kontroll.

En annan tänkbar förklaring är att tröskeln att ta kontakt med vården är högre för män än kvinnor. Detta skulle t ex kunna bero på sociala normer eller det faktum att kvinnor under en graviditet – om inte tidigare – blir vana att besöka läkare eller annan vårdpersonal.

3. Hur stor är effekten?

Vi har visat att tidpunkten då ett läkarintyg måste uppvisas påverkar sjukperiodens längd: en förlängning av den intygsfria perioden med en vecka förlänger sjukperioderna från knappt tolv till knappt tretton dagar. Är detta en ekonomiskt viktig skillnad? Alltså, vad säger den skattade effekten om betydelsen av sjukintyg för sjukfrånvaron och ekonomin i stort?

För att besvara frågan beräknar vi tre mått på effektens storlek utifrån våra resultat: Det första måttet är en enkel jämförelse mellan kostnaden och intäkten för experimentet.¹³ Det andra måttet sätter den skattade effekten

¹² Effekten av läkarkontrollen är dock stark inom alla grupper.

¹³ Det bör observeras att detta inte är en samhällsekonomisk kostnads- och intäktsanalys. Vi bortser från kostnader i form av produktionsbortfall och intäkter (nytta) i form av ledighet för individerna.

av läkarintyg i relation till effekten av en alternativ reform, nämligen en höjning av sjukpenningen. Det tredje måttet anger hur mycket sjukfrånvaron i Sverige skulle sjunka om våra regler om läkarintyg var lika strikta som de i Tyskland och Finland. Där krävs ett intyg generellt redan den tredje dagen i en sjukskrivning.

Kostnaden för experimentet avser den förlängning av sjukperioder som mildare krav på läkarintyg orsakade. Den beräknas utifrån resultaten för Göteborg¹⁴ och definieras som den skattade förlängningen av sjukperioderna *gånge* antalet sjukskrivna personer *gånge* den genomsnittliga sjukpenningen per dag. Resultatet blir ca 29 miljoner kronor. Intäkten avser den besparing som färre läkarbesök innebär. Den bestäms av den genomsnittliga kostnaden för ett läkarbesök multiplicerat med den skattade minskningen i antalet läkarbesök. Det förstnämnda får vi från Landstingsförbundet.¹⁵ Det sistnämnda definieras som skillnaden mellan antalet sjukperioder i *jämförelsegruppen* som pågår i minst åtta dagar och antalet sjukperioder i *behandlingsgruppen* som pågår i minst femton dagar. Resultatet blir ca 4,9 miljoner kronor, alltså bara en sjättedel av kostnaden.

Från försäkringsteori vet vi att i princip alla försäkringssystem ger upphov till *moral hazard*. Termen kan innefatta olika beteenden som alla inbegriper felaktigt utnyttjande av systemet.¹⁶ Teorin visar också att moral hazard existerar så länge som fullständig övervakning av alla försäkrade inte är möjlig. Den kan minskas antingen genom att förbättra övervakningen – kontrollen – eller genom att minska ersättningsnivån i försäkringen. Naturligtvis gäller även det omvända: högre ersättningar och mildare kontroll leder till mer felaktig användning.

Man kan alltså använda båda policyinstrumenten till att minska sjukfrånvaron. Men det är en empirisk fråga hur effektiva de är jämfört med varandra. Genom att kombinera våra resultat med resultat från studier som utvärderar effekten av ändrade ersättningsnivåer kan vi beräkna hur stor höjning i ersättningsnivån som skulle krävas för att uppnå samma ökning i sjukfrånvaron som ges av mildare kontroll enligt experimentet.¹⁷ Resultatet tyder på att sjukpenningen borde höjas med ungefär 6 procent. Med dagens ersättningsnivåer motsvarar detta en höjning från 80 till 85 procent.

¹⁴ Då resultaten för Göteborg och Jämtland inte skiljer sig statistiskt åt spelar inte det någon betydande roll för slutsatsen.

¹⁵ Kostnaden för ett läkarbesök 1988 är beräknad genom att använda kostnaden för ett besök 1991 justerat med den genomsnittliga kostnadsökningen inom internmedicin samt öron-, näsa-, halsvården mellan 1988 och 1991 (LF 1988 och LF 1991).

¹⁶ Med moral hazard syftar vi här på två olika typer av beteenden. För det första betyder det att förekomsten av ett försäkringssystem i sig förändrar människors beteende så att de tar större risker än utan försäkring och därmed ökar sitt behov av försäkringen. För det andra syftar vi på fusk. Dessa två beteenden är ofta svåra att skilja på, men båda innebär en felaktig användning av försäkringen.

¹⁷ Vid denna beräkning används uppskattningar från en studie av Johansson och Palme (2005). Studien baseras på den drastiska sänkningen av ersättningsnivåerna i sjukförsäkringen (från 90 procent till 65 procent av lönen de tre först dagarna i en sjukskrivning) för LO-an slutna i mars 1991.

För att beräkna hur mycket sjukfrånvaron skulle minska om kraven på läkarintyg var lika strikta som i exempelvis Finland och Tyskland måste vi anta något om hur effekten är ”utanför” vårt datamaterial. Resultaten visar endast effekten då den intygsfria perioden förlängs från en vecka till två. Huruvida effekten är dubbelt så stor vid en tvåveckors-förlängning eller en sjundedel vid en endags-förlängning vet vi inte. Men våra data antyder att oavsett om läkarintyget krävs vid åttonde eller vid femtonde dagen så avslutar ungefär lika stor andel av de sjukskrivna sin sjukskrivning precis innan kontrolltidpunkten. Därmed kan vi rimligen anta att kravet på läkarintyg påverkar procentuellt lika mycket vid alla tidpunkter i en sjukskrivning. Effekten av att minska den intygsfria perioden från sju till två dagar blir då nästintill tio procent.

4. Avslutande kommentarer

Låt oss återvända till Figur 1. Kan vi förklara varför Sverige har en mycket högre sjukfrånvaro än Finland och Tyskland med skillnaderna i tidpunkten då ett läkarintyg avkrävs den sjukskrivne? Våra resultat tyder på att åtminstone en ansenlig del kan hänföras till skillnaden i kontrollen av den sjukskrivne. Om man hade infört striktare regler i Sverige 1988 så hade skillnaden mellan Sverige och Finland minskat med ungefär en sjättedel och något mindre mellan Sverige och Tyskland. I dag när Sverige ligger närmare de två andra länderna i termer av sjukfrånvaro hade dock en skärpning av kontrollen minskat skillnaden mellan Sverige och Finland mer: med ungefär 25 procent.

Kontrollen i form av krav på läkarintyg har således en betydande inverkan på sjukfrånvaron. Våra skattningar tyder på att en senareläggning av läkarkontrollen med en (1) vecka ger en motsvarande effekt på sjukskrivningslängden som en sexprocentig ökning av ersättningsnivån. Från ett policyperspektiv är detta en viktig jämförelse: fördelningseffekterna (och därmed rättviseeffekterna) av en skärpt kontroll av de sjukskrivna är väsentligen annorlunda än fördelningseffekterna av en generell sänkning i ersättningsnivån.

Ur denna aspekt är de skilda effekterna på män och kvinnor intressanta. Läkarkontrollen verkar ha en starkare effekt på män än på kvinnor. Å andra sidan är kvinnor oftare sjukskrivna. Således påverkas *män som grupp* hårdare av ökad kontroll, medan *kvinnor som grupp* drabbas hårdare av en lägre ersättningsnivå. För att kunna göra en korrekt bedömning av rättvisaspekten är det, naturligtvis, viktigt att veta varför sjukfrånvaron är högre bland kvinnor än män. Såvitt vi vet är detta fortfarande en fråga som framtida forskning har att besvara.

REFERENSER

- Boone, J, P Fredriksson, B Holmlund och J van Ours (2002), "Optimal Unemployment Insurance With Monitoring and Sanctions", Working Paper 2002:21, IFAU, Uppsala.
- Fredriksson, P och B Holmlund (2003), "Improving Incentives in Unemployment Insurance: A Review of Recent Research", Working Paper 2003:17, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Försäkringskassan (1998), "Utvidgad egen sjukskrivning", Rapport från försäkringskassorna i Jämtlands län och Göteborg, arbetsmaterial.
- Henrekson, M och M Persson (2004), "The Effects on Sick Leave of Changes in the Sickness Insurance System", *Journal of Labor Economics*, vol 22, s 87-113.
- 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 (2004), "Sickness Absence and Labor Market Outcome", *Economic Studies* 82, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Johansson, P och M Palme (1996), "Do Economic Incentives Affect Work Absence? Empirical Evidence Using Swedish Micro Data", *Journal of Public Economics*, vol 59, s 195-218.
- Johansson, P och M Palme (2002), "Assessing the Effects of a Compulsory Sickness Insurance on Worker Absenteeism", *Journal of Human Resources*, vol 37, s 381-409.
- Johansson, P och M Palme (2005), "Moral Hazard and Sickness Insurance", *Journal of Public Economics*, vol 89, s 1879-1890.
- Kaplan, E och P Meier (1958), "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations", *Journal of the American Statistical Association*, vol 53, s 457-481.
- Lalive, R, J van Ours och J Zweimueller (2002), "The Effect of Benefit Sanction on the Duration of Unemployment", CEPR Discussion Paper 3311.
- Larsson, L (2006), "Sick of Being Unemployed? Interactions Between Unemployment and Sickness Insurance", under publicering i *Scandinavian Journal of Economics*.
- LF (1988), "Kostnader per intagen patient, vård dag, läkarbesök m m 1988", Landstingsförbundet.
- LF (1991), "Kostnader per intagen patient, vård dag, läkarbesök m m 1991", Landstingsförbundet.
- Skogman Thoursie, P (2005), "Happy Birthday! You Are Insured – Differences in Work Ethics Between Female and Male Workers", FIEF Working Paper Series 203, Trade Union Institute for Economic Research, Stockholm.
- van den Berg, G och B van der Klaauw (2001), "Counseling and Monitoring of Unemployed Workers: Theory and Evidence from a Social Experiment", Working Paper 2001:12, IFAU, Uppsala.