

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

Patrik Hesselius
Per Johansson
Laura Larsson

RAPPORT 2005:7

Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU) är ett forskningsinstitut under Näringsdepartementet med säte i Uppsala. IFAU ska främja, stödja och genomföra: utvärdering av arbetsmarknadspolitiskt motiverade åtgärder, studier av arbetsmarknadens funktionssätt och utvärdering av effekterna på arbetsmarknaden av åtgärder inom utbildningsväsendet. Förutom forskning arbetar IFAU med att: sprida kunskap om institutets verksamhet genom publikationer, seminarier, kurser, workshops och konferenser; bygga upp ett bibliotek av svenska utvärderingsstudier; påverka datainsamling och göra data lättillgängliga för forskare runt om i landet.

IFAU delar även ut anslag till projekt som rör forskning inom dess verksamhetsområden. Det finns två fasta ansökningstillfällen per år: den 1 april och den 1 november. Eftersom forskarna vid IFAU till övervägande del är nationalekonomer, ser vi gärna att forskare från andra discipliner ansöker om anslag.

IFAU leds av en generaldirektör. Vid myndigheten finns en traditionell styrelse bestående av en ordförande, institutets chef och åtta andra ledamöter. Styrelsen har bl a som uppgift att besluta över beviljandet av externa anslag samt ge synpunkter på verksamheten. Till institutet är även en referensgrupp knuten där arbetsgivar- och arbetstagar sidan samt berörda departement och myndigheter finns representerade.

Postadress: Box 513, 751 20 Uppsala
Besöksadress: Kyrkogårdsgatan 6, Uppsala
Telefon: 018-471 70 70
Fax: 018-471 70 71
ifau@ifau.uu.se
www.ifau.se

IFAU har som policy att en uppsats, innan den publiceras i rapportserien, ska seminariebehandlas vid IFAU och minst ett annat akademiskt forum samt granskas av en extern och en intern disputerad forskare. Uppsatsen behöver dock inte ha genomgått sedvanlig granskning inför publicering i vetenskaplig tidskrift. Syftet med rapportserien är att ge den ekonomiska politiken och den ekonomisk-politiska diskussionen ett kunskapsunderlag.

ISSN 1651-1158

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

av

Patrik Hesselius*, Per Johansson♥ och Laura Larsson♠

2005-06-13

Sammanfattning

Genom att utnyttja ett unikt experiment undersöker vi hur individers sjukfrånvaro påverkas av kravet på läkarintyg. Experimentet, som genomfördes 1988 i Jämtland och i Göteborg, innebar att en slumpvist utvald grupp fick en 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. Effekten var större för män än för kvinnor. Hur ofta individerna blev sjukskrivna påverkades däremot inte.

* Författarna tackar Anders Forslund och Ulf Gabrielli för att ha informerat oss om experimentet samt Peter Nilsson för stor hjälp med att översätta den engelska uppsatsen till svenska. Tack också till Eva Mörk för noggrann genomläsning av denna version samt till David Card, Per Pettersson Lidbom, Olof Åslund och seminariedeltagarna vid Uppsala universitet, Stockholm universitet, University of California - Berkeley och Socialförsäkringsworkshop vid IFAU för värdefulla synpunkter till den engelska versionen. Laura Larsson är tacksam för stödet från Jan Wallanders och Tom Hedelius stiftelse.

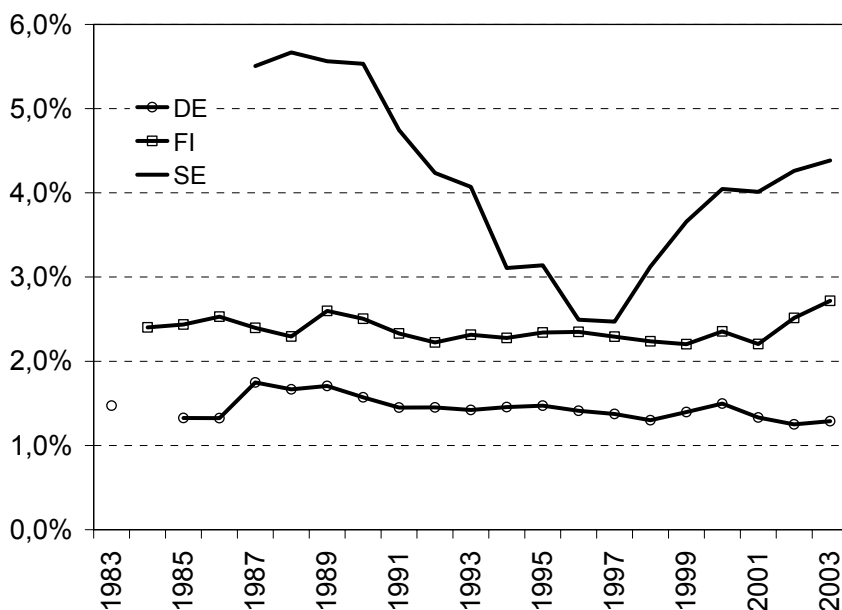
♠ IFAU och Uppsala universitet; e-post: patrik.hesselius@ifau.uu.se

♥ IFAU och Uppsala universitet; e-post: per.johansson@ifau.uu.se

♠ IFAU, e-post: laura.larsson@ifau.uu.se.

1 Inledning¹

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.



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

Källa: Eurostat, bearbetat av Försäkringskassan.

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 hälsoindikatorerna 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 pekar ut skillnader i arbetskraftens sammansättning som en

¹ Rapporten bygger på Hesselius, Johansson & Larsson (2005). Vi hänvisar till den studien för mer detaljerad beskrivning av metoder och resultat.

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 sett 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 rapport 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. För svenska studier se t ex Johansson & Palme (1996, 2002 och 2005); Henreksson & Persson (2004); Hesselius (2004) samt Larsson (2005).

Det finns betydligt färre empiriska studier kring effekterna av kontroll och sanktioner inom sjukförsäkringen.² Denna rapport fokuserar på kontroll. 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 i denna rapport ett socialt experiment som genomfördes i Jämtlands län och Göteborgs kommun i slutet av 1980-talet. De sjukförsäkrade slumpades ut på basis av födelsedatum i två lika stora grupper: en behandlingsgrupp och en jämförelsegrupp. Individerna i behandlingsgruppen

² Effekter av sanktioner inom arbetslöshetsförsäkringen studeras i Boone m fl (2002), Fredriksson & Holmlund (2003), Lalive m fl (2002), och van den Berg & van der Klaauw (2001).

behövde inte uppvisa ett läkarintyg förrän efter fjorton dagars sjukskrivning. För jämförelsegruppen gällde den sedvanliga sjudagarsperioden.³

Resultaten är tydliga: sjukfrånvaron ökade då kravet på läkarintyg mildrades. Medellängden på sjukfrånvaroperioden förlängdes från 11,86 till 12,64 dagar⁴. 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 potentiella besparingen. (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.

2 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, i juni 2005, ligger den på 80 procent av arbetstagarens tidigare löneinkomst upp till ett tak på 647 kronor/dag. I slutet av 1980-talet, då experimentet genomfördes, var ersättningsnivån 90 procent och taket låg på 477 kronor/dag.⁵ Sedan 1992 har

³ 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. Men tack vare att vi känner till urvalsprincipen kan vi återskapa behandlings- och jämförelsegrupperna med data från Försäkringskassan.

⁴ Givet en uppföljningstid på max 365 dagar. Detta p g a begränsningar i data.

⁵ 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.

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 sjuk hos sin arbetsgivare och hos den lokala försäkringskassan. Från och med 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 i Göteborgs kommun. Syftet var att undersöka om och hur sjukfrånvaron förändras när kravet på läkarintyg, dvs kontrollen av de sjukskrivna, senareläggs. 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 tvåveckors gräns skulle många individer hinna återvända till arbetet innan en läkare behövde intyga sjukdomstillståndet. Slutligen, och möjligen motsäggande de tidigare argumenten, så förväntades visserligen några individer att 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.

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 sju-dagarsperioden 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 försäkringen.

Urvalet till jämförelse- respektive behandlingsgruppen baserades på födelsedatum. Behandlingsgruppen bestod av individer födda på ett jämnt datum och jämförelsegruppen av individer födda på ett ojämnt datum.⁶

Datamaterialet som vi använder för att rekonstruera behandlings- och jämförelsegruppen är hämtat från Försäkringskassans register.⁷ Det innehåller information om individens sjukfrånvaroperioder, födelsedatum, kön och inkomst. *Tabell 1* visar fördelningen av sjukförsäkrade i jämförelse- respektive behandlingsgrupp för de två experimentområdena.⁸

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

I *Tabell 2* visas deskriptiv statistisk för behandlings- och jämförelsegrupp 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.

⁶ Individer vars arbetsgivare omfattades av det s k arbetsgivarinträdet ingick inte i studien. Dessa motsvarar drygt 10 procent av de försäkrade.

⁷ I detta register fanns ingen information om vilka som omfattades av arbetsgivarinträdet, vilket ger att en liten del av dem som i vårt material ingår i behandlingsgruppen ej har behandlats. Detta leder till att de skattningar som görs av effekten av experimentet kommer att vara lite lägre än vad de egentligen var.

⁸ Jämförelsegruppen är som synes större än behandlingsgruppen, vilket beror på att det finns fler ojämnare än jämna datum per år.

Tabell 2 Beskrivning av individerna i de olika grupperna

	Göteborg		Jämtland	
	Jämförelse- grupp	Behandlings- grupp	Jämförelse- grupp	Behandlings- grupp
Andelen kvinnor	48,1%	48,2%	47,6%	47,5%
Genomsnittsålder	38,15	38,10	38,76	38,85
Inkomst:				
genomsnitt	11 904	11 954	10 402	10 426
25:e percentilen	9 030	9 100	8 300	8 300
50:e percentilen	11 640	11 700	10 500	10 500
75:e percentilen	14 300	14 370	12 500	12 500
Ersättningstak:				
Antalet ovan taket	8 545	8 389	785	783
% av alla försäkrade	7,05	7,22	2,37	2,46
Sjukfrånvaro 1/1/88–30/6/88:				
Genomsnittligt antal:				
sjukskrivningsperioder per försäkrad	1,23	1,22	1,07	1,05
sjukdagar per försäkrad	15,62	15,52	13,95	13,72
Antal observationer	121 276	116 115	33 135	31 861

I Jämtland hade alla sjukskrivna omfattats av fjortondagarsregeln 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. Idag är

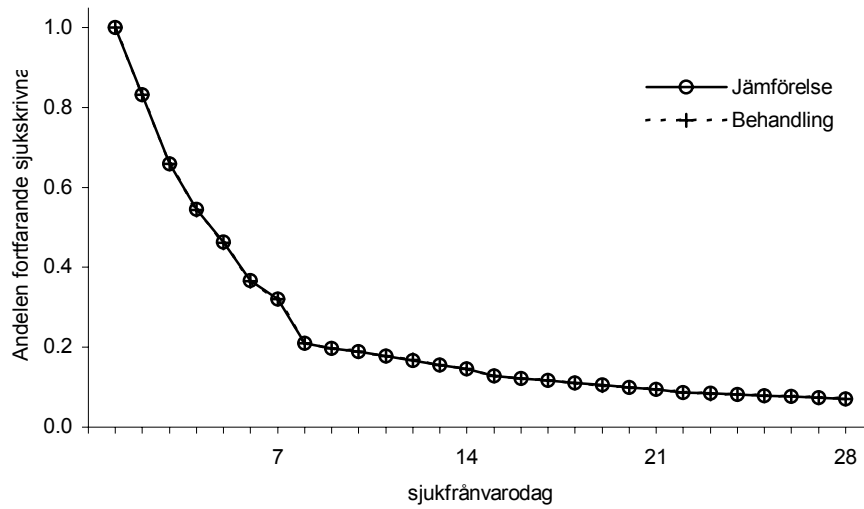
sjukfrånvaron generellt sett högre på landsbygden jämfört med i städerna och 2004 toppade Jämtland listan över sjukfrånvaro i landet.⁹

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 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.¹⁰

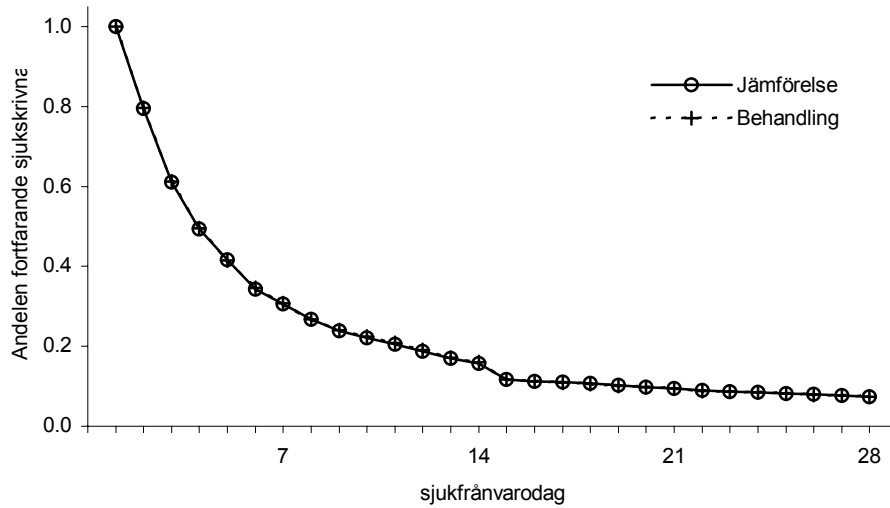
I *Figur 2* och *3* visas överlevnadsfunktionerna för jämförelse- och för behandlingsgruppen halvåret innan experimentet startade i Göteborg och Jämtland. Vi studerar perioden innan experimentet av två skäl. För det första vill vi visa hur sjukskrivningarna ser ut under ”normala” förhållanden. För det andra vill vi kontrollera ytterligare en gång att urvalet verkligen var slumpmässigt. Båda figurerna bekräftar antagandet om slumpmässighet då skillnaden mellan jämförelse- och behandlingsgruppen verkar vara obefintlig.

⁹ Enligt Försäkringskassan var det genomsnittliga antalet sjukdagar i Göteborg 19,4 och 27,8 i Jämtland. Notera att dessa siffror inte inkluderar sjukdagarna under arbetsgivarens sjuklöneperiod, vilken 2004 var tre veckor lång.

¹⁰ Metoden som använts för att skatta varaktighetsfunktionerna är Kaplan-Meier metoden (Kaplan & Meier, 1958). Denna metod används i fortsättningen då vi estimerar varaktighetsfunktionen. För fler tekniska detaljer rörande skattningsmetoderna hänvisar vi till Hesselius m fl (2005).



Figur 2 Andelen fortfarande sjukskrivna i Göteborg under halvåret före experimentet (1/1/88–30/06/88).



Figur 3 Andelen fortfarande sjukskrivna i Jämtland under halvåret före experimentet (1/1/88–30/06/88).

I båda figurerna kan vi ana att kravet på läkarintyg spelar roll. I *Figur 2* ser vi en tydlig minskning i andelen pågående sjukfall från dag sju till dag åtta. Således verkar en relativt stor andel sjuperioder avslutas efter sjunde dagen. I Jämtland sker motsvarande minskning från dag 14 till dag 15. Då minskningen av sjukfrånvaro sker just innan den sjukskrivne måste uppvisa ett läkarintyg har vi all anledning att misstänka att kontrollen minskar människors sjukfrånvaro. Men figurerna ovan räcker förstås inte som bevis. Det är först när vi jämför de slumpmässigt utvalda grupperna med varandra under experimentperioden som vi kan skilja effekten av sjukintyg från andra tänkbara faktorer som kan förklara mönstret.

3 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 inom 14 dagar istället för inom 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.¹¹

3.1 Sjukfrånvaron under experimentperioden

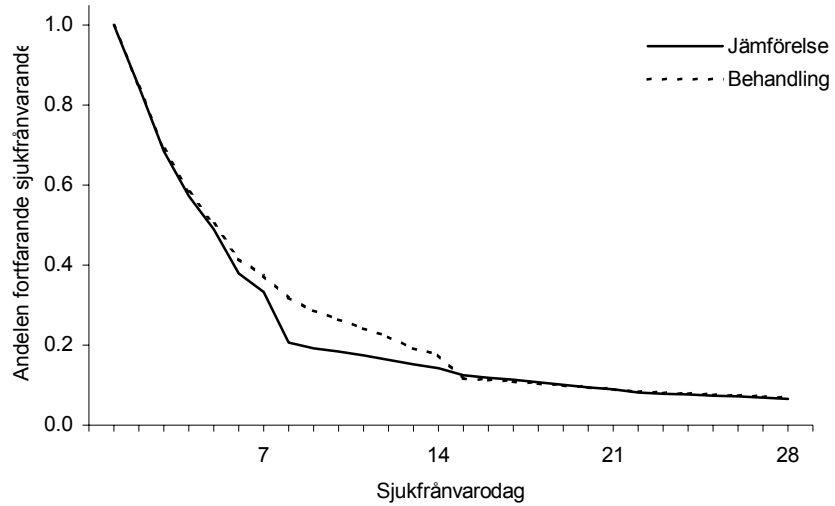
Figur 4 och *5* illustrerar hur behandlingen påverkar sjukfrånvarolängden i Göteborg och i Jämtland. Den streckade linjen visar andelen pågående sjukfall för gruppen behandlade medan den heldragna linjen är andelen pågående sjukfall för jämförelsegruppen. Effekten är tydlig: andelen som är sjukskrivna är högre i behandlingsgruppen än i jämförelsegruppen under hela andra sjukveckan. Det indikerar att minskad kontroll ökar längden på sjukfrånvaroperioden. 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

¹¹ Skattningsgarna kommer från Hesselius m fl (2005) som också presenterar ytterligare resultat.

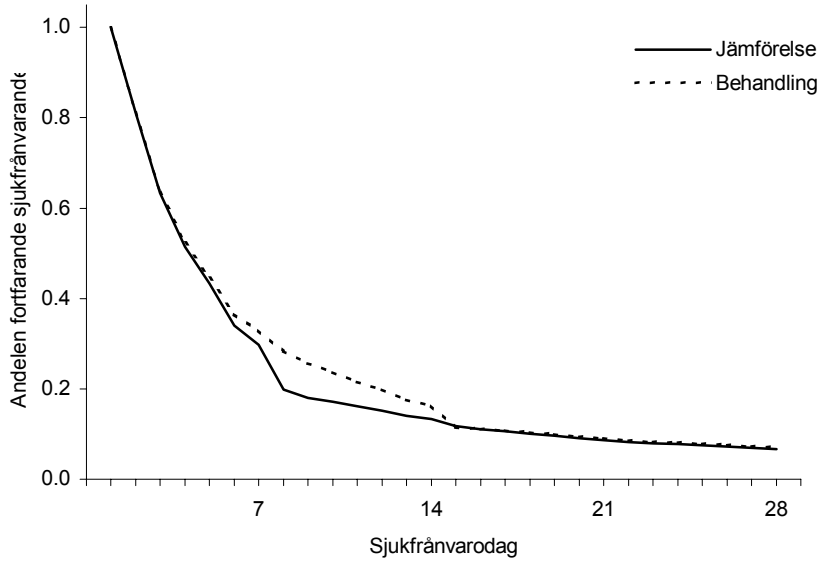
landet kan vi generalisera resultaten från dessa områden för att beräkna vad effekten av experimentet hade varit om det introducerats i hela landet.

Effekten kan också illustreras med sannolikheten att sjukperioden avslutas vid en viss tidpunkt, givet att sjukperioden fortfarande pågår. Alltså beräknar vi för varje tidpunkt andelen av de fortfarande pågående sjukperioderna som avslutas.¹² Analysen ger en mer detaljerad bild över när sannolikheten är som störst att sjukperioden upphör. *Figur 6* och *7* visar resultaten för Göteborg och Jämtland. Det är tydligt att personerna i jämförelsegruppen (heldragen linje) avslutar sin sjukperiod strax innan åttonde sjukdagen, medan behandlingsgruppen (streckad linje) i stor uträkning går tillbaka till arbete precis efter två veckor.

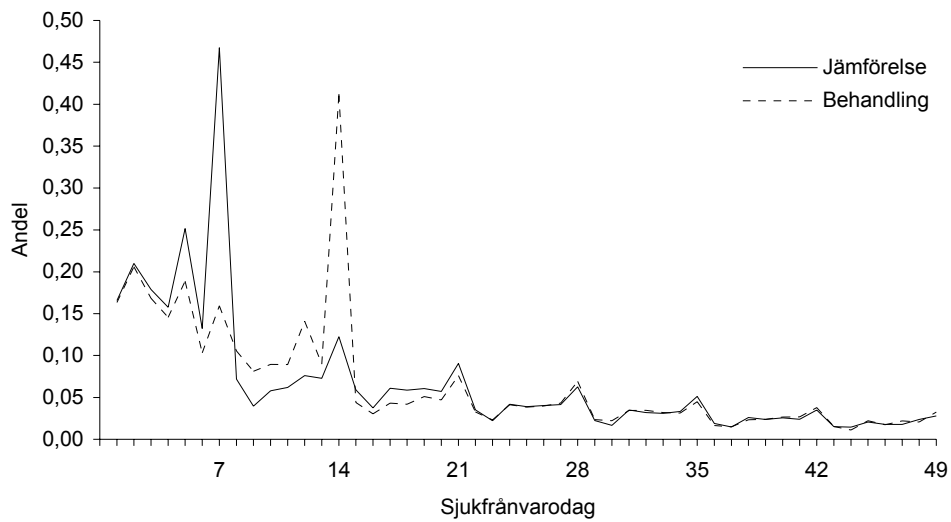
¹² I den metodologiska litteraturen benämns detta hasardfunktion.



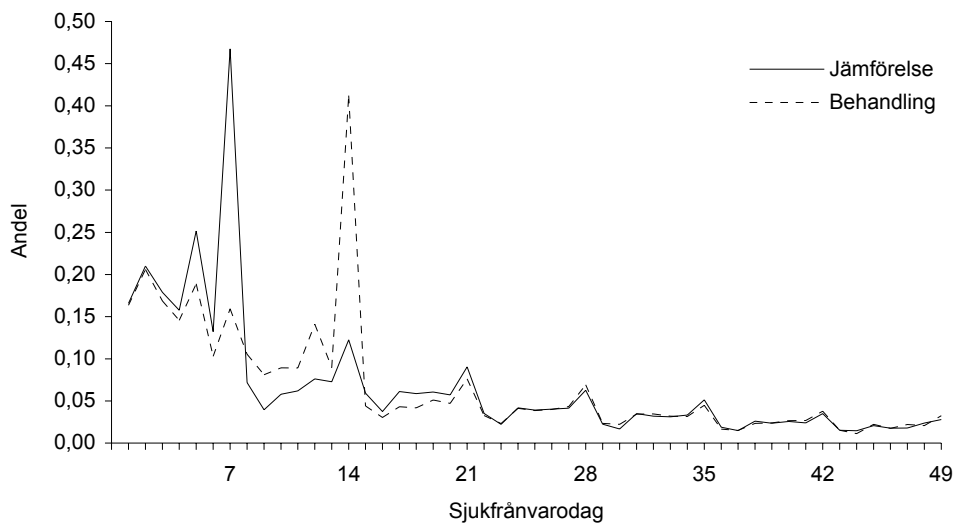
Figur 4 Andelen fortfarande sjukskrivna i Göteborg under experimentperioden (1/1/88–30/06/88).



Figur 5 Andelen fortfarande sjukskrivna i Jämtland under experimentperioden (1/1/88–30/06/88).



Figur 6 Andelen av de sjukfrånvarande som går tillbaka till arbete efter en sjukskrivning under experimentperioden i Göteborg.



Figur 7 Andelen av de sjukfrånvarande som går tillbaka till arbete efter en sjukskrivning under experimentperioden i Jämtlands län.

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 den totala sjukfrånvaron (dvs summan av antalet och längden på sjukskrivningar) lika stor som effekten på sjukperiodernas längd.¹³

3.2 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 inkomst kategorier. 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.¹⁴

Hur ska skillnaderna i beteendet mellan män och kvinnor tolkas? Har män helt enkelt sämre moral än kvinnor? Det är möjligt, men åtminstone en del av skillnaderna kan bero på urvalet. Låt oss förklara. Vilka som sjukskriver sig är inte slumpmässigt. Tvärtom skiljer sig egenskaperna hos gruppen sjukskrivna från egenskaperna hos den övriga arbetskraften. T ex 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*

¹³ Se Hesselius m fl (2005) för en mer detaljerad beskrivning av resultaten.

¹⁴ I Hesselius m fl (2005) presenteras de exakta resultaten liksom resultaten från ålders- och inkomstgruppsskattningarna. Vi finner där inga skillnader i effekten mellan olika inkomstgrupper eller åldersgrupper. Effekten av läkarkontrollen är dock stark inom alla grupper.

genomsnitt. Detta skulle även kunna vara en förklaring till varför sjukskrivna kvinnor och män *som grupper* 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.

4 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. Det andra måttet sätter den skattade effekten av läkarintyg i relation till effekten från 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 Göteborg¹⁵ och definieras som den skattade förlängningen av sjukperioderna *gånger* antalet sjukskrivna personer *gånger* den genomsnittliga sjukpenningen per dag. Resultatet blir ca 29 miljoner kronor. Intäkten avser besparingen 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.¹⁶ Det sistnämnda definieras som skillnaden mellan antalet sjukperioder *i jämförelsegruppen* som pågår i

¹⁵ Då resultaten för Göteborg och Jämtland inte skiljer sig statistiskt åt spelar inte det någon betydande roll för slutsatsen.

¹⁶ Landstingsförbundet har beräknat kostnaden för ett läkarbesök 1988 genom att använda kostnaden för ett besök 1991 justerat med den genomsnittliga kostnadsökningen inom internmedicin samt öron-, näsa- och halsvården mellan 1988 och 1991 (LF, 1988 och LF, 1991).

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 s k *moral hazard*. Termen kan innefatta olika typer av felaktigt utnyttjande av systemet.¹⁷ 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 sjukfrånvaro. Men det är en empirisk fråga hur effektiva de är jämfört med varandra. Vi kan använda våra skattningar för att beräkna hur stor höjning i ersättningsnivån som skulle krävas för att uppnå samma ökning i sjukfrånvaron som ges av mildare kontroll enligt experimentet. Resultatet tyder på att sjukpenningen borde höjas med ungefär 6 procent. Med dagens ersättningsnivåer motsvarar detta en höjning från 80 till 85 procent.

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 två veckors-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.

¹⁷ 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.

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 ansevärd 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. Idag 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 läkar kontrollen 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 från 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, Department of Economics, Uppsala University.
- Henreksson M och M Persson (2004), "The Effects on Sick Leave of Changes in the Sickness Insurance System", *Journal of Labor Economics*, Vol. 22(1).
- Hesselius P, P Johansson och L Larsson (2005), "Monitoring Sickness Insurance Claimants: Evidence from a Social Experiment", Working paper 2005:15, IFAU, Uppsala.
- Hesselius (2004), "Sickness Absence and Labor Market Outcome, Economic Studies 82, Department of Economics", Uppsala University.
- Johansson, P och M Palme (1996), "Do Economic Incentives Affect Work Absence? Empirical Evidence Using Swedish Micro Data", *Journal of Public Economics*, 59, 195-218.
- Johansson, P och M Palme (2002), "Assessing the Effects of a Compulsory Sickness Insurance on Worker Absenteeism", *Journal of Human Resources*, 37:2, 381-409.
- Johansson, P och M Palme (2005), "Moral hazard and sickness insurance", under publicering i *Journal of Public Economics*.
- Kaplan, E och P Meier (1958), "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations", *Journal of the American Statistical Association*, 53, 457-481.
- Lalive R, J van Ours och J Zweimueller (2002), "The Effect of Benefit Sanction on the Duration of Unemployment", discussion paper 3311, CEPR.
- Larsson (2005), 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.

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.

IFAU:s publikationsserier – senast utgivna

Rapporter/Reports

- 2005:1** Ahlin Åsa & Eva Mörk ”Vad hände med resurserna när den svenska skolan decentraliserades?”
- 2005:2** Söderström Martin & Roope Uusitalo ”Vad innebar införandet av fritt skolval i Stockholm för segregeringen i skolan?”
- 2005:3** Fredriksson Peter & Olof Åslund ”Påverkas socialbidragsberoende av omgivningen?”
- 2005:4** Ulander-Wänman Carin ”Varslad, uppsagd, återanställd. Företrädesrätt till återanställning enligt 25 § LAS i praktisk tillämpning”
- 2005:5** Isacson Gunnar ”Finns det en skillnad mellan samhällets och individens avkastning på utbildning?”
- 2005:6** Andersson Christian & Iida Häkkinen ”En utvärdering av personalförstärkningar i grundskolan”
- 2005:7** Hesselius Patrik, Per Johansson & Laura Larsson ”Hur påverkar kravet på läkarintyg sjukfrånvaron? Erfarenheter från ett socialt experiment”

Working Papers

- 2005:1** Ericson Thomas “Personnel training: a theoretical and empirical review”
- 2005:2** Lundin Martin “Does cooperation improve implementation? Central-local government relations in active labour market policy in Sweden”
- 2005:3** Carneiro Pedro, James J Heckman & Dimitriy V Masterov “Labor market discrimination and racial differences in premarket factors”
- 2005:4** de Luna Xavier & Ingeborg Waernbaum “Covariate selection for non-parametric estimation of treatment effects”
- 2005:5** Ahlin Åsa & Eva Mörk “Effects of decentralization on school resources”
- 2005:6** Cunha Flavio, James J Heckman & Salvador Navarro “Separating uncertainty from heterogeneity in life cycle earnings”
- 2005:7** Söderström Martin & Roope Uusitalo “School choice and segregation: evidence from an admission reform”
- 2005:8** Åslund Olof & Peter Fredriksson “Ethnic enclaves and welfare cultures – quasiexperimental evidence”
- 2005:9** van den Klaauw Bas, Aico van Vuuren & Peter Berkhout “Labor market prospects, search intensity and the transition from college to work”

- 2005:10** Isacsson Gunnar “External effects of education on earnings: Swedish evidence using matched employee-establishment data”
- 2005:11** Abbring Jaap H & Gerard J van den Berg “Social experiments and instrumental variables with duration outcomes”
- 2005:12** Åslund Olof & Oskar Nordström Skans “Measuring conditional segregation: methods and empirical examples”
- 2005:13** Fredriksson Peter & Bertil Holmlund “Optimal unemployment insurance design: time limits, monitoring, or workfare?”
- 2005:14** Johansson Per & Per Skedinger “Are objective, official measures of disability reliable?”
- 2005:15** Hesselius Patrik, Per Johansson & Laura Larsson “Monitoring sickness insurance claimants: evidence from a social experiment”

Dissertation Series

- 2003:1** Andersson Fredrik “Causes and labor market consequences of producer heterogeneity”
- 2003:2** Ekström Erika “Essays on inequality and education”