



IFAU – INSTITUTET FÖR
ARBETSMARKNADSPOLITISK
UTVÄRDERING

Påverkas sjukfrånvaron av ekonomiska drivkrafter och arbetsmiljö?

Jonas Lagerström

RAPPORT 2010:9

Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU) är ett forskningsinstitut under Arbetsmarknadsdepartementet med säte i Uppsala. IFAU ska främja, stödja och genomföra vetenskapliga utvärderingar. Uppdraget omfattar: effekter av arbetsmarknadspolitik, arbetsmarknadens funktionssätt, arbetsmarknadseffekter av åtgärder inom utbildningsväsendet och arbetsmarknadseffekter av socialförsäkringen. IFAU ska även sprida sina resultat så att de blir tillgängliga för olika intressenter i Sverige och utomlands.

IFAU delar även ut forskningsbidrag till projekt som rör forskning inom dess verksamhetsområden. Forskningsbidragen delas ut en gång per år och sista dag för ansökan är den 1 oktober. Eftersom forskarna vid IFAU till övervägande del är nationalekonomer, ser vi gärna att forskare från andra discipliner ansöker om forskningsbidrag.

IFAU leds av en generaldirektör. Vid institutet finns ett vetenskapligt råd bestående av en ordförande, institutets chef och fem andra ledamöter. Det vetenskapliga rådet har bl.a. som uppgift att lämna förslag till beslut vid beviljandet av forskningsbidrag. Till institutet är även en referensgrupp knuten där arbetsgivar- och arbetstagersidan samt berörda departement och myndigheter finns representerade.

Rapporterna finns även i tryckt format. Du kan beställa de tryckta rapporterna via telefon eller mejl. Se nedanstående kontaktinformation.

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.

Påverkas sjukfrånvaron av ekonomiska drivkrafter och arbetsmiljö?*

av

Jonas Lagerström^a

2010-05-28

Sammanfattning

I denna studie utnyttjas ett småskaligt experiment bland anställda i Stockholms kommun för att undersöka hur sjukfrånvaro påverkas av ekonomiska drivkrafter och av satsningar på arbetsmiljö. I experimentet belönades en slumpmässigt utvald grupp anställda med en närvarobonus varje gång de arbetade en hel kalendermånad utan sjukfrånvaro, medan en annan slumpmässigt vald grupp fick extra resurser för att förbättra sin arbetsmiljö. Genom att jämföra sjukfrånvaron hos dessa grupper med sjukfrånvaron hos en obehandlad kontrollgrupp kan effekten av dessa åtgärder isoleras. Resultaten visar att närvarobonusen ledde till en halverad sjukfrånvaro – effekten var stor för framförallt kvinnor och högutbildade – medan satsningen på arbetsmiljö inte gav några entydiga effekter på sjukfrånvaron.

* Denna rapport är en svensk sammanfattning av studien ”Do economic incentives and working environment affect sickness absence?” som finns publicerad i IFAU dissertation series (2006:4). Den läsare som är intresserad av en utförligare beskrivning av detaljerna i den empiriska analysen finner detta i den studien. Tack till Erik Grönqvist, Peter Skogman-Thoursie, Per-Anders Edin, Peter Fredriksson och Per Johansson för kommentarer och till Jan Wallanders stiftelse och Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU) för finansiellt stöd.

^a Institutionen för samhällsekonomi och statistik, Åbo Akademi, Jonas.Lagerstrom@abo.fi.

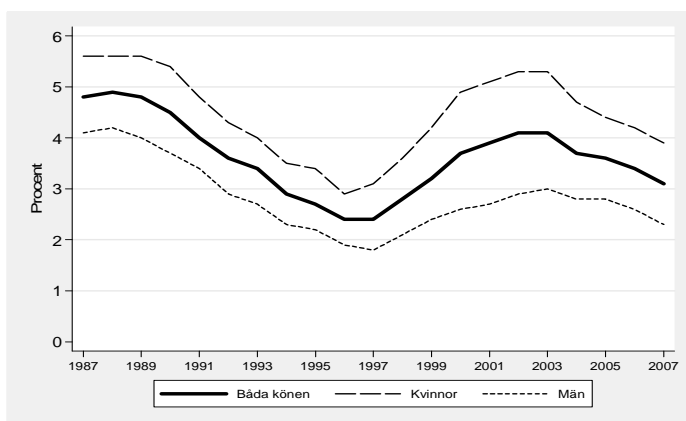
Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Experimentet.....	5
3	Data.....	7
4	Resultat.....	11
4.1	Hur mäts effekter av närvarobonus och extra resurser till arbetsmiljö? ..	11
4.2	Närvarobonus	12
4.3	Extraresurser till arbetsmiljö	15
4.4	Heterogenitet	17
5	Känslighetsanalyser	18
6	Sammanfattning.....	21
	Referenser	23

1 Inledning

Den höga sjukfrånvaron och dess orsaker har under lång tid varit en omdebatterad fråga i Sverige. Figur 1 nedan illustrerar sjukfrånvarons omfattning under åren 1987–2007 för personer som har en anställning. Andelen av de sysselsatta som varit sjukfrånvarande i åtminstone en vecka vid mättillfället har under perioden varierat kraftigt men ligger genomgående på en högre nivå än i nästan alla andra industrialiserade länder. Sjukfrånvaron varierar dessutom mycket kraftigt mellan män och kvinnor, unga och gamla och mellan olika regioner och sektorer i samhället (Palmer, 2004).

Figur 1 Sjukfrånvarande hel vecka i procent av antalet sysselsatta ¹



I den allmänna debatten har flera tänkbara förklaringar till den internationellt sett höga sjukfrånvaron lyfts fram; till exempel det generösa ersättnings-systemet och ett allt hårdare arbetsklimat, men fortfarande råder betydande osäkerhet kring vilka faktorer som förklarar sjukfrånvaron. Förutom hälsan och andra svårobserverade egenskaper hos individen kan även till exempel arbetsplatsen, arbetsgivaren, kollegor, läkare och myndigheter påverka sjukfrånvarons omfattning. Den grundläggande svårigheten med att utreda orsaker till sjukfrånvaro är att en mängd faktorer samtidigt påverkar risken för sjuk-

¹ Figuren visar andelen av de sysselsatta som är sjukfrånvarande under en hel vecka. Även period med sjuklön ingår. Figuren är baserad på data från Statistiska centralbyråns så kallade arbetskraftsundersökningar (AKU).

frånvaro, vilket gör det svårt att empiriskt särskilja betydelsen av en enskild faktor.

Syftet med denna studie är att undersöka hur ekonomiska drivkrafter och individens arbetsmiljö påverkar sjukfrånvaron. För att identifiera effekterna av dessa faktorer utnyttjas data från ett småskaligt experiment där en slumpmässigt utvald grupp av anställda under en begränsad tidsperiod fick en ”närvarobonus” i form av en halv dags extra ledighet varje gång de arbetade en hel kalendermånad utan sjukfrånvaro, medan en annan grupp anställda fick extra resurser för att förbättra sin arbetsmiljö.

I studien följs 3 060 anställda månad för månad under cirka fem års tid, varav 329 genomgår en behandling och resterande 2 731 utgör försökets kontrollgrupp. Datamaterialet har flera fördelar. För *det första* gör utformningen av försöket att det under en begränsad period finns en relativt kraftig förändring i ekonomiska incitament och i arbetsmiljö hos en slumpmässigt utvald grupp av anställda. Till skillnad mot de flesta andra reformer, som ofta är generella, kan vi här även observera hur sjukfrånvaron utvecklas i förhållande till en obehandlad kontrollgrupp, där individerna i genomsnitt är lika behandlingsgruppen med avseende på andra omständigheter som påverkar sjukfrånvaron. Det är därmed möjligt att undersöka huruvida sjukfrånvaron minskar hos behandlade individer under försöksperioden. För *det andra* innehåller datamaterialet detaljerade uppgifter om *all* sjukfrånvaro för varje individ samt omfattande information om individens egenskaper.²

Resultaten visar att närvarobonusen hade stora och signifikanta effekter på sjukfrånvaron. Andelen som var sjukfrånvarande någon gång under en månad sjönk från 22 till 17 procent och det genomsnittliga antalet sjukdagar per månad gick ner från 2,3 till 1,3 dagar. I synnerhet var det sjukfrånvaron hos kvinnor och högutbildade som föll då bonusen infördes. När det gäller försöket med extra resurser till arbetsmiljön är de uppmätta effekterna däremot små och osäkra.

Det finns endast ett fåtal studier kring sjukfrånvaro som baserats på randomiserade experiment (se Krueger och Meyer, 2002); ett svenskt exempel är Hesselius m.fl. (2005), som finner att sjukfrånvaroperioderna är signifikant kortare i regioner där sjukintyg krävs redan från dag 7 jämfört med i regioner

² Från och med 1992 är arbetsgivare i Sverige ansvariga för att betala ersättningen under de första 14 dagarna av sjukfrånvaro. En konsekvens av detta är att de flesta registerdata från och med år 1992 saknar uppgifter om korttidsfrånvaro.

där intyg krävs först från dag 15. I avsaknad av experimentell variation utnyttjar forskare vanligtvis data från regelförändringar och andra reformer.³ Pettersson-Lidbom och Skogman Thoursie (2006) studerar till exempel en reform där ersättningsnivån i sjukförsäkringen höjdes men enbart för vissa anställda, och finner att reformen ledde till att fler blev sjukfrånvarande.

Det finns också studier som använt andra typer av jämförelser för att estimerar effekten av ekonomiska drivkrafter på sjukfrånvaro. Ett exempel är Larsson (2006), som använder skillnader mellan taket i ersättningen för arbetslösa och taket i ersättningen för sjuka och drar slutsatsen att arbetslösa i Sverige utnyttjar möjligheten att få högre ersättning genom att anmäla sig som sjuka.⁴

Resten av denna studie är disponerad enligt följande. Avsnitt 2 innehåller en mer detaljerad genomgång av experimentet och i avsnitt 3 beskriver jag det datamaterial som används i studien. Avsnitt 4 presenterar den empiriska analysen med fokus på uppsatsens centrala resultat, medan avsnitt 5 undersöker känsligheten i resultaten. I avsnitt 6 sammanfattar jag studien och diskuterar betydelsen av resultaten i studien.

2 Experimentet

Liksom i resten av Sverige uppvisade Stockholms kommun i början av 2000-talet en rekordhög sjukfrånvaro. För att få ner kostnaderna genomförde kommunen därför under åren 2001–2002 ett randomiserat försök i stadsdelen Maria-Gamla stan, där kommunanställda lottades till att antingen delta i en av två möjliga åtgärder eller till att ingå i en kontrollgrupp utan behandling.

Den första åtgärden bestod av en närvarobonus i form av en halv dags extra ledighet varje gång den anställde arbetade en hel kalendermånad helt utan

³ Henrekson och Persson (2004) visar att reformer som gör ersättningen mer generös ofta leder till högre sjukfrånvaro, medan reformer som sänker ersättningsnivån leder till lägre sjukfrånvaro. En svårighet är dock att reformer ofta påverkar alla grupper på samma sätt, vilket gör det svårt att särskilja reformeffekten från andra samtidigt förändringar i samhället. Att dra slutsatser om kausala samband försvåras också eftersom en reform potentiellt kan ha drivits fram av den höga sjukfrånvaron, så kallad omvänd kausalitet.

⁴ Det finns också ett antal studier som undersöker arbetsplatsens betydelse för sjukfrånvaros omfattning. Ett svenskt exempel är Arai och Skogman Thoursie (2004), som finner att sjukfrånvaron i lika hög grad beror på skillnader *mellan* arbetsplatser som på skillnader *mellan* individer.

sjukfrånvaro. Möjligheten att minska arbetstiden med en halvdag per månad ansågs av kommunen ge en rimlig nivå på bonusen; eftersom deltagarna arbetade i genomsnitt 16 heldagar per månad innan försöket inleddes motsvarar bonusen en möjlighet att minska arbetstiden med cirka 3 procent.⁵ Bonusen kunde inte tas ut i form av lön utan enbart som ledighet under den kommande månaden. Försöket med närvarobonusen pågick under cirka 12 månaders tid, där deltagarna varje månad hade en ny möjlighet att få bonusen, oavsett om man fått bonusen tidigare.

I den andra åtgärden tilldelades deltagarna extra resurser för att förbättra sin arbetsmiljö. I praktiken hade deltagarna mycket stor frihet att själva besluta hur resurserna skulle användas. Till exempel användes pengarna till massage, utökade träningsmöjligheter och föreläsningar kring arbetsmiljö. Detta gör det dock betydligt svårare att dra mer generella slutsatser utifrån resultaten.

Innan jag går över till att estimerar effekterna av åtgärderna är det viktigt att förstå exakt *hur* tilldelningen av åtgärderna gick till. För *det första* skedde randomisering på arbetsställenivå. Det innebar att stadsdelens 94 berörda arbetsställen *slumpmässigt* delades upp i behandlingsgrupper (6 arbetsställen) och kontrollgrupper (88 arbetsställen). Som regel fick samtliga anställda inom ett arbetsställe därför samma behandling, vilket underlättade den praktiska och administrativa delen av försöket. I försöket med närvarobonus fanns det emellertid delgrupper av anställda som *inte* fick ta del av åtgärden; deltidsanställda och vissa tillfälligt anställda var inte berättigade till närvarobonus trots utebliven sjukfrånvaro. För *det andra* skedde randomiseringen *inom* de fyra större sektorerna hos kommunen: barnomsorg, skola, äldreomsorg och handikappomsorg. Ambitionen var att kunna studera huruvida olika slags personal reagerade olika på åtgärderna i försöket.

I samband med att planeringen av försöket inleddes i januari 2001 informerades samtliga anställda om bland annat försökets syfte. Under de kommande två åren genomfördes därefter försök med närvarobonus och extrasatsning på arbetsmiljö bland de slumpmässigt utvalda arbetsställena i stadsdelen. Av administrativa orsaker varierade startdatum och tidsomfattning på åtgärderna något mellan olika arbetsställen, men i stort pågick försöket med

⁵ Sjukfrånvarofallen i kommunen varade under perioden i snitt cirka 8 dagar. I Sverige gavs under samma period ingen ersättning under dag ett av ett sjukfrånvarofall, medan dag två till dag åtta gav en 80-procentig löneersättning. Därmed är den faktiska ersättningsgraden utan bonusen 70 procent $(((0+80*7))/8)$ och 63.8 procent med bonusen $(((0+80*7-50))/8)$, vilket innebär att bonusen medförde en minskning i termer av faktisk ersättningsgrad med cirka 9 procent.

närvarobonus mellan november 2001 och december 2002 medan satsningen på förbättrad arbetsmiljö inleddes i januari 2002.⁶

3 Data

I studien använder jag data över samtliga 3060 personer som varit anställda i den berörda delen av Stockholms kommun (Maria Gamla stan) någon gång under perioden 2000–2004. För att studera hur deras sjukfrånvaro påverkas av deltagande i försöket utnyttjar jag detaljerade uppgifter över *all* sjukfrånvaro samt bakgrundsuppgifter om arbetsställe och anställningsform. Information om varje individs sjukfrånvaro kommer från kommunens interna lönerregister. Jämfört med andra register är dessa uppgifter mer detaljerade och innehåller all sjukfrånvaro (inklusive korttidsfrånvaro) samt uppgiven orsak till frånvaron.

Jag använder två olika utfallsmått på sjukfrånvaro per månad. Till att börja med konstruerar jag variabeln S_t , som mäter den sammanlagda mängden sjukfrånvaro (uttryckt i heldagar) för individ i under kalendermånad t .

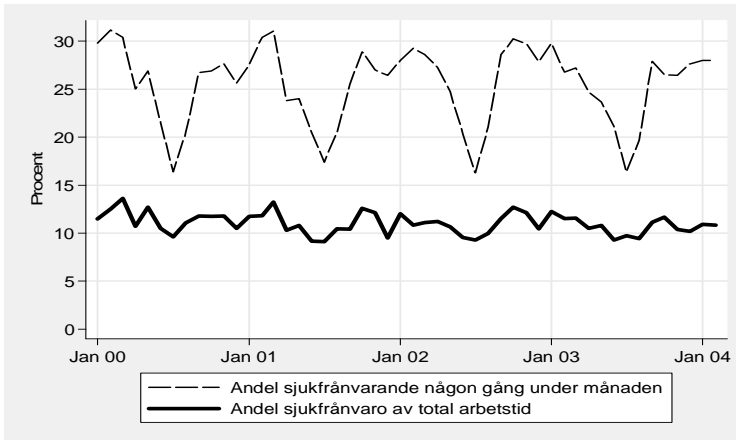
$$S_{it} = \text{sjukdagar} * \overline{\text{omfattning}}$$

där 'sjukdagar' är det totala antalet dagar som en individ varit åtminstone delvis sjukfrånvarande under månaden och 'omfattning' visar hur stor del av dagen som sjukfrånvaron varade i genomsnitt.

Som ett alternativt mått på sjukfrånvaro skapar jag också en indikatorvariabel som anger huruvida individen varit sjukfrånvarande någon gång under kalendermånaden. Figur 2 visar hur dessa två mått på sjukfrånvaro utvecklades månadsvis i kommunen under perioden som studeras; 2000–2004.

⁶ Vid ett arbetsställe avbröts oväntat försöket med närvarobonus, då deltidsanställda som inte fick del av åtgärden framförde klagomål mot försöket.

Figur 2 Sjukfrånvaro i berörda delar av Stockholms kommun, 2000–2004⁷



Av Figur 2 framgår att sjukfrånvaron i kommunen var hög under perioden. Ungefär var fjärde anställd var sjukfrånvarande åtminstone någon gång under en given månad och den totala mängden sjukfrånvaro utgjorde i genomsnitt cirka 12 procent av den totala arbetstiden.⁸ Vidare ser vi att sjukfrånvaron varierar kraftigt över året med extra höga nivåer under vintermånaderna. Däremot finns ingen tydlig långsiktig trend i sjukfrånvaro över hela perioden.

För att identifiera vilka individer som får de två olika behandlingarna, samt definiera min kontrollgrupp, utnyttjar jag uppgifter om de anställdas arbetsställe och anställningsform från kommunens personalregister. Härifrån hämtar jag även information om bland annat individens ålder, kön, utbildning, yrke, position och månadslön. Med hjälp av dessa uppgifter kan jag studera huruvida effekten ser olika ut för olika grupper samt kontrollera för eventuella skillnader mellan behandlingsgrupp och kontrollgrupp som kan återstå trots randomiseringen.⁹

⁷ Figur 2 baseras på uppgifter ur Stockholms kommuns löneregister och inkluderar uppgifter över samtliga 3060 individer som någon gång under perioden 2000-2004 varit kommunanställda inom stadsdelen Maria-Gamla stan.

⁸ Dessa siffror är något högre än siffrorna för hela den svenska arbetsmarknaden.

⁹ Randomisering leder i princip till att behandlings- och kontrollgrupperna består av anställda med i genomsnitt samma egenskaper, men eftersom försöket i det här fallet är av begränsad omfattning kan det kvarstå skillnader i egenskaper mellan grupperna som vi måste ta hänsyn till i analysen för att på ett korrekt sätt mäta effekten av behandlingarna.

Tabell 1 presenterar översiktlig beskrivande statistik för de kommunanställda i stadsdelen i december 2000, det vill säga strax innan försöket inleddes. Eftersom randomiseringen skedde *inom* respektive sektor redovisas statistiken här även sektorsvis och uppdelat på behandlingsgrupp (T) och kontrollgrupp (C).

Tabell 1 Beskrivande statistik över datamaterialet (i andelar)

	Alla	Barnomsorg		Skola		Äldreomsorg		Handikapp- omsorg		Övriga omsorg
		T	C	T	C	T	C	T	C	
Antal individer	3 060	24	410	23	701	207	1 052	75	357	211
Antal arbetsställen	94	1	21	1	28	2	11	2	9	19
Närvarobonus	2	0	0	0	0	1	0	1	0	0
Arbetsmiljö	4	1	0	1	0	1	0	1	0	0
<i>Sjukfrånvaro:</i>										
Prevalens	2,20	2,76	2,17	1,96	1,80	1,90	2,31	1,57	1,82	2,75
Incidens	0,27	0,38	0,28	0,18	0,25	0,27	0,29	0,21	0,24	0,30
<i>Kön:</i>										
Kvinna	0,95	0,95	0,88	0,62	0,76	0,85	0,84	0,72	0,78	0,73
<i>Ålder:</i>										
Medel (år)	43,1	43,1	43,0	42,0	41,8	41,3	42,0	37,9	39,1	46,6
Ålder 20-35	0,29	0,29	0,26	0,22	0,32	0,33	0,31	0,44	0,38	0,11
Ålder 36-50	0,38	0,38	0,45	0,54	0,42	0,47	0,43	0,42	0,46	0,49
Ålder 51-	0,33	0,33	0,29	0,24	0,25	0,20	0,26	0,14	0,15	0,39
<i>Utbildning:</i>										
Grundskola	0,29	0,29	0,36	0,47	0,46	0,67	0,69	0,84	0,76	0,68
Gymnasium	0,25	0,25	0,28	0,35	0,38	0,30	0,25	0,15	0,18	0,13
Eftergymnasial	0,46	0,46	0,36	0,18	0,16	0,03	0,06	0,01	0,06	0,21
<i>Anställningsform:</i>										
Månadslön (t. kr)	16,3	16,3	17,3	18,0	18,0	16,3	16,6	14,9	15,6	20,3
Fast anställd	0,68	0,68	0,80	0,78	0,79	0,80	0,83	0,71	0,80	0,88
Veckoarbetstid	36,1	36,1	37,3	29,5	18,9	34,6	34,1	33,4	34,2	38,3

Notera: Data för samtliga kommunanställda i stadsdelen Maria-Gamla stan i december 2000. Prevalens visar den totala mängden sjukfrånvaro i heldagar, incidens visar andelen av de anställda som var sjukfrånvarande någon gång under månaden. Kolumnerna T och C visar egenskaper för behandlingsgruppen respektive kontrollgruppen.

Av den första kolumnen i Tabell 1 framgår att 3 060 anställda – uppdelade på 94 arbetsställen – ingår i försöket. Jämfört med arbetsmarknaden i stort är de anställda i samplet i större utsträckning kvinnor med lägre löner; 95 procent är kvinnor, den genomsnittliga åldern är 43 år och månadslönen är i snitt endast 16 300 kronor. Det är också värt att notera att 27 procent av de anställda var sjukfrånvarande någon gång under månaden och att det genomsnittliga antalet sjukdagar under månaden var 2,2 dagar. Detta är viktigt att komma ihåg om vi vill använda resultaten från denna studie för att dra slutsatser om hela arbetsmarknaden, vilket diskuteras närmare i avsnitt 6.

Resterande kolumner i Tabell 1 jämför egenskaper hos de anställda som randomiserats till behandlingsgruppen (T) med dem som tillhör kontrollgruppen (C). Eftersom randomiseringen skedde *inom* respektive sektor redovisas karakteristika sektorsvis.

Flera saker är värda att notera. Totalt sett 329 anställda får behandling – uppdelade på två arbetsställen med närvarobonus och fyra arbetsställen med extraresurser till arbetsmiljön – medan 2 731 anställda vid resterande 88 arbetsställen utgör försökets kontrollgrupp. Tabellen visar också att de behandlade individerna har i snitt liknande egenskaper som de icke-behandlade individerna *inom* samma sektor, även om vissa skillnader tycks förekomma. Anledningen till dessa skillnader är troligen att antalet behandlade individer inom vissa sektorer är relativt liten. Visserligen har arbetsställen valts ut slumpmässigt, men eftersom stickprovet är förhållandevis litet finns vissa skillnader mellan arbetsställen som behandlas och arbetsställen som inte behandlas.

Som ett mer formellt test på om randomiseringen lyckats skapa jämförbara grupper har jag skattat regressioner som förklarar behandlingsstatus med hjälp av de observerbara variablerna ur Tabell 1. Det visar sig att det, trots randomiseringen, finns signifikanta skillnader mellan behandlingsgrupperna och kontrollgruppen: Individerna i behandlingsgruppen hade före försöket i genomsnitt högre lön och var i högre utsträckning gymnasieutbildade än individerna i kontrollgruppen.

Eftersom detta är faktorer som samvarierar med sjukfrånvaro är det viktigt att ta hänsyn till sådana skillnader i själva analysen; dvs. det är viktigt att beakta eventuellt kvarvarande skillnader mellan behandlings- och kontrollgrupp så att de blir jämförbara.

4 Resultat

Intervjuer med chefer i kommunen tyder på att försöket ledde till minskad sjukfrånvaro. I synnerhet närvarobonusen beskrivs som en stor succé. Enligt en chef var det framför allt frånvaron på måndagar och fredagar som föll kraftigt då bonusen infördes.

4.1 Hur mäts effekter av närvarobonus och extra resurser till arbetsmiljö?

Den centrala utmaningen, i all utvärdering, är att kunna jämföra behandlade individer med en lämplig kontrollgrupp. Om behandlade skiljer sig från kontrollgruppen kan eventuella skillnader i sjukfrånvaro felaktigt tolkas som ett resultat av försöket. Randomiserade experiment ses i allmänhet som en trovärdig metod för att komma runt detta så kallade selektionsproblem. Att deltagandet i en åtgärd bestäms slumpmässigt leder till att behandlingsgruppen i genomsnitt består av samma slags individer som kontrollgruppen. Det är därför ofta rimligt att anta att grupperna utvecklas på samma sätt med avseende på underliggande trender och chocker.

En första indikation på åtgärdernas effekt kan vi därför få genom att jämföra sjukfrånvaron hos gruppen i behandling med sjukfrånvaron hos den obehandlade gruppen. En sådan jämförelse visar att antalet sjukdagar per månad är cirka en dag lägre bland de anställda med chans att få en närvarobonus än bland de anställda i kontrollgruppen. Däremot syns ingen tydlig effekt av försöket med extraresurser till arbetsmiljön.

Den beskrivande statistiken visade emellertid att det fanns vissa skillnader i observerbara egenskaper mellan grupperna; individerna i behandlingsgruppen har i genomsnitt något högre lön och i högre utsträckning gymnasium som högsta utbildning jämfört med individerna i kontrollgruppen, egenskaper som *i sig* kan påverka sjukfrånvaron.

För att beakta dessa och eventuellt andra återstående skillnader mellan behandlade och kontrollgruppen använder jag en metod som benämns *skillnads-skillnader* och som dels beaktar arbetsställespecifika faktorer som är konstanta över tid, och dels tidsspecifika faktorer som gemensamma över arbetsställen. Jag skattar därför sjukfrånvaron för individ i under månad t som en funktion av arbetsställesfixa effekter (δ_e), tidsfixa effekter (δ_t) och en interaktionsterm D som tar värdet 1 för alla arbetsställen i behandlingsgruppen under tidsperioden då behandlingen genomförs, men annars har värdet 0.

$$S_{it} = \delta_e + \delta_t + \alpha \cdot D_{it} + X'_{it}\beta + e_{it} \quad (1)$$

Den centrala parametern är α som visar huruvida sjukfrånvaron är systematiskt lägre (eller högre) hos personer i behandlingsgruppen under tiden i behandling jämfört med hos personerna i kontrollgruppen. Ett grundläggande antagande bakom metoden är att sjukfrånvaron skulle ha utvecklat på samma sätt över tiden hos de båda grupperna om något försök aldrig hade genomförts.

Om kompositionen hos de båda grupperna förändras på olika sätt över tiden kan det utgöra ett potentiellt problem; exempelvis, om behandlingsgruppen över tiden, och jämfört med kontrollgruppen, består av en allt större andel män eller högutbildade med generellt sett låg sjukfrånvaro kommer detta att felaktigt tolkas som en effekt av försöksåtgärderna. För att ytterligare stärka trovärdigheten i en kausal tolkning inkluderar jag därför även en vektor (X_{it}) med observerbara egenskaper som kan variera över tid inom arbetsstället, till exempel kön, utbildning, ålder, yrke, position och lön.¹⁰

4.2 Närvarobonus

Jag inleder med att undersöka hur närvarobonusen påverkade antalet sjukdagar per månad. För att undersöka hur robusta resultaten är inkluderas successivt allt fler kontrollvariabler. Tabell 2 presenterar estimaten från specifikation (1).

¹⁰ I studien används genomgående klustrade standardfel med avseende på arbetsställe, eftersom anställda vid samma arbetsställe inte kan ses som oberoende observationer. Att i stället klustra på individer ger liknande resultat.

Tabell 2 OLS-estimat av antalet sjukfrånvarodagar per månad

	(1)	(2)	(3)	(4)
Närvarobonus	-1,083*** (0,327)	-1,030*** (0,352)	-1,053*** (0,336)	-1,298*** (0,327)
Dummy för utbildningsområde	Nej	Ja	Ja	Ja
Dummy för yrke och befattning	Nej	Nej	Ja	Ja
Dummy för sektor	Nej	Nej	Ja	Ja
Individfixa effekter	Nej	Nej	Nej	Ja
Individegenskaper:				
<i>Kön:</i>				
Kvinna		0,638*** (0,211)	0,807*** (0,197)	
<i>Högsta utbildningsnivå (ref. grundskola):</i>				
Gymnasium		0,097 (0,211)	0,030 (0,338)	
Eftergymnasial utbildning		-0,980*** (0,263)	0,051 (0,327)	
Ålder		0,151* (0,081)	0,114 (0,079)	
Ålder ²		-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	
Arbetsrelaterade faktorer:				
Lön (tusentals SEK)			-0,213** (0,108)	0,095** (0,041)
Lön ²			0,001 (0,002)	-0,027*** (0,001)
Arbetstid per vecka (timmar)			-0,005 (0,012)	0,014* (0,008)
Fast anställd			0,849*** (0,159)	0,493*** (0,106)
Antalet anställda vid arbetsstället			0,018** (0,009)	0,038** (0,009)
Antal observationer	81 094	81 094	81 094	81 094
R ²	0,0189	0,0318	0,0651	0,0126

Notera: Utfallsvariabeln är antalet sjukfrånvarodagar per månad. Specifikation (1) estimeras med OLS. Samtliga regressioner inkluderar även en konstant och kontroller för månad. Kolumn (4) estimeras med individfixa effekter. Robusta standardfel, klustrade på arbetsställe, anges inom parantes. ***, ** och * betecknar signifikans på 1-, 5- och 10-procentsnivån.

Resultaten i Tabell 2 ligger väl i linje med slutsatserna från en enkel jämförelse av genomsnittlig sjukfrånvaro hos grupperna med och utan möjlighet till närvarobonus. Då försöket med närvarobonus infördes, så minskade sjukfrånvaron per månad med i genomsnitt cirka 1,05 dagar mer hos behandlingsgruppen än hos kontrollgruppen – vilket motsvarar nästan en halvering av sjukfrånvaron.¹¹

Estimatens storlek påverkas endast marginellt då jag inkluderar kontrollvariabler för observerbara egenskaper hos individen och hos arbetsstället. Detta stärker slutsatsen att nedgången i sjukfrånvaro beror på införandet av närvarobonusen och inte på andra observerbara förändringar hos de anställda eller hos arbetsstället.

Flera andra resultat i Tabell 2 är också värda att betona. (1) Fast anställning verkar leda till högre sjukfrånvaro, vilket stöder slutsatser från tidigare studier (se exempelvis Barmby m.fl., 2004). (2) Att arbeta på ett arbetsställe med många anställda leder till högre sjukfrånvaro. Storleken på dessa estimerade effekter krymper något när jag i kolumn 4 tar hänsyn till individfixa effekter i modellen, men estimaten är fortfarande tydliga och signifikanta.¹²

En ytterligare fråga är *hur* närvarobonusen minskade antalet sjukfrånvardagar per månad. Minskningen kan ha kommit till stånd både genom att de anställda blivit sjukfrånvarande mer sällan och genom att sjukfrånvarofallen blivit mer kortvariga. Om den minskade sjukfrånvaron är orsakad av bonusen bör vi framför allt se en minskning i *sannolikheten* att vara sjukfrånvarande någon gång under månaden snarare än kortade sjukfrånvarotider. Tabell 3 visar därför resultatet av att skatta modell (1) där utfallsvariabeln i stället är sannolikheten att vara sjukfrånvarande någon gång under månaden.

¹¹ Innan försöket inleddes var den genomsnittliga sjukfrånvaron per anställd och månad cirka 2.2 dagar.

¹² Att inkludera individfixa effekter i modellen gör att vi kan rensa bort effekten av egenskaper som är konstanta över tiden för en given individ. Det leder också till att de estimerade effekterna identifieras av de individer som över tiden byter mellan fast och tillfällig anställning respektive stort och litet arbetsställe.

Tabell 3 OLS-estimat av sannolikheten att ha sjukfrånvaro under månaden

	(1)	(2)	(3)	(4)
Närvarobonus	-0,063 (0,063)	-0,058 (0,066)	-0,060 (0,065)	-0,075 (0,050)
Individegenskaper	Nej	Ja	Ja	Ja
Arbetsrelaterade faktorer	Nej	Nej	Ja	Ja
Dummy för utbildningsområde	Nej	Ja	Ja	Ja
Dummy för yrke och position	Nej	Nej	Ja	Ja
Dummy för sektor	Nej	Nej	Ja	Ja
Individfixa effekter	Nej	Nej	Nej	Ja
Antal obs.	81 094	81 094	81 094	81 094
R ²	0,041	0,052	0,076	0,0128

Notera: Utfallsvariabeln är sannolikheten att vara sjukfrånvarande någon gång under månaden. Specifikation (1) estimeras med OLS. Samtliga regressioner inkluderar även en konstant, och samtliga övriga variabler från Tabell 2. Robusta standardfel, klustrade på arbetsställe, anges inom parantes. ***, ** och * betecknar signifikans på 1-, 5- och 10-procentsnivån.

Trots att estimaten i Tabell 3 inte är statistiskt säkerställda och därför bör tolkas försiktigt, så tyder ändå resultaten på att närvarobonusen kan ha lett till en minskad risk att vara sjukfrånvarande någon gång under månaden. Andelen anställda med sjukfrånvaro under månaden minskade med cirka 7 procentenheter för gruppen med närvarobonus jämfört med de anställda i kontrollgruppen med samma observerbara egenskaper. Eftersom den genomsnittliga sannolikheten att vara sjukfrånvarande under en månad är cirka 22 procent, så motsvarar detta en minskning i risken att vara sjukfrånvarande med cirka 30 procent.¹³

4.3 Extraresurser till arbetsmiljö

Den andra åtgärden inom försöket bestod av extraresurser till att förbättra arbetsmiljön. Tabell 4 och Tabell 5 visar hur åtgärden påverkade antalet sjukdagar per månad respektive sannolikheten för sjukfrånvaro under månaden.

¹³ Att den totala mängden sjukfrånvaro minskade med cirka 50 procent medan sannolikheten att vara sjukfrånvarande någon gång under månaden minskade med endast 30 procent tyder på att även sjukfrånvarons varaktighet kan ha minskat som en följd av införandet av närvarobonus. En tänkbar förklaring till detta är att anställda i större utsträckning kan tänkas gå tillbaka till arbetet i slutet av månaden för att på så sätt få chansen till närvarobonus under den *kommande* månaden.

Tabell 4 OLS-estimat av antalet sjukfrånvarodagar per månad

	(1)	(2)	(3)	(4)
Arbetsmiljö	-0,255 (0,674)	-0,283 (0,664)	-0,341 (0,684)	-0,128 (0,287)
Individegenskaper	Nej	Ja	Ja	Ja
Arbetsrelaterade faktorer	Nej	Nej	Ja	Ja
Dummy för utbildningsområde	Nej	Ja	Ja	Ja
Dummy för yrke och position	Nej	Nej	Ja	Ja
Dummy för sektor	Nej	Nej	Ja	Ja
Individfixa effekter	Nej	Nej	Nej	Ja
Antal obs.	85 003	85 003	85 003	85 003
R ²	0,0199	0,0322	0,0646	0,0128

Notera: Utfallsvariabeln är antalet sjukfrånvarodagar per månad. Specifikation (1) estimeras med OLS. Samtliga regressioner inkluderar även en konstant och samtliga övriga variabler från Tabell 2. Kolumn (4) estimeras med individfixa effekter. Robusta standardfel, klustrade på arbetsställe, anges inom parentes. ***, ** och * betecknar signifikans på 1-, 5- och 10-procentsnivån.

Tabell 4 visar att försöket med ökade resurser till arbetsmiljön hade inga eller begränsade effekter på sjukfrånvaron. Analysen visar att antalet sjukdagar sjönk med i snitt 0,3 dagar, men denna förändring är inte statistiskt säkerställd och storleksmässigt betydligt mindre än effekten från närvarobonusen. Den estimerade effekten på sannolikheten att vara sjukfrånvarande någon gång under månaden visas i Tabell 5 nedan.

Tabell 5 OLS-estimat av sannolikheten att ha sjukfrånvaro under månaden

	(1)	(2)	(3)	(4)
Arbetsmiljö	-0,009 (0,053)	-0,011 (0,051)	-0,017 (0,049)	-0,001 (0,025)
Individegenskaper	Nej	Ja	Ja	Ja
Arbetsrelaterade faktorer	Nej	Nej	Ja	Ja
Dummy för utbildning	Nej	Ja	Ja	Ja
Dummy för yrke och position	Nej	Nej	Ja	Ja
Dummy för sektor	Nej	Nej	Ja	Ja
Individfixa effekter	Nej	Nej	Nej	Ja
Antal obs.	85 003	85 003	85 003	85 003
R ²	0,0397	0,0503	0,0751	0,0128

Notera: Utfallsvariabeln är sannolikheten att vara sjukfrånvarande någon gång under månaden. Specifikation (1) estimeras med OLS. Samtliga regressioner inkluderar även en konstant, och samtliga övriga variabler från Tabell 2. Kolumn (4) estimeras med individfixa effekter. Robusta standardfel, klustrade på arbetsställe, anges inom parantes. ***, ** och * betecknar signifikans på 1-, 5- och 10-procentsnivån.

Inte heller sannolikheten att vara sjukfrånvarande under en månad är signifikant, och den uppmätta effektstorleken är också nära noll.

4.4 Heterogenitet

Flera teoretiska modeller i litteraturen pekar på att exempelvis utbildningsnivå (se Grossman, 1972) och familjesituation (Bolin, 2002) styr individens hälsa och i förlängningen sjukfrånvaro. Jag har därför genomfört separata analyser för olika delgrupper för att se om effekterna av närvarobonus och satsningen på arbetsmiljö skiljer sig åt mellan olika typer av anställda. I Tabell 6 nedan redovisas hur respektive åtgärd påverkade antalet sjukfrånvardagar per månad, uppdelat på olika delgrupper.

Tabell 6 OLS-estimat av antalet sjukfrånvarodagar för olika delgrupper

	(i)		(ii)		(iii)	
	Män	Kvinnor	Unga	Äldre	Lågutbildad	Högutbildad
Närvarobonus	-0,436** (0,186)	-1,135*** (0,385)	-1,057 (0,885)	-1,237*** (0,229)	-0,322 (0,647)	-1,464*** (0,313)
Arbetsmiljö	-0,864** (0,351)	-0,307 (0,751)	-0,570 (0,859)	-0,213 (0,701)	-0,880 (0,975)	-0,014 (0,681)
Antal obs.	12 668	75 237	32 281	55 624	27 475	60 430
R ²	0,1163	0,0681	0,0892	0,0765	0,1033	0,0688

Notera: Utfallsvariabeln är antalet sjukfrånvarodagar per månad. Specifikation (1) estimeras med OLS. I samtliga fall inkluderas en konstant samt samma variabler som i Tabell 2, kolumn 3. Unga inkluderar anställda yngre än 50 år, äldre inkluderar anställda 50 år eller äldre. Lågutbildad avser grundskola/gymnasium, högutbildad avser eftergymnasial utbildning. Robusta standardfel, klustrade på arbetsställe, anges inom parantes. ***, ** och * betecknar signifikans på 1-, 5- och 10-procentsnivån.

Följande skillnader är värda att notera. Då man jämför män och kvinnor så tyder resultaten i kolumn (i) på att närvarobonusen har en större effekt på kvinnors sjukfrånvaro än på mäns. Dessutom ser vi att det finns en signifikant och relativt stor effekt av åtgärderna för förbättrad arbetsmiljö på mäns sjukfrånvaro. Från de övriga kolumnerna kan vi se att det inte finns några signifikanta skillnader i hur sjukfrånvaron hos unga och gamla respektive hos låg- och högutbildade påverkas av åtgärderna.

5 Känslighetsanalyser

Resultaten hittills visar att närvarobonusen ledde till en halvering av sjukfrånvaron medan insatserna för förbättrad arbetsmiljö däremot inte hade någon tydlig effekt. Reformen har dock vissa specifika drag som gör det möjligt att närmare undersöka *varför* närvarobonusen resulterade i minskad sjukfrånvaro.

Hawthorne-effekter

En tänkbar förklaring till våra resultat är den så kallade Hawthorne-effekten. Denna effekt skulle i vårt fall innebära att sjukfrånvaron påverkas av experimentet *i sig* och inte av de förstärkta ekonomiska drivkrafterna som

närvarobonusen ger upphov till. För att avgöra huruvida sjukfrånvaro minskar enbart för att de anställda är medvetna om att de deltar i ett försök kan vi här utnyttja att reformen i praktiken förändrade de ekonomiska drivkrafterna i olika utsträckning för olika grupper. I Tabell 7 jämförs därför hur närvarobonusen påverkade sjukfrånvaron hos grupper som i olika utsträckning berördes av bonusen.

Tabell 7 OLS-estimat av antalet sjukfrånvarodagar för olika delgrupper

	(i)		(ii)	
	Fast anställda	Tillfälligt anställda	Hög tidigare sjukfrånvaro	Låg tidigare sjukfrånvaro
Närvarobonus	-1,108*** (0,357)	0,137 (0,464)	-1,330** (0,671)	-0,495*** (0,237)
Arbetsmiljö	-0,269 (0,768)	-0,530 (0,312)	-4,827 (3,230)	-0,069 (0,535)
Antal obs.	65 686	15 408	20 274	60 820
R ²	0,0660	0,0770	0,0985	0,0421

Notera: Utfallsvariabeln är antalet sjukfrånvarodagar per månad. Specifikation (1) estimeras med OLS. I samtliga fall inkluderas en konstant samt samma variabler som i Tabell 2, kolumn c. I kolumn (ii) är det genomsnittliga antalet sjukfrånvarodagar för de båda grupperna 3.75 respektive 0.95 dagar per månad. Robusta standardfel, klustrade på arbetsställe, anges inom parantes. ***, ** och * betecknar signifikans på 1-, 5- och 10-procentsnivån.

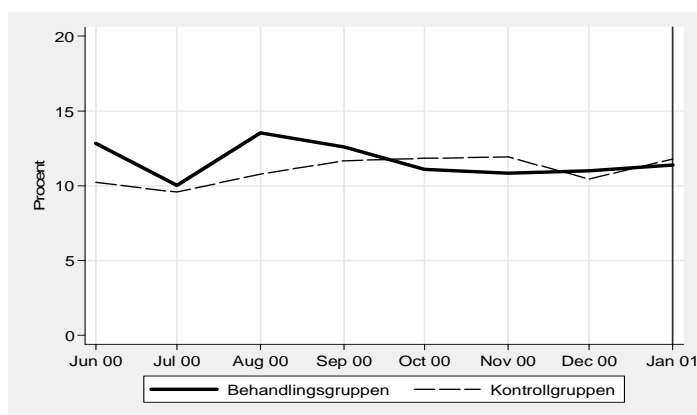
Det finns flera mönster i Tabell 7 som tyder på att nedgången i sjukfrånvaro *inte* kan förklaras av en Hawthorne-effekt. För *det första* hade införandet av närvarobonus en signifikant större effekt på sjukfrånvaron än satsningen på förbättrad arbetsmiljö. För *det andra* är effekten störst för de grupper som påverkas mest av reformen. Vid de arbetsställen där närvarobonus infördes var det enbart fast anställda som fick ta del av närvarobonusen. Kolumn (i) visar att sjukfrånvaron sjönk hos de fast anställda medan frånvaron hos tillfälligt anställda inte påverkades. För *det tredje* påverkas sjukfrånvaron relativt sett mest hos anställda som tidigare har haft låg sjukfrånvaro. I kolumn (ii) ser vi att sjukfrånvaron för anställda som före försöket varit sjukfrånvarande i genomsnitt nästan fyra dagar per månad sjunker med cirka 30 procent, medan sjukfrånvaron mer än halveras för gruppen som tidigare haft mindre än en dags sjukfrånvaro. En trolig förklaring till detta mönster är att bonusen har störst inverkan på individer med en rimlig chans att arbeta en hel månad utan sjuk-

frånvaro. Tabell 7 visar också att det inte finns några signifikanta skillnader mellan hur dessa grupper påverkas av försöket med arbetsmiljö, men att estimaten också är mycket osäkra.

Falsifikationstest

Ett grundläggande antagande i metoden som används – *skillnad-i-skillnader* – är att den behandlade och den obehandlade gruppen har samma underliggande trend i sjukfrånvaro; dvs. att de skulle ha utvecklats på samma sätt om försöket inte hade genomförts. Detta antagande testar jag här på tre olika sätt. För det första visar Figur 3 hur sjukfrånvaron som andel av den totala arbetstiden såg ut hos de båda grupperna innan planeringen av försöket inleddes i januari 2001.

Figur 3 Trender i sjukfrånvaro före försöket



Figur 3 visar att både nivån och trenden i sjukfrånvaro var i stort sett identiska hos grupperna före försöket. Det förefaller därför rimligt att gruppernas sjukfrånvaro skulle ha fortsatt att utvecklas på samma sätt – och att den uppmätta minskningen av sjukfrånvaro hos behandlingsgruppen faktiskt orsakades av bonusen *i sig*. För det andra utför jag ett placebotest där jag med hjälp av samma empiriska metod estimerar antalet sjukdagar per månad enligt specifikation (1), men testar huruvida jag även finner effekter i tidsperioder då det inte bör finnas några effekter. Av 15 genomförda tester leder två till uppmätta effekter (ett positivt och ett negativt) som nästan (på 10-procentsnivån) är signifikant säkerställda, medan återstående tester inte kan förkasta hypotesen om nollresultat (sju med negativa punkttestimat, åtta med positiva). Att vi inte hittar några effekter under perioder där vi på förhand inte förväntar

oss någon systematisk förändring i sjukfrånvaron ger ytterligare stöd till att de uppmätta effekterna faktiskt speglar kausala samband. *För det tredje* låter jag modellen vara mer flexibel genom att även tillåta att individegenskaper såsom utbildning, kön och ålder har olika tidstrender. Vi vet sedan tidigare att behandlingsgruppen bland annat består av en något högre andel högutbildade än kontrollgruppen – vilket kan leda till att grupperna får olika trender i sjukfrånvaro. Om sjukfrånvaron för högutbildade generellt sett minskar mer under perioden än sjukfrånvaron för lågutbildade kommer vi nämligen felaktigt att tolka detta som en effekt av närvarobonusen. Resultaten påverkas dock inte nämnvärt av att jag tillåter olika trender i sjukfrånvaro med avseende på dessa egenskaper.¹⁴

6 Sammanfattning

Den höga och varierande sjukfrånvaron i Sverige har varit en mycket omtvistad fråga under en lång tid. För att komma runt klassiska problem med bristfälliga registerdata och utelämnade faktorer använder denna studie data från ett småskaligt experiment med förstärkta ekonomiska drivkrafter och extraresurser till arbetsmiljö.

Studien finner ingen signifikant effekt av arbetsmiljöförsöket men däremot att införandet av en närvarobonus ledde till halverad sjukfrånvaro. I försöket gavs slumpmässigt utvalda anställda, under en begränsad period, en halv dags extra ledighet varje gång de fullbordade en hel kalendermånad utan sjukfrånvaro. Jämfört med en obehandlad kontrollgrupp minskade den totala sjukfrånvaron för denna försöksgrupp med i genomsnitt en dag per månad under försöksperioden. Vissa tendenser i data tyder på att en större del av effekten uppkommit genom att fler personer arbetade hela månader utan att vara sjukfrånvarande. Att effekten är särskilt stor för delgrupper vars drivkrafter ändrades särskilt mycket stärker tron på att nedgången i sjukfrånvaro orsakades av de förstärkta drivkrafterna *i sig* och inte av till exempel andra förändringar på arbetsplatsen som inträffat samtidigt.

När det gäller effektens storlek är två saker värda att notera. Trots att det givetvis är mycket svårt att jämföra storleken på estimat mellan olika studier är det *för det första* noterbart att andra studier baserade på svenska data har funnit

¹⁴ För en utförligare diskussion av test och analys hänvisas till Lagerström (2006).

effekter på liknande nivåer (se till exempel Johansson och Palme, 1996). För *det andra* verkar åtgärden vara även ekonomiskt signifikant. Att sjukfrånvaron minskade mer än bonusens halvdag innebär nämligen att den *totala* kostnaden för sjukfrånvaro gick ner som en följd av försöket. Dessutom är effekten särskilt stor för högutbildade – och därmed välavlönade – vilket gör försöket ännu mer ekonomiskt fördelaktigt för arbetsgivaren.

En viktig avslutande fråga är huruvida resultaten från denna studie kan generaliseras till andra typer av anställda, till andra sektorer i ekonomin eller till andra tidsperioder. Här är det återigen viktigt att komma ihåg att de anställda som studeras i denna studie utgör ett icke-representativt stickprov av den svenska arbetskraften. Samplet består till stor del av medelålders kvinnor i den offentliga sektorn, en grupp som generellt sett har markant högre sjukfrånvaro än många andra grupper i samhället. Därför är det svårt att utifrån denna studie säga hur kraftfullt som andra typer av anställda i andra sektorer under annorlunda ekonomiska förhållanden skulle reagera på ökade ekonomiska drivkrafter i form av en närvarobonus.

Det kan heller inte uteslutas att de stärkta drivkrafterna ledde till att individer arbetade trots att de i själva verket var sjuka. Om så är fallet kan de långsiktiga effekterna av försöket bli mycket annorlunda än de kortsiktiga effekterna som studerats här.

Referenser

- Allen, S G (1981), "An Empirical Model of Work Attendance", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, 77-87.
- Arai, M och P Skogman Thoursie (2004), "Sickness Absence: Worker and Establishment effects", *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 11, 9-28.
- Barmby, T, M Ercolani och J Treble (2004), "Sickness Absence in the UK: 1984-2002", *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 11, 65-88.
- Bolin, K, L Jacobson och B Lindgren (2002), "Employer Investments in Employee Health. Implications for the Family as Health Producer", *Journal of Health Economics*, Vol. 21, 563-583.
- Grossman, M (1972), "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, Vol. 80, 223-255.
- Henrekson, M och M Persson (2004), "The Effects on Sick Leave of Changes in the Sickness Insurance System", *Journal of Labor Economics*, Vol. 22, 87-114.
- Hesselius, P, P Johansson och L Larsson (2005), "Monitoring sickness insurance claimants: evidence from a social experiment", IFAU Working Paper 2005:15, Institute for Labour Market Policy Evaluation.
- Ichino, A och R Riphahn (2004), "Absenteeism and employment protection: Three case studies", *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 11, 95-114.
- Johansson, P och R Riphahn (2004), "Do Economic Incentives Affect Work Absence? Empirical Evidence Using Swedish Micro Data", *Journal of Public Economics*, Vol. 59, 195-218.
- Krueger, A B & B Meyer (2002), "Labor Supply Effects of Social Insurance", in A Auerbach & M Feldstein, editors, *Handbook of Public Economics*, Vol. 4, North Holland.
- Lagerström, J (2006), "Discrimination, sickness absence, and labor market policy", IFAU Dissertation series 2006:4, Institute for Labour Market Policy Evaluation.

- Larsson, L (2006), "Sick of Being Unemployed? Interactions between Unemployment and Sickness Insurance", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 108, 97-113.
- Palmer, E (2004), "Sjukskrivningen i Sverige", i T Theorell, redaktör, *Den höga sjukfrånvaron – sanning och konsekvens*, Swedish National Institute for Public Health.
- Pettersson-Lidbom, P och P Skogman Thoursie (2008), "Temporary Disability Insurance and Labor Supply: Evidence from a Natural Experiment", Working Paper, Department of Economics, Stockholm University.

IFAU:s publikationsserier – senast utgivna

Rapporter

- 2010:1** Hägglund Pathric ”Rehabiliteringskedjans effekter på sjukskrivningstiderna”
- 2010:2** Liljeberg Linus och Martin Lundin ”Jobbnätet ger jobb: effekter av intensifierade arbetsförmedlingsinsatser för att bryta långtidsarbetslöshet”
- 2010:3** Martinson Sara ”Vad var det som gick snett? En analys av lärlingsplatser för ungdomar”
- 2010:4** Nordström Skans Oskar och Olof Åslund ”Etnisk segregation i storstäderna – bostadsområden, arbetsplatser, skolor och familjebildning 1985–2006”
- 2010:5** Johansson Elly-Ann ”Effekten av delad föräldraledighet på kvinnors löner”
- 2010:6** Vikman Ulrika ”Hur påverkar tillgång till barnomsorg arbetslösa föräldrars sannolikhet att få arbete?”
- 2010:7** Persson Anna och Ulrika Vikman ”In- och utträdeseffekter av aktiveringskrav på socialbidragstagare”
- 2010:8** Sjögren Anna ”Betygsatta barn – spelar det någon roll i längden?”
- 2010:9** Lagerström Jonas ”Påverkas sjukfrånvaron av ekonomiska drivkrafter och arbetsmiljö?”

Working papers

- 2010:1** Ferracci Marc, Grégory Jolivet och Gerard J. van den Berg “Treatment evaluation in the case of interactions within markets”
- 2010:2** de Luna Xavier, Anders Stenberg och Olle Westerlund “Can adult education delay retirement from the labour market?”
- 2010:3** Olsson Martin and Peter Skogman Thoursie “Insured by the partner?”
- 2010:4** Johansson Elly-Ann “The effect of own and spousal parental leave on earnings”
- 2010:5** Vikman Ulrika “Does providing childcare to unemployed affect unemployment duration?”
- 2010:6** Persson Anna och Ulrika Vikman “Dynamic effects of mandatory activation of welfare participants”
- 2010:7** Sjögren Anna “Graded children – evidence of longrun consequences of school grades from a nationwide reform”

Dissertation series

2010:1 Johansson Elly-Ann “Essays on schooling, gender, and parental leave”

2010:2 Hall Caroline “Empirical essays on education and social insurance policies”