

# Ökar anställningsskyddet sjukfrånvaron?

*En regeländring i lagen om anställningsskydd (LAS) år 2001 innebar att arbetsgivare med 10 anställda eller färre fick möjlighet att undanta 2 anställda från sist-in-först-ut-principen i turordningsreglerna vid uppsägning på grund av arbetsbrist. I denna artikel visas att förändringen i LAS minskade den genomsnittliga sjukfrånvaron på arbetsställen som kom att påverkas. Detta berodde på att anställda ändrade sitt sjukfrånvarobeteende, snarare än att arbetskraftens sammansättning ändrades. Den korta sjukfrånvaron minskade mer än den långa, vilket betyder att uppluckringen av anställningsskyddet fick störst effekt på korttidssjukfrånvaron.*

Sjukfrånvaro på arbetsmarknaden medför stora kostnader för samhället, dels genom utbetalning av sjukpenning, dels genom utebliven produktion. I Sverige var sjukfrånvaron på 1980- och 1990-talet högre än den genomsnittliga sjukfrånvaron i EU12 (Nyman m fl 2002).<sup>1</sup> Enligt SCB minskade sjukfrånvaron i Sverige kraftigt under 1990-talets första hälft, men efter 1997 ökade den markant för att kulminera 2003 och därefter vara i paritet med nivån vid 1990-talets början. En stor del av denna utveckling beror på pro-cykliska orsaker, dvs att sjukfrånvaron är låg vid hög arbetslöshet och vice versa.<sup>2</sup>

Att den svenska sjukfrånvaron är hög i en internationell jämförelse och att den uppvisar ett pro-cykliskt mönster skulle kunna vara tecken på att det svenska sjukförsäkringssystemet inte är optimalt utformat. En större kunskap om hur ekonomiska incitament påverkar anställdas sjukfrånvaro skulle kunna bidra till ett bättre fungerande sjukförsäkringssystem för framtiden.<sup>3</sup>

Syftet med denna artikel är att studera hur det arbetsrättsliga regelverket, och de därmed sammanhängande ekonomiska incitamenten, har påverkat sjukfrånvarons storlek i Sverige. Bakgrunden är den ändring av turordningsregeln i LAS ("sist in, först ut") som trädde i kraft den 1 januari 2001 då företag med högst 10 anställda fick möjlighet att undanta 2 perso-

## MARTIN OLSSON

är ekon mag med inriktning mot kvantitativa metoder. Han är forskningsassistent vid Institutet för Näringslivsforskning. martin.olsson@ifn.se

<sup>1</sup> I EU12 ingår Irland, Storbritannien, Nederländerna, Danmark, (Väst-)Tyskland, Belgien, Luxemburg, Frankrike, Portugal, Spanien, Italien och Grekland.

<sup>2</sup> Arai och Skogman Thoursie (2004) visar att detta beror på ett pro-cykliskt sjukfrånvarobeteende snarare än på förändringar i arbetskraftens sammansättning. Sammansättningseffekten kommer av att den marginalanställda har en relativt sett hög sjukfrånvaro och efterfrågan på dennes tjänster ökar i högkonjunktur och minskar i lågkonjunktur.

<sup>3</sup> Andra svenska studier som undersöker om ekonomiska incitament påverkar sjukfrånvaro är Henrekson och Persson (2004) samt Johansson och Palme (1996).

Jag tackar Ylva Johansson, Peter Skogman Thoursie och Daniel Waldenström för värdefulla synpunkter.

ner från regeln vid uppsägning på grund av arbetsbrist. Jag undersöker den eventuella effekten av denna regelförändring på sjukfrånvaron genom att jämföra arbetsställen som påverkades, dvs de med högst 10 anställda, med arbetsställen med 12-50 anställda som alltså inte berördes. Valet av jämförelsegrupp baseras på att gruppens genomsnittliga sjukfrånvaro uppvisar en parallell trend med den genomsnittliga sjukfrånvaron för arbetsställen som kom att innefattas av undantaget innan det implementerades. En parallell trend innan en åtgärd träder i kraft är i själva verket en mycket viktig förutsättning för att alls kunna skatta en "sann" åtgärdseffekt, vilket jag diskuterar längre fram i artikeln.

Det finns olika kanaler genom vilka en förändring av anställningstryggheten kan tänkas påverka sjukfrånvaron. Dels kan det finnas en beteendeeffekt. Ett svagare anställningsskydd kan öka risken för uppsägning av anställda med hög sjukfrånvaro. Eftersom kostnaden för sjukfrånvaro därmed ökar för den anställde kan denne välja att inte anmäla sjukfrånvaro, kanske av rädsla för att mista sin anställning. Dels kan det finnas en sammansättningseffekt som påverkar sjukfrånvaron genom att arbetskraftens sammansättning förändras. Ett exempel på en sådan effekt är när ett svagare anställningsskydd, som gör det lättare att säga upp personal, leder till att arbetsgivaren i särskilt hög utsträckning säger upp anställda med hög sjukfrånvaro och därigenom sänker den genomsnittliga sjukfrånvaron som en rent statistisk effekt. En annan sammansättningseffekt är att när det blir mindre riskabelt att anställa kanske arbetsgivaren blir mindre försiktig vid nyanställning och anställer lågproduktiva med högre benägenhet att sjukskriva sig, vilket leder till högre genomsnittlig sjukfrånvaro. En ytterligare möjlig effekt är att ett svagare anställningsskydd gör det lättare att byta jobb. Om det leder till att de som är sjukskrivna på grund av missnöje med sin nuvarande arbetsplats i större utsträckning söker sig vidare på arbetsmarknaden kan effekten bli att den genomsnittliga sjukfrånvaron sjunker på det ursprungliga arbetsstället. Sammansättningseffekter påverkar därmed inte sjukfrånvaron för den enskilde individen, utan enbart den aggregerade genomsnittliga sjukfrånvaron på exempelvis ett arbetsställe. En förändring av den genomsnittliga sjukfrånvaron kommer således inte från ett ändrat beteende hos individerna, utan från att sammansättningen av individer med olika nivåer av sjukfrånvaro har förändrats. En beteendeeffekt innebär däremot att individens sjukfrånvaromönster har förändrats.

Artikeln är disponerad enligt följande. I nästa avsnitt redogörs för tidigare studier på området och hur min egen analys förhåller sig till dessa. I avsnitt 2 beskrivs datamaterialet och resultaten presenteras. Avsnitt 3 diskuterar i vilken grad de redovisade resultaten härrör från beteende- eller sammansättningseffekter. Artikeln avrundas med några slutord.

## 1. Tidigare studier

Få studier har undersökt hur anställningsskydd påverkar sjukfrånvaron hos anställda. Ichino och Riphahn (2005) analyserar hur nyanställda på en italiensk bank förändrade sitt beteende när de övergick från provanställning, med svagt anställningsskydd, till fast anställning, med starkt anställningsskydd. De finner att sjukfrånvaron ökade när provotiden tog slut och den anställde gick över till en fast anställning. I absoluta termer var effekten likvärdig för män och kvinnor, men eftersom kvinnor initialt hade en högre sjukfrånvaro, oavsett grad av anställningsskydd, var effekten i relativa termer störst för män.

I Ichino och Riphahn (2004) undersöks sambandet mellan anställningsskydd och sjukfrånvaro i företag i den privata sektorn i Italien. Enligt italiensk lag varierar anställningsskyddet med antalet anställda på företaget; företag inom den privata sektorn med fler än 15 anställda riskerar en större kostnad vid uppsägning jämfört med företag inom samma sektor fast med färre än 16 anställda. Enligt resultaten uppvisade anställda som hade ett starkare anställningsskydd en högre sjukfrånvaro jämfört med anställda med ett svagare anställningsskydd.<sup>4</sup>

Lindbeck m fl (2006) har studerat samma naturliga experiment som utnyttjas i denna artikel, dvs regelförändringen i LAS 2001. De finner att undantaget minskade sjukfrånvaron med i genomsnitt ca 0,25 dagar per år och anställd i gruppen som påverkades av uppluckringen. Detta motsvarar en nedgång i sjukfrånvaron med 3,3 procent. Lindbeck m fl (2006) visar att denna minskning berodde på tre olika effekter: (i) Företag som innefattades av den nya regeln blev villigare att nyanställa personer med en relativt stor sjukfrånvaro; (ii) anställda med en relativt hög sjukfrånvaro slutade eller blev uppsagda i en högre utsträckning än innan; och (iii) sjukfrånvaron minskade hos anställda efter det att undantaget trädde i kraft. De två första effekterna påverkade sjukfrånvaron genom att förändra sammansättningen av arbetskraften medan den sista effekten påverkade sjukfrånvaron genom att anställda individer ändrade sitt beteende.

En nackdel med de registerdata som används i Lindbeck m fl (2006) är att sjukfrånvaro kortare än sjuklöneperioden, dvs karensdagar samt de kalenderdagar som arbetsgivaren utbetalar lagstadgad sjukersättning för, inte fångas upp.<sup>5</sup> Jag utnyttjar i stället SCBs kortperiodiska sysselsättningsstatistik (KS), vilket innebär att både kort- och långtidssjukfall ingår. En anledning till att det är viktigt att inkludera kortare tids sjukfrånvaro är att den kan vara mer känslig för minskat anställningsskydd än den längre sjukfrånvaron. Exempelvis torde en individ kunna påverka sin ”måndagssjuka” i högre grad än sin brustna blindtarm. Enligt Riksförsäkringsverket (2002) var dessutom endast 9 procent av sjukfallen hos mindre privata arbetsgivare

<sup>4</sup> En nackdel med studien är att data endast tillåter jämförelse mellan företag med fler eller färre än 20 anställda.

<sup>5</sup> Det innebär att sjukfrånvaro kortare än 15 dagar inte registreras och resultaten ska, som Lindbeck m fl (2006) själva poängterar, ses som en undre gräns.

(högst 49 anställda) längre än 14 dagar år 2001 och den riktigt korta sjukfrånvaron (1 till 3 dagar) stod för drygt hälften av alla sjukdomsfall. Med andra ord kan resultat som enbart förlitar sig på långtidssjukfrånvaro vara avsevärt underskattade och därmed ge en dålig bild av den verkliga totala effekt som undantaget i LAS kan tänkas ha haft på anställdas sjukfrånvaro. En avigsida med att använda KS är dock att data avser arbetsställen (till skillnad från registerdata i Lindbeck m fl 2006 som avser individer). Det medför att jag inte kan undersöka om effekten skiljer sig mellan t ex kön, åldersgrupper och typ av anställningskontrakt eller mellan anställda som stannar eller byter arbetsställe.<sup>6</sup>

## 2. Vilken effekt fick undantaget i LAS?<sup>7</sup>

För att undersöka effekten på sjukfrånvaron av undantaget i LAS används huvudsakligen SCBs kortperiodiska sysselsättningsstatistik (KS). Denna statistik innehåller detaljerade kvartalsdata för ett urval av svenska arbetsställen. Endast arbetsställen i den icke-agrara privata sektorn ingår i analysen. Det genomsnittliga antalet arbetsställen per år, fördelat på fyra kvartal, är ca 21 000. Upprepade tvärsnitt utnyttjas för åren 1994-2001, vilket innebär att analysen baseras på ett stort antal observationer (175 000).

Sjukfrånvaro definieras i KS som frånvaro på grund av sjukdom för en bestämd onsdag. Det innebär att all sjukfrånvaro fångas upp, även om den långtidssjukfrånvarande har en något större sannolikhet att komma med jämfört med den korttidssjuka.<sup>8</sup> Definitionen av sjukfrånvaron innebär också att ingen hänsyn behöver tas till att sjuklöneperiodens längd har ändrats under den undersökta perioden.<sup>9</sup>

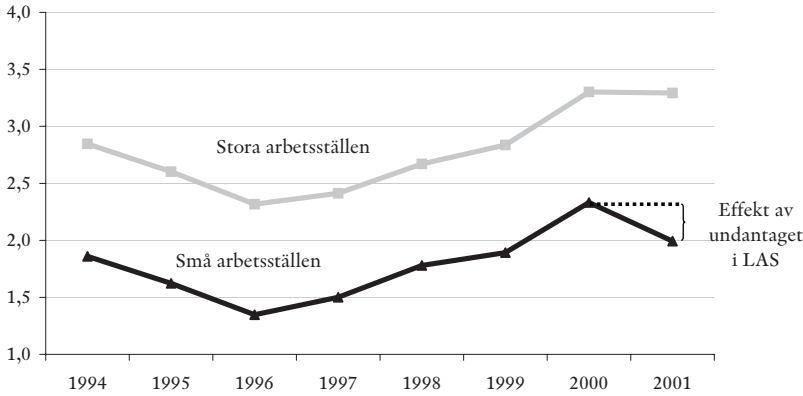
Vid utvärderingar av regeländringar och andra åtgärder är det viktigt att kunna särskilja regeländringens effekt från andra samtida effekter. En enkel och effektiv metod för att skatta en renodlad åtgärdseffekt är att använda sig av en jämförelsegrupp. För att skatta en "sann" effekt krävs det dock att jämförelsegruppen och gruppen som utvärderas (åtgärdgruppen) har samma utvecklingstakt avseende utfallsvariabeln i avsaknad av regeländringen. Således kan gruppernas utfall skilja sig i nivå så länge parallella tren-

<sup>6</sup> Lindbeck m fl (2006) finner att effekten på sjukfrånvaron var störst hos anställda som stannade kvar i den utvärderade gruppen (åtgärdgruppen) efter att förändringen i LAS hade genomförts.

<sup>7</sup> För mer detaljerade uppgifter om data, metod och resultat hänvisas till Olsson (2005).

<sup>8</sup> Statistik för år 2001 visar att den första sjukskrivningsdagen oftast inträffade på en måndag för att sedan, mer eller mindre kontinuerligt, inträffa mer sällan under de resterande veckodagarna (Riksförsäkringsverket 2002). Fördelningen av den sista sjukskrivningsdagen uppvisar ett motsatt mönster. En trolig anledning till att den första sjukskrivningsdagen oftast inträffar på en måndag är att de som insjuknar under helgen inte sjukskriver sig förrän på måndagen. En helgeffekt kan även tänkas spela roll för mönstret för sista sjukskrivningsdagen. Därmed förefaller den valda undersökningsdagen, onsdag, vara representativ för hela veckans sjukfrånvaromönster.

<sup>9</sup> Från januari 1997 till mars 1998 var sjuklöneperioden 28 dagar. Det innebär att den sjukfrånvarande först fångas upp i sjuktalen efter 28 dagar om sjukfrånvarostatistiken grundar sig på sjuklöneperioden.



Figur 1  
Andel sjukfrånvarande på små och stora arbetsställen, 1994–2001. Procent

*Anm.:* Stora arbetsställen definieras som arbetsställen med 12–50 anställda, små som arbetsställen med 2–9 anställda. Siffrorna avser årsgenomsnitt och arbetsställen i icke-agrar privat sektor. Viktade värden har använts för att ta hänsyn till att arbetsställets storlek påverkar dess sannolikhet att bli utvalt. Effekten av undantaget i LAS definieras som differensen mellan stora och små arbetsställets genomsnittliga förändring mellan 2000 och 2001.

*Källa:* SCBs kortperiodiska sysselsättningsstatistik samt egna beräkningar.

der existerar i avsaknad av exempelvis en regeländring. Om antagandet om parallella trender är uppfyllt kan den genomsnittliga effekten utläsas som differensen mellan utfallsvariabelns genomsnittliga utvecklingstakt för de två grupperna mellan tidpunkterna före och efter regelförändringen (se Moffitt 1991 för en utförlig diskussion).

Jag har valt att använda mig av arbetsställen med 12 till 50 anställda som jämförelsegrupp till åtgärdsgruppen som består av arbetsställen med 2 till 9 anställda.<sup>10</sup> I figur 1 visas gruppernas årliga genomsnittliga sjukfrånvaro under perioden 1994 till 2001. Det är tydligt att gruppernas genomsnittliga sjukfrånvaro uppvisar näst intill parallella trender före 2001, även om de ej varit i nivå.<sup>11</sup> De parallella trenderna upphör 2001, samma år som anställningsskyddet försvagades på arbetsställen med 10 anställda eller färre. Eftersom andra faktorer än undantaget i LAS inte tycks påverka grupperna olika i någon högre grad före 2001 kan effekten av undantaget utläsas som skillnaden i gruppernas förändring i sjukfrånvaro mellan 2000 och 2001.

För att kvantifiera effekten i figur 1 används en så kallad dubbeldifferens-estimator ("difference-in-differences"), fortsättningsvis förkortad DD. DD jämför här skillnaden mellan de två gruppernas genomsnittliga förändring

<sup>10</sup> Således exkluderas arbetsställen med 10 eller 11 anställda. Anledningen är att insamlingsmetoden (postenkät) kan vara en källa till mätfel. Respondenten kan glömma att inkludera sig själv och därmed kommer ett arbetsställe med 11 anställda att räknas som ett med 10. Samtidigt kan respondenten felaktigt inkludera sig själv och därmed kommer ett arbetsställe med 10 anställda att rapporteras som ett med 11 anställda.

<sup>11</sup> Frågan om varför sjukfrånvaron varierar med arbetsställets storlek ligger utanför denna studies frågeställning.

av sjukfrånvaron mellan tidpunkterna före och efter uppluckringen. DD estimeras enligt följande ekvation:

$$DD = (\bar{Y}_t^a - \bar{Y}_{t-1}^a) - (\bar{Y}_t^j - \bar{Y}_{t-1}^j).$$

Uttrycket inom den första parentesen är skillnaden i genomsnittliga värden för utfallsvariabeln  $Y$ , före (vid tidpunkten  $t-1$ ) och efter åtgärden (vid  $t$ ) för åtgärdsgruppen ( $a$ ). Uttrycket inom den andra parentesen anger motsvarande skillnad i genomsnittliga värden före och efter åtgärden för jämförelsegruppen ( $j$ ). En fördel med DD är att den kontrollerar för alla skillnader mellan grupperna som är fixa över tiden och alla tidsspecifika effekter som påverkar grupperna symmetriskt. Gruppernas sjukfrånvaro kan således skilja sig åt så länge skillnaden i avsaknad av åtgärd är konstant över tid, vilket är fallet i figur 1.

Den omedelbara genomsnittliga förändringen mellan det fjärde kvartalet år 2000 och det första kvartalet år 2001 beräknas enligt ekvationen ovan. Dubbeldifferens-estimatoren visar att den genomsnittliga oviktade sjukfrånvaron minskade med 0,4 procentenheter på de arbetsställen där anställningsskyddet försvagades. Förändringen motsvarar en effekt på ca 15 procent. När årsdata i stället för kvartalsdata används – ett sätt att ta hänsyn till att gruppernas säsongvariationer kan skilja sig åt och att effekten inte behöver infalla exakt vid implementeringen – blir resultatet oförändrat.

Med enbart figur 1 och den beräknade enkla DD som underlag kan det inte uteslutas att gruppernas genomsnittliga sjukfrånvaro kan ha påverkats av andra faktorer än undantaget i LAS. Det är även av vikt att undersöka om effekten är statistiskt säkerställd. Därför görs en regressionsanalys med kvartalsdata för åren 1994 till 2001. Förfarandet innebär att man kan kontrollera för observerbara faktorer som kan tänkas ha påverkat den genomsnittliga sjukfrånvaron hos någon av grupperna vid samma tidpunkt som införandet av regelförändringen i LAS.<sup>12</sup> Den skattade effekten rensas således för andra observerbara och samtida interaktioner.

I tabell 1 presenteras resultaten i regressionsanalysen. Tre olika modeller redovisas, där successivt fler förklaringsvariabler inkluderas. I den första modellen ingår endast dummyvariabler för åtgärdsperiod respektive åtgärdsgrupp utöver den interaktionsvariabel mellan de båda (DD) som fångar upp effekten av förändringen i LAS. I den andra modellen adderas ett antal kontrollvariabler: Andel kvinnor, andel anställda med tillfälliga kontrakt och länsvis aggregerad arbetslöshet. Andelen kvinnor tas med för att kontrollera för olikheter i sjukfrånvaro mellan könen. En anledning till

<sup>12</sup> Den mest omfattande modellspecifikationen har följande utseende:

$Y_{it}^j = \alpha + \lambda d_t + \delta d^j + \beta dd_t^j + z_{it}^j \phi + \varepsilon_{it}^j$ , där  $Y_{it}^j$  är andelen sjukfrånvarande på arbetsställe  $i$  vid tidpunkt  $t$  för grupp  $j$ . Dubbeldifferens-estimatoren ( $dd_t^j$ ) är en interaktionsvariabel, vilken är en produkt av en binär gruppvariabel ( $d^j$ ), som antar värdet ett för de arbetsställen som kom att innefattas av förändringen i LAS och noll för övriga arbetsställen, och en binär tidsvariabel ( $d_t$ ), som antar värdet ett efter införande av undantaget i LAS och noll för perioderna före. Övriga kontrollvariabler återfinns i vektorn  $z$ . Koefficienten  $\beta$  fångar upp effekten av undantaget i LAS på sjukfrånvaron, givet påverkan av övriga variabler.

Modell	1	2	3
Effekt av undantaget i LAS (DD)	-0,0034** (0,0017)	-0,0033** (0,0017)	-0,0034** (0,0017)
Dummy för åtgärdsperiod	0,0057*** (0,0011)	0,0039*** (0,0012)	0,0008 (0,0013)
Dummy för åtgärdsgrupp	-0,0096*** (0,0005)	-0,0095*** (0,0005)	-0,0095*** (0,0005)
Andel kvinnor		0,0107*** (0,0011)	0,0135*** (0,0013)
Andel tillfälliga kontrakt		0,0042*** (0,0016)	0,0036** (0,0016)
Arbetslöshet		-0,0698*** (0,0179)	-0,1784*** (0,0247)
Konstant	0,0280*** (0,0006)	0,0279*** (0,0013)	0,0270*** (0,0023)
Dummyvariabler för län			Ja***
Dummyvariabler för bransch			Ja***
R <sup>2</sup>	0,004	0,007	0,011
N	175 261	175 261	175 261

Tabell 1

Skattade effekter på sjukfrånvaron av undantaget i LAS 2001, med kontroll för andra variabler, 1994–2001

*Anm:* Beroende variabel: Andel sjukfrånvarande på arbetsställe. DD avser dubbeldifferens-estimatorn (se text för detaljer). Inom parentes anges Whites för heteroskedasticitet korrigerade standardfel. Samtliga modeller kontrollerar för kvartal samt är viktade för att ta hänsyn till urvalsförfarandet. \*\*\*, \*\* och \* indikerar statistisk signifikans på 1-, 5- samt 10-procentsnivån. Signifikansen för läns- respektive branschdummyvariablerna avser F-test för gemensam påverkan på 1 procents signifikansnivå.

*Källa:* SCBs kortperiodiska sysselsättningsstatistik samt egna beräkningar.

att sjukfrånvarobeteendet skulle kunna skilja sig åt mellan kontraktsformer är att anställningsskyddet varierar med anställningsformen (se Ichino och Riphahn 2005). Arbetslöshetsvariabeln (från SCB) kontrollerar för om beteendeeffekter, som går via arbetslösheten, skiljer sig åt mellan stora och små arbetsställen. Den tredje modellen inkluderar dessutom dummyvariabler för län och bransch.

Samtliga modeller skattar en effekt av LAS-undantaget som är statistiskt säkerställd och som dessutom varierar anmärkningsvärt lite i storlek. Resultaten visar att på de arbetsställen där anställningsskyddet uppluckrades minskade den genomsnittliga sjukfrånvaron med ca 0,3 procentenheten, en effekt på ca 13 procent. Koefficientestimatet för variabeln ”åtgärdsgrupp” (en binär variabel som antar värdet ett för de arbetsställen som kom att innefattas av förändringen i LAS och noll för övriga arbetsställen) uppvisar liknande värden i samtliga modeller, vilket innebär att de faktorer som jag kontrollerat för inte har påverkat den tidsberoende skillnaden mellan grupperna. När modellen kontrollerar för läns- och branschspecifika skill-



nader i sjukfrånvaro blir estimaten för variabeln ”åtgärdsperiod” (en binär variabel som antar värdet ett efter införande av undantaget i LAS och noll för perioderna före) insignifikant. Med andra ord försvinner en allmän tids-effekt som påverkar gruppernas sjukfrånvaro lika.

Hur robusta är resultaten i tabell 1? Vanliga sätt att testa DD-skattningars robusthet är att dels estimerar modeller med ”placebo-åtgärdsgrupper”, dvs åtgärdsgrupper som inte drabbats av undantaget och dels estimerar modeller med ”placebo-tidpunkter”, dvs åtgärdseffekter vid andra tillfällen än det faktiska. Om någon placebo-modell skattar en signifikant DD talar det emot att resultatet i tabell 1 är något unikt och som med säkerhet kan härledas från undantaget i LAS. Om inte, talar det för att modellerna i tabell 1 verkligen fångar en åtgärdseffekt av ändringen i LAS. Jag har genomfört sådana placebo-estimeringar på en rad olika grupp- och tidsindelningar och resultaten uppvisar inga signifikanta skattningar av DD (se Olsson 2005).

Ett potentiellt problem med DD är att standardfelen kan vara under-skattade om inte hänsyn tas till gemensamma gruppfel, dvs företeelser som påverkar alla inom en grupp på ett sätt men en annan grupp på ett annat sätt. Därmed riskerar man att överskatta i vilken grad resultaten är statistiskt säkerställda (Moulton 1990). Donald och Lang (2005) visar att detta är särskilt problematiskt när antalet grupper är få. För att ta hänsyn till eventuella gemensamma gruppfel används aggregerad genomsnittlig sjukfrånvaro för varje år och grupp. Antalet observationer minskar därmed från 175 261 till 16 (1 observation per år och grupp). Vid första anblicken kan det förefalla egendomligt att drastiskt minska antalet observationer på detta sätt. Men faktum är att i detta sammanhang är det variationen mellan grupperna och inte inom grupperna som är av intresse. Resultatet visar att den skattade åtgärdseffekten på ca 0,3 procentenheter är signifikant vid konventionella nivåer, vilket ytterligare verifierar de tidigare resultaten.

Ett icke negligerbart problem med resultaten är att turordningsregeln tillämpas inom sk turordningskretsar. En turordningskrets omfattar arbetstagare med jämförbara arbetsuppgifter. Det skulle kunna innebära att undantagsregeln i praktiken inte är tillämpbar för små arbetsställen med heterogena arbetsuppgifter. De presenterade resultaten tyder dock på att så inte är fallet och dessutom tycks regeln *de facto* upplevas som positiv av en del arbetsgivare.<sup>13</sup> Eftersom studien inte tar hänsyn till turordningskretsar kan den skattade effekten år 2001 bero på en *upplevd* minskning av anställningsskyddet, och inte på en *faktisk* förändring. Om effekten drivs av en upplevd minskning borde de anställda med tiden komma till insikt om det riktiga förhållandet och därefter återgå till sitt tidigare sjukfrånvarobeteende. I brist på observationer för senare år kan denna fråga inte utredas vidare.

<sup>13</sup> Denna iakttagelse baseras på ett uttalande från organisationen Företagarnas dåvarande vd, Gunvor Engström, i organisationens sk opinionsnyhetsbrev: ”Det är bra att undantaget finns. Vi upplever dagligen i våra kontakter med medlemmarna att undantaget underlättar för de minsta företagen” (Företagarna 2005).



Dessutom kan effekten även vara underskattad om anställda på arbetsställen med heterogena arbetsuppgifter i praktiken inte fick någon försvagning av anställningsskyddet när undantaget infördes, men ändå, i brist på data om turordningskretsar, ingår i åtgärdsgruppen.

### 3. Vilken effekt ligger bakom förändringen i sjukfrånvaron?

Inledningsvis diskuterades att effekten på sjukfrånvaron kan bero på förändringar i beteendet och på förändringar i de anställdas sammansättning. Vilken av dessa två effekter dominerade efter förändringen i anställningsskyddet?

De hittills redovisade resultaten särskiljer inte mellan effekterna, utan visar enbart att förändringen i LAS medförde minskad sjukfrånvaro på de arbetsställen som kom att påverkas. Om man emellertid exkluderar de arbetsställen i åtgärdsgruppen som haft avgångar och/eller nyanställningar efter förändringen i LAS, oavsett anställningsform, kan en sammansättningseffekt helt uteslutas.<sup>14</sup> Konsekvensen blir att den negativa åtgärdseffekten ökar från ca 0,3 procentenheter till ca 0,4. Åtgärdens negativa påverkan på sjukfrånvaron förstärks därmed när beteendeeffekten isoleras. Utifrån denna observation kan slutsatsen dras att förändringen i LAS medförde både en beteendeeffekt och en sammansättningseffekt, men att effekterna verkade åt motsatt håll. Beteendeeffekten verkade i en negativ riktning medan sammansättningseffekten sammantaget hade en positiv effekt på sjukfrånvaron (dvs ökade den). Att den sammantagna sammansättningseffekten är positiv innebär att den drevs av minskade kostnader vid nyanställning. Arbetsgivare behöver nämligen inte vara lika försiktiga vid nyanställningar som förut, vilket får till följd att fler lågproduktiva anställs och sjukfrånvaron ökar.

Sammansättningseffekten är fortfarande positiv när endast arbetsställen med avgångar tas med. En tänkbar förklaring kan vara att arbetstagare som får behålla sin anställning efter uppsägningar känner sig säkrare och därför har en högre sjukfrånvaro. Om detta stämmer skulle sammansättningseffekten vid uppsägningar, där lågproduktiva får gå först, ge upphov till en beteendeeffekt hos de anställda som är kvar.

Oavsett vad som ligger till grund för den positiva sammansättningseffekten är den negativa beteendeeffekten större, vilket innebar att införandet av undantaget i LAS ledde till att sjukfrånvaron minskade. Resultaten tyder på att denna minskning berodde på att kostnaderna för sjukfrånvaro ökade när anställningsskyddet uppluckrades, vilket fick de anställda att ändra sitt sjukfrånvarobeteende.

<sup>14</sup> Tillvägagångssättet kan vara en källa till urvalsfel.

## 4. Slutord

I denna artikel har förändringen i LAS som trädde i kraft den 1 januari 2001 studerats. Förändringen innebar att 2 anställda kan undantas från sist-in-först-ut-principen i turordningsreglerna vid uppsägning på grund av arbetsbrist på arbetsställen med högst 10 anställda. Analysen visar att ett minskat anställningsskydd kan leda till lägre sjukfrånvaro. Både kort- och långtidssjukfrånvaro fångas upp, och effekten är störst för korttidsfrånvaron.

Uppluckringen av anställningsskyddet fick till följd att den genomsnittliga sjukfrånvaron på de arbetsställen som kom att påverkas minskade med ca 0,3 procentenheter. Det motsvarar en effekt på ca 13 procent. Det är en betydande effekt och kan jämföras med den minskning som Lindbeck m fl (2006) fann på 3,3 procent. I deras studie fanns inte möjlighet att fånga upp kortare sjukfrånvaro än 15 dagar. Mina resultat tyder därför på att undantaget i LAS hade störst effekt på korttidssjukfrånvaron. Att förändringen i sjukfrånvaron drevs av beteendeeffekter gör att jag kan dra slutsatsen att sjukfrånvarobeteendet hos de anställda till viss del styrdes av ökade kostnader för frånvaro.

Eftersom minskat anställningsskydd gav upphov till en beteendeeffekt är det av betydelse att veta i vilken grad de lägre sjukfrånvarotalen beror på ökad "sjuknärvaro" och/eller minskad ogiltig sjukfrånvaro. Om anställda inte vågar vara sjuka utan i stället är sjuknärvarande kan en minskning av anställningsskyddet få negativa konsekvenser för människors hälsa på lång sikt. En tes som emellertid ibland lyfts fram som en delförklaring till den relativt höga sjukfrånvaron i Sverige är att de sociala normerna förändrats i riktning mot större acceptans för sjukfrånvaro. Om det är en minskning av den ogiltiga frånvaron som företrädesvis ligger bakom effekten, kan uppluckringen av LAS motverka en sådan normutveckling.

- Arai, M och P Skogman Thoursie (2004), "Incentives and Selection in Cyclical Absenteeism", *Labour Economics*, vol 12, s 269-280.
- Donald, S G och K Lang (2005), "Inference with Difference in Differences and Other Panel Data", *Review of Economics and Statistics*, under utgivning.
- Företagarna (2005), "'Två-undantaget' i LAS räddat – igen", 28 april 2005, [http://www.foretagarna.se/sverige/newspage\\_\\_\\_\\_\\_3065.aspx](http://www.foretagarna.se/sverige/newspage_____3065.aspx) (2006-12-08).
- Henrekson, M och M Persson (2004), "The Effect on Sick Leave of Changes in the Sickness Insurance System", *Journal of Labor Economics*, vol 22, s 87-113.
- Ichino, A och T R Riphahn (2004), "Absenteeism and Employment Protection: Three Case Studies", *Swedish Economic Policy Review*, vol 11, s 95-114.
- Ichino, A och T R Riphahn (2005), "The Effect of Employment Protection on Worker Effort: Absenteeism during and after Probation", *Journal of the European Economic Association*, vol 3, s 120-143.
- 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.
- Lindbeck, A, M Palme och M Persson (2006), "Job Security and Work Absence: Evidence from a Natural Experiment", Working Paper 660, Institutet för Näringslivsforskning, Stockholm.
- Moffitt, R (1991), "Program Evaluation with Nonexperimental Data", *Evaluation Review*, vol 15, s 291-314.
- Moulton, B R (1990), "An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units", *Review of Economics and Statistics*, vol 72, s 334-338.
- Nyman, K, E Palmer och S Bergendorff (2002), *Den svenska sjukan – sjukfrånvaron i åtta länder*, Rapport från Expertgruppen för studier i offentlig ekonomi (ESO).
- Olsson, M (2005), "Ekonomiska incitament och sjukfrånvaro – ett naturligt experiment", magisteruppsats, Nationalekonomiska institutionen, Stockholms universitet.
- Riksförsäkringsverket (2002), *Korta sjukfrånvaron 2001. Sjukfrånvaro vid privata arbetsgivare med högst 49 anställda*, Statistisk rapport, Is-R 2002:1.