

# Effekten av sänkt sjukpenning för arbetslösa

*I juli 2003 sänktes det s k sjukpenningtaket för arbetslösa. Syftet var att arbetslösa inte längre skulle kunna få högre sjukpenning än a-kassa, vilket tidigare var möjligt för arbetslösa som haft höga löner. Artikeln presenterar resultaten från en studie av reformens effekter. Resultaten visar att sannolikheten att övergå till sjukpenning minskade med 36 procent mer bland de arbetslösa som drabbades av sänkningen av sjukpenningtaket, jämfört med dem som inte drabbades. Frågan är återigen högst aktuell, då de aktuella sänkningarna av a-kassan under 2007 innebär att det, för vissa grupper, åter är mer ekonomiskt fördelaktigt att vara sjukskriven än arbetslös.*

Den 1 juli 2003 sänktes det s k sjukpenningtaket för arbetslösa. Syftet med denna reform var att arbetslösa inte längre skulle kunna få högre ersättning från sjukpenning än från a-kassa. Fram till reformen kunde sjukpenningen för en arbetslös med hög tidigare lön överstiga dennes a-kasseersättning med ca 20 procent.

Som bakgrund till reformen låg den explosiva ökningen av sjukfrånvaro i Sverige sedan 1997. Man hade också börjat uppmärksamma att arbetslösa var kraftigt överrepresenterade bland sjukskrivna. Detta i sig är förväntat eftersom arbetslösa skiljer sig från sysselsatta i många avseenden som ökar risken att vara sjukskriven: arbetslösa är äldre och har lägre utbildning och inkomster för att ta några exempel. Men en del av skillnaden troddes kunna bero på att det för vissa arbetslösa var ekonomiskt fördelaktigt att vara sjukskriven i stället för att gå på a-kassa. Reformen skulle ta bort denna fördel och därmed minska felaktigt utnyttjande av sjukförsäkringen. Vidare innebar reformen även en direkt besparing i statsbudgeten eftersom ersättningen sänktes för en grupp sjukskrivna personer.

I denna artikel redovisar vi resultaten från en utvärdering av effekterna av reformen. Sammanfattningsvis visar resultaten att sjukpenningens storlek spelar stor roll för sannolikheten att övergå från a-kassa till sjukpenning. Sannolikheten att påbörja en sjukskrivning minskade med 36 procent mer bland de arbetslösa som drabbades av sänkningen av sjukpenningtaket, jämfört med de som inte drabbades.<sup>1</sup>

Frågan om hur a-kassa och sjukpenning samverkar är återigen högst

<sup>1</sup> Resultaten ligger därmed i linje med tidigare svenska studier av samspelet mellan a-kassa och sjukpenning, se Larsson (2004) och Larsson (2006). Utanför Sverige är samspelet mellan dessa två försäkringar ett relativt utforskat område, vilket antagligen beror på att systemen ser annorlunda ut i andra länder. Henningsen (2006), som finner liknande mönster för Norge som vi finner för Sverige, är ett undantag.

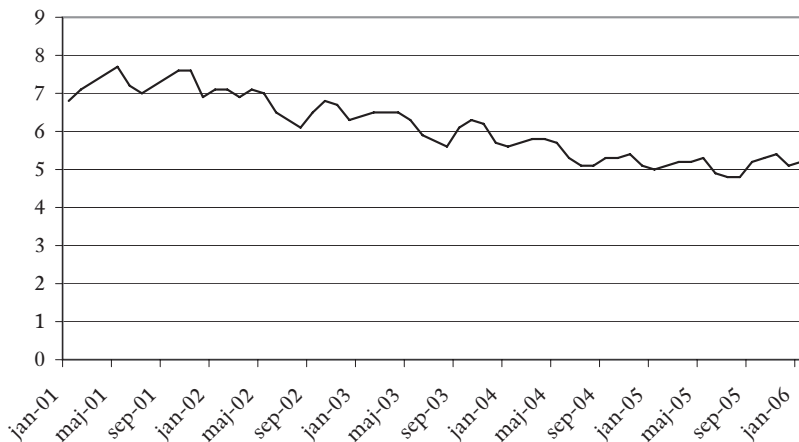
## Laura Larsson och Caroline Runeson

Laura Larsson, fil dr i nationalekonomi, är verksam vid IFAU och extern forskningsledare vid SNS. Fokus i hennes forskning ligger på socialförsäkringar och utvärdering av arbetsmarknadspolitik. [laura.larsson@ifau.u.se](mailto:laura.larsson@ifau.u.se)

Caroline Runeson är doktorand vid Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet, samt verksam vid IFAU. Hennes forskningsintressen ligger framför allt inom arbetsmarknadsekonomi. [caroline.runeson@ifau.uu.se](mailto:caroline.runeson@ifau.uu.se)

Artikeln är en sammanfattning av Larsson och Runeson (2007a, 2007b). Författarna tackar Oskar Nordström Skans och Pathric Hägglund för kommentarer samt Lars Baltzari och Anders Viklund för hjälp med avsnittet om avtalsförsäkringar. För ekonomiskt stöd tackar Larsson Wallanders & Hedelius stiftelse och Runeson tackar FAS.

Figur 1  
Procent sjukskrivna  
bland arbetslösa  
januari 2001 – januari  
2006.



*Anm:* Deltagare i arbetsmarknadspolitiska program (förutom program för arbetshandikappade) är medräknade som arbetslösa, liksom personer som är inskrivna hos arbetsförmedlingen men som inte kan ta ett jobb direkt, exempelvis på grund av sjukdom.

*Källa:* Försäkringskassan och AMV.

aktuell. De aktuella sänkningarna av a-kassan under 2007 innebär att det, för vissa grupper, åter är mer ekonomiskt fördelaktigt att vara sjukskriven än arbetslös. Hur skillnader i ersättning mellan olika socialförsäkringssystem påverkar flödena dem emellan är viktigt för principen ”rätt man i rätt försäkring”. Arbetslöshetsförsäkringen är utformad för att försäkra mot arbetslöshet och sjukpenningen mot sjukdom. Förutsatt att respektive försäkring är lämpligt utformad är detta en viktig princip att upprätthålla.

## 1. Reformen

Figur 1 visar en nedåtgående trend i sjukskrivningar bland arbetslösa kring tidpunkten för reformen. Huruvida detta berodde på sänkningen av taket eller något annat går förstås inte att utläsa från figuren. För att veta effekten av sänkt ersättningstak måste vi bilda oss en uppskattning om *vad som skulle ha hänt* om reformen inte hade ägt rum. Det faktum att taksänkningen enbart berörde en del arbetslösa – dem med inkomster över a-kassetaket – hjälper oss med detta. Låt oss titta närmare på reformen för att beskriva hur.

Reformen den 1 juli 2003 ändrade sjukförsäkringen i tre avseenden: ersättningskvoten sänktes från 80 procent av den sjukpenninggrundande inkomsten till 77,6 procent, sjuklöneperioden förlängdes från två till tre veckor och den högsta möjliga ersättningen, taket, sänktes från 19 300 till 16 060 kr per månad för arbetslösa sjukskrivna. Den första förändringen berörde *alla* sjukförsäkrade; den andra berörde enbart *anställda* försäkrade och den tredje förändringen berörde enbart *arbetslösa* försäkrade. Vi fokuserar på effekter av den sistnämnda förändringen, sänkningen av taket. Fram-

för allt är vi intresserade av sambandet mellan ersättningens storlek och sannolikheten för en sjukskrivning.

För att identifiera effekten av sänkt ersättningstak på sjukskrivningsbenägenhet använder vi det faktum att taksänkningen enbart berörde de arbetslösa som hade tillräckligt hög ersättningsgrundande lön för att få maximal ersättning från a-kassan. Figurerna 2 och 3 illustrerar hur reformen påverkade ersättningen från sjukpenningen. Låt oss börja med att förklara figur 2 som gäller för de hundra första dagarna i en a-kasseperiod.

Fram till reformen var ersättningen från både sjukpenning (SP) och a-kassa (AK) 80 procent av tidigare inkomst,<sup>2</sup> med både ett golv och ett tak. Taket i sjukpenning var högre än i a-kassan. Bilden till höger i figur 2 visar ersättningarna efter reformen. För det första sänktes ersättningsgraden i sjukförsäkring från 80 till 77,6 procent. Detta ledde till 3 procents minskning i ersättning för alla sjukskrivna. För det andra sänktes taket till att motsvara a-kassetaket på 16 060 kr i månaden. För arbetslösa sjukskrivna med en tidigare lön under 20 696 kr i månaden ( $0,776 * 20\ 696 = 16\ 060$ ) gällde enbart den allmänna minskningen på 3 procent, medan arbetslösa sjukskrivna med tidigare lön över 20 696 kr drabbades av en större minskning.

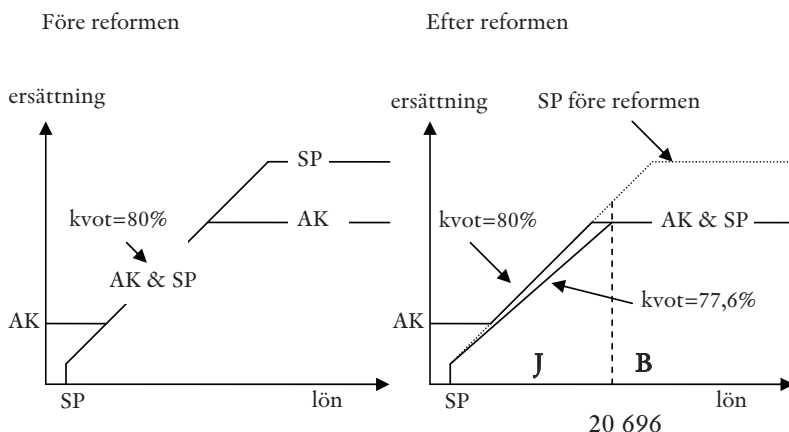
För att följa terminologin i utvärderingslitteraturen kallar vi den sistnämnda gruppen för *behandlingsgrupp* (B). Arbetslösa med lägre lön som inte påverkades av taksänkningen kallas för *jämförelsegrupp* (J). Förändringen i behandlingsgruppens sjukskrivningsbenägenhet över reformen kan jämföras med förändringen i jämförelsegruppens benägenhet över reformen för att få en skattning på effekten av taksänkningen. I den metodologiska litteraturen kallas ansatsen för dubbeldifferens (*difference-in-difference*). Den bygger på antagandet att förändringen i jämförelsegruppens beteende ger en riktig uppskattning över vad som skulle ha hänt med behandlingsgruppen, om inte taket hade sänkts. Med andra ord bör säsong- och konjunkturvariation ha samma effekt för båda grupperna. Skattningsmetoden vi använder i den här studien tar dessutom hänsyn till att sannolikheten för en sjukskrivning kan skilja sig beroende på hur länge personen har varit arbetslös.<sup>3</sup>

Figur 3 visar hur reformen förändrade ersättningen för en arbetslös som passerat 100-dagarsgränsen inom a-kassan då a-kassetaket sänks till 14 960 kr i månaden. Det väsentliga är att gränsen mellan behandlingsgrupp och jämförelsegrupp även då går vid en månadslön på 20 696 kr.

<sup>2</sup> Kriterierna för hur sjukpenningsgrundande inkomst (SGI) och ersättningsgrundande inkomst för a-kassa beräknas skilja sig något men i vår studie antas de vara lika. Eftersom SGI endast finns fastställd för arbetslösa som faktiskt övergår till sjukpenning använder vi den ersättningsgrundande inkomsten för a-kassa som mått på tidigare inkomst. Detta skulle kunna ge upphov till en viss felklassificering då vi delar upp arbetslösa i en behandlings- och en jämförelsegrupp. Följden av detta är mest sannolikt en s k kontamineringsbias, vilket innebär att effekten av reformen underskattas.

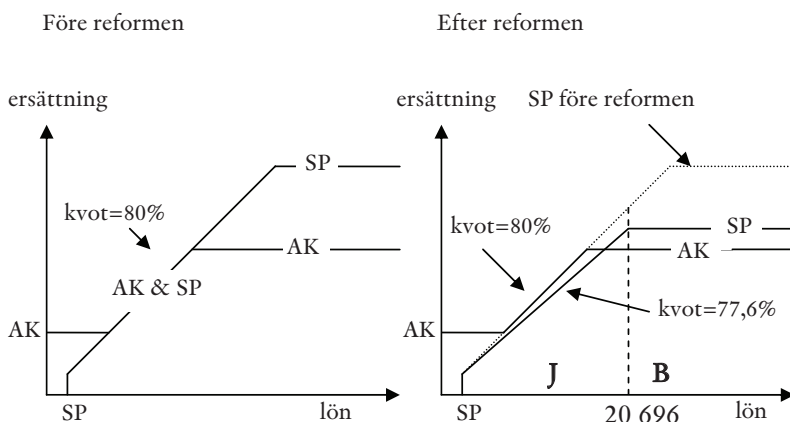
<sup>3</sup> Det faktum att personerna vid reformtidpunkten har varit arbetslösa olika länge bidrar till säkrare skattningar av taksänkningen. Det är troligt att sannolikheten för en sjukskrivning förändras under tiden som arbetslös. Hade reformen inträffat efter exakt lika lång arbetslöshets-tid för alla, såg efter sex veckor, skulle det vara svårt att särskilja reformeffekten från effekten av att ha varit arbetslös i sex veckor.

**Figur 2**  
 Relativ ersättning  
 sjukpenning (SP)  
 kontra a-kassa (AK)  
 de 100 första dagarna  
 i en a-kasseperiod,  
 före och efter reformen



*Anm:* B betecknar behandlingsgruppen och J jämförelsegruppen. Både före och efter reformen är den lägsta ersättningen från a-kassa 7 040 kr i månaden och den högsta 16 060 kr i månaden. För att få sjukpenning krävs en inkomst på åtminstone ett halvt basbelopp, motsvarande 775 kr i månaden. Golvet är därmed 620 kr före och 601 kr efter reformen. Sjukpenningstaket ligger vid 19 300 kr i månaden före och 16 060 kr efter reformen.

**Figur 3**  
 Relativ ersättning  
 sjukpenning (SP)  
 kontra a-kassa (AK)  
 efter de 100 första  
 dagarna i en a-kasse-  
 period, före och efter  
 reformen



*Anm:* B betecknar behandlingsgruppen och J jämförelsegruppen. Både före och efter reformen är den lägsta ersättningen från a-kassa 7 040 kr i månaden och den högsta 14 960 kr i månaden. För att få sjukpenning krävs en inkomst på åtminstone ett halvt basbelopp, motsvarande 775 kr i månaden. Golvet är därmed 620 kr före och 601 kr efter reformen. Sjukpenningstaket låg vid 19 300 kr i månaden före och 16 060 kr efter reformen.

## 2. Sjukskrivningarna minskade kraftigt

I den empiriska analysen används data från arbetslöshetskassornas databas *ASTAT* och från Försäkringskassans *Sjukfallsregister*. Grunden är den s k *LINDA*-databasen,<sup>4</sup> ett representativt urval av ca 3 procent av Sveriges befolkning, som innehåller en mängd bakgrundsinformation för varje individ. I vår undersökning ingår alla de *LINDA*-urvalspersoner som påbörjade en arbetslöshetsperiod med inkomstrelaterad arbetslöshetsersättning mellan den 1 december 2002 och den 1 juli 2003, totalt 10 845 individer.<sup>5</sup> Vi följer arbetslöshetsperioderna tills de slutar eller som längst till slutet av 2003. En arbetslöshetsperiod betraktas som avslutad om personen i fråga övergår till sjukpenning eller om det av någon annan anledning finns ett uppehåll i utbetalningarna från a-kassan som är längre än en vecka.

Generellt är andelen som sjukskriver sig lägre i behandlingsgruppen (8,5 procent) än i jämförelsegruppen (9,9 procent). Sjukskrivningsperioderna är också något kortare i behandlingsgruppen. Om vi jämför de två grupperna med avseende på bakgrundsinformation finner vi att personerna i jämförelsegruppen i genomsnitt är yngre, har fler barn och lägre utbildningsnivå än de som ingår i behandlingsgruppen. De har också generellt färre dagar kvar till utförsäkring i början av sin arbetslöshetsperiod. Jämförelsegruppen består också av en högre andel kvinnor, liksom en högre andel invandrare från icke OECD-länder.<sup>6</sup>

Om vi i stället jämför urvalet av sjukskrivna arbetslösa med det totala urvalet av arbetslösa, ser vi att andelen kvinnor är högre bland de sjukskrivna, liksom den genomsnittliga åldern och andelen som är gifta. Värt att nämna är också att sjukskrivna arbetslösa generellt är närmare utförsäkring jämfört med det totala urvalet av arbetslösa.

I figur 4 nedan visar vi andelen som sjukskriver sig varje vecka, för de två grupperna av arbetslösa. Den lodräta linjen markerar datumet för reformen. Vi ser att bägge grupperna sjukskriver sig i mindre utsträckning efter reformen, men att den största minskningen verkar finnas för behandlingsgruppen (den heldragna linjen). Detta tyder på att sänkningen av sjukpenningtaket hade förväntad effekt. Denna enkla grafiska analys tar dock inte hänsyn till några av de potentiellt viktiga skillnaderna mellan de två grupperna av arbetslösa, såsom skillnader i genomsnittlig ålder och utbildningsnivå.

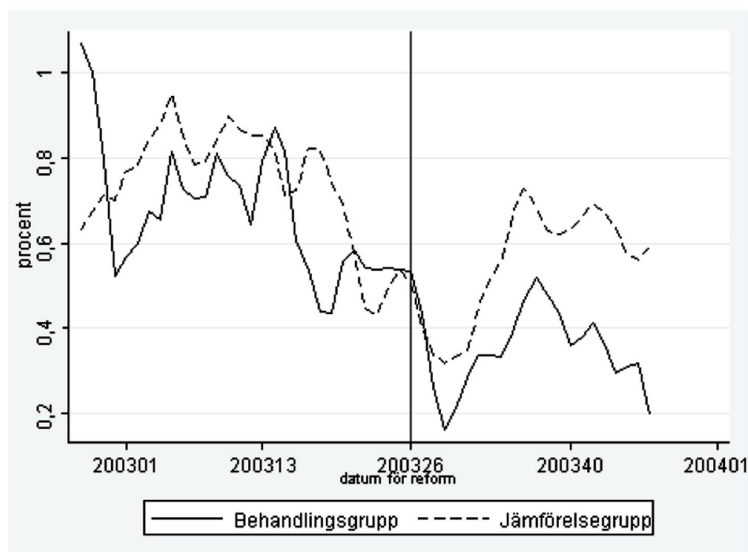
För att ta hänsyn till skillnaderna i egenskaper mellan grupperna analyserar vi effekterna av reformen genom s k överlevnadsanalys. Metoden skattar sannolikheten att en arbetslöshetsperiod slutar i en sjukskrivning vid en viss tidpunkt, givet att arbetslösheten fortfarande pågår. Utfallet är

<sup>4</sup> *LINDA* är en longitudinell individdatabas för forskare. Se Edin och Fredriksson (2000) för en beskrivning av databasen.

<sup>5</sup> Arbetslöshetsperioder som börjar efter reformen utesluts från studien eftersom det är sannolikt att reformen påverkade flödet från sjukpenning tillbaka till arbetslöshet, vilket innebär att gruppen nyinflödade arbetslösa före och efter reformen inte är jämförbar.

<sup>6</sup> En utförlig beskrivning av datamaterialet finns i Larsson och Runeson (2007a).

Figur 4  
Andelen arbetslösa som övergår till sjukpenning (veckovis) före och efter reformen, för behandlings- respektive jämförelsegruppen



alltså sannolikhet för sjukskrivning och som förklarande variabler inkluderas individuella bakgrundsvariabler, om individen tillhör behandlings- eller jämförelsegruppen samt när i arbetslöshetsperioden reformen inträffar.<sup>7</sup>

Den första kolumnen i tabell 1 visar resultaten.<sup>8</sup> Den skattade *tidseffekten* visar att det skedde en generell minskning av sjukskrivningsbenägenheten vid reformtidpunkten bland alla arbetslösa i vårt urval. Denna effekt kan återspegla den generella sänkningen av ersättningsnivån med 3 procent för alla sjukskrivna, men den kan även bero på andra förändringar som inträffade kring reformtillfället, såsom säsongvariation i sjukskrivningar.

Storleken på tidigare lön i sig har ingen statistiskt säkerställd effekt på sannolikheten för en sjukskrivning. *Effekten av sänkt tak*, som är det centrala i denna studie, visar sig däremot vara stark. Den visar effekten av den ytterligare sänkning av sjukpenningen som behandlingsgruppen drabbades av i och med sänkningen av sjukpenningstaket. Effekten är statistiskt säkerställt skild från noll på 5-procentsnivån. En omräkning till en procentuell effekt<sup>9</sup> ger oss att sänkningen av taket minskade sjukskrivningarna i behandlingsgruppen med 36 procent. Med tanke på att sjukpenningen i genomsnitt minskade med 9,3 procent i denna grupp, kan effekten anses vara stark. Med andra ord ger en sänkning av ersättningen med 1 procent i genomsnitt en nästan 4-procentig minskning i sjukskrivningsbenägenhet.

<sup>7</sup> I den metodologiska litteraturen benämns funktionen som skattas hazardfunktion. En utförlig beskrivning finns i Larsson och Runeson (2007a). För fler tekniska detaljer rörande skattningsmetoderna hänvisar vi läsaren till Allison (1995).

<sup>8</sup> I Larsson och Runeson (2007a) redovisar vi fler resultat samt genomför ett antal känslighetstester. Sammantaget verkar resultaten mycket robusta.

<sup>9</sup> Den procentuella effekten ges av:  $100 * (\exp(\beta) - 1)$ , där  $\beta$  är den aktuella skattningen.

### 3. Påverkades olika grupper olika?

Hur stor sänkning av sjukpenningen som individerna i behandlingsgruppen drabbades av berodde på deras tidigare lön; ju högre lön, desto större procentuell minskning av sjukpenningen. Vi borde därmed förvänta oss att minskningen av sjukskrivningsbenägenheten var störst bland de arbetslösa som tidigare hade högst inkomst. Resultaten i den andra kolumnen i tabell 1 bekräftar hypotesen. När behandlingsgruppen delas upp i två grupper – en vars sjukpenning sänktes med mer än 3 och mindre än 16,8 procent (B<sub>1</sub>) och en annan vars ersättning sänktes med 16,8 procent (B<sub>2</sub>)<sup>10</sup> – finner vi att minskningen av sjukskrivningarna är störst i den senare gruppen (47 procent) och att det endast är i denna grupp som minskningen är statistiskt säkerställd.

Vi har även analyserat om a-kassans tidsgränser och risken för utförsäkring påverkar hur stor effekten av taksänkning är på sjukskrivningssannolikhet. Mer specifikt har vi undersökt om effekten skiljde sig för personer som inte hunnit passera 100-dagarsgränsen jämfört med dem som hunnit passera den. Att passera 100-dagarsgränsen innebär att ersättningen från a-kassan sänks. Beroende på om man hunnit passera gränsen eller ej hade reformen olika genomslagskraft, vilket illustrerades i figurerna 2 och 3. Resultaten i tredje kolumnen visar att effekten av reformen endast är statistiskt säkerställd för dem som har passerat 100-dagarsgränsen.

Slutligen har vi delat upp de arbetslösa i fyra olika grupper baserat på *både* tidigare inkomst *och* hur lång tid individen har kvar till utförsäkring. Denna analys (kolumn 4) bekräftar mönstret som presenterats ovan: effekten är störst bland arbetslösa i den högsta inkomstgruppen och bland dem som har relativt få dagar kvar i sin a-kasseperiod. Sammanfattningsvis visar analysen alltså att effekten av sänkningen av taket var störst bland de arbetslösa som innan reformen hade de starkaste ekonomiska incitamenten att sjukskriva sig – de vars sjukpenning var avsevärt högre än deras a-kassa och de som var närmast utförsäkring.

Vi har även undersökt om sänkningen av taket i sjukpenningen påverkade längden på sjukskrivningsperioderna, men vi har inte funnit några sådana effekter. Den rimligaste tolkningen av detta nollresultat är att reformen i själva verket hade två motverkande effekter på sjukskrivningar: Givet att en arbetslös person sjukskriver sig kan man förvänta sig att dennes sjukperiod i genomsnitt skulle vara kortare efter reformen, då det är mindre ekonomiskt fördelaktigt att vara sjukskriven. Men i och med att reformen också minskade sannolikheten för en sjukskrivning, kan vi samtidigt förvänta oss att de som faktiskt sjukskriver sig i genomsnitt har sämre hälsa efter reformen. Detta talar för att sjukperioderna i genomsnitt bör bli längre. En möjlig förklaring till att den observerade längden på sjukskrivningarna är oförändrad är alltså att dessa motverkande effekter tar ut varandra.

<sup>10</sup> B<sub>1</sub> består av arbetslösa med tidigare månadslön i intervallet 20 696–24 125 kr; B<sub>2</sub> av arbetslösa vars tidigare månadslön översteg 24 125 kr.

Tabell 1  
Effekten av sänkt sjukpenningtak på sjukskrivningssannolikhet

	(1)	(2)	(3)	(4)
Tidseffekt (juli 2003)	-0,233** (0,110)	-0,234** (0,111)	-0,236** (0,111)	-0,237** (0,111)
Tidigare lön: >20 696 kr (B)	-0,018 (0,092)		-0,018 (0,092)	
Tidigare lön: 20 696-24 125 kr (B1)		-0,017 (0,108)		-0,016 (0,108)
Tidigare lön: >24 125 kr (B2)		-0,027 0,136		-0,027 (0,136)
Effekt av sänkt tak för grupp B (tidigare lön: >20 696 kr)	-0,451** (0,186)			
Effekt av sänkt tak för grupp B1 (tidigare lön: 20 696-24 125 kr)		-0,316 (0,228)		
Effekt av sänkt tak för grupp B2 (tidigare lön: >24 125 kr)		-0,643** (0,288)		
Effekt av sänkt tak för individer som ej passerat 100-dagarsgränsen			-0,337 (0,339)	
Effekt av sänkt tak för individer som har passerat 100-dagarsgränsen			-0,484** (0,205)	
Effekt av sänkt tak för individer i grupp B1 som ej passerat 100-dagarsgränsen				-0,011 (0,402)
Effekt av sänkt tak för individer i grupp B1 som har passerat 100-dagarsgränsen				-0,405 (0,255)
Effekt av sänkt tak för individer i grupp B2 som ej passerat 100-dagarsgränsen				-0,835 (0,598)
Effekt av sänkt tak för individer i grupp B2 som har passerat 100-dagarsgränsen				-0,594* (0,313)
Antal observationer	20 339	20 339	20 339	20 339

*Anm:* Tabellen visar skattningar av Cox regressionsmodeller. Skattningarna kan översättas till procentuella effekter genom följande beräkning:  $100 \cdot (\exp(\beta) - 1)$ , där  $\beta$  är den aktuella skattningen. Siffrorna inom parentes anger standardfel och \*\*/\*\*/\*\*/\* markerar att effekten är statistiskt säkerställt skild från noll på 10/5/1-procentsnivån. Följande kontrollvariabler är inkluderade i samtliga regressioner: kön, ålder, ålder i kvadrat, utländsk bakgrund, utbildningsnivå, (log)inkomst, län, samt om individen är gift och om han eller hon har barn som är yngre än 18 år. Vi kontrollerar även för vilken månad individens arbetslöshetsperiod börjar och för hur många dagar (indelad i sex kategorier) som individen har kvar till utförsäkring från a-kassan.  
*Källa:* Egna skattningar baserade på LINDA-data.

#### 4. Vilken roll spelar avtalsförsäkringarna?

Vid sidan av arbetslöshetsförsäkringen och sjukförsäkringen finns det kompletterande ersättningar för både arbetslöshet och sjukdom. Den vanligaste källan är sk avtalsförsäkringar som regleras i kollektivavtal mellan fack och arbetsgivare.<sup>11</sup> Efterskyddet gör att den avtalsreglerade sjukförsäkringen gäller även när anställningen har upphört. Efterskyddstiden kan vara upp till 720 dagar men varierar mellan avtalsområden. Många fackligt



anslutna får också via sina medlemsavgifter en extra inkomsttrygghet vid arbetsbrist. Det finns än så länge inga registeruppgifter om vilka som får tillägg. Eftersom alla inte omfattas av tilläggen och deras storlek dessutom varierar mellan avtalsområden har vi inte kunnat ta hänsyn till dem i vår analys.

Den viktiga frågan är förstas om resultaten av vår utvärdering på något sätt är snedvridna i och med att vi bortser från avtalsförsäkringar. Det borde inte vara fallet eftersom indelningen av arbetslösa i behandlings- och jämförelsegrupp vore densamma även om vi tog hänsyn till tilläggen. De flesta tilläggsförsäkringar, både vid arbetsbrist och vid sjukdom, ger påslag för dem som tjänade över taket, antingen med 80 procents ersättningsgrad eller lägre. Detta gör visserligen att det inte finns något tak för den totala ersättningen, eller att det ligger mycket högre. Beroende på vilket avtalsområde man tillhör och huruvida man uppfyller olika villkor kan ersättning vid sjukdom skilja sig avsevärt från ersättning vid arbetslöshet även efter reformen. I många fall är den högre, men den kan också vara lägre.

Men det viktiga är att reformen i juli 2003 sänkte den totala ersättningen vid sjukdom i förhållande till ersättningen vid arbetslöshet för behandlingsgruppen men inte för jämförelsegruppen. Tilläggsförsäkringar kompenserade inte för den minskade ersättning från den allmänna sjukförsäkringen som reformen medförde för behandlingsgruppen.<sup>12</sup>

Resultaten är inte kvalitativt snedvridna såtillvida att vi definierar både jämförelse- och behandlingsgrupp rätt. Men effektens storlek kan vara underskattad. I slutet av avsnitt 3 konstaterade vi att en 1-procentig sänkning av ersättningen ger en nästan 4-procentig minskning av sjukskrivningsbenägenheten. Detta är beräknat utifrån att sjukskrivningarna minskade med 36 procent när sjukpenningen i genomsnitt minskade med 9,3:  $36/9,3 \approx 4$ . Tar vi hänsyn till tilläggsförsäkringar är den totala ersättningen vid både arbetslöshet och sjukdom i själva verket högre, vilket innebär att den procentuella minskningen i total ersättning vid sjukdom är mindre. Nämnaren i ekvationen ovan är alltså överskattad och effektens storlek följaktligen underskattad. Med andra ord kan sambandet mellan ersättningens storlek och de arbetslösas beteende i själva verket vara ännu starkare än vad våra resultat antyder.

<sup>11</sup> För de anställda som inte omfattas av kollektivavtal kan arbetsgivaren köpa samma skydd direkt från försäkringsbolag. Det är svårt att uppskatta omfattningen av dessa tilläggsförsäkringar eftersom uppgifterna är känsliga att lämna ut, men antagligen är de få (Socialförsäkringsutredningen 2006). En utförlig genomgång av alla avtalsförsäkringar finns i Sjögren Lindquist och Wadensjö (2005) samt Socialförsäkringsutredningen (2005).

<sup>12</sup> Tvärtom kunde minskningen i sjukpenning i vissa fall förstärkas något av en minskning i tilläggsförsäkring. För exempelvis arbetare i privat sektor är tillägget bundet till en fast procentsats av sjukpenningen; sänks sjukpenningen sänks även tillägget. Följaktligen kan våra resultat vara något underskattade.

## 5. Avslutande diskussion

Den här artikeln studerar effekten av den reform i juli 2003 som sänkte det s k sjukpenningtaket för arbetslösa. Resultaten visar att reformen minskade sannolikheten att övergå till sjukpenning med 36 procent mer bland de arbetslösa som berördes av reformen, jämfört med dem som inte påverkades. Effekten är stark med tanke på att den genomsnittliga sänkningen av sjukpenningen bara var 9,3 procent. Sänkningen av taket tog dessutom inte bort hela skillnaden mellan sjukpenning och a-kassa. För personer som varit arbetslösa längre än 100 dagar var sjukpenningen även efter reformen högre än arbetslöshetsersättningen. Avtals- och andra tilläggförsäkringar gör också att det fortfarande efter reformen kunde vara ekonomiskt fördelaktigt att vara sjukskriven i stället för arbetslös. Hade reformen eliminerat hela skillnaden mellan sjukpenning och a-kassa är det därmed möjligt att effekten på sjukskrivningarna hade blivit ännu större.

Om en försäkrad individs beteende beror av hur försäkringen är utformad, t ex av ersättningsnivån, brukar man i försäkringslitteraturen tala om s k moralisk risk (*moral hazard*). Vi finner starkt stöd för att det förekommer moralisk risk bland sjukskrivna arbetslösa, vilket är i linje med resultat från tidigare forskning.<sup>13</sup> Förekomsten av moralisk risk inom sjukförsäkringen borde alltså ha minskat efter reformen. Men det är givetvis möjligt att reformen medförde att (några) arbetslösa som faktiskt var sjuka nu avstod från att sjukskriva sig, när detta inte längre var ekonomiskt fördelaktigt. I sådana fall tyder våra resultat på att reformen *ökade* förekomsten av moralisk risk inom arbetslöshetsförsäkringen. Att aktivt söka jobb är ett formellt krav för att vara berättigad till a-kassa. Arbetslösa som är för sjuka för att söka jobb ska vara sjukskrivna.

Vad innebar då reformen för statsfinanserna? Sänkningen av sjukpenningen med drygt 9 procent i genomsnitt medförde förstås en direkt besparing. På sikt skulle besparingen eventuellt kunna vara betydligt större eftersom reformen också minskade antalet sjukskrivningar. Men för att säga något om effekten på statens utgifter på lång sikt borde vi veta om och hur reformen påverkade utflödet från arbetslöshet till jobb. Om resultatet var en ökad övergång till arbete, är besparingen mycket större än om reformen endast innebar en förflyttning mellan två socialförsäkringssystem – arbetslösa som tidigare skulle ha sjukskrivit sig stannar i stället kvar i a-kassan, med konsekvensen att det totala antalet dagar som personen finansieras av de två försäkringssystemen är oförändrat. Att studera hur interaktionerna mellan a-kassa och sjukpenning hänger samman med övergången till arbete, och eventuellt till andra försäkringssystem, är därmed ett intressant ämne för fortsatt forskning.

Sammanfattningsvis kan vi konstatera att storleken på ersättningen spe-

<sup>13</sup> Se t ex Larsson (2006). Flera studier har funnit samma mönster bland sysselsatta, se t ex Johansson och Palme (1996, 2002, 2005), Henrekson och Persson (2004), Hesselius (2004) samt Pettersson-Lidbom och Skogman Thoursie (2006) för svensk evidens. Ercolani m fl (2002) är en genomgång av internationella studier.

lar roll för vilken försäkring man utnyttjar. De senaste reformerna av arbetslöshets- och sjukförsäkringen under 2007 har återigen gjort det ekonomiskt mer fördelaktigt att vara sjukskriven i stället för att få a-kassa, bl a därför att a-kasseersättning sjunger med tiden. Vilka effekterna blir får tiden utvisa.

Allison, P (1995), *Survival Analysis Using SAS: A Practical Guide*, NC: SAS Institute Inc, Cary.

Edin, P-A och P Fredriksson (2000), "LINDA – Longitudinal Individual Data for Sweden", Working Paper 2000:19, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.

Ercolani, M, T Barmby och J Treble (2002), "Sickness Absence: An International Comparison", *Economic Journal*, vol 112, s F315-F331.

Henningsen, M (2006), "Moving between Welfare Payments. The Case of Sickness Insurance for the Unemployed", Memorandum 04/2006, Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo.

Henrekson, M och M Persson (2004), "The Effects on Sick Leave of Changes in the Sickness Insurance System", *Journal of Labor Economics*, vol 22, s 87-113.

Hesselius, P (2004), *Sickness Absence and Labour Market Outcomes*, doktorsavhandling, Economic Studies 82, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.

Johansson, P och M Palme (1996), "Do Economic Incentives Affect Work Absence? Empirical Evidence Using Swedish Micro Data", *Journal of Public Economics*, vol 59, s 195-218.

Johansson, P och M Palme (2002), "Assessing the Effects of a Compulsory Sickness Insurance on Worker Absenteeism", *Journal of Human Resources*, vol 37, s 381-409.

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

Larsson, L (2004), "Harmonizing Unemployment and Sickness Insurance: Why (Not)?", *Swedish Economic Policy Review*, vol 11, nr 1, s 151-188.

Larsson, L (2006), "Sick of Being Unemployed? Interactions between Unemployment and Sickness Insurance", *Scandinavian Journal of Economics*, vol 108, s 97-113.

Larsson, L och C Runeson (2007a), "Moral Hazard among the Sick and Unemployed: Evidence from a Swedish Social Insurance Reform", Working Paper 2007:8, IFAU, Uppsala.

Larsson, L och C Runeson (2007b), "Effekten av sänkt sjukpenning för arbetslösa", Rapport 2007:6, IFAU, Uppsala.

Pettersson-Lidbom, P och P Skogman Thourisie (2006), "Temporary Disability Insurance and Labor Supply: Evidence from a Natural Experiment", manuskript, Nationalekonomiska institutionen, Stockholm universitet.

Sjögren Lindquist, G och E Wadensjö (2005), "Inte bara socialförsäkringar", Rapport 2005:2 till Expertgruppen för studier i samhällsekonomi.

Socialförsäkringsutredningen (2005), *Trygg i början – om samspelt sjukförsäkring, avtalsersättningar och tid*, Samtal om socialförsäkring nr 6.

Socialförsäkringsutredningen (2006), *Tilläggsförsäkringar vid sidan av socialförsäkringarna*, Socialförsäkringsutredningens PM 3.

## REFERENSER