

A-kassa eller sjukpenning – spelar det någon roll för hur snabbt arbetslösa övergår till arbete?

CAROLINE HALL

är doktorand vid Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet, samt verksam vid Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU). Hennes forskningsintressen ligger framför allt inom arbetsmarknadsekonomi, med fokus på socialförsäkrings- och utbildningsfrågor. caroline.hall@ifau.uu.se

Artikeln är en sammanfattning av Hall (2008a, 2008b). Tack till dem som har bidragit med värdefulla kommentarer: Peter Fredriksson, Erik Grönqvist, Laura Hartman, Pathric Hägglund, Per Johansson samt seminariedeltagare vid Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet/IFAU och University College London. Jag är tacksam för stöd från Jan Wallanders och Tom Hedelius stiftelse och Forskningsrådet för arbetsliv och socialvetenskap (FAS).

Den 1 juli 2003 sänktes taket i sjukpenningen för arbetslösa. Syftet med denna förändring var att arbetslösa inte längre skulle kunna få högre ersättning från sjukpenning än från a-kassa. Reformen fick till följd att de arbetslösas sjukskrivningar minskade betydligt. Artikeln presenterar resultaten från en studie av huruvida reformen även påverkade övergången till arbete; dvs medförde de minskade sjukskrivningarna en snabbare övergång till arbete, eller kompensades den minskade sjukskrivningstiden endast av en motsvarande ökning av tiden i a-kassan? Resultaten ger inget stöd för att reformen medförde en snabbare övergång till arbete.

Den 1 juli 2003 sänktes taket i sjukpenningen för arbetslösa. Syftet med denna förändring var att det inte längre skulle vara möjligt för arbetslösa att få högre ersättning från sjukpenning än från a-kassa. Fram till reformen kunde sjukpenningen för en arbetslös som tidigare haft hög lön överstiga dennes a-kasseersättning med ca 20 procent. Tidigare forskning har visat att denna reform medförde en betydande minskning av sjukskrivningarna bland arbetslösa: Larsson och Runeson (2007a) finner att sannolikheten att påbörja en sjukskrivning minskade med 36 procent bland de arbetslösa som berördes av sänkningen av sjukpenningstaket.¹

I denna artikel presenteras resultaten från en studie av huruvida reformen även hade en effekt på övergången till arbete; dvs medförde de minskade sjukskrivningarna en snabbare övergång till arbete, eller kompensades den minskade sjukskrivningstiden endast av en motsvarande ökning av tiden med a-kassa?

Det finns flera skäl till varför man kan förvänta sig att typen av ersättning (a-kassa eller sjukpenning) har betydelse för hur snabbt arbetslösa återgår till arbete. Ersättning från a-kassa innebär att den arbetslöse omfattas av ett antal regler vilka syftar till att öka hans eller hennes ansträngningar att skaffa sig arbete. Den arbetslöse har först och främst en skyldighet att söka jobb aktivt och att tacka ja till ett eventuellt jobberbjudande, annars löper han eller hon risk att få en sanktion i form av reducerad ersättning.²

¹ Slutsatsen att sannolikheten att påbörja en sjukskrivning påverkas av ekonomiska incitament ligger i linje med resultat från flera tidigare svenska studier av såväl arbetslösa som sysselsatta, se t ex Larsson (2006), Henrekson och Persson (2004), Johansson och Palme (2005) och Pettersson-Lidbom och Skogman Thoursie (2006).

² Studier från Holland och Schweiz har funnit att införandet av sanktioner i arbetslöshetsförsäkringen avsevärt ökade utflödet från arbetslöshet; se t ex Abbring m fl (2005) och Lalive m fl (2005).

Ersättningen från a-kassan sänks också efter en viss tids arbetslöshet³ och det finns en gräns för hur många dagar man kan uppbära a-kasseersättning.⁴ I sjukpenningen å andra sidan fanns det vid tidpunkten för reformen inga motsvarande regler. Det fanns inte heller någon formell gräns för hur länge en sjukskrivning kunde pågå. Om a-kassereglerna fungerade enligt intentionerna skulle man därför kunna förvänta sig att en arbetslös (vid oförändrad hälsa) sökte jobb mer aktivt om han eller hon fick ersättning från a-kassa än från sjukpenning. Den minskning av sjukskrivningarna som inträffade till följd av reformen i juli 2003 skulle därmed kunna ha medfört en snabbare återgång till arbete.

Sammanfattningsvis ger resultaten inget stöd för att de minskade sjukskrivningarna medförde en snabbare övergång till arbete. Det vill säga för den grupp arbetslösa som minskade sina sjukskrivningar på grund av reformen ledde det faktum att de i stället kom att tillbringa mer tid i a-kassan inte till att de fick arbete snabbare.

1. Reformen

För att kunna avgöra om reformen den 1 juli 2003 hade någon effekt på flödet till arbete måste vi skapa oss en uppfattning om hur flödet mellan arbetslöshet och arbete *skulle ha sett ut* om reformen inte hade ägt rum. Den metod jag använder för att göra detta utnyttjar det faktum att sänkningen av sjukpenningstaket i praktiken endast berörde vissa arbetslösa – dem vars tidigare lön var högre än taket i a-kassan. Låt oss börja med att titta närmare på själva reformen.

Reformen förändrade sjukpenningen för arbetslösa på två olika sätt: ersättningsgraden sänktes från 80 procent av den sjukpenninggrundande inkomsten till 77,6 procent och den högsta möjliga ersättningen (sjukpenningstaket) sänktes från 19 300 kr till 16 060 kr per månad. 16 060 kr motsvarade taket i a-kassan. Den förstnämnda förändringen berörde alla sjukskrivna, medan den senare endast berörde arbetslösa sjukskrivna.⁵ Här studeras endast effekterna av sänkningen av sjukpenningstaket.

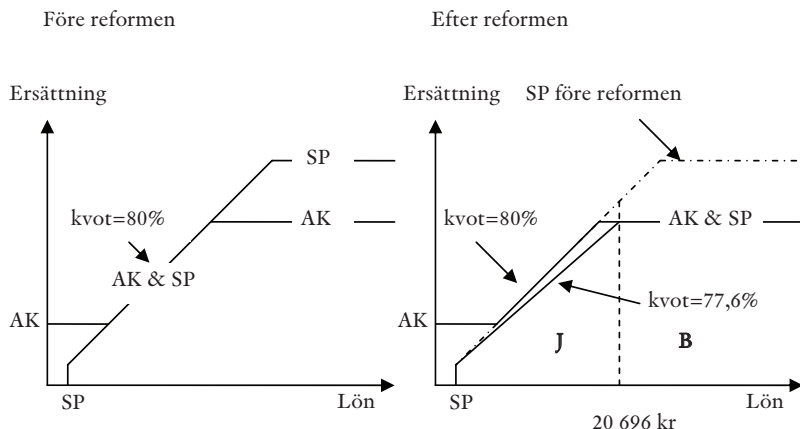
Som nämndes ovan berörde sänkningen av sjukpenningstaket endast de arbetslösa som före arbetslösheten haft tillräckligt hög lön för att få maximal a-kasseersättning. Detta illustreras i figur 1. Den vänstra delen av figuren visar ersättningen från sjukpenning (SP) respektive a-kassa (AK) före

³ Sambandet mellan a-kassans storlek och arbetslöshetstiderna har studerats flitigt i den nationalekonomiska litteraturen. Krueger och Meyer (2002) ger en översikt av forskningsresultaten. Enligt dem finner amerikanska studier sammantaget att varje procents sänkning av a-kassan i genomsnitt förkortar arbetslöshetstiderna med mer än 0,5 procent. Resultaten från andra länder är mer varierande. Carling m fl (2001) finner att motsvarande procenttal (elasticitet) är 1,6 för Sverige.

⁴ Flera studier finner att flödet från arbetslöshet till jobb ökar när individerna närmar sig utförsäkring från a-kassan. Se t ex Moffitt (1985), Meyer (1990) och Katz och Meyer (1990) för resultat från USA och Carling m fl (1996) en svensk studie.

⁵ Vid samma tidpunkt förlängdes även sjuklöneperioden från två till tre veckor. Denna förändring berörde dock endast anställda sjukskrivna.

Figur 1
Ersättning från sjukpenning (SP) respektive a-kassa (AK) de första 100 dagarna i en a-kasseperiod, före och efter reformen



Anm: Både före och efter reformen var den lägsta ersättningen från a-kassa 7 040 kr i månaden och den högsta 16 060 kr i månaden. För att få sjukpenning krävdes en inkomst på minst 775 kr i månaden. Golvet var därmed 620 kr före och 601 kr efter reformen. Sjukpenningstaket var 19 300 kr i månaden före och 16 060 kr efter reformen.

Källa: Figuren kommer från Larsson och Runeson (2007a).

reformen. Ersättningen från båda försäkringarna motsvarade då 80 procent av tidigare arbetsinkomst,⁶ med en övre och en lägre gräns. Den övre gränsen var högre i sjukpenningen.

Den högra delen av figuren visar ersättningarna efter reformen. Sänkningen av ersättningsgraden i sjukpenningen från 80 till 77,6 procent medförde en 3 procent lägre ersättning för alla sjukskrivna. Arbetslösa vars tidigare lön understeg 20 696 kr i månaden⁷ berördes endast av denna förändring. Arbetslösa med en högre tidigare lön än 20 696 kr drabbades även av sänkningen av sjukpenningstaket. Hur stor minskningen av sjukpenningen blev för denna grupp varierade, från 3 till 17 procent, beroende på tidigare lön. Jag kommer härefter att kalla den grupp arbetslösa som berördes av sänkningen av sjukpenningstaket för *behandlingsgrupp* (B) och dem som inte berördes av taksänkningen för *jämförelsegrupp* (J).⁸

Figur 1 visar hur ersättningen från sjukpenning och a-kassa såg ut under de första 100 dagarna i en a-kasseperiod. Situationen var något annorlunda för arbetslösa som hade förbrukat de första 100 a-kasse-dagarna. Anledningen är att taket i a-kassan sänktes från 16 060 kr till 14 960 kr efter 100 dagar. Detta innebar att taket i sjukpenningen även efter reformen var något högre än taket i a-kassan för dessa arbetslösa. Dock går gränsen mellan behandlingsgrupp och jämförelsegrupp fortfarande vid en månadslön på 20 696 kr. Det vill säga endast de med en

⁶ Kriterierna för hur sjukpenninggrundande inkomst (SGI) och ersättningsgrundande inkomst för a-kassa (AGI) beräknas skiljer sig något åt, men antas här vara lika. Eftersom SGI endast finns fastställd för personer som faktiskt blivit sjukskrivna använder jag AGI som mått på tidigare inkomst.

⁷ $0,776 \cdot 20\,696 \text{ kr} = 16\,060 \text{ kr}$.

⁸ I enlighet med terminologin inom utvärderingslitteraturen.

högre tidigare lön än 20 696 kr per månad berördes av sänkningen av sjukpenningtaket.

Det faktum att vi har en behandlad grupp och en jämförelsegrupp gör att vi kan skatta effekten av taksänkningen genom att jämföra förändringen i flödet till arbete före och efter reformen för de behandlade med motsvarande förändring för jämförelsegruppen. Denna metod brukar kallas för *difference-in-difference*. Metoden bygger på antagandet att förändringen i jämförelsegruppens beteende ger en korrekt uppskattning av vad som skulle ha hänt i behandlingsgruppen om sjukpenningtaket inte hade sänkts. För att detta antagande ska vara uppfyllt bör säsongs- och konjunkturvariation inte skilja sig åt mellan grupperna.⁹ Den skattningsmetod som används tar dessutom hänsyn till att sannolikheten att få arbete kan skilja sig åt beroende på hur länge en person har varit arbetslös.¹⁰ Hänsyn tas även till en mängd individuella bakgrundsvariabler.

2. Beskrivning av datamaterialet

I den empiriska undersökningen används data från flera olika register. Arbetslöshetskassornas databas *ASTAT*, Försäkringskassans *Sjukfallsregister* och Arbetsförmedlingens databas *Händel* är de huvudsakliga källorna. Urvalet av individer baseras på den s k Linda-databasen, vilken består av ett stort antal variabler för ett representativt urval av ca 3 procent av Sveriges befolkning.¹¹ I studien ingår alla personer i Linda-urvalet som påbörjade¹² en arbetslöshetsperiod med inkomstrelaterad a-kassa mellan den 1 december 2002 och den 31 december 2003, totalt 11 022 personer. Arbetslöshetsperioderna följs under som längst 60 veckor eller till slutet på 2004. Jag betraktar arbetslösheten som avslutad om ersättningen från a-kassan upphör under tre veckor eller längre, av någon annan anledning än sjukskrivning. Det vill säga sjukskrivningar som inträffar under (eller direkt efter) en a-kasseperiod betraktas som en del av arbetslöshetsperioden.

För att avgöra om en arbetslöshetsperiod slutar på grund av att personen i fråga har fått arbete, eller av någon annan anledning, använder jag information från *Händel*. Individens registrerade arbetsmarknadsstatus veckan efter det att arbetslösheten upphört definierar slutorsak. I de fall personen fortfarande är registrerad som arbetslös under denna vecka undersöker jag

⁹ I Hall (2008a) redovisas resultat från ett antal känslighetsanalyser som har gjorts för att testa detta antagande. Sammantaget verkar resultaten robusta.

¹⁰ Det är troligt att sannolikheten att få arbete förändras under arbetslöshetsperioden. Det faktum att de arbetslösa vid reformtidpunkten har varit arbetslösa under olika lång tid bidrar till mer tillförlitliga skattningar av effekten av taksänkningen. Om reformen i stället hade inträffat efter exakt lika lång arbetslöshetstid för alla, t ex efter tio veckor, skulle det vara svårt att separera reformeffekten från effekten av att ha varit arbetslös i tio veckor.

¹¹ Linda är en longitudinell individdatabas för forskare; se Edin och Fredriksson (2000) för en beskrivning.

¹² En arbetslöshetsperiod betraktas som påbörjad då en person, som inte har fått ersättning från a-kassa under minst tre veckor, börjar få a-kasseersättning. Arbetslöshetsperioder som börjar under eller direkt efter en sjukskrivning inkluderas dock inte.

om det finns någon ändring av arbetsmarknadsstatus under de efterföljande fyra veckorna. I så fall definierar denna förändring slutorsak.¹³ Jag betraktar både tillsvidareanställningar och tillfälliga anställningar som arbete, under förutsättning att anställningen medför ett uppehåll på minst tre veckor i a-kasseutbetalningarna.

Generellt är arbetslöshetsperioderna något längre i behandlingsgruppen än i jämförelsegruppen. Detta kan bero på att det i jämförelsegruppen är vanligare att ha avbrott i arbetslöshetsperioden. Andelen arbetslöshetsperioder som slutar på grund av arbete skiljer sig avsevärt mellan grupperna. Medan 35 procent av arbetslöshetsperioderna slutar i arbete för behandlingsgruppen är motsvarande andel endast 21 procent för jämförelsegruppen. Båda dessa andelar framstår som låga jämfört med tidigare svenska studier av arbetslöshetsperioder. Carling m fl (2001) finner t ex att närmare 47 procent av arbetslöshetsperioderna slutar i arbete. Att siffrorna i denna undersökning skiljer sig så mycket från dem i Carling m fl (2001) beror bl a på att jag följer perioderna under en kortare tid (60 veckor) och att andelen perioder som slutar av okänd anledning är mycket högre i mitt datamaterial (ca 15 procent). Det är troligt att en del av de arbetslöshetsperioder som slutar av okänd anledning i själva verket slutar på grund av arbete.¹⁴ I en känslighetsanalys har jag därför betraktat även dessa avslut som arbete. En sådan förändring påverkar inte slutsatserna i undersökningen.¹⁵

Den vanligaste orsaken till att arbetslösheten upphör bland personerna i jämförelsegruppen är ”andra orsaker”, vilket bl a inkluderar utbildning, timanställning och deltidsarbetslöshet (utan a-kassa). Bland dessa är den senare orsaken den mest förekommande.

Om de två grupperna av arbetslösa i stället jämförs med avseende på bakgrundsinformation finner man att de arbetslösa som ingår i jämförelsegruppen i genomsnitt är yngre, har fler barn och lägre utbildning än personerna i behandlingsgruppen. Andelen kvinnor är också högre i denna grupp, liksom andelen invandrare från icke OECD-länder. Det finns även en del skillnader i utbildningsinriktning mellan grupperna. Skillnaderna i observerbara egenskaper mellan de två grupperna är en naturlig följd av att behandlingsstatus definieras av lönen före arbetslöshet.

3. Resultat

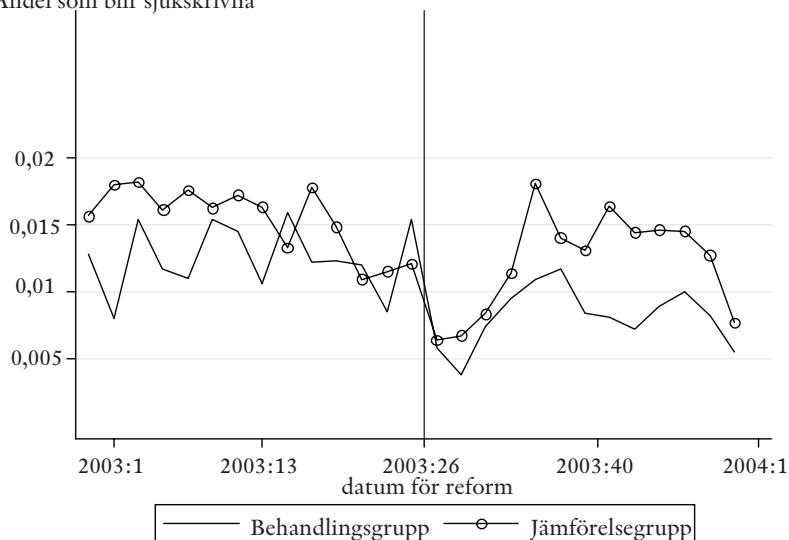
Nedan visas två figurer som illustrerar hur flödet från a-kassa till sjukpenning (figur 2) samt flödet från arbetslöshet till jobb (figur 3) såg ut före och efter reformen för de två grupperna av arbetslösa. I figur 2 kan vi se att den andel som sjukskrivs är högre i jämförelsegruppen under nästan

¹³ Anledningen till jag tillåter denna diskrepans är att informationen i ASTAT och Händel inte alltid stämmer helt överrens i detta avseende.

¹⁴ Okänd anledning inkluderar bl a personer som Arbetsförmedlingen förlorat kontakten med. Bring och Carling (2000) följer upp sådana individer och finner att närmare 50 procent av dem har börjat arbeta.

¹⁵ Se Hall (2008a) för en utförlig beskrivning av datamaterialet.

Andel som blir sjukskrivna



Figur 2
Andelen arbetslösa som sjukskrivs (per två veckor), före och efter reformen

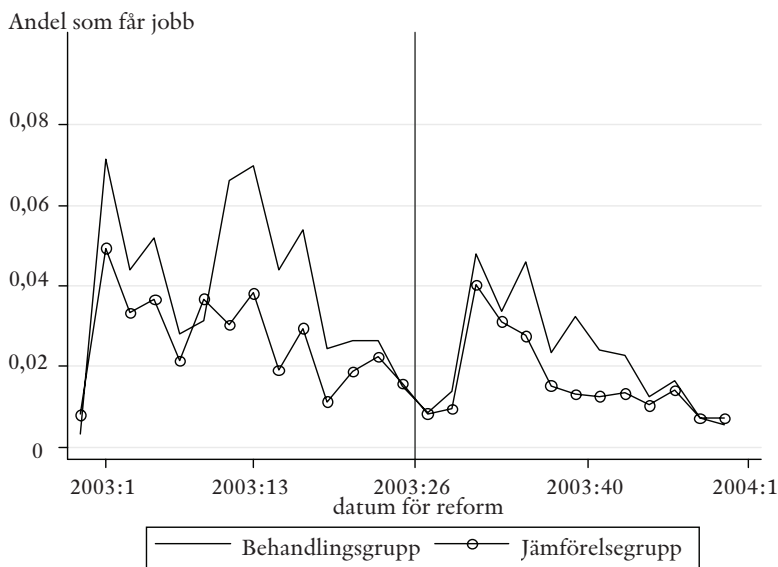
Källa: Figur 2 i Hall (2008b).

hela tidsperioden. Vid tidpunkten för reformen sjunker denna andel i båda grupperna. Detta mönster ligger i linje med resultat från tidigare svenska studier av sjukskrivningar; t ex Larsson (2006) och Johansson och Palme (2005) finner också att sannolikheten för en sjukskrivning minskar under sommarmånaderna. Efter sommaren återgår andelen som sjukskrivs i jämförelsegruppen till nästan samma nivå som före reformen, medan andelen i behandlingsgruppen blir kvar på en något lägre nivå. Detta mönster antyder att reformen hade en negativ effekt på sannolikheten för en sjukskrivning, vilket också är resultatet i Larsson och Runesons (2007a) studie. Vad gäller flödet till arbete å andra sidan finns det inget i figur 3 som tyder på en ökning för de behandlade relativt jämförelsegruppen efter reformen.

Dessa båda figurer ger en första indikation på reformens effekter. Figurerna tar dock ingen hänsyn till de potentiellt viktiga skillnaderna mellan de två grupperna av arbetslösa, såsom skillnader i ålder, utbildningsnivå och tid i arbetslöshet. För att ta hänsyn till sådana skillnader analyserar jag effekten av reformen genom att skatta sk Cox regressionsmodeller.¹⁶ Dessa skattar sannolikheten att få jobb vid en viss tidpunkt under arbetslöshetsperioden, givet att arbetslösheten fortfarande pågår. Metoden justerar alltså successivt för dem som redan försvunnit ut ur arbetslöshet och därmed inte längre löper ”risk” att få jobb. Som förklarande variabler inkluderas en indikator för om individen tillhör behandlings- eller jämförelsegruppen, när under en individs arbetslöshetsperiod reformen inträffade samt ett antal

¹⁶ Denna metod faller under beteckningen överlevnadsanalys. En mer noggrann beskrivning finns i Hall (2008a). För tekniska detaljer rörande skattningsmetoden hänvisas läsaren till Allison (1995).

Figur 3
Andelen arbetslösa som får jobb (per två veckor), före och efter reformen



Källa: Figur 3 i Hall (2008b).

individuella bakgrundsvariabler. Regressionerna tar även hänsyn till under vilken månad arbetslösheten påbörjades, i vilket län individen var bosatt och hur många dagar han eller hon hade kvar till utförsäkring från a-kassan vid arbetslöshetsperiodens början.

Effekten på sjukskrivningar

För att reformen ska kunna ha en effekt på flödet till arbete måste den naturligtvis först påverka sjukskrivningarna bland arbetslösa. Innan jag presenterar resultaten från skattningarna av reformens effekt på återgången till arbete, återskapar jag därför resultaten från Larsson och Runesons (2007a) studie av reformens effekt på sannolikheten för sjukskrivning.¹⁷ Tabell 1 redovisar dessa resultat.¹⁸ Regressionsmodellen har skattats både utan kontrollvariabler (kolumn 1) och med samtliga kontrollvariabler inkluderade (kolumn 2). Skattningen av den s k *tidseffekten* visar på en generell minskning av flödet till sjukpenning vid tidpunkten för reformen. Denna nedgång skulle delvis kunna vara en konsekvens av den generella sänkningen av ersättningsnivån i sjukpenningen med 3 procent, men den kan också vara ett resultat av andra förändringar vid reformtidpunkten, såsom säsongsvariation i sjukskrivningar.

¹⁷ Samma skattningsmetod som beskrevs ovan används, men utfallet är sannolikheten för sjukskrivning i stället för sannolikheten för jobb. Endast arbetslöshetsperioder som börjar före reformen inkluderas eftersom det är troligt att reformen även påverkade flödet från sjukpenning tillbaka till a-kassa, vilket gör att gruppen nyinflödande arbetslösa med a-kassa före och efter reformen inte är jämförbar.

¹⁸ Resultaten skiljer sig något från dem i Larsson och Runeson (2007a), vilket beror på att urvalet av individer skiljer sig åt något.

	(1)	(2)
Tidseffekt (juli 2003)	-0,263*** (0,086)	-0,195* (0,107)
Tidigare lön > 20 696 kr	-0,139 (0,091)	0,121 (0,106)
Effekt av sänkt sjukpenningtak	-0,377** (0,159)	-0,390** (0,159)
Kontrollvariabler	Nej	Ja
Antal observationer	12 748	12 746

Tabell 1
Effekten av sänkt sjukpenningtak på sannolikheten för sjukskrivning

Amm: Tabellen visar skattningar av Cox regressionsmodeller. Skattningarna kan översättas till procentuella effekter genom följande beräkning: $100 \cdot (\exp(\beta) - 1)$, där β 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 inkluderas i kolumn (2): kön, ålder, ålder i kvadrat, utländsk bakgrund, utbildningsnivå, utbildningsinriktning, (log) tidigare lön, antal dagar till utförsäkring från a-kassan (sex kategorier), samt indikatorer för om individen är gift, har barn som är yngre än 18 år, bostadslän och vilken månad arbetslösheten påbörjades.

Källa: Tabell 3 i Hall (2008b).

Effekten av sänkt sjukpenningtak visar effekten av den ytterligare sänkning av sjukpenningen som drabbade behandlingsgruppen i och med sänkningen av den maximala ersättningen. Detta är alltså den effekt vi främst är intresserade av här. Denna effekt är substantiell och signifikant skild från noll på 5 procentsnivån i bägge kolumnerna. Storleken på effekten är ungefär densamma oberoende av om kontrollvariablerna inkluderas eller inte. En omräkning till procentuell effekt¹⁹ ger att sänkningen av sjukpenningtaket medförde en 31-33 procentig minskning av sannolikheten för sjukskrivning i behandlingsgruppen.²⁰

Effekten på övergången till arbete

Låt oss nu övergå till analysen av huruvida reformen också påverkade övergången från arbetslöshet till arbete. Resultaten från denna analys visas i tabell 2. Även denna regressionsmodell har skattats både med och utan kontrollvariabler. Skattningen av *tidseffekten* visar på en generell nedgång i sannolikheten att få jobb vid reformtidpunkten för båda grupperna. Denna nedgång kan t ex bero på säsongvariation i anställningar. Indikatorn för behandlingsgruppen visar att övergångshastigheten till arbete generellt är högre för arbetslösa med tidigare hög lön. Båda dessa effekter är signifikant skilda från noll på 1 procentsnivån. Skattningen av *effekten av sänkt sjukpenningtak* är däremot nära noll och inte signifikant i någon av kolumnerna. De minskade sjukskrivningarna i behandlingsgruppen till

¹⁹ Procentuell effekt ges av följande beräkning: $100 \cdot (\exp(\beta) - 1)$, där β är den aktuella skattningen.

²⁰ Larsson och Runeson (2007b) genomför ett antal känslighetsanalyser av dessa skattningar vilka indikerar att resultaten är mycket robusta. De studerar också huruvida reformen påverkade längden på sjukskrivningsperioderna, men finner inga sådana effekter.

Tabell 2
Effekten av sänkt
sjukpenningtak på
sannolikheten att få
jobb

	(1)	(2)
Tidseffekt (juli 2003)	-0,156*** (0,046)	-0,300*** (0,073)
Tidigare lön > 20 696 kr	0,422*** (0,066)	0,209*** (0,076)
Effekt av sänkt sjukpenningtak	0,007 (0,078)	-0,007 (0,079)
Kontrollvariabler	Nej	Ja
Antal observationer	14 935	14 932

Anm: Tabellen visar skattningar av Cox regressionsmodeller. Skattningarna kan översättas till procentuella effekter genom följande beräkning: $100 \cdot (\exp(\beta) - 1)$, där β 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 inkluderades i kolumn (2): kön, ålder, ålder i kvadrat, utländsk bakgrund, utbildningsnivå, utbildningsinriktning, (log) tidigare lön, antal dagar till utförsäkring från a-kassan (sex kategorier), samt indikatorer för om individen är gift, har barn som är yngre än 18 år, bostadslån och vilken månad arbetslösheten påbörjades.

Källa: Tabell 4 i Hall (2008b).

följd av reformen verkar alltså inte ha medfört en snabbare övergång till arbete.²¹

Även i avsaknad av en genomsnittlig effekt för hela behandlingsgruppen skulle det kunna finnas effekter på övergången till arbete för vissa delgrupper av arbetslösa. Tidigare studier har visat att sannolikheten för sjukskrivning ökar då den arbetslöse närmar sig utförsäkring från a-kassan (se Larsson 2006 och SFU 2007). Larsson och Runeson (2007a) finner att minskningen av sjukskrivningarna till följd av reformen i juli 2003 också var störst bland de arbetslösa som hade relativt få dagar kvar till utförsäkring. För att undersöka om det eventuellt finns en effekt på övergången till jobb bland de arbetslösa som är nära utförsäkring har jag även utfört analysen separat för den delgrupp som hade mindre än 150 återstående a-kassedagar i början av sin arbetslöshetsperiod. Skattningen av *effekten av sänkt sjukpenningtak* är dock inte signifikant skild från noll för denna grupp heller.²²

4. Avslutande diskussion

I denna artikel analyseras effekterna av en reform som gjorde det mindre förmånligt för arbetslösa att bli sjukskrivna. Medan det finns tydliga tecken på att denna reform ledde till färre sjukskrivningar bland de arbetslösa som berördes, finner jag inget som tyder på att de minskade sjukskrivningarna i sin tur påverkade övergången till arbete. Det vill säga för den grupp arbetslösa som minskade sina sjukskrivningar på grund av reformen ledde det fak-

²¹ I Hall (2008a) redovisas fler resultat samt resultat från ett antal känslighetsanalyser. Sammantaget verkar resultaten robusta.

²² Dessa resultat finns inte redovisade i artikeln men kan erhållas från författaren.

tum att de i stället kom att tillbringa mer tid i a-kassan inte till att de fick arbete snabbare.

Ska vi då dra slutsatsen att samspelet mellan dessa två försäkringar inte har någon ekonomisk betydelse och att det därmed inte skulle spela någon roll om det fanns ett överutnyttjande av sjukpenningen bland de arbetslösa? Detta är troligen inte den mest lämpliga slutsatsen att dra från dessa resultat. För det första torde det vara viktigt i sig att försäkringssystemen används på det sätt de är avsedda. Om skattebetalarna upplever att försäkringarna används felaktigt skulle detta kunna försvaga systemens legitimitet. För det andra bör vi notera att analysen i studien som artikeln bygger på är en sk partiell jämviktsanalys, som inte säger något om eventuella effekter på den totala sysselsättningen. Det är möjligt att en sänkt sjukpenning för arbetslösa har effekter på sysselsättningen genom andra kanaler än den som studerats här, t ex skulle det kunna finnas effekter på utnyttjandet av andra socialförsäkringar då dessa blev relativt mer förmånliga. Sjuk- och aktivitetsersättning är ett exempel.

Slutligen kan frånvaron av en effekt på övergången till arbete ha två olika förklaringar, vilka i sin tur har väldigt olika policyimplikationer. Det kan vara så att de arbetslösa som påverkades av reformen, dvs de arbetslösa som minskade sina sjukskrivningar på grund av reformen, inte förändrade sitt sökbeteende beroende på om ersättningen kom från a-kassan eller sjukpenningen (vid oförändrad hälsa). Detta skulle i så fall antyda att kontrollen i åtminstone en av dessa försäkringar var otillräcklig. Om dessa individer inte sökte jobb aktivt i *något* av systemen tyder det på otillräcklig kontroll i a-kassan, då aktivt sökande är ett formellt krav för att få a-kassa. Om personerna i själv verket sökte jobb aktivt i *båda* systemen tyder resultaten i stället på otillräcklig kontroll i sjukpenningen, då denna är avsedd för arbetslösa som är för sjuka för att kunna söka jobb.

Det är också möjligt att mer tid i a-kassan faktiskt medförde ökade ansträngningar att skaffa arbete, men att dessa ansträngningar ändå inte ledde till snabbare övergångar till arbete. Om så är fallet antyder det att de arbetslösa som minskade sina sjukskrivningar till följd av reformen tillhör en grupp med svag anknytning till arbetsmarknaden. En intressant framtida studie skulle vara att använda data på individers sökbeteende för att på så sätt kunna avgöra vilken som är den korrekta förklaringen.

Abbring, J, G van den Berg och J C van Ours (2005), "The Effect of Unemployment Insurance Sanctions on the Transition Rate from Unemployment to Employment", *Economic Journal*, vol 115, s 602-630.

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

Bring, J och K Carling (2000), "Attrition and Misclassification of Drop-outs in the Analysis of Unemployment Duration", *Journal of*

Official Statistics, vol 16, s 321-330.

Carling, K, P-A Edin, A Harkman och B Holmlund (1996), "Unemployment Duration, Unemployment Benefits and Labor Market Programs in Sweden", *Journal of Public Economics*, vol 59, s 313-334.

Carling, K, B Holmlund och A Vejsiu (2001), "Do Benefit Cuts Boost Job Finding? Swedish Evidence from the 1990s", *Economic Journal*, vol 111, s 766-790.

Edin, P-A och P Fredriksson (2000), "LINDA

REFERENSER

- Longitudinal Individual Data for Sweden”, Working Paper 2000:19, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Hall, C (2008a), ”Do Interactions between Unemployment Insurance and Sickness Insurance Affect Transitions to Employment?”, Working Paper 2008:18, IFAU, Uppsala.
- Hall, C (2008b), ”Påverkades arbetslöshetstiden av sänkningen av de arbetslösas sjukpenning?”, Rapport 2008:15, IFAU, Uppsala.
- 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.
- Johansson, P och M Palme (2005), ”Moral Hazard and Sickness Insurance”, *Journal of Public Economics*, vol 89, s 1879-1890.
- Katz, L och B Meyer (1990), ”The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment”, *Journal of Public Economics*, vol 41, s 45-72.
- Krueger, A och B Meyer (2002), ”Labor Supply Effects of Social Insurance”, i Auerbach, A och M Feldstein (red), *Handbook of Public Economics*, vol 4, Elsevier, Amsterdam.
- Lalive, R, J C van Ours och J Zweimüller (2005), ”The Effect of Benefit Sanctions on the Duration of Unemployment”, *Journal of the European Economic Association*, vol 3, s 1386-1417.
- Larsson, L (2006), ”Sick of Being Unemployed? Interactions between Unemployment and Sickness Insurance in Sweden”, *Scandinavian Journal of Economics*, vol 108, s 97-113.
- Larsson, L och C Runeson (2007a), ”Effekten av sänkt sjukpenning för arbetslösa”, Rapport 2007:6, IFAU, Uppsala.
- Larsson, L och C Runeson (2007b), ”Moral Hazard among the Sick and Unemployed: Evidence from a Swedish Social Insurance Reform”, Working Paper 2007:8, IFAU, Uppsala.
- Meyer, B (1990), ”Unemployment Insurance and Unemployment Spells”, *Econometrica*, vol 58, s 757-782.
- Moffitt, R (1985), ”Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells”, *Journal of Econometrics*, vol 28, s 85-101.
- Pettersson-Lidbom, P och P Skogman Thoursie (2006), ”Temporary Disability Insurance and Labor Supply: Evidence from a Natural Experiment”, manuskript, Nationalekonomiska institutionen, Stockholms universitet.
- SFU (2007), ”Arbetslösa som blir sjuka och sjuka som inte blir arbetslösa”, Samtal om socialförsäkring nr 16, Socialförsäkringsutredningen.