



IFAU – INSTITUTET FÖR  
ARBETSMARKNADSPOLITISK  
UTVÄRDERING

# Rehabiliteringskedjans effekter på sjukskrivningstiderna

Pathric Hägglund

RAPPORT 2010:1

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

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

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

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

Postadress: Box 513, 751 20 Uppsala

Besöksadress: Kyrkogårdsgatan 6, Uppsala

Telefon: 018-471 70 70

Fax: 018-471 70 71

ifau@ifau.uu.se

www.ifau.se

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

# Rehabiliteringskedjans effekter på sjukskrivningstiderna<sup>\*</sup>

av

Pathric Hägglund<sup>a</sup>

2010-01-04

---

<sup>\*</sup> Ett särskilt tack riktas till Per Johansson för många kloka synpunkter på rapportens innehåll. Tack också till Pererik Bengtsson, Christian Elvhage, Peter Fredriksson, Laura Hartman, Per Molander, Jacob Stavstedt, Pernilla Tollin, samt seminariedeltagare vid ”Workshop on absenteeism and social insurance” i Uppsala.

<sup>a</sup> Inspektionen för socialförsäkringen och Institutet för social forskning. Adress: ISF, Box 202, 101 24 Stockholm, 08–58 00 1518, e-mail: Pathric.hagglund@inspsf.se.

## Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Rehabiliteringskedjan .....	3
3	Utvärderingsstrategi.....	4
4	Urval och data.....	5
4.1	Beskrivning av sjukfallen .....	7
5	Analys.....	9
5.1	Resultat .....	10
5.1.1	Effekten av rehabiliteringskedjan på återgångar i arbete på såväl hel- som deltid .....	10
5.1.2	Rehabiliteringskedjans effekter på återgångar i arbete på heltid.....	12
5.1.3	Den totala effekten av rehabiliteringskedjan .....	14
5.1.4	Effekten av rehabiliteringskedjan för olika grupper av sjukskrivna.....	15
5.1.5	Risken att återvända till sjukskrivning .....	18
5.1.6	Känslighetsanalys .....	20
6	Diskussion .....	22
	Källförteckning .....	25
	Appendix.....	26

# 1 Inledning

Den s.k. rehabiliteringskedjan infördes 1 juli 2008 som ett försök att med hjälp av tidsgränser formalisera sjukskrivningsprocessen i Sverige och bryta den passivitet som anses ha bidragit till den i internationell jämförelse höga sjukfrånvaron och höga andelen personer med sjukersättning (förtidspension t.o.m. 2003).<sup>1</sup> Tidsgränserna syftar dels till att ge de inblandade aktörerna – den försäkrade, arbetsgivaren och Försäkringskassan – tydligare förväntningar om de olika stegen i sjukskrivningsprocessen, dels till att skapa drivkrafter för ett tidigare agerande i sjukfallet, vilka i sin tur ska påskynda återgången i arbete.

Reformen, liksom andra reformer inom sjukförsäkringen, genomförs vid en tidpunkt då sjukskrivningstiderna sedan några år blivit allt kortare. Frågan är alltså om rehabiliteringskedjan sedan införandet bidragit till den positiva utvecklingen av sjukskrivningstiderna och om den kan bidra till att hålla tiderna så korta som möjligt. Det är den första av dessa två frågor som studeras. De övergångsregler som formulerades vid rehabiliteringskedjans införande ger möjligheter att utvärdera reformens effekter via ett s.k. naturligt experiment.

## 2 Rehabiliteringskedjan

Rehabiliteringskedjan utgörs av tidsbestämda gränser där rätt till fortsatt sjukpenning ska bedömas. Under de inledande 90 dagarna av sjukskrivningen bedöms arbetsförmågan mot de befintliga arbetsuppgifterna; mellan dag 91 och 180 avser prövningen även andra arbetsuppgifter hos arbetsgivaren. Fr.o.m. dag 181 av sjukperioden ska sedan – om inte särskilda skäl föreligger – den försäkrades arbetsförmåga bedömas emot den reguljära arbetsmarknaden.<sup>2</sup>

Ny är också regeln om att den försäkrade efter 90 dagars sjukfrånvaro med bibehållen sjukpenning ges möjlighet att med hjälp från Arbetsförmedlingen söka nytt arbete hos annan arbetsgivare. Om ett anställningskontrakt skrivs någon gång mellan dag 91 och 180, har den försäkrade rätt till ledighet från sin anställning för att pröva det nya arbetet under den period som kvarstår till dag

---

<sup>1</sup> Se exempelvis OECD-rapporten "Sickness, Disability and Work: Breaking the Barriers, Sweden: Will the Recent Reforms Make it?" (2009), eller Socialförsäkringsutredningens slutbetänkande "Mera försäkring och mera arbete" (2006).

<sup>2</sup> Med särskilda skäl menas omständigheter som innebär att man på goda grunder kan anta att den försäkrade kan återgå i arbete hos sin arbetsgivare i tidigare omfattning senast dag 365 i sjukperioden.

365 i sjukfallet. Sjukförsäkringen får alltså under denna period prägel av en omställningsförsäkring.

Det bör understrykas att samtliga steg i rehabiliteringskedjan endast tillämpas på försäkrade som har en anställning. Exempelvis ska arbetslösa prövas mot den reguljära arbetsmarknaden redan från sjukfallets start, och för egenföretagare gäller prövningen endast det vanliga arbetet t.o.m. dag 180.

Det är också värt att notera att de olika stegen inom rehabiliteringskedjan redan tillämpades av Försäkringskassan genom den s.k. steg-för-steg-modellen. Den väsentliga skillnaden är att rehabiliteringskedjan införde tidsgränser när de olika bedömningarna av arbetsförmågan senast ska ha genomförts.

### 3 Utvärderingsstrategi

Effektstudier av regeländringar eller aktiva insatser av olika slag baserat på passivt retrospektivt insamlade data via register eller enkäter kan ofta leda till missvisande resultat. Anledningen är att en jämförbar grupp till dem som påverkas av regeländringen eller insatsen inte alltid går att skapa i efterhand. Den aktiva och prospektiva lösningen på det s.k. selektionsproblemet är att låta slumpen avgöra vilka som får respektive inte får ta del av en insats eller regeländring. Då skapas per automatik två helt jämförbara grupper, och effekten av insatsen eller regeländringen kan direkt läsas av som skillnaden i det utfall som är av intresse, exempelvis sjukskrivningstiden. Experiment är dock, trots att de blir allt vanligare, än så länge ovanliga såväl i Sverige som internationellt. Ibland uppstår emellertid experimentliknande situationer mer eller mindre av sig själva, s.k. ”naturliga experiment” eller ”kvasiexperiment”.

I denna rapport utnyttjas det faktum att de nya reglerna som infördes den 1 juli 2008 endast omfattade nystartade sjukfall. Sjukfall som påbörjades före den 1 juli behandlades t.o.m. 31 december 2008 inom ramen för de gamla reglerna. Det innebär att sjukfall som påbörjades endast med några dagars mellanrum – före och efter månadsskiftet juni/juli 2008 - behandlades enligt olika regelsystem under de första sex månaderna av sjukfallet. I analysen inkluderas även ärenden påbörjade under motsvarande tidsperiod 2007. Tanken är att om det finns en specifik månadseffekt, exempelvis av att påbörja sjukfallet under juli månad, ska denna kunna beaktas. I praktiken kommer således effekten av rehabiliteringskedjan att uppskattas genom att förändringen mellan juni och juli

2008 relateras till förändringen mellan juni och juli 2007. Ansatsen går i den internationella litteraturen under namnet ”*difference-in-difference analysis*”.

## 4 Urval och data

Urvalet i denna studie består av sjukfallsärenden påbörjade sista veckan i juni respektive första veckan i juli 2007 och 2008.<sup>3</sup> Urvalet avser endast försäkrade som påbörjade sin sjukskrivningsperiod som anställda. Efter det att urvalet reducerats med försäkrade som antingen saknade eller hade motsägelsefulla uppgifter i Försäkringskassans register, kvarstod 5 512/4 637 i juni/juli 2007 och 4 795/4 267 i juni/juli 2008.<sup>4</sup>

De aktuella sjukfallsärendena identifierades i Midas, Försäkringskassans databas över svenskarnas samtliga episoder med sjukpenning sedan 1994. Registret innehåller ingen information om korta sjukfall när sjuklön utbetalas. Analysen omfattar därför bara sjukfall som pågår i minst 15 dagar.

Från registret hämtas sjukfallsspecifik information som start- och sluttidpunkt, dagersättning, ersättningsomfattning (hel-, trekvarts-, halv eller kvartstid), samt diagnos. De personuppgifter som också finns tillgängliga kan delas in i följande kategorier: *individkaraktäristik* (kön, ålder, utbildningsnivå, född utrikes, förälder född utrikes), *familjesituation* (gift, barn under 18 år), *sjukskrivningshistorik* (sammanlagd tid som sjukskriven i tidigare sjukskrivningsepisoder), *arbetsmarknad* (bransch, läns hemvist), och *arbetsmarknadsanknytning* (kontant bruttolön 2007, antal år mellan 2002 och 2007 med en sammanlagd bruttolön under året på minst 100 000).<sup>5</sup>

*Tabell 1* beskriver juni- och juligrupperna utifrån några utvalda faktorer. Såväl månads- som årsvisa jämförelser visar att grupperna är mycket lika varandra.<sup>6</sup> En majoritet i urvalen är kvinnor samt har gymnasium som högsta utbildning. Hälften är 45 år eller mer. 21-26 procent uppbär maximal ersättning vilket innebär att den sjukpenninggrundande inkomsten (SGI) per månad upp-

---

<sup>3</sup> Detta motsvarar ärenden påbörjade under 25-29 juni 2007, 2-6 juli 2007, 23-27 juni 2008, samt 1-4 och 7 juli 2008.

<sup>4</sup> Det ursprungliga urvalet uppgick till 20 109 individer. Bortfallet uppgår alltså till 898 (20 109-19 211) individer, eller 4,4 procent. Någon bortfallsanalys har inte genomförts.

<sup>5</sup> Uppgifter om högsta utbildningsnivå samt branschtillhörighet avser 2005.

<sup>6</sup> Detta till trots är skillnaderna mellan andelen män och kvinnor, åldersgrupperna <25 och >44, andelen med sjukskrivningshistorik <30 och 180-729 dagar, samt andelen med en dagersättning i det näst högsta intervallet, statistiskt säkerställd med fem procents säkerhet mellan juni- och juligruppen 2008.

går till minst 25 625 kronor. Knappt 40 procent av urvalet är bosatta i eller omkring Stockholm, Göteborg och Malmö, medan endast 5-6 procent är bosatta i glesbygd. Mer än var tredje hade en sammanlagd sjukskrivningshistorik på minst sex månader.<sup>7</sup>

**Tabell 1** Beskrivning av de sjukskrivna i urvalet, andelar

	Juli (2008)	Juni (2008)	Juli (2007)	Juni (2007)
Man	0,44	0,41	0,41	0,42
Ålder				
<25	0,08	0,06	0,07	0,07
25-44	0,41	0,41	0,41	0,42
45-	0,49	0,52	0,51	0,50
Utrikesfödd	0,14	0,14	0,15	0,14
Utbildningsnivå				
Förgymnasial	0,19	0,19	0,19	0,19
Gymnasial	0,52	0,54	0,54	0,54
Eftergymnasial	0,28	0,27	0,27	0,27
Sjukpenning, dagbelopp				
-250	0,07	0,07	0,08	0,07
251-400	0,13	0,13	0,13	0,15
401-500	0,19	0,18	0,23	0,22
501-653	0,34	0,37	0,35	0,34
654 (max)	0,26	0,24	0,21	0,22
H-region				
Stockholm/Göteborg/Malmö A	0,38	0,37	0,36	0,35
Storstad/Mellanbygd/Tätbygd	0,56	0,57	0,58	0,59
Glesbygd	0,06	0,05	0,06	0,06
Sjukskrivningshistorik (dagar)				
<30	0,37	0,35	0,35	0,35
30-179	0,29	0,28	0,29	0,29
180-729	0,22	0,24	0,22	0,22
730-	0,12	0,14	0,14	0,13

<sup>7</sup> Historiken avser endast sjukskrivningsepisoder som involverat utbetald sjukpenning.

	Juli (2008)	Juni (2008)	Juli (2007)	Juni (2007)
Omfattning				
Hel	0,93	0,93	0,93	0,93
Trekvart	0,01	0,00	0,00	0,01
Halv	0,05	0,05	0,05	0,05
Kvart	0,01	0,01	0,01	0,01

Notera: Antal observationer, juni 2007/2008: 5 512/4 795, och juli 2007/2008: 4 637/4 267.

## 4.1 Beskrivning av sjukfallen

*Tabell 2* sammanfattar på motsvarande sätt sjukfallsärendena i denna studie. Ett sjukfall definieras här som ett ärende som inleds i hel- eller deltidsomfattning och som avslutas med att den försäkrade helt eller delvis avslutar sin sjukskrivning.

En jämförelse av de genomsnittliga sjukfallslängderna visar att skillnaden mellan sjukfall påbörjade i juni och juli respektive år har minskat något, från -3,0 (56,7-59,7) dagar till -1,2 (56,1-57,3). Sjukfall påbörjade i juni har visserligen - i enlighet med trenden om allt kortare sjukskrivningstider - blivit något kortare, men de sjukfall som startade i juli har som sagt blivit ännu kortare i genomsnitt.

Intressant att notera är att endast 0,3-0,8 procent i urvalet under uppföljningsperioden avslutade sjukskrivningen för att övergå till arbetslöshet. Eftersom detta motsvarar 30-40 personer i respektive grupp är en analys som separerar rehabiliteringskedjans effekter på olika typer av avslut knappast meningsfull. Av de nästan 90 procent som har hunnit avsluta sjukfallet inom 196 dagar (28 veckor) har i stort sett samtliga, får man anta, återgått till arbete. Ingen explicit information finns tillgänglig om var de försäkrade tar vägen efter avslutad sjukskrivning. Genom att fånga upp dem för anställda vanligaste alternativet, sjukersättning och arbetslöshet, gör vi dock antagandet att endast en försumbar del av dessa okända avslut härrör från något annat än återgång till arbete.

Ett mer illustrativt sätt att beskriva sjukskrivningstidernas utveckling är att studera den betingade sannolikheten att avsluta ett ärende efter olika sjukfallslängder (hasarden). *Figur 1a-Figur 1b* återger dessa sannolikheter för sjukfall påbörjade i juni och juli 2007 (1a) och 2008 (1b). *Figur 1a* ska läsas på följande vis: under förutsättning att ett ärende pågått i sex veckor var sannolikhe-

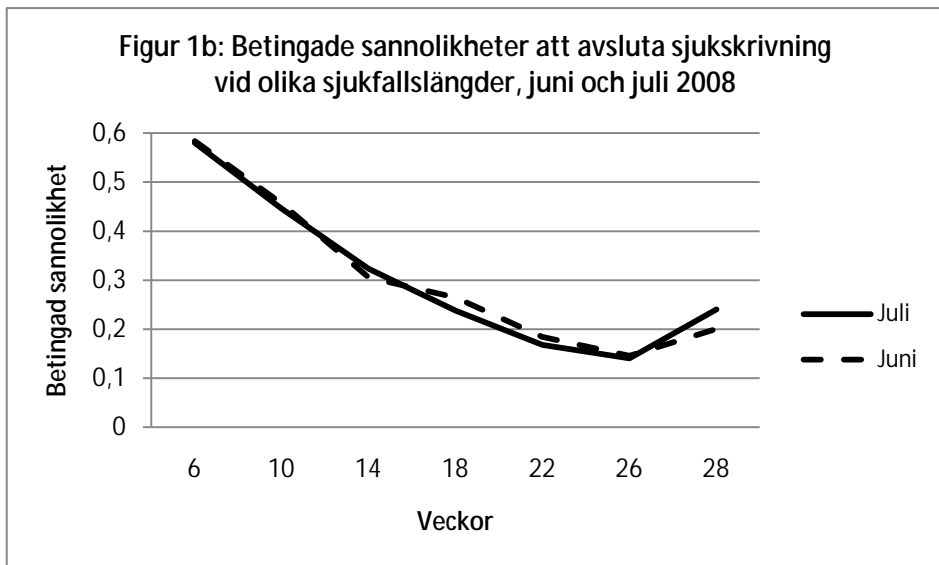
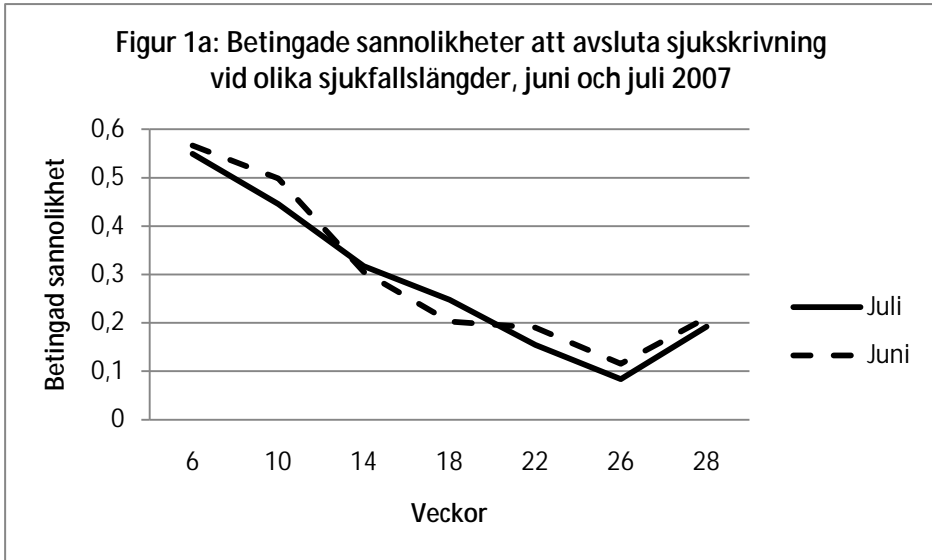
ten att det avslutas inom den närmaste fyraveckorsperioden (t.o.m. tio veckor) 50 procent för sjukfall påbörjade under sista veckan i juni 2007. Sannolikheten att ett ärende avslutades inom den nästföljande fyraveckorsperioden (t.o.m. vecka 14), givet att det pågått i 10 veckor, var därefter 31 procent för såväl juni- som juligruppen. Man kan alltså notera att sannolikheten att avsluta sjukfall var fallande, dvs. långa sjukfall hade lägre sannolikhet att avslutas.

I *Figur 1a* kan konstateras att sannolikheten att avsluta sjukfallet efter olika tider i de flesta tidsintervall var något högre för juni- än för juligruppen. En positiv effekt av rehabiliteringskedjan ska yttra sig i ett genomsnittligt högre utflöde från sjukskrivning vid olika sjukfallslängder, och då i synnerhet i anslutning till dag 91 och 181 i sjukperioden. Några tydliga sådana effekter återfinns inte i *Figur 1b*, som redovisar flödena för 2008. Emellertid har utflödet för juligruppen närmast sig junigruppens såtillvida att avslutssannolikheten nu är densamma för de flesta sjukskrivningstider. I intervallet 26-28 veckor är utflödet t.o.m. något högre i juligruppen. Huruvida detta är en effekt av införandet av rehabiliteringskedjan analyseras i de kommande avsnitten.

**Tabell 2** Beskrivning av sjukfallen i urvalet

	Juli (2008)	Juni (2008)	Juli (2007)	Juni (2007)
Andel sjukfall som pågår i minst (dagar):				
30	59,9	57,5	61,1	60,0
90	17,9	17,4	19,1	16,8
180	8,7	8,1	10,2	8,6
Genomsnittlig sjukfallslängd (dagar) <sup>a</sup>	57,3	56,1	59,7	56,7
Andel sjukfall som avslutas med: <sup>b</sup>				
Sjukersättning	0,0	0,0	0,0	0,1
Arbetslöshet	0,5	0,3	0,8	0,6
Övrigt (återgång i arbete)	92,1	92,5	90,1	91,6
Andel som pågår vid 28 veckor	7,4	7,2	9,1	7,7

Notera: <sup>a</sup> Ärenden som pågick längre än 196 dagar har tilldelats ett värde på 197. <sup>b</sup> Vid samkörning av uppgifter mellan olika register används ett något modifierat dataset som omfattar 18 174 istället för som tidigare 19 211 observationer. Avsluten avser endast fullständiga avslut av ersättningsperioden.



## 5 Analys

För att separera betydelsen av rehabiliteringskedjan på sjukskrivningstiderna från andra faktorer av betydelse för hur långa sjukfallen blir, används en Cox

regressionsmodell.<sup>8</sup> Den skattar sannolikheten att avsluta sjukskrivningen i ett visst tidsintervall, *givet* att den fortfarande pågår vid tidsintervallets början. Metoden är särskilt väl lämpad mot bakgrund att vi i data har sjukskrivningsepisoder som fortfarande pågår vid 196 dagars sjukfrånvaro, och vi dessutom är särskilt intresserade av att studera effekterna vid sjukfallslängderna 91 och 181 dagar. Som förklarande variabler används i modellen de variabler som finns beskrivna i avsnitt 4. Exempelvis ingår information om huruvida sjukfallet inleddes i juni eller juli månad samt under 2007 eller 2008. Eftersom betydelsen av rehabiliteringskedjan kan förväntas variera med sjukfallslängden, i synnerhet vid prövningen av rätten till sjukpenningen vid 91 och 181 dagar, studeras effekten i sju olika fyraveckorsepisoder.<sup>9</sup>

## 5.1 Resultat

I den första analysen (5.1.1) redovisas effekterna då återgångar till arbete på såväl hel- som deltid räknas som avslut av sjukskrivningsperioden.<sup>10</sup> I avsnitt 5.1.2 avgränsas analysen till att endast studera återgångar på heltid. I 5.1.3 beräknas den totala effekten av reformen över den 28 veckor långa uppföljningsperioden, och i 5.1.4 studeras effekten av rehabiliteringskedjan för olika grupper av sjukskrivna. I 5.1.5 analyseras hur lång tid det tar innan en friskskriven person återkommer i sjukskrivning, och i avsnitt 5.1.6 prövas avslutningsvis resultatens tillförlitlighet via diverse känslighetsanalyser.

### 5.1.1 Effekten av rehabiliteringskedjan på återgångar i arbete på såväl hel- som deltid

Resultaten i *Tabell 3* presenteras i form av hasardkvoter där värden över "1" indikerar en ökning av utflödet, medan kvoter under "1" indikerar en minskning av utflödet.<sup>11</sup> Ett ökat utflöde är förknippat med kortare sjukskrivningstider medan ett lägre utflöde innebär det motsatta. Effekten av rehabiliteringskedjan studeras i sju olika fyraveckorsintervall, där de vågräta linjerna anger de intervall som ligger i anslutning till prövningen av arbetsförmågan (91 respektive 181 dagar).

---

<sup>8</sup> Modellen är en form av överlevnadsanalysmodell som är vedertagen i samband med analyser av tider. Se exempelvis Allison (1995) för en närmare beskrivning av modellen och skattningsmetoden.

<sup>9</sup> Modellen finns beskriven i appendix.

<sup>10</sup> Trots att man inte med säkerhet kan säga att ett avslutat sjukfall innebär återgång i arbete, kommer dessa begrepp att användas synonymt i texten.

<sup>11</sup> En kvot på 1,1 innebär alltså att utflödet ökat med 10 procent medan en kvot på 0,9 innebär att utflödet minskat med 10 procent.

Den första kolumnen redovisar en avskalad modell, där effekten av rehabiliteringskedjan uppskattas utan kontroll för faktorer som kan vara relaterade till individens hälsa. Den andra kolumnen tar hänsyn till de av dessa faktorer som kan observeras i registren. Resultaten i dessa båda modeller avviker i regel endast marginellt från varandra, vilket stärker trovärdigheten i att uppskattningarna avspeglar kausala samband.

En positiv och statistiskt signifikant ökning av utflödet med 10,4 procent återfinns i veckointervall 5-8. Varför en effekt av rehabiliteringskedjan skulle uppstå i detta intervall, dvs. 1-2 månader innan arbetsförmågeprövningen vid tre månader, är inte självklart. Effekten sammanfaller emellertid i tiden med den överlämning av sjukfallsärendet från det nationella (NFC) till det lokala (LFC) försäkringscenter som ska ske i samband med ett "första vägval".<sup>12</sup> I samband med överlämnandet kontaktas i regel de försäkrade, och om de försäkrade inte redan var informerade om de nya reglerna i sjukförsäkringen innan, kan man anta att de blev det vid detta tillfälle. Detta kan i sin tur ha ökat benägenheten att avsluta sjukskrivningen innan 91 dagar har gått.

Den positiva effekten vecka 5-8 åtföljs av en lika stor negativ effekt i det nästkommande fyraveckorsintervall, dvs. det intervall som ligger i anslutning till 91-dagarsprövningen. En tolkning är att en grupp med förhållandevis god hälsa och goda förutsättningar att återgå i arbete gör det i ett tidigt skede, vecka 5-8. Kvar finns sedan en grupp med relativt sämre förutsättningar som gör att effekten av rehabiliteringskedjan underskattas i det följande veckointervall.

I samband med prövningen av arbetsförmågan vid dag 181 sker sedan en kraftig ökning (60,7%) av utflödet från sjukskrivning. Effekten är väsentligt större än motsvarande effekt innan tremånadersprövningen. Resultatet är inte oväntat mot bakgrund av att denna prövning, som avser den reguljära arbetsmarknaden, är att betrakta som skarpare.

---

<sup>12</sup> Inom ramen för "tidig bedömning", som är den process av granskning, bedömning och beslut som sätter i gång i samband med att en begäran om sjukpenning kommer in till Försäkringskassan, ska ett första vägval göras. Detta är ett ställningstagande till hurvida den försäkrade kan återgå i arbete utan insatser från Försäkringskassan eller inte. NFC hade för 2009 ett mål som sa att första vägval ska göras senast dag 45 i sjukfallet. Under våren 2009 genomfördes en undersökning på Försäkringskassan av ärenden som påbörjades i september 2008 och som pågick i minst 90 dagar. I den framkom att 96 procent av ärendena hade överlämnats från NFC till LFC vid tidpunkten för undersökningen samt att den genomsnittliga tiden innan överlämningen var 48 dagar (medianen var 43).

**Tabell 3** Effekter av rehabiliteringskedjan uttryckt i hasardkvoter (värde>1 indikerar ökat utflöde, <1 det motsatta), standardfel inom parentes. Avser återgång i arbete på såväl hel- som deltid

	Hasardkvot, enkel modell (standardfel)	Hasardkvot, utvidgad modell (standardfel)
Veckointervall		
3-4	0,997 (0,037)	0,981 (0,037)
5-8	1,110*** (0,039)	1,104** (0,039)
9-12 (91-dagarsgräns)	0,892** (0,058)	0,886** (0,058)
13-16	1,106 (0,077)	1,104 (0,078)
17-20	1,059 (0,107)	1,052 (0,107)
21-24	1,057 (0,137)	1,049 (0,138)
25-28 (181-dagarsgräns)	1,598*** (0,132)	1,607*** (0,132)
År 2008	1,019 (0,021)	1,035* (0,021)
Månad juli	0,946*** (0,021)	0,967 (0,021)
Alla förklarande variabler	Nej	Ja
-2 Log likelihood	322 236	320 089
Antal observationer	19 211	19 211

Not: \*/\*\*/\*\* angiver statistisk signifikans på 10/5/1-procentsnivån. Effekterna vid olika veckointervall är uppskattade genom att förändringen i tidsmönstret mellan juni och juli 2008 relateras till motsvarande förändring mellan juni och juli 2007.

### 5.1.2 Rehabiliteringskedjans effekter på återgångar i arbete på heltid

I föregående avsnitt studerades rehabiliteringskedjans effekter på alla avslut av sjukpenningperioden oavsett omfattning. I detta avsnitt avgränsar vi analysen till hela återgångar, dvs. avslut då den försäkrade till sin fulla sjukskrivningsomfattning avslutar sjukfallet.

Resultaten i *Tabell 4* är snarlika dem från *Tabell 3*, vilket är väntat mot bakgrund av att återgångar på heltid utgör nära 80 procent av samtliga avslut. Ökningen av utflödet vid 5-8 veckor och nedgången av utflödet vecka 9-12 är

emellertid inte längre fullt så distinkta som tidigare. Dessa effekter på utflödet är således till betydande del drivna av återgångar till arbete på deltid. Kvar är emellertid den tydligt positiva effekten av rehabiliteringskedjan i anslutning till 181 dagar. Faktum är att den är nästan identisk (60,3 procent) med den i föregående analys.

**Tabell 4** Effekter av rehabiliteringskedjan uttryckt i hasardkvoter (värde>1 indikerar ökat utflöde, <1 det motsatta), standardfel inom parentes. Avser återgång i arbete på heltid

	Hasardkvot, enkel modell (standardfel)	Hasardkvot, utvidgad modell (standardfel)
<b>Veckointervall</b>		
3-4	1,003 (0,040)	0,986 (0,040)
5-8	1,088* (0,044)	1,078* (0,044)
9-12 (91-dagarsgräns)	0,908 (0,071)	0,898 (0,071)
13-16	1,139 (0,098)	1,136 (0,098)
17-20	1,085 (0,149)	1,082 (0,149)
21-24	1,059 (0,198)	1,058 (0,198)
25-28 (181-dagarsgräns)	1,580*** (0,173)	1,603*** (0,173)
År 2008	1,037 (0,023)	1,058** (0,023)
Månad juli	0,937*** (0,023)	0,953** (0,024)
Alla förklarande variabler	Nej	Ja
-2 Log likelihood	258 982	257 102
Antal observationer	19 211	19 211

Not: \*/\*\*/\*\* angiver statistisk signifikans på 10/5/1-procentsnivån. Effekterna vid olika veckointervall är uppskattade genom att förändringen i tidsmönstret mellan juni och juli 2008 relateras till motsvarande förändring mellan juni och juli 2007.

### 5.1.3 Den totala effekten av rehabiliteringskedjan

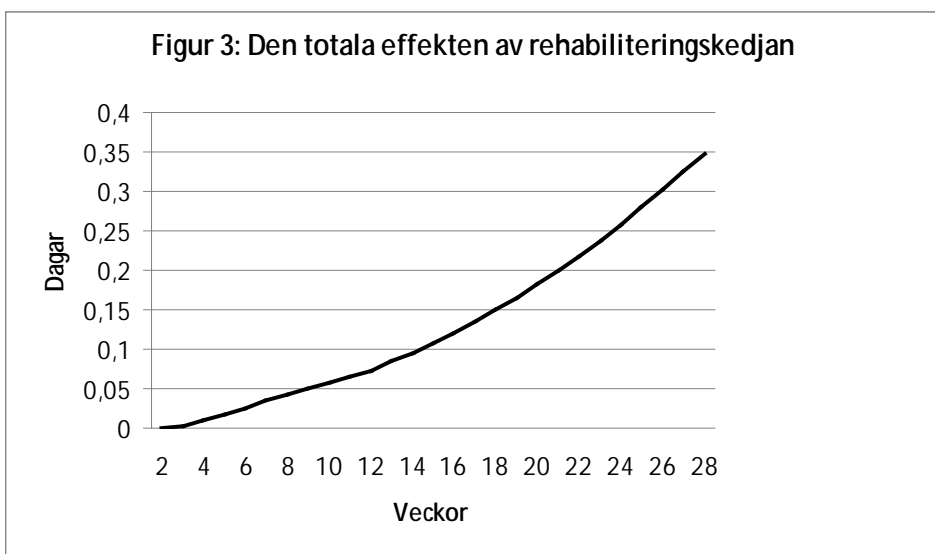
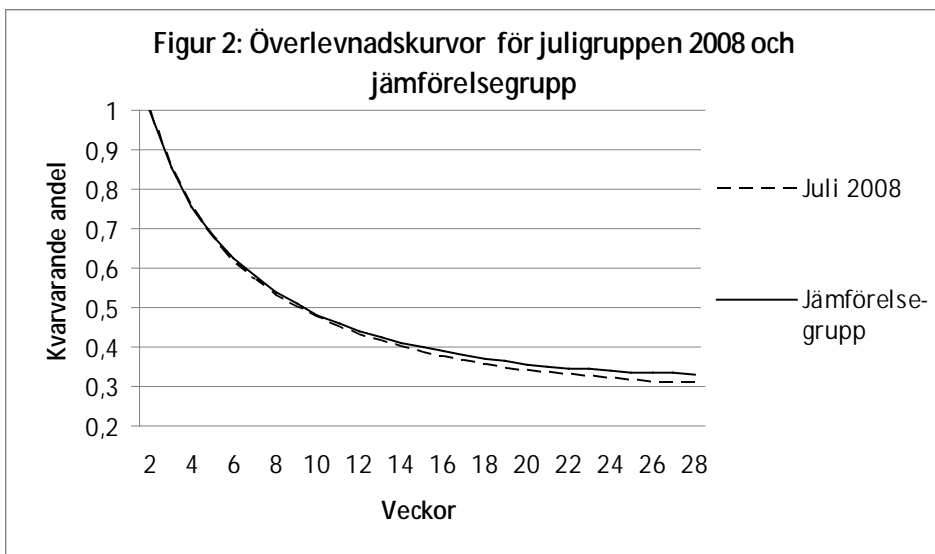
Genom att summera de effekter som efter olika sjukskrivningslängder har genererats av rehabiliteringskedjan, får man ett samlat mått på reformens effekt på sjukskrivningstiderna under de 28 veckor uppföljningsperioden avser.

*Figur 2* illustrerar sannolikheten att kvarstå i sjukskrivning efter olika sjukskrivningstider, s.k. ”överlevnadsfunktioner”. I figuren framgår att en något lägre andel av juligruppen kvarstår vid olika tider, vilket omvänt betyder att relativt fler har återgått i arbete. Skillnaderna mellan grupperna är emellertid små.

Den totala effekten av rehabiliteringskedjan under den 28 veckor långa uppföljningsperioden kan beräknas som ytan mellan kurvorna i *Figur 2*. Denna skillnad återges i *Figur 3*. Effekten är konstant växande och som störst i slutet på uppföljningsperioden i samband med arbetsförmågeprövningen vid 181 dagar. De genomgående små skillnaderna, samt det faktum att den stora effekten vid sex månader omfattar så få sjukskrivna, gör att den totala effekten endast är omkring 0,35 dagar. Resultatet ska tolkas som att rehabiliteringskedjan bidrar till att reducera sjukskrivningstiderna för anställda som blir sjukskrivna med i genomsnitt 0,35 dagar, detta räknat på sjukskrivningstider upp till 28 veckor. Räknat på den genomsnittliga sjukskrivningstiden för sjukfall påbörjade under första halvåret 2008, drygt 90 dagar, motsvarar effekten ca. 0,4 procent.<sup>13</sup> Detta kan framstå som en förhållandevis blygsam effekt. Dock kan förväntas att reformen har gynnsamma effekter inte bara på utflödet från sjukskrivning, utan även på inflödet. Denna effekt studeras emellertid inte inom ramen för denna rapport.

---

<sup>13</sup> Effekten växer en aning när vi förlänger uppföljningsperioden, detta eftersom vi då kan tillgodoräkna oss ökningen av utflödet vid sex månader under en längre period.



#### 5.1.4 Effekten av rehabiliteringskedjan för olika grupper av sjukskrivna

Bland de sjukskrivna kan såväl förutsättningar som drivkrafter att återgå i arbete antas variera. Vi bör därför förvänta oss att effekten av rehabiliteringskedjan är olika för olika grupper av sjukskrivna. Exempelvis har kvinnor, som

står för en majoritet av alla påbörjade sjukskrivningar, i typfallet en väsentligt annorlunda sjukdomsbild än män. Andelen sjukskrivna med psykiska diagnoser är högre, och andelen med skador till följd av yttre orsaker väsentligt lägre. Unga och äldre sjukskrivna skiljer sig åt på så sätt att äldre i regel har en bättre förankring på arbetsmarknaden och därmed fler alternativ, om återgång i det nuvarande arbetet inte skulle vara möjligt. Detta bör i sin tur påverka möjligheterna att lämna sjukskrivning. På motsvarande sätt kan effekten av rehabiliteringskedjan förväntas variera mellan olika lokala arbetsmarknader. I regioner med gynnsamma förutsättningar bör möjligheterna att återgå i arbete i genomsnitt vara större. Detta stöds inte minst av det på regional nivå konstaterat positiva sambandet mellan arbetslöshet och sjukfrånvaro.<sup>14</sup> Sambandet kan tolkas som att sjukförsäkringen i viss mån används för att kompensera för en svag lokal arbetsmarknad.

Figureerna 4a-6b illustrerar effekten av rehabiliteringskedjan vid olika sjukskrivningstider för några utvalda delgrupper i urvalet. Värden över "0" innebär en ökning av utflödet, och värden under "0" det motsatta. För att läsaren ska få en uppfattning om osäkerheten i uppskattningarna framgår också det intervall som anger statistisk signifikans. När såväl det undre som övre intervallet befinner sig på samma sida om nollstrecket är effekten statistiskt säkerställd.<sup>15</sup> Liksom tidigare kontrolleras i samtliga analyser för faktorer som vid sidan av rehabiliteringskedjan kan påverka sjukskrivningstiderna.

I *Figur 4a* och *Figur 4b* redovisas effekten för män respektive kvinnor. Ingen avgörande skillnad mellan könen kan konstateras. Visserligen avviker mönstret en aning; män har till skillnad från kvinnor en ständigt växande effekt från vecka tolv och framåt. Vid sex månader är effekten på könen ungefär densamma.

Inga större skillnader återfinns heller i analysen som jämför åldersgrupperna 35 år och yngre, respektive 45 år och äldre (*Figur 5a-b*). Effekten av rehabiliteringskedjan är emellertid något mer positiv för de äldre, i synnerhet från tre månader och framåt. Till skillnad från äldre är effekten för yngre inte heller signifikant positiv i fyraveckorsintervallet i anslutning till sexmånadersprövningen. Detta beror dels på en större osäkerhet i uppskattningarna, dels på att effekten förefaller vara något mindre för denna grupp. Även om resultaten inte medger alltför långtgående slutsatser, är skillnaden ändå i linje med det förväntade. Äldre, som i genomsnitt kan förväntas ha en starkare förankring på

---

<sup>14</sup> Se Johansson och Palme (2002).

<sup>15</sup> Intervallet motsvarar ett 95-percentigt konfidensintervall.

arbetsmarknaden och därmed bättre möjligheter att återgå i arbete, lämnar sjukskrivning i större utsträckning än unga.

*Figur 6a-b* belyser betydelsen av den lokala arbetsmarknaden för sannolikheten att återgå i arbete. Urvalet har delats upp i två grupper enligt den s.k. H-regionskalan som grupperar kommuner efter befolkningsunderlag längs skalan glesbygd-storstad. Den ena gruppen består av storstadskommuner inklusive Stockholm, Göteborg och Malmö. Den andra gruppen består av glesbygdskommuner, där även kommuner i s.k. ”tätbygd” och ”mellanbygd” har inkluderats.

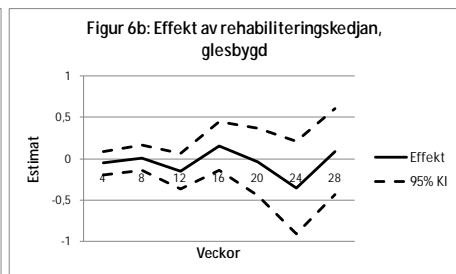
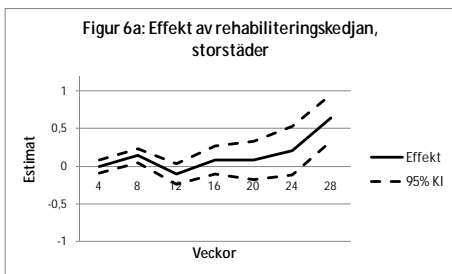
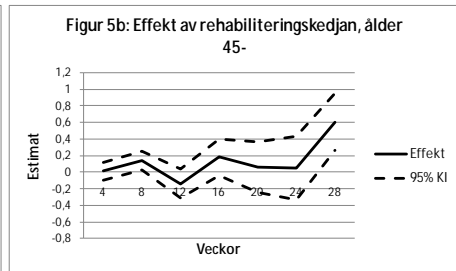
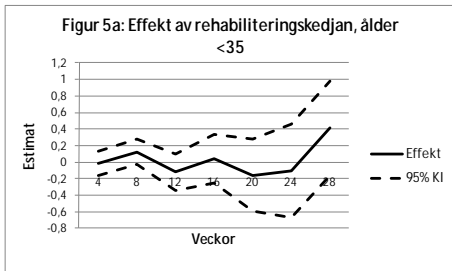
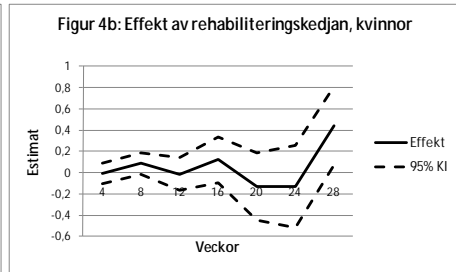
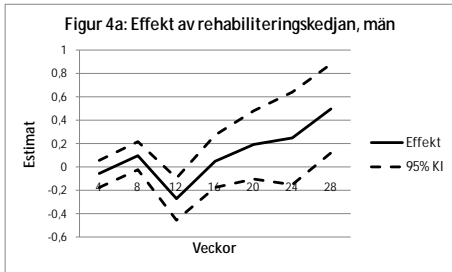
I *Figur 6a*, som redovisar effekten för ett genomsnitt av storstäder, återfinns signifikant positiva effekter av rehabiliteringskedjan vid såväl vecka 5-8 som 25-28. Motsvarande effekter återfinns inte för ett genomsnitt av mindre kommuner. Till viss del kan de skilda resultaten bero på olika sjuklighet i olika delar av landet som diskuterades ovan kan emellertid den lokala arbetsmarknaden också förväntas ha betydelse. Ju mer gynnsamt arbetsmarknadsläget är på orten, desto större är möjligheterna och drivkrafterna att återgå i arbete. En jämförelse av arbetslösheten visar att arbetslösheten i genomsnitt var 7,3 procent i storstäderna, och 8,1 procent i glesbygdskommunerna.<sup>16</sup>

En alternativ hypotes, som också har stöd i forskningen, är att lokala normer och attityder till sjukskrivning påverkar sjukfrånvaron. Studier har visat att människors omgivning på bostadsorten och på arbetsplatsen kan påverka den egna sjukfrånvaron. Hesselius m.fl. (2009) konstaterar att när sjukfrånvaron ökar bland kollegorna på arbetsplatsen, ökar också den egna sjukfrånvaron. En jämförelse av ohälsotalet visar att medan storstadskommunerna hade ett genomsnittligt ohälsotal på ca. 34 dagar, var ohälsotalet ca. 42 dagar i glesbygdskommunerna.<sup>17</sup> Den stora avvikelsen, 8 dagar, indikerar att det utöver olika sjuklighet i befolkningen kan finnas andra förklaringar relaterade till den lokala kulturen kring användningen av sjukförsäkringen. Samma orsaker kan också förväntats ha haft betydelse för rehabiliteringskedjans förutsättningar att påverka sjukskrivningstiderna.

---

<sup>16</sup> Arbetslöshetssiffrorna avser 2007.

<sup>17</sup> Ohälsotalet är ett mått på antalet utbetalade ersättningsdagar i antingen sjuk- eller rehabiliteringspenning eller sjuk- eller aktivitetsersättning.



### 5.1.5 Risken att återvända till sjukskrivning

Tidsgränser och striktare bedömning av rätten till sjukpenning kan inte bara förväntas få betydelse för hur länge människor är sjukskrivna utan också på sannolikheten att bli sjukskriven. Detta gäller inte minst dem som nyligen har varit sjukskrivna och som därmed har information om de nya reglerna. Genom att sätta restriktioner på hur länge den försäkrade måste vara friskskriven för att sjukfallet ska betraktas som avslutat får man en uppfattning om huruvida de positiva effekterna i anslutning till arbetsförmågeprövningarna är resultatet av korta eller långa episoder i arbete.

I *Figur 7* illustreras effekten av rehabiliteringskedjan vid olika sjukskrivningstider där olika restriktioner, 12 respektive 26 veckor, sätts på den efterföljande tiden i arbete. Effekterna från huvudanalysen redovisas också för att

underlätta jämförelser.<sup>18</sup> För att läsaren lättare ska förstå hur beräkningen har gått till ges här ett exempel. En person har varit sjukskriven i 8 veckor och återgår därefter i arbete i 11 veckor. Därefter blir personen sjukskriven igen, även denna gång i 8 veckor. Därefter tillfrisknar han eller hon och arbetar i 26 veckor. Om vi i analysen har formulerat ett villkor som säger att den sjukskrivne måste arbeta i minst 12 veckor för att sjukskrivningsepisoden ska betraktas som avslutad, beräknas denna individs sjukskrivningstid till 16 veckor (8+8). Notera alltså att vi studerar risken för friskskrivna att återvända till sjukskrivning och att vi gör det genom att sätta villkor på utflödet från sjukskrivning.

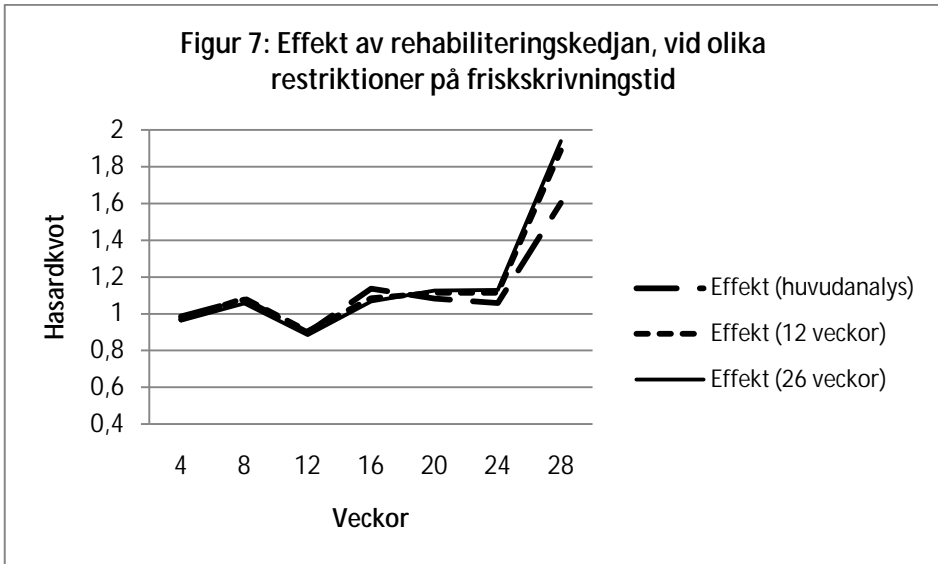
Figuren visar att endast mindre avvikelser från huvudeffekten uppstår för sjukskrivningstider upp till det sista fyraveckorsintervallet, dvs. upp t.o.m. 24 veckor. Det innebär bl.a. att den positiva effekt som konstateras i intervallet 5-8 veckor inte är resultatet av vare sig kortare eller längre episoder i arbete än genomsnittet.

Effekten av rehabiliteringskedjan vid sex månader förefaller däremot ha varit resultatet av i genomsnitt längre perioder utan sjukskrivning. När endast avslut av sjukfall längre än 12 veckor beaktas, växer den positiva effekten vecka 25-28 från huvudanalysens 60 procent till 89 procent, dvs. med ca. 50 procent. Om restriktionen istället sätts till 26 veckor, växer den positiva effekten ytterligare något till 94 procent. Effekten motsvarar alltså nästan en fördubbling av utflödet från sjukskrivning i jämförelse med hur situationen hade sett ut i frånvaro av rehabiliteringskedjan.

Resultatet indikerar att rehabiliteringskedjan inte bara har en positiv effekt i form av ett ökat utflöde från sjukskrivning utan också i form av en minskad benägenhet att åter bli sjukskriven. Detta resultat ska emellertid tolkas med större försiktighet än de tidigare resultaten eftersom de jämförda grupperna, dvs. de som återgick i arbete i respektive grupp, inte nödvändigtvis är helt jämförbara. Det skulle exempelvis kunna vara så att dem som lämnade sjukskrivning som ett resultat av rehabiliteringskedjan, i jämförelse med de som lämnade sjukskrivning i jämförelsegruppen, var en relativt frisk grupp med i genomsnitt lägre sannolikhet att åter bli sjukskriven.

---

<sup>18</sup> Effekterna avser resultaten från analysen där endast återgångar i arbete på heltid beaktas.



### 5.1.6 Känslighetsanalys

Avgörande för att resultaten ska kunna tolkas som effekter av rehabiliteringskedjan är att den använda modellen till fullo lyckas kontrollera för andra faktorer som också påverkar sjukskrivningstiderna. En vanlig metod för att försäkra sig om att så är fallet är att studera effekten av en placeboform, som introducerades vid en annan tidpunkt än den faktiska. Om det inte finns några effekter av denna fiktiva reform stärker det trovärdigheten i de resultat som presenterats; om det däremot finns effekter av den fiktiva reformen, finns det anledning att misstänka att de uppskattade effekterna är uttryck för någonting annat än rehabiliteringskedjan.

I *Tabell A1* (appendix) presenteras resultaten då vi skattar effekterna av rehabiliteringskedjan ett år innan den infördes, dvs. 1 juli 2007. Med andra ord jämförs sjukfall påbörjade i slutet av juni respektive i början på juli 2007 med sjukfall påbörjade under samma period 2006. Liksom tidigare kontrolleras för andra faktorer som också kan förväntas påverka sjukligheten och sjukskrivningstiderna mellan grupperna. Som framgår återfinns med undantag för vecka 13-16 i analysen som endast beaktar återgångar till arbete på heltid, inga statistiskt säkerställda effekter av denna placeboform. Analysen ger således stöd för att de resultat som presenteras i denna rapport är trovärdiga.

Implementeringen av rehabiliteringskedjan, där handläggningsrutinerna under en övergångsperiod, 1 juli- 31 december 2008, var olika för sjukfall påbör-

jade vid olika tidpunkter, öppnar för möjligheten att de som blev sjukskrivna före 1 juli behandlades annorlunda än vad som skulle ha varit fallet om rehabiliteringskedjan inte hade införts. Man skulle exempelvis kunna tänka sig att de nya reglerna innebar ett starkt fokus på den nya gruppen av sjukskrivna, med en negativ inverkan på sannolikheten att återgå i arbete för de redan sjukskrivna. Effekterna skulle i så fall inte återspegla en ökad återgång i arbete för den nya gruppen, utan snarare en mindre återgång för den redan existerande gruppen av sjukskrivna.

En indikation på om så var fallet kan man få genom att undersöka hur utvecklingen av junigruppens sjukskrivningstider såg ut mellan 2007 och 2008, i jämförelse med utvecklingen av sjukfall påbörjade under andra månader. I *Figur 8* återger effekten av att påbörja sjukfallet en viss månad under 2008 jämfört med att ha påbörjat sjukfallet under samma månad 2007.<sup>19</sup> I genomsnitt (fet heldragen linje) är utflödet mellan 2 och 18 procent högre för 2008-ärendena vid olika sjukfallslängder. Det finns en positiv samvariation med sjukfallslängd, dvs. effekten är i regel större vid längre sjukskrivningstider.

*Figur 8* ger ingen tydlig indikation om att reformen skulle ha haft en negativ inverkar på jämförelsegruppen (sjukfall som började i juni respektive år). För sjukfall som påbörjades i juni är ökningen i (den betingade) sannolikheten att avsluta ett sjukfall större än genomsnittet upp t.o.m. 12 veckor; efter 13 veckor är ökningen lägre än genomsnittet. I genomsnitt finns inga statistiskt signifikanta skillnader mellan junigruppen och övriga grupper (sjukfall som påbörjades i januari eller april 2007 eller 2008).

---

<sup>19</sup> I analysen kontrolleras för skillnader mellan individer med hjälp av samma uppsättning av variabler som i huvudanalysen.

Figur 8: Effekt (hasardkvot) av att påbörja sjukfall 2008 jämfört med 2007 på utflödet vid olika sjukfallslängder, per månad



## 6 Diskussion

Denna rapport har analyserat rehabiliteringskedjans effekter på sjukskrivningstider upp t.o.m. sex månader. Analysen har utnyttjat det naturliga experiment som skapades vid reformens införande och som innebar att de nya reglerna inte infördes samtidigt för samtliga sjukskrivna. De huvudsakliga resultaten är att rehabiliteringskedjan har positiva effekter på sannolikheten att avsluta sjukfallet – vilket i de allra flesta fall innebär återgång i arbete - i anslutning till arbetsförmågeprövningen vid 181 dagar. Effekten är resultatet av att fler återgår i arbete på såväl hel- som deltid. En positiv effekt av reformen återfinns också innan prövningen vid 91 dagars sjukskrivning. Denna effekt är emellertid inte lika tydlig och är framför allt resultatet av att fler sjukskrivna återgår i arbete på deltid.

Totalt innebär reformen att sjukskrivningstiderna reducerades med i genomsnitt 0,35 dagar över den 28 veckor långa uppföljningsperioden. En beräkning av den totala effekten bör emellertid också beakta att reformen kan ha haft, och kan få, positiva effekter via färre sjukskrivningar.

Resultaten uppvisar regionala variationer. Rehabiliteringskedjan har i genomsnitt tydligt positiva effekter i stora städer men inga effekter i mindre stä-

der och glesbygdskommuner. Skillnaden kan bero på olika förutsättningar på den lokala arbetsmarknaden, där den högre arbetslösheten på mindre orter innebär färre möjligheter och svagare drivkrafter att återgå i arbete. En annan förklaring kan vara olikheter i de lokala normerna och attityderna kring användande av sjukförsäkringen. Det lokala ohälsotoalet är exempelvis väsentligt högre på orter som inte uppvisar någon effekt av rehabiliteringskedjan. Avslutningsvis visar analysen att reformen förefaller ha haft mer positiva effekter för äldre än för unga sjukskrivna.

Hur ska då dessa resultat tolkas och hur förhåller de sig till tidigare forskning på området? Effekterna av kontroll, tidsgränser och sanktioner inom sjukförsäkringen är relativt outhärdade inom den internationella utvärderingslitteraturen. På svenska förhållanden analyserar Hesselius m.fl. (2005) en förlängning av den läkarintygsgfria perioden i början på sjukfallet. På basis av ett omfattande randomiserat försök 1988 med drygt 300 000 individer i Göteborg och Jämtland konstateras att en senareläggning av när läkarintyget skulle ha inkommit från 7 till 14 dagar ökade antalet sjukfrånvarodagar med 6,6 procent. Resultaten är förenliga med teorin om *moral hazard*, eller *moralisk risk*, som säger att försäkringssystem i sig påverkar människors beteende. Detta kan ske antingen genom att de gör människor mer riskbenägna eller genom att de skapar drivkrafter till överutnyttjande. Nyttjandet av ett system kan minskas genom mer övervakning och kontroll eller via en lägre compensation. Omvänt kan, som i Hesselius m.fl., mindre kontroll förväntas generera ett ökat utnyttjande av försäkringen.

Mycket talar för att resultaten i denna studie ska tolkas på ett liknande sätt, dvs. som att tidsgränserna i sig har en gynnsam inverkan på vissa försäkrades benägenhet att återgå i arbete. Om den försäkrade vet, eller tror sig veta, att ersättningen kommer att upphöra efter en viss tid, kommer värdet av att fortsätta uppbära ersättning successivt att minska fram till denna tidsgräns. På omvänt sätt kommer det relativa värdet av att avsluta ersättningsperioden och hitta en alternativ inkomstkälla tvärtom att öka. Detta leder till att fler avslutar ersättningsperioden i samband med tidsgränser.

Studier av arbetslöshetsförsäkringen stöder denna tolkning. Det finns en relativt omfattande och övertygande empirisk litteratur som visar att tidsgränser i arbetslöshetsförsäkringen påskyndar övergången till arbete. Så kallade *förprograms-*, *motivations-*, eller *anvisningseffekter*, har konstaterats såväl i anslut-

ning till ersättningsperiodens slut som vid starten av olika typer av aktiva insatser.<sup>20</sup>

Det kan dock inte helt uteslutas att det är Försäkringskassans arbete mellan tidsgränserna som möjliggör den ökade återgången i arbete, eller att de försäkrade i förväg har vetskap om det beslut som kommer att fattas vid 91 och 181 dagar. Emellertid finns ingen självklar orsak till att beteendet inom sjukförsäkringen skulle avvika från det inom arbetslöshetsförsäkringen. Tvärtom har i en rad forum konstaterats att sjukförsäkringen under de senaste decennierna fått hantera ett brett spektrum av problem som enligt reglerna inte borde kvalificera för ersättning från försäkringen.<sup>21</sup>

Ytterligare ett argument för att de uppskattade effekterna i första hand ska tolkas som beteendeförändringar hos de försäkrade är att de nya reglerna, till följd av den ansträngda arbetssituation som rådde på Försäkringskassan under 2008, till en början inte tillämpades av handläggarna. I en undersökning av ärenden som påbörjades i september 2008 och som pågick i minst tre månader konstaterar Försäkringskassan att prövningen vid 91 dagar bara hade genomförts i ca. 20 procent av fallen. Vi kan alltså på goda grunder anta att en inte obetydlig andel av den juligrupp som denna studie avser i själva verket inte alls blev föremål för prövningarna inom rehabiliteringskedjan. Trots detta finner vi alltså effekter av tidsgränserna.

Sammanfattningsvis kan rehabiliteringskedjan förväntas leda till minskad sjukfrånvaro. Som resultaten i denna studie antyder är det sannolikt individer som har något bättre hälsa och förankring på arbetsmarknaden som påverkades av att tidsgränserna infördes. Under förutsättning att tidsgränserna upprätthålls är det därför rimligt att förmoda att populationen av sjukskrivna framöver kommer att bestå av individer med en i genomsnitt sämre hälsa och sämre förankring på arbetsmarknaden än dem som har studerats i denna rapport. I sådant fall bör också en framtida utvärdering av rehabiliteringskedjan uppvisa en lägre effekt av tidsgränserna än den som uppskattats här.

---

<sup>20</sup> Se exempelvis Carling m.fl. (1996) och Hägglund (2006) på svenska data, samt Dolton och O'Neill (1996) och Black m.fl. (2003) på engelska respektive amerikanska data.

<sup>21</sup> Se exempelvis Socialförsäkringsutredningen "Mera försäkring och mera arbete" (2006).

# Källförteckning

- Allison, Paul D. (1995). *Survival analysis using the SAS system – A practical guide*. SAS Institute Inc., Cary, NC, USA.
- Black, Dan A., Jeffrey A. Smith, Mark C. Berger, och Brett J. Noel (2003). “Is the Threat of Reemployment Services More Effective than the Services Themselves? Evidence from Random Assignment in the UI System.” *American Economic Review*, 93(4), 1313-1327.
- Carling, Kenneth, Per-Anders Edin, Anders Harkman, och Bertil Holmlund (1996). “Unemployment Duration, Unemployment Benefits, and Labor Market Programs in Sweden.” *Journal of Public Economics*, 59, 313-334.
- Dolton, Peter och Donal O'Neill (1996). “Unemployment Duration and the Restart Effect: Some Experience Evidence.” *The Economic Journal*, 106(435), 387-400.
- Hesselius, Patrik, Per Johansson och Laura Larsson (2005). ”Hur påverkar kravet på läkarintyg sjukfrånvaron? Erfarenheter från ett socialt experiment”. Rapport, IFAU, 2005:7.
- Hesselius, Patrik, Per Johansson och Peter Nilsson (2009). ”Sick of Your Colleagues Absence?” *Journal of the European Economic Association*, vol. 7, nr 2-3, 583-594.
- Hägglund, Pathric (2006), ”Anvisningseffekter – finns dom? Resultat från tre arbetsmarknadspolitiska experiment.” Rapport, IFAU, 2006:3.
- Johansson, Per och Mårten Palme (2002), “Assessing the Effects of a Compulsory Sickness Insurance on Worker Absenteeism.” *Journal of Human Resources*, vol. 37, nr 2.
- OECD (2009), ”Sickness, Disability and Work: Breaking the Barriers – Sweden: Will the Recent reforms Make it?”. Rapport, OECD.
- Socialförsäkringsutredningen (2006), “Mera försäkring och mera arbete.” SOU 2006:86.

# Appendix

## Den skattade modellen

I analysen skattas en Cox proportional hazard-modell. En sådan skattar individens sannolikhet att avsluta sjukfallet vid tidpunkten  $t$ , givet att sjukfallet pågått fram till  $t-1$ ,  $\theta_i(t)$ , enligt följande:

$$\log \theta_i(t) = \mathbf{a}(t) + \mathbf{X}_i' \mathbf{b} + \beta_{2008} + \beta_{\text{juli}} + 2008_i \text{juli}_i \lambda(t),$$

där  $\log \theta_i(t)$  är en funktion av  $\mathbf{a}(t)$ , som fångar det generella utflödet från sjukskrivning under uppföljningsperioden.  $\mathbf{X}_i$  är en vektor som beskriver den försäkrade enligt de data som finns tillgängliga, och  $\mathbf{b}$  anger hur olika egenskaper samvarierar med sannolikheten att avsluta sjukfallet vid olika tidpunkter. "2008" och "juli" är dummyvariabler som anger vilket år (1=2008, 0=2007) och månad (1=juli, 0=juni) sjukfallet påbörjades. Notera att månadsvariabeln inte är tidsvarierande men att den generella tidsprofilen innan rehabiliteringskedjans införande fångas av  $\mathbf{a}(t)$ . Detta innebär att "2008" och "juli" fångar upp potentiella skillnader mellan 2007 och 2008 och mellan juni och juli. Effekten av rehabiliteringskedjan fångas som skillnaden i förhållandet mellan juni- och juli-gruppens sjukskrivningstider efter införandet av rehabiliteringskedjan. Eftersom betydelsen av rehabiliteringskedjan kan förväntas variera med sjukfallslängden, i synnerhet vid prövningarna av sjukpenningen vid 91 och 181 dagar, studeras effekten i fyra veckorsepisoder. Effekten av reformen återges i interaktionstermens koefficient  $\lambda(t)$ . I skattningen tillämpas Breslow's approximation. De estimat som genereras är i stort sett identiska med dem som genereras vid användande av mer exakta skattningsmetoder.

**Tabell A1:** Effekter av en fiktiv rehabiliteringskedja införd 1 juli 2007 uttryckt i hasardkvoter (värde >1 indikerar ökat utflöde, <1 det motsatta), standardfel inom parentes. Med och utan återgångar i arbete på deltid inräknade.

	Hasardkvot, inkl. återgångar i arbete på hel- och deltid (standardfel)	Hasardkvot, inkl. återgångar i arbete på heltid (standardfel)
Veckointervall		
3-4	0,983 (0,036)	0,975 (0,039)
5-8	0,995 (0,039)	0,979 (0,044)
9-12 (91-dagarsgräns)	1,027 (0,054)	1,086 (0,066)
13-16	1,118 (0,074)	1,221** (0,097)
17-20	1,060 (0,102)	1,098 (0,143)
21-24	0,915 (0,137)	0,870 (0,203)
25-28 (181-dagarsgräns)	1,104 (0,140)	1,198 (0,193)
År 2007	1,039* (0,020)	1,040* (0,022)
Månad juli	0,969 (0,021)	0,961* (0,024)
Alla förklarande variabler	Ja	Ja
-2 Log likelihood	338 450	268 711
Antal observationer	20 399	20 339

Notera: \*/\*\*/\*\* angiver statistisk signifikans på 10/5/1-procentsnivån. Effekterna vid olika veckointervall är uppskattade genom att förändringen i tidsmönstret mellan juni och juli 2008 relateras till motsvarande förändring mellan juni och juli 2007.

## **IFAU:s publikationsserier – senast utgivna**

### **Rapporter**

- 2009:20** Böhlmark Anders, Oskar Nordström Skans och Olof Åslund "Invandringsålderns betydelse för social och ekonomisk integration"
- 2009:21** Sibbmark Kristina "Arbetsmarknadspolitisk översikt 2008"
- 2009:22** Eliason Marcus "Inkomster efter en jobbförlust: betydelsen av familjen och trygghetssystemet"
- 2009:23** Bennmarker Helge, Erik Grönqvist och Björn Öckert "Betalt efter resultat: utvärdering av försöksverksamhet med privata arbetsförmedlingar"
- 2009:24** Hensvik Lena, Oskar Nordström Skans och Olof Åslund "Sådan chef, sådan anställd? – Rekryteringsmönster hos invandrade och infödda chefer"
- 2010:1** Hägglund Pathric "Rehabiliteringskedjans effekter på sjukskrivningstiderna"

### **Working papers**

- 2009:21** Åslund Olof, Anders Böhlmark och Oskar Nordström Skans "Age at migration and social integration"
- 2009:22** Arni Patrick, Rafael Lalive och Jan C. van Ours "How effective are unemployment benefit sanctions? Looking beyond unemployment exit"
- 2009:23** Bennmarker Helge, Erik Grönqvist och Björn Öckert "Effects of outsourcing employment services: evidence from a randomized experiment"
- 2009:24** Åslund Olof, Lena Hensvik och Oskar Nordström Skans "Seeking similarity: how immigrants and natives manage at the labor market"
- 2009:25** Karlsson Maria, Eva Cantoni och Xavier de Luna "Local polynomial regression with truncated or censored response"
- 2009:26** Caliendo Marco "Income support systems, labor market policies and labor supply: the German experience"
- 2009:27** Brewer Mike "How do income-support systems in the UK affect labour force participation?"
- 2009:28** Gautier Pieter A. and Bas van der Klaauw "Institutions and labor market outcomes in the Netherlands"
- 2009:29** Brugiavini Agar "Welfare reforms and labour supply in Italy"
- 2009:30** Forslund Anders "Labour supply incentives, income support systems and taxes in Sweden"

**2009:31** Vörk Andres “Labour supply incentives and income support systems in Estonia”

**2009:32** Forslund Anders och Peter Fredriksson “Income support systems, labour supply incentives and employment – some cross-country evidence”

**Dissertation series**

**2009:1** Lindahl Erica “Empirical studies of public policies within the primary school and the sickness insurance”

**2009:2** Grönqvist Hans “Essays in labor and demographic economics”