

Effekter av förlängd arbetslöshetsersättning på arbetsutbud

Jonas Cederlöf

Effekter av förlängd arbetslöshetsersättning på arbetsutbud^a

av

Jonas Cederlöf^b

2020-12-14

Sammanfattning

Tidigare studier har funnit att generösare arbetslöshetsersättning ökar arbetslöshetstider. Vidare tenderar arbetssökande som närmar sig slutet på sin arbetslöshetsersättning att ha en högre sannolikhet att lämna arbetslöshet, något som ofta tolkats som att de väntar med att ta ett nytt jobb till dess att ersättningen börjar ta slut. Denna rapport undersöker dessa två iakttagelser i Sverige genom att studera effekten av en 30 veckors förlängning av arbetslöshetsersättningen som tilldelas arbetssökande som vid ersättningstidens slut är vårdnadshavare till barn under 18 år. Resultaten visar att arbetssökande som är berättigade till förlängningen utnyttjar fler veckor av a-kassa men att tid i arbetslöshet samt sannolikheten att finna ett nytt arbete är oförändrade. Analysen visar vidare inget stöd för hypotesen att arbetssökande väntar med att ta ett nytt jobb till dess att deras ersättning tar slut.

^a Denna rapport är en populärvetenskaplig sammanfattning av Cederlöf (2020). Jag vill tacka Niklas Blomqvist, Peter Fredriksson, Martin Olsson, David Seim, Johan Vikström för värdefulla kommentarer samt Martin Lundin för kommentarer på den svenska rapporten.

^bSchool of Economics vid University of Edinburgh och UCL. E-post: jonas.cederlof@ed.ac.uk

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Tidigare litteratur.....	4
3	Arbetslöshetsersättning i Sverige	5
4	Data och metod.....	7
4.1	Data.....	7
4.2	Metod.....	8
5	Resultat.....	9
5.1	Effekt av berättigad förlängning av a-kassa	9
5.2	Dynamiska effekter.....	12
6	Sammanfattning.....	15
	Referenser	17

1 Inledning

Hur påverkas arbetslösa jobbsökande av generositeten i arbetslöshetsersättningen? Denna fråga har varit föremål för flera forskningsrapporter både internationellt och i Sverige.¹ Ett känt fenomen som först observerades av Katz och Meyer (1990a,b), och därefter i flertalet studier, är att sannolikheten att lämna arbetslöshet tenderar att öka kraftigt vid tidpunkten då arbetslöshetsersättningen tar slut. Detta har ofta tolkats som att de arbetssökande medvetet inväntar slutet på ersättningsperioden och då accepterar ett nytt jobb. Om så är fallet kan ”onödig ersättning” ha betalats ut, eftersom den arbetssökande sannolikt kunde funnit arbete tidigare. Card, Chetty och Weber (2007b) har i senare forskning ifrågasatt tolkningen av resultaten som ett strategiskt beteende från de arbetssökandes sida. De har istället argumenterat för att mönstret snarare reflekterar att de arbetssökande lämnar arbetskraften. Om så är fallet borde den förväntade kostnaden av till exempel en förlängning av arbetslöshetsersättningen vara betydligt lägre, givet att det är lättare att hitta ett nytt jobb som registrerad som arbetssökande än utanför arbetskraften.

I den här rapporten undersöker jag hur en förlängning av den svenska arbetslöshetsersättningen (a-kassa) påverkar tid med a-kassa, tid i arbetslöshet och sannolikheten att hitta ett nytt jobb.² Vidare undersöker jag om timingen för att hitta ett nytt reguljärt eller subventionerat jobb varierar med tidpunkten för ersättningstidens slut. I analysen utnyttjar jag det faktum att den arbetssökande som är vårdnadshavare till ett barn under 18 år efter 60 veckor (300 dagar) av a-kassa är berättigad till 30 extra veckor (150 dagar). Genom att jämföra utfall för arbetssökande med barn precis under 18 år med arbetssökande med barn precis över 18 år i en så kallad *regression discontinuity design* kan jag skatta effekten av en förlängning av arbetslöshetsersättningen som bör vara fri från andra påverkansfaktorer.

Huvudresultaten kan summeras som följer: Arbetssökande som är berättigade till 30 veckors förlängning av a-kassa utnyttjar ungefär 2,5 fler veckor av ersättningen. Trots detta återfinns inga effekter på den samlade arbetslöshetstiden eller på sannolikheten att hitta nytt arbete. Det indikerar att arbetssökande som fått förlängd a-kassa har varit arbetslösa lika länge som de med kortare a-kassa, dock med i genomsnitt lite högre ersättningsnivåer. Frånvaron av effekter på utfall som tid i arbetslöshet och sannolikheten att lämna för reguljärt arbete kan troligen förklaras med att värdet av de extra 30 veckorna med a-kassa (behandlingsintensiteten) i relation till alternativet (aktivitetsersättning) är lågt och motsvarar

¹ I avsnitt 2 finns en kort summering av den tidigare litteraturen.

² Rapporten är en förkortning av en längre engelskspråkig version av Cederlöf (2020).

som mest (och under extrema antaganden) totalt 7 285 kronor. Vidare finner jag inga starka belägg som stödjer hypotesen att arbetssökande medvetet väntar med att finna nytt reguljärt arbete till dess att ersättningsperioden är över och det finns ingen robust statistisk skillnad i sannolikheten att lämna arbetslöshet för reguljärt arbete mellan de två grupperna vid respektive sluttid för a-kassan (60 mot 90 veckor). Om något så verkar arbetssökande med kortare ersättningstid ha något högre sannolikhet att lämna för subventionerat arbete vid tidpunkten för ersättningsens slut (vecka 61–69 av arbetslöshet). Detta resultat ska dock tolkas med försiktighet då analysen är behäftad med viss osäkerhet.

Rapporten är disponerad på följande sätt: I avsnitt 2 återfinns en kort genomgång av den tidigare forskningslitteraturen om arbetslöshetsersättningens effekter på arbetsutbud. Avsnitt 3 beskriver kort det dåvarande svenska arbetslöshetsersättningssystemet medan avsnitt 4 beskriver data och metod. I avsnitt 5 presenteras resultaten som sedan sammanfattas i avsnitt 6.

2 Tidigare litteratur

Det finns en stor litteratur om hur generositeten i arbetslöshetsersättningen påverkar arbetslösas jobbsökbeteende och tid i arbetslöshet. Det finns till exempel flera trovärdiga studier från Österrike (Lalive, Van Ours och Zweimüller, 2006; Lalive, 2007, 2008; Card, Chetty och Weber, 2007a,b; Nekoei och Weber, 2017). På det hela taget är slutsatserna från studierna konsistenta med varandra. En tumregel är att 10 veckors förlängd arbetslöshetsersättning genererar i genomsnitt en halv till en veckas längre tid i arbetslöshet. En intressant observation som görs i Card, Chetty och Weber (2007b) är att en ökad potentiell tid med arbetslöshetsersättning även påverkar jobbsökbeteendet under hela arbetslöshetsperioden. Sannolikheten att hitta ett nytt jobb inom 20 veckor var 5–10 procent lägre för de arbetssökande som var berättigade till 30 veckor istället för 20 veckor av ersättning. I Hunt (1995) utvärderas en reform, liknande den som undersöks i den här rapporten, där ersättningsgraden för arbetssökande utan barn sänktes från 63 procent till 56 procent. I studien återfinns inga indikationer på att sannolikheten att hitta arbete skulle ha ökat för arbetssökande utan barn. Snarare verkar reformen haft effekten att de arbetssökande i större utsträckning lämnat arbetskraften.

I två inflytelserika studier av Katz och Mayer (1990a,b) påvisas ett tydligt mönster av hur arbetslösa i USA tenderar att lämna arbetslöshet i mycket högre grad kring den tid då deras arbetslöshetsersättning börjar ta slut. Van Ours och Vodopivec (2006) visar också hur sådana ”spikar” i arbetslöshetsmönster tenderar att förflytta sig fullt ut när längden på den potentiella ersättningen förändras.

Resultatet har ofta tolkats som att arbetssökande väntar med att ta ett nytt jobb till dess att de inte längre kan få arbetslöshetsersättning. Tolkningen har dock ifrågasatts av Card, Chetty och Weber (2007b) som visar att sådana spikar primärt är drivna av att de arbetslösa lämnar arbetskraften. Enligt Card, Chetty och Weber (2007b) är mindre än 1 procent av alla arbetslöshetsperioder manipulerade på så sätt att starten av det nya jobbet sammanfaller med ersättningsperiodens slut. Detta är även konsistent med resultat i Schmieder, von Wachter och Bender (2012) som visar att enbart 8 procent av de arbetslösa i Tyskland som utnyttjar full tid i arbetslöshetsersättning hittar ett nytt jobb.

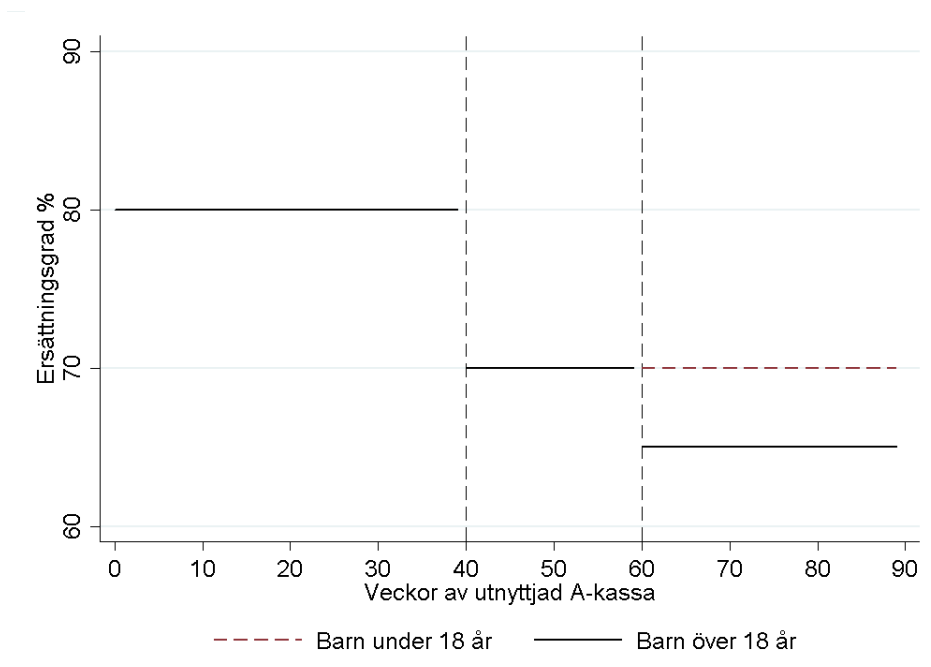
Det finns ett fåtal studier som studerar effekten av förändringar i den svenska arbetslöshetsersättningen. Carling, Holmlund och Vejsiu (2001) studerar en reform från 1995 där ersättningsgraden sänktes med 5 procent. De finner att detta ökade sannolikheten att hitta jobb med 10 procent. Resultaten bör dock tolkas med viss försiktighet bland annat beroende på att sänkningen i ersättningsgraden följde en rad andra förändringar i ersättningssystemet. En annan studie är Bennmarker, Carling och Holmlund (2007) som studerar två reformer som ökade generositeten i a-kassan 2001 och 2002. I genomsnitt verkar inte reformerna ha förlängt arbetslöshetstiderna i någon större utsträckning. Dock finner man motsatta effekter för kvinnor och män; det finns vissa indikationer på att män ökade sin tid i arbetslöshet medan kvinnor kortade sin tid i arbetslöshet. Författarna påpekar att resultatet är något konstraintuitivt och för fram som potentiell förklaring att reformer inom förskolan genomfördes samtidigt som de studerade a-kassereformerna.

3 Arbetslöshetsersättning i Sverige

A-kassa i Sverige erhålles genom frivilligt medlemskap i någon av de branschspecifika kassorna. Individer som förlorat sitt arbete under den tidpunkt som den här studien avser (2005–2014) var berättigade till 60 veckors (300 arbetsdagar) inkomstrelaterad a-kassa om de varit medlem i a-kassan i minst 12 månader samt hade arbetat i tillräcklig utsträckning (arbetsvillkoret).³ Under de första 40 veckorna (200 arbetsdagar) utgick då en ersättning på 80 procent av tidigare lön som sedan sänktes till 70 procent mellan vecka 40 och 60 (100 arbetsdagar). Det fanns också ett tak på 680 kronor per dag, vilket berörde arbetssökande med tidigare månadsinkomster över 18 700 konor. Efter det att en arbetssökande utnyttjat 300

³ Utbetalning av a-kassa var även förenat med en karenstid på 7 arbetsdagar för de som blivit ofrivilligt arbetslösa. Individer som frivilligt lämnat sitt arbete för arbetslöshet hade en karenstid på 45 arbetsdagar.

Figur 1 A-kassans ersättningsschema



Not: Figuren visar ersättningsgraden i inkomstrelaterad A-kassa som en funktion av den arbets-sökandes barns ålder vid tidpunkten för den 300 dagen av utnyttjad A-kassa.

dagar av a-kassa erbjöds plats i Jobb- och utvecklingsgarantin – ett arbetsmarknadspolitiskt program bestående av individuellt utformade insatser och stöd till den arbetssökande. Deltagande i detta program var frivilligt men gav rätt till aktivitetsersättning motsvarande maximalt 65 procent av tidigare månadslön.

Figur 1 visar hur ersättningen trappades av som en funktion av utnyttjade dagar av a-kassa. För arbetssökande utan barn eller med barn över 18 år gällde ersättningsschemat indikerat av den svarta heldragna linjen. För arbetssökande som efter 60 veckor av utnyttjad a-kassa var vårdnadshavare till ett barn under 18 år förlängdes a-kassan med 30 veckor (150 arbetsdagar). Detta med en ersättningsgrad av 70 procent av tidigare månadsinkomst som indikeras av den streckade röda linjen. Således uppstår en skillnad i ersättning mellan arbetssökande med

barn över och under 18 år där den sistnämnda gruppen är berättigade till 5 procentenheters högre ersättning i 30 veckor.⁴ Deltagande i Jobb- och utvecklingsgarantin är en möjlighet även för denna grupp men dock inget krav för att erhålla den 70-procentiga ersättningsnivån.

Även om den förlängda ersättningen *de facto* inte betalas ut förrän efter 300 utnyttjade a-kassedagar så kan arbetssökande fortfarande vid dag ett av deras arbetslöshet relativt enkelt räkna ut huruvida deras barn efter 300 arbetsdagar kommer att vara under 18 år. Således sker tilldelningen av den förlängda a-kassan i praktiken redan vid registrering hos Arbetsförmedlingen och ansökan om a-kassa. Det betyder att arbetssökandes jobbsökbeteende kan påverkas även under arbetslöshetstiden då en arbetssökande som är berättigad 90 veckors a-kassa inte har samma press att hitta nytt arbete som den vars a-kassa tar slut efter 60 veckor.

4 Data och metod

4.1 Data

Analysen bygger på data från Arbetsförmedlingen, Statistiska Centralbyrån (SCB) och Inspektionen för arbetslöshetsförsäkringen (IAF). Data från Arbetsförmedlingen innehåller uppgifter om alla arbetssökande registrerade vid Arbetsförmedlingen 2007–2014. Här dokumenteras start och slutdatum för arbetslöshet samt till viss del anledningen för avslut (t.ex. om den arbetssökande har fått ett jobb eller lämnat av okänd anledning). Dessa data matchas med registerdata från SCB som innehåller en mängd individuella karakteristiska så som kön, årsinkomst och utbildningsnivå. Genom *Flergenerationsregistret* kopplar jag på uppgifter om de arbetssökandes barns födelsedatum. Data från IAF innehåller information om tidigare löner, utbetald a-kassa, samt hur många dagar som den arbetssökande tar ut ersättning varje vecka.

Tid i arbetslöshet definieras som tiden mellan registrering och avregistrering från Arbetsförmedlingen, dock med undantaget att om tiden mellan avregistrering och en ytterligare registrering på Arbetsförmedlingen understiger 30 dagar så räknas den nya perioden till den gamla. Då en ersättningsperiod från a-kassan kan bestå av multipla arbetslöshetsperioder så begränsar jag mig till att studera arbetssökande som vid registrering är berättigade till 300, alternativt 450, dagar av a-kassa. Vidare begränsar jag urvalet till arbetssökande i åldern 25–59 och

⁴ Detta motsvarar som mest totalt 7 285 kronor för de 30 veckorna (48,50 kronor per dag) för de arbetssökande som haft en månadsinkomst på 23 015 kronor.

som har tidigare månadslöner mellan 10 057 och 23 015 kronor.⁵ Slutligen, då barnets ålder är registrerat på månadsbasis, exkluderar jag arbetssökande vars barn fyller 18 år samma månad som de arbetssökande förväntas uppnå dag 300 av a-kassa.

4.2 Metod

Ett sätt att utvärdera effekten av förlängd rätt till a-kassan skulle vara att jämföra medelvärden i utfall (så som tid i arbetslöshet) mellan grupper av personer som är berättigade till kort respektive lång tid i a-kassa. En sådan jämförelse riskerar dock att vara missvisande om förlängningen inte är slumpmässig utan samvarierar med egenskaper hos den arbetssökande som i sin tur kan påverka utfallet. En jämförelse av tid i arbetslöshet mellan till exempel arbetssökande vårdnadshavare med ett barn på 6 år och arbetssökande vars barn är 36 år torde vara missvisande då de arbetssökande kommer skilja sig åt i många andra avseenden (ålder, utbildningsnivå, inkomst m.m.) som kan ha en direkt effekt på utfallet. För att undvika att sådana skillnader påverkar skattningarna så utnyttjar jag att eventuella skillnader mellan arbetssökande med barn precis över och under 18 år troligen är väldigt små; barnets precisa ålder efter 60 veckor med a-kassa kan anses så gott som slumpmässigt i ett nära intervall kring 18-årströskeln.⁶ Metoden som används är en så kallad *regression discontinuity design* och presenteras mer detaljerat i Cederlöf (2020).

Antagandet som görs i analysen är att alla *observerade* skillnader mellan arbetssökande med barn precis över och under 18 år är slumpmässiga. Detta antagande är till sin natur inte fullt ut testbart. Det är dock möjligt att utvärdera hur troligt det är genom att titta på skillnader i *observerade* egenskaper hos de arbetssökande med barn vid 18-årströskeln. Avsaknad av signifikanta skillnader skulle då indikera balans även i *oobserverade* skillnader. I Cederlöf (2020) redovisas balanstester. Samtliga tester visar på minimala skillnader mellan arbetssökande med barn över och under 18-årströskeln med det enda undantaget att arbetssökande precis under 18-årströskeln har något lägre sannolikhet att ha en

⁵ Restriktionen på löner görs då individer som tjänat över 23 015 kronor i månaden aldrig kommer ha mer än 65 procent av sin forna lön p.g.a. ersättningstaket. Likaså, individer med månadsinkomster under 10 057 kronor är berättigade till minimumbeloppet på 320 kronor per dag, vilket minst motsvarar 80 procent av deras tidigare inkomst. Se Figur 2 i Cederlöf (2020) för en beskrivning av behandlingsintensiteten som en funktion av tidigare lön.

⁶ Ansatsen är kvasi-experimentell och i princip krävs inga ytterligare kontrollvariabler, givet att antagandet om slumpmässighet kring tröskeln är korrekt. Jag inkluderar dock för säkerhets skull kontroller för observerbara karakteristika (ålder, kön etc.), vilket är brukligt i analyser baserade på samma metod. Se även Lee och Lemieux (2010) för en utförlig diskussion av metoden.

universitetsutbildning. Vid ytterligare tester framkommer dock att denna skillnad inte är stabil och att den försvinner vid alternativa specifikationer.

Ytterligare ett test är att undersöka ifall antalet observationer skiljer sig på endera sida av 18-årströskeln. Arbetssökande skulle gynnas om deras barn är under 18 år den 300:e dagen av utnyttjad a-kassa då detta leder till en förlängning. Skulle arbetssökande ha möjlighet att ”manipulera” sin arbetslöshet (t.ex. startpunkten) för att hamna på rätt sida av gränsen så skulle detta leda till att antalet arbetssökande med barn precis under 18 år skulle vara mångt fler än de precis över 18 år. Analyser i Cederlöf (2020) visar att så inte är fallet.

Den övergripande bilden från testerna ger således starkt stöd för antagandet att barnets ålder vid 300 dagar av a-kassa är så gott som slumpmässigt. Det betyder att vi har skäl att anta att effekterna kan tolkas kausalt, alltså som orsaksamband.

5 Resultat

Detta avsnitt presenterar resultaten av hur den 30 veckor långa förlängningen av a-kassan påverkar de arbetssökandes tid i arbetslöshet, sökbeteende samt sannolikheten att lämna arbetslöshet för någon form av arbete över tid.⁷ Estimatet som presenteras reflekterar effekten av att vara *berättigad till* en förlängning av ersättningen, vilket alltså inte nödvändigtvis är samma sak som effekten att utnyttja förlängningen.

5.1 Effekt av berättigad förlängning av a-kassa

Figur 2 a) visar genomsnittlig tid med a-kassa beroende på den arbetssökandes barns (normaliserade⁸) ålder vid tidpunkten för den ordinarie a-kassans slut. Figuren visar på en diskontinuitet i genomsnittlig tid med a-kassa precis vid 18-årströskeln där de arbetssökande till vänster om tröskeln, som är berättigade till ytterligare 30 veckors a-kassa, utnyttjar fler veckor än de arbetssökande med barn precis över 18 år. Tabell 1 visar skattningar från regressionsanalyser där tid med a-kassa utgör utfallet i kolumn (1)–(3). Bilden från figur 2 a) bekräftas här. Kolumnerna redovisar resultaten från tre alternativa modellspecifikationer.

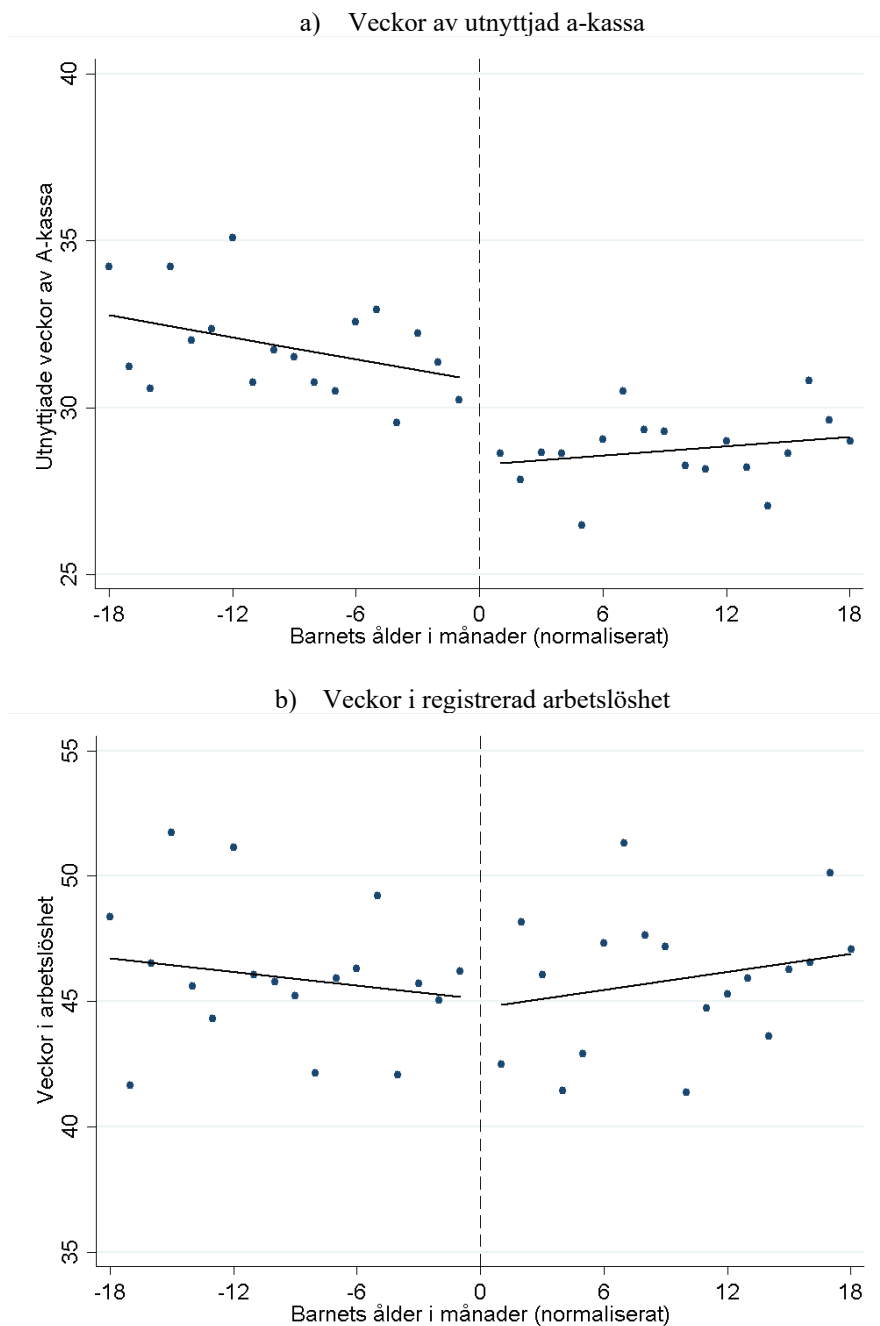
⁷ En liten del av de arbetssökande i denna studie (6 procent) lämnar arbetslöshet för okänd orsak. Detta kan reflektera att personer lämnar arbetskraften eller enbart lämnar öppen arbetslöshet och fortsätter söka arbete utan hjälp av Arbetsförmedlingen. Vidare visar Carling och Bring (2000) att cirka 45 procent av de arbetssökande som lämnar för okänd orsak gör så på grund av att de har hittat ett jobb men inte rapporterat detta till Arbetsförmedlingen.

⁸ Åldern är satt till 0 den månad barnet fyller 18 år.

Resultaten är stabila och visar att det skiljer ungefär 2,5 veckor av utnyttjad a-kassa mellan de två grupperna, vilket motsvarar en 9 procentig ökning.

Intressant nog verkar dessa ytterligare veckor av a-kassa inte överföras till tid av arbetslöshet. I figur 2 b) syns ingen tydlig skillnad mellan de arbetssökande på endera sida av 18-årströskeln. Kolumn (4) –(6) i tabell 1 bekräftar bilden då inga signifikanta skillnader mellan grupperna återfinns. Detta indikerar således att även om förlängningen av a-kassan inneburit fler utnyttjade veckor av a-kassa, så verkar det inte ha lett till längre tid av arbetslöshet. De arbetssökande vars a-kassa har tagit slut fortsätter att vara registrerade som arbetssökande utan att uppbära ersättning från a-kassan.

Figur 2 Tid med a-kassa och arbetslöshet efter barnets ålder



Not: Figuren visar genomsnittligt a) antal utnyttjade veckor av a-kassa och b) antal veckor i registrerad arbetslöshet efter barnets ålder i månader vid tillfället då den 300:e dagen av a-kassa ska vara uppnådd. Barnets ålder är normaliserat till 0 vid 18 år (216 månader)

Tabell 1 Effektskattningar av förlängd a-kassa

	Veckor med a-kassa			Veckor som arbetslös		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Under 18	2,51*** (0,70)	2,48*** (0,71)	2,02** (0,93)	0,32 (1,76)	0,40 (1,85)	-0,94 (2,81)
Konstant	28,29*** (0,41)	15,69*** (2,82)	15,98*** (2,74)	44,77*** (1,40)	20,23*** (5,98)	21,23*** (6,23)
Polynom						
<i>Linjär</i>	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
<i>Kvadratisk</i>	Nej	Nej	Ja	Nej	Nej	Ja
Kontroller	Nej	Ja	Ja	Nej	Ja	Ja
Antal observationer	13 202	13 162	13 162	13 202	13 162	13 162

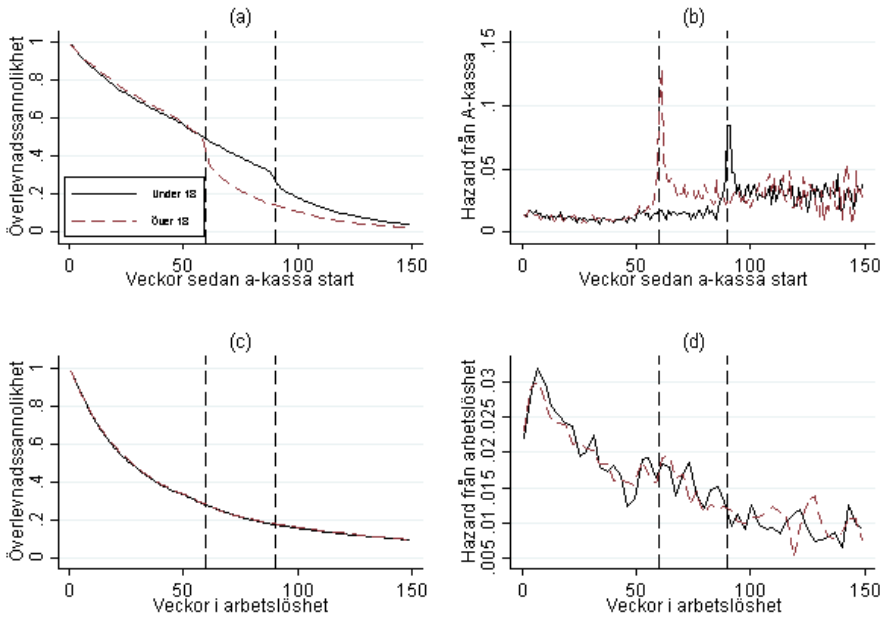
Not: Tabellen visar resultat från linjära regressionsanalyser (med standardfel inom parantes som är klustrade på barnets normaliserade ålder). Nedre delen av tabellen indikerar hur regressionsanalysen är anpassad för att passa data (linjärt eller kvadratisk polynom) samt när det kontrolleras för de arbetssökandes kön, ålder, tidigare årsinkomst samt 5 nivåer av utbildningsnivå. *, ** och *** indikerar statistiskt säkerställda samband skilda från noll på 90, 95 respektive 99 procents säkerhetsnivå.

5.2 Dynamiska effekter

Även om tid i öppen arbetslöshet inte skiljer sig mellan grupperna är det möjligt att de som har lämnat arbetslöshet i de två grupperna har gjort så av olika anledningar. Vidare har tidigare forskningslitteratur visat att tidpunkten för när detta sker kan vara beroende av tidpunkten för när arbetslöshetsersättningen tar slut.

Figur 3 visar sannolikheten att a) vara kvar på a-kassa samt b) lämna a-kassan vid en given tidpunkt. Den horisontella axeln anger veckor sedan den arbetssökande erhöll sin första a-kasseutbetalning. Figur 3 c) och d) visar samma sannolikheter fast över veckor i registrerad arbetslöshet hos Arbetsförmedlingen. Figur 3 a) och b) visar att arbetssökande med barn över 18 år i mycket högre grad lämnar a-kassan efter 60 veckor. En liknande ”spik i mönstret” återfinns i vecka 90 men då för de arbetssökande som är berättigade till den förlängda ersättningen. Detta visar att de båda grupperna är väl identifierade och att avsaknaden av effekter inte beror på en oförmåga att korrekt kategorisera de arbetssökande i respektive grupp.

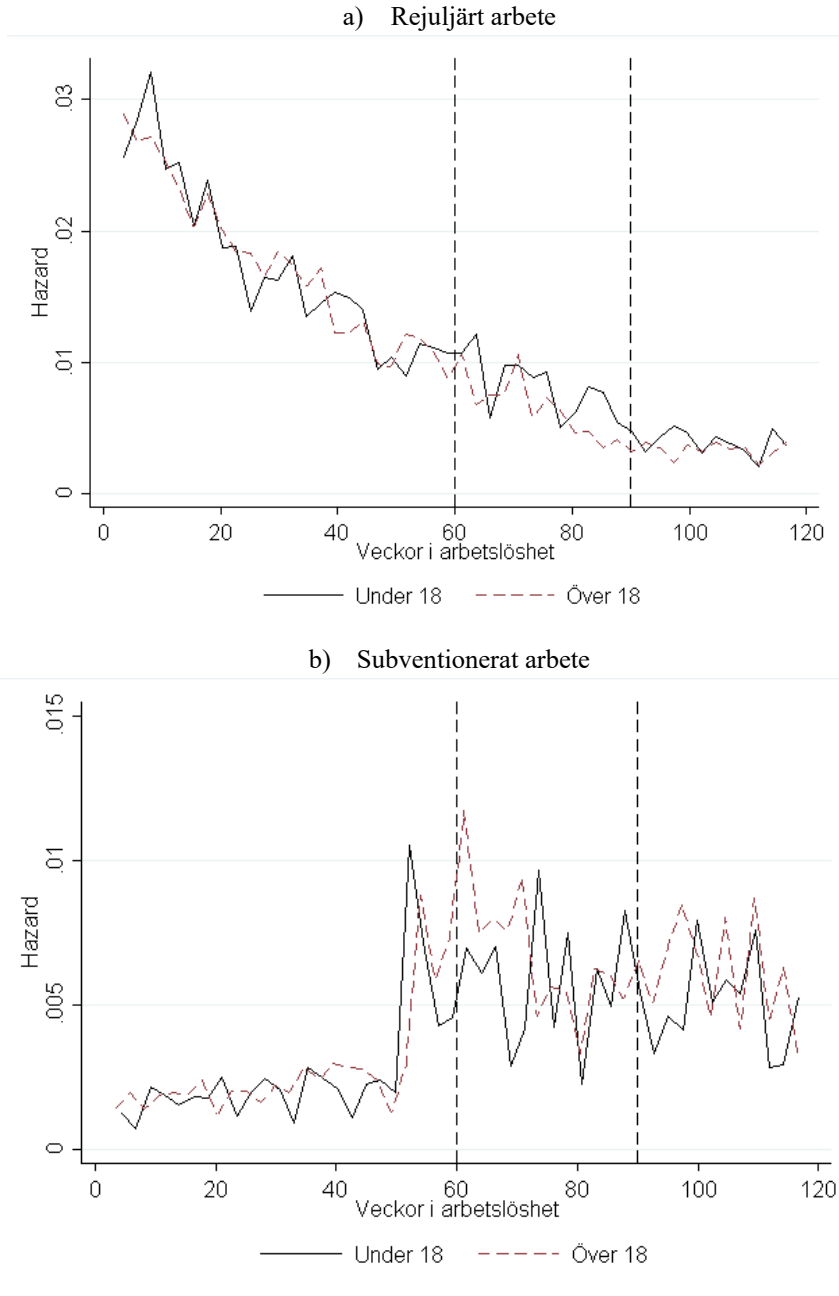
Figur 3 Dynamiska behandlingseffekter



Not: Figuren visar a) sannolikheten att vara kvar i a-kassan sedan första a-kasseutbetalningen och b) sannolikheten att lämna a-kassan inom en given vecka i relation till första utbetalningen (s.k. *hazard rate*). Figur c) visar sannolikheten att vara registrerad som arbetslös hos Arbetsförmedlingen i relation till första registreringen och figur d) visar sannolikheten att lämna registrerad arbetslöshet inom en given vecka av arbetslöshet. Detta görs separat för arbetssökande med barn över (svart linje) och under (röd streckad linje) 18 år.

Figur 3d visar sannolikheten att lämna arbetslöshet inom en given vecka. Medan det finns tydligt skilda ”spikar” i Figur 3b i sannolikheten att lämna a-kassan, så återfinns inga sådana tydliga skillnader mellan grupperna i sannolikheten att lämna arbetslöshet. Detta indikerar, återigen, att de arbetssökande vars ersättning tar slut fortsätter söka arbete via Arbetsförmedlingen men gör nu så utan a-kassa. Det syns också tydligt i Figur 3c att sannolikheten att lämna arbetslöshet inte heller skiljer sig åt mellan de två grupperna. Det tyder på att förväntan om en förlängning av a-kassan inte påverkat de arbetslösas sökbeteende i någon större utsträckning under arbetslöshetsperioden.

Figur 4 Hazard från arbetslöshet över arbetslöshetstid



Not: Figuren visar sannolikheten att lämna arbetslöshet för a) reguljärt arbete och b) subventionerat arbete i en given vecka i relation till arbetslöshetens start. Detta görs separat för arbets-sökande med barn över (svart linje) och under 18 år (röd streckad linje).

Även om den ökande sannolikheten att lämna arbetslöshet vid vecka 50 inte är skild mellan de två grupperna (d.v.s. de lämnar arbetslöshet i samma uträkning) så kan orsaken till att lämna arbetslöshet skilja sig åt. För att studera detta skattar jag ytterligare regressioner, som presenteras i utförligt i Cederlöf (2020), där utfallet är att den arbetssökande har lämnat för reguljärt arbete respektive subventionerat arbete. Återigen syns inga tydliga skillnader mellan de två grupperna i sannolikheten att lämna arbetslöshet för reguljärt arbete; se figur 4 a). Det gäller varken innan eller efter vecka 60 av arbetslöshet (då den ordinarie a-kassan tar slut och en stor andel slutar uppbara ersättning). Figur 4 b) visar en tydlig spik i sannolikheten att lämna arbetslöshet för subventionerat arbete vid vecka 53 och framåt. Denna spik beror till stor del på möjligheten att få tillgång till s.k. Nystartsjobb. Märkbart är också att arbetssökande vars ersättning tar slut vid vecka 60 har ungefär dubbelt så hög sannolikhet att lämna för subventionerat arbete efter 60 veckor av arbetslöshet. Summerat över vecka 61–69 har arbetsökande vars a-kassa tagit slut 36 procent högre sannolikhet att lämna för subventionerat arbete. Dessa resultat ska dock tolkas med viss försiktighet då de inte är robusta för alternativa metodologiska val (se Cederlöf 2020).

6 Sammanfattning

I den här rapporten har jag undersökt hur arbetslösas jobbsökarbeteende påverkas av en 30 veckors förlängning av arbetslöshetsersättningen (a-kassa). Detta görs genom att utnyttja att arbetslösa som är vårdnadshavare till ett barn under 18 år vid dagen då ordinarie a-kassa tar slut, är berättigade till ytterligare 30 veckor av a-kassa. Dessa jämförs med arbetslösa som har barn strax över 18 år i en *regression discontinuity design*.

Resultaten visar att rätten till förlängning av a-kassan ökade antalet utnyttjade veckor av a-kassa med cirka 2,5 veckor. Trots det finner jag inget stöd för att detta påverkade den samlade tiden i arbetslöshet eller sannolikheten att finna varaktig reguljär sysselsättning, varken under hela tiden som arbetslös eller runt slutet på den arbetssökandes tid med a-kassa.

Förlängningen av a-kassan verkar således ha haft begränsade effekter på de arbetslösas sökbeteende, något som tycks stå i kontrast mot tidigare litteratur (se t.ex. Card, Chetty och Weber 2007a,b; Lalive 2008; Schmieder, von Wachter och Bender 2012). Det är dock viktigt att notera att värdet av de ytterligare 30 veckorna är begränsat eftersom ersättningsnivån enbart är 5 procentenheter högre än alternativet som erbjuds (aktivitetsersättning). Då förlängningen i praktiken ges efter 60 veckor av utnyttjad a-kassa begränsas dessutom ytterligare värdet av den förlängda a-kassan.

Resultaten pekar på vikten av att ta hänsyn till kompletterande försäkrings-system vid utformningen av a-kassan. Justeringar i nivån av arbetslöshetsersättningen samt dess varaktighet kommer naturligtvis ha mycket mindre (bi)effekter om likvärdiga substitut finns att tillgå.

Referenser

- Benmarker, Helge, Kenneth Carling och Bertil Holmlund. 2007. "Do benefit hikes damage job finding? Evidence from Swedish unemployment insurance reforms." *Labour*, 21(1): 85–120.
- Card, David, Raj Chetty och Andrea Weber. 2007a. "Cash-on-Hand and Competing Models of Intertemporal Behavior: New Evidence from the Labor Market." *The Quarterly Journal of Economics*, 122(4): 1511–1560.
- Card, David, Raj Chetty och Andrea Weber. 2007b. "The Spike at Benefit Exhaustion: Leaving the Unemployment System or starting a New Job?" *The American Economic Review*, 97(2): 113–118.
- Carling, Kenneth, Bertil Holmlund och Altin Vejsiu. 2001. "Do benefit cuts boost job finding? Swedish evidence from the 1990s." *Economic Journal*, 111(474): 766–790.
- Cederlöf, Jonas. 2020. "Extended Unemployment Benefits and the Hazard to Employment." Working Paper 2020:25, IFAU, Uppsala.
- Hunt, Jennifer. 1995. "The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany." *Journal of Labor Economics*, 13(1): 88–120.
- Katz, Lawrence F. och Bruce D. Meyer. 1990a. "The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment." *Journal of Public Economics*, 41(1): 45–72.
- Katz, Lawrence F. och Bruce D. Meyer. 1990b. "Unemployment Insurance, Recall Expectations, and Unemployment Outcomes." *Quarterly Journal of Economics*, 105(4): 973–1002.
- Lalive, Rafael. 2007. "Unemployment benefits, unemployment duration, and post unemployment jobs: A regression discontinuity approach." *American Economic Review*, 97(2): 108–112.
- Lalive, Rafael. 2008. "How do extended benefits affect unemployment duration? A regression discontinuity approach." *Journal of Econometrics*, 142(2): 785–806
- Lalive, Rafael, Jan Van Ours och Josef Zweimüller. 2006. "How changes in financial incentives affect the duration of unemployment." *Review of Economic Studies*, 73(4): 1009–1038

- Lee, David S. och Thomas Lemieux. 2010. "Regression Discontinuity Designs in Economics." *Journal of Economic Literature*, 48(2): 281–355
- Nekoei, Arash och Andrea Weber. 2017. "Does extending unemployment benefits improve job quality?" *American Economic Review*, 107(2): 527–561.
- Schmieder, Johannes F., Till Von Wachter och Stefan Bender. 2012. "The effects of extended unemployment insurance over the business cycle: Evidence from regression discontinuity estimates over 20 years." *Quarterly Journal of Economics*, 127(2): 701–752.
- van Ours, Jan C. och Milan Vodopivec. 2006. "How Shortening the Potential Duration of Unemployment Benefits Affects the Duration of Unemployment: Evidence from a Natural Experiment." *Journal of Labor Economics*, 24(2171): 351–378