

Hur påverkar uppsägningstiden omställningen till ett nytt jobb?

Jonas Cederlöf
Peter Fredriksson
Arash Nekoei
David Seim

Hur påverkar uppsägningstiden omställningen till ett nytt jobb?^a

av

Jonas Cederlöf^b, Peter Fredriksson^c, Arash Nekoei^d och David Seim^e

2024-09-21

Sammanfattning

I denna rapport studerar vi huruvida längre uppsägningstider underlättar omställningen mellan jobb för personer som blivit varslade. Vi visar att arbetstagare som är berättigade till tidigare information om sin uppsägning dessutom får större avgångsvederlag. Totalt sett leder detta till minskad tid i arbetslöshet och högre lön i nästa jobb. När vi isolerar effekten av förlängd uppsägningstid ser vi att det är just denna faktor, och inte avgångsvederlaget, som förklarar minskningen i tid i arbetslöshet samt den positiva löneeffekten. Detta trots att individer med längre uppsägningstid söker mindre aktivt efter jobb. Vi härleder de positiva utfallen till att i stor utsträckning bero på att avkastningen av att söka jobb som anställd är högre än att söka som arbetslös.

^a Denna rapport är en sammanfattning av utvalda delar i Cederlöf m.fl. (2024). Författarna vill tacka Konrad Burchardi, Raj Chetty, Caroline Johansson, Kurt Mitman, Benjamin Schoefer, Jesse Shapiro, Jósef Sigurðsson, Daphné Skandalis samt Olof Rosenqvist som varit redaktör för denna svenska rapport. Seminariedeltagare vid NBER Summer Institute 2020, AEA 2018, Aarhus University, CEPR-conferences 2018 och 2022, CREST, Labor Economics Workshop 2018, Nordic Summer Institute in Labor Economics 2018, the 10th Nordic Register Data and Economic Modeling Meeting, UCLS annual conference, Central Bank of Denmark, SKILS conference 2023, University of Oxford, University of Galway, University of Copenhagen och ASSA 2024 har också bidragit med konstruktiva kommentarer. Vi tackar slutligen Per Lindberg, Fabian Sinn and Quan Cheng Xie som har stått för värdefulla bidrag som forskningsassistenter.

^b Cederlöf: IFAU; jonas.cederlof@ifau.uu.se

^c Fredriksson: Uppsala universitet; peter.fredriksson@nek.uu.se

^d Nekoei: IIES Stockholms universitet; arash.nekoei@iies.su.se

^e Seim: Stockholms universitet; david.seim@ne.su.se

Innehållsförteckning

1	Introduktion	3
2	Institutionalia och data.....	4
2.1	Uppsägningstider i Sverige.....	4
2.2	Data.....	5
2.3	Empirisk strategi.....	6
2.4	Deskriptiv statistik.....	7
3	Effekter av rätten till förlängd uppsägningstid för varslade tjänstemän...9	
3.1	Uppsägningstid och avgångsvederlag.....	9
3.2	Effekten på framtida arbetsmarknadsutfall.....	11
3.3	Separera effekten av uppsägningstid och avgångsvederlag.....	15
4	Att söka arbete som anställd eller arbetslös.....	16
5	Avslutande diskussion	21
6	Referenser.....	23
	Bilaga.....	25

1 Introduktion

En utmaning för politiska beslutsfattare är att utforma olika typer av policy-verktyg som hjälper arbetstagare i omställningen mellan jobb. Det verktyg som har fått överlägset mest uppmärksamhet inom detta område, i debatten såväl som i forskningen, är arbetslöshetsförsäkringen (a-kassan). Denna försäkring syftar till att stödja den arbetssökande ekonomiskt under en begränsad period av omställning mellan jobb. Ett alternativt policyverktyg är att varsla den anställde om en förestående uppsägning. Detta möjliggör för den anställde att börja söka nytt jobb medan anställningen fortfarande pågår; alltså under den så kallade uppsägningstiden.¹ Uppsägningstid kan därför, liksom a-kassan, ses som en försäkring mot arbetslöshet, dock med en betydligt högre ersättningsgrad.

Varsel om förestående uppsägningar används i samtliga OECD-länder. Trots detta vet vi väldigt lite om dess effekter och om hur längre uppsägningstid påverkar omställningen hos arbetstagare som varslats. Den tidigare litteraturen studerar arbetstagare i USA och jämför amerikanska företag som täcks av den så kallade *Worker Adjustment and Retraining Notification act* (WARN) där vissa stora företag tvingas varsla om uppsägning åtminstone två månader innan faktisk uppsägning (Burgess och Low, 1992; Ruhm, 1994 ; Jones och Kuhn, 1995).

I denna rapport, som är en sammanfattning av Cederlöf m.fl. (2024), undersöker vi huruvida längre uppsägningstid underlättar omställningen mellan jobb för varslade arbetstagare. Vi gör detta genom att studera utfall såsom framtida arbetslöshet, inkomst och lön vid nästkommande jobb. För att på ett trovärdigt sätt undersöka detta utnyttjar vi det faktum att en del av uppsägningstiden för tjänstemän i privat sektor regleras i kollektivavtal och bestäms av huruvida den anställde är över eller under 55 års ålder vid tidpunkten för varslet. Genom att jämföra personer precis under och över 55 års ålder kan vi därmed isolera effekten av längre uppsägningstid, fritt från andra påverkansfaktorer. Detta då personer precis över och under 55 års ålder – i genomsnitt – bör vara likartade i alla avseenden bortsett från att vissa av personerna var aningen äldre vid varseltidpunkten.

Vi finner att varslade arbetstagare som är *berättigade* till sex månaders längre uppsägningstid får, förutom cirka 2,6 månaders längre *faktisk* uppsägningstid, även drygt en halv månadslön mer i avgångsvederlag. Den kombinerade effekten av detta medför cirka 1,2 månaders kortare tid i arbetslöshet samt cirka 2,9 procent högre lön i nästkommande anställning. Detta leder sammantaget till

¹ I enlighet med 14§ i Lagen om anställningsskydd (1982:80) (LAS) har en uppsagd arbetstagare under uppsägningstiden ”[...] rätt till skäligen ledighet från anställningen med bibehållna anställningsförmåner [m.a.o. bibehållen lön] för att besöka arbetsförmedlingen eller på annat sätt söka arbete”.

högre inkomster året efter varslet. När vi skattar effekten av uppsägningstid och avgångsvederlag separat finner vi att den senare förlänger arbetslöshetstiden med en tredjedels månad för varje extra 10 000 kronor, medan en extra månad av uppsägningstid minskar tiden i arbetslöshet med två tredjedels månad. Våra analyser visar också att det är just längre uppsägningstid, snarare än högre avgångsvederlag, som kan förklara den positiva effekten vi ser på löner i efterföljande jobb.

Genom att använda data över hur arbetstagare söker jobb visar vi att en betydande del av förklaringen till att längre uppsägningstid genererar positiva effekter är att det tycks vara mellan 13–28 procent mer effektivt att söka nytt jobb som anställd i jämförelse med att göra det som arbetslös. Detta beror troligen till stor del på att den arbetssökande kan undvika det stigma och den negativa signal som potentiella arbetsgivare eventuellt förknippar med arbetslöshet.

Rapporten fortlöper som följer: I avsnitt 2 beskriver vi hur arbetstagares uppsägningstid är reglerad i lag och kollektivavtal. Vidare ges en översikt av den data som används i rapporten samt en beskrivning av den empiriska strategi som används för att identifiera den kausala effekten av rätten till längre uppsägningstid. I avsnitt 3 presenterar vi våra resultat, d.v.s. hur rätten till längre uppsägningstid påverkar faktisk uppsägningstid och avgångsvederlag samt hur dessa två saker, i kombination och var för sig, påverkar framtida arbetsmarknadsutfall. I avsnitt 4 undersöker vi hur pass mer effektivt det är att söka jobb som anställd kontra som arbetslös. Vi avslutar med en diskussion av resultaten i avsnitt 5.

2 Institutionalia och data

I detta avsnitt beskrivs hur uppsägningstid varierar bland arbetstagare i Sverige. Vidare presenterar vi den data som används i rapporten och beskriver den empiriska strategi som används för att identifiera effekten av rätten till förlängd uppsägningstid. Slutligen ges en beskrivning av egenskaper hos varslade individer i våra data samt för det specifika urval vi studerar i vår huvudanalys (avsnitt 3).

2.1 Uppsägningstider i Sverige

Den svenska arbetsrätten föreskriver att ett företag som avser att säga upp en anställd i förväg skriftligen måste underrätta (varsla) arbetstagaren om uppsägning (LAS 8§). Hur långt i förväg en anställd ska underrättas, med andra ord längden på dennes uppsägningstid, regleras i LAS 11§ och varierar beroende på

anställningstid. Den kortaste uppsägningstiden är enligt lag en månad och gäller för dem med en anställningstid kortare än två år. Den längsta uppsägningstiden på sex månader gäller för anställda med minst tio års anställningstid. Dessa regler kan dock åsidosättas genom kollektivavtal men ska i så fall vara till förmån för den anställde. Till exempel föreskriver många tjänstemannaavtal inom privat sektor att personer över 55 år med tio års anställningstid får ytterligare sex månaders uppsägningstid. Efter att ett varsel har skett, står det även parterna helt fritt att avtala bort uppsägningstid till förmån för andra typer av ”paketlösningar” innehållande bland annat avgångsvederlag.

2.2 Data

I idealfallet skulle vi vilja matcha information om uppsägningstider från kollektivavtal till individer i våra data. Tyvärr har vi inte tillgång till information om de anställdas kollektivavtalstillhörighet och kommer därför i vår huvudanalys fokusera på samtliga tjänstemän i den privata sektorn som är omkring 55 års ålder runt tiden för varslat. Anledningen till att begränsa analysen till tjänstemännen där uppsägningstiden varierar med ålder (i kontrast till att använda sig av anställningstid) är att ålder vid varseltidpunkten är mer precist mätt i data, samt att den lagstadgade uppsägningstiden som är beroende av anställningstid i flertalet fall tycks åsidosättas av kollektivavtal.

Rapporten bygger primärt på individdata från Arbetsförmedlingen över varsel mellan 2005–2016. Enligt lag måste företag som ämnar att varsla fem eller fler arbetstagare rapportera detta till Arbetsförmedlingen. I ett första steg anmäls ett varsel på Arbetsförmedlingens hemsida där bland annat antalet personer företaget avser varsla anges, samt skälet till varslat. I ett senare skede kompletteras anmälan med en lista över vilka individer som varslas samt datum för när individen blivit informerad om sin uppsägning samt datumet för dennes sista anställningsdag.

Vi matchar denna data till sex andra administrativa register: *i)* Registerbaserad arbetsmarknadsstatistik (RAMS) som innehåller information om samtliga anställningar i Sverige (var personen arbetat samt start- och slutmånad för anställningen); *ii)* Longitudinell integrationsdatabas för sjukförsäkrings- och arbetsmarknadsstudier (LISA) innehållande demografiska variabler så som utbildningsnivå, kön, etcetera; *iii)* Lönestrukturstatistiken som innehåller (heltidsekvivalenta) månadslöner, uppmätt i september-november för alla arbetstagare i den offentliga sektorn och cirka 50 procent av arbetstagarna i den privata sektorn; *iv)* Registret över arbetslöshetsperioder från Arbetsförmedlingen som ger exakta arbetslöshetsperioder och information om antalet kontakter med arbetsförmedlare; *v)* Företagsregistret som innehåller information

om intäkter och omsättning och vi) Arbetskraftsundersökningarna (AKU) som innehåller information om individers arbetsmarknadsstatus och arbetssökande för ett urval av 0,4 procent av befolkningen i åldern 15–74 år. Arbetskraftsundersökningen är en roterande panel och en individ ingår i urvalet åtta kvartal i följd. Tillgängligheten av data utöver varsel sträcker sig längre än perioden 2005–2016 så vi kan observera utfall både före och efter varslet.

2.3 Empirisk strategi

Utmaningen med att studera effekten av uppsägningstid på framtida arbetsmarknadsutfall ligger i att uppsägningstidens längd typiskt sett samvarierar med egenskaper hos individen. Som beskrivet i avsnitt 2.1 bestäms uppsägningstidens längd av anställningstid vid varseltidpunkten. Om då anställningstid eller för den delen andra egenskaper som samvarierar med anställningstid (som t.ex. ålder) har en direkt effekt på utfallet kommer detta leda till att effektskattningen blir missvisande (*biased*). Ett vanligt förfarande för att isolera effekten av en given ”behandling” (som t.ex. längre uppsägningstid) är att tilldela denna slumpmässigt bland en grupp individer. På så vis kan man vara förvissad om att personer som har behandlats, i hög utsträckning, liknar de personer i gruppen som inte fick behandlingen. Därmed bör samtliga skillnader i framtida utfall helt kunna tillskrivas behandlingen i fråga.

För isolera effekten av uppsägningstid på framtida arbetsmarknadsutfall, använder vi oss av det faktum att många kollektivavtal för tjänstemän förlänger uppsägningstiden med sex månader om den uppsagda vid tillfället för varslet är 55 år eller äldre, samt har totalt tio års anställningstid i företaget. Genom att jämföra personer som vid tidpunkten för det individuella beskedet om varsel var precis över 55 år med de som var precis under 55, kan längre uppsägningstid ses som så gott som slumpmässigt tilldelat inom denna begränsade grupp av individer.² Detta är således ett fall där ett regelverk ger upphov till något som liknar en kontrollerad randomisering av en behandling inom ett begränsat urval.

Vår analys vilar på ett antagande om att varseltillfället inte medvetet styrs till en viss sida av 55-årsgränsen.³ Figur A1 och Tabell A1 i bilagan till denna

² Denna metod brukar i den internationella forskningslitteraturen benämnas som *regression discontinuity design* där idén är att behandlingen (i detta fall längre uppsägningstid) vid en så kallad ”tröskel” är så gott som slumpmässigt tilldelad. Detta medför att personer t.ex. nedanför tröskeln som inte fått behandling ska kunna fungera som en bra kontrollgrupp för behandlade personer precis ovanför tröskeln. Den intresserade läsaren hänvisas till Lee och Lemieux (2010) för en utförlig diskussion kring metoden.

³ Kontroll över åldern vid varseltillfället kan tänkas ske genom att t.ex. arbetstagaren och arbetsgivaren kommer överens om att vänta med varslet till dess att personen i fråga har fyllt 55 år. Samtidigt kan man tänka sig arbetsgivare vill undvika att betala lön under en förlängd uppsägningstid och därför i stället tidigarelägger varseltidpunkten. Båda dessa scenarion skulle

rapport visar att lika många personer precis över som under 55 år blivit varslade samt att dessa två grupper av individer i statistisk mening är väldigt lika varandra i flertalet observerbara egenskaper. Detta indikerar att varken arbetsgivare eller den varslade individen har kontroll över den exakta åldern vid varsel tillfället och att uppsägningstidens längd därmed kan ses som slumpmässigt tilldelad bland de som varslades i nära anslutning till 55-årsdagen.⁴ Detta betyder i sin tur att effekterna som skattas kan tolkas som kausala effekter av att vara *berättigad* till sex månaders längre uppsägningstid.

2.4 Deskriptiv statistik

Tabell 1 presenterar deskriptiv statistik (medelvärden) för den data som används i rapporten. Kolumn (1) visar egenskaper för samtliga varslade arbetstagare i vår data (ett urval vi använder oss av i avsnitt 4), medan kolumn (2) fokuserar på det urval som används i huvudanalysen (avsnitt 3). Kolumn (3) och (4) visar samma egenskaper för ett slumpmässigt urval av anställda där vi i kolumn (4) har viktat urvalet för att efterlikna den branschfördelning som observeras bland den varslade populationen (kolumn 1). Panel (a) visar genomsnittliga individegenskaper medan panel (b) visar skillnader i företagsstorlek och industriandelar.

Varslade arbetstagare skiljer sig avsevärt från genomsnittliga anställda i flertalet dimensioner (jmf. kolumn 1 och 3). En stor del av dessa skillnader drivs dock av att varsel tenderar att vara mer vanligt förekommande i vissa industrier. När vi justerar för industriandelar (kolumn 4) kvarstår endast två skillnader, nämligen företagsstorlek och utbildningsnivå. Kolumn (2) visar egenskaper för varslade tjänstemän i åldern 52–58 år där vi exkluderat arbetstagare som sagt upp i konkurser då kollektivavtalen inte gäller i sådana fall. Som förväntat skiljer dessa tjänstemän ut sig betydligt från andra varslade i att de har högre löner, inkomster och utbildningsnivå (jämför med kolumn 1).

innebära en typ av manipulation som bryter mot antagandet att uppsägningstidens längd kan ses som så gott som slumpmässigt tilldelad bland personer precis över och under 55 års ålder.

⁴ För ytterligare tester av det identifierande antagandet se Cederlöf m.fl. (2024).

Tabell 1 Deskriptiv statistik (medelvärden)

	(1) Alla varslade	(2) Varslade tjänstemän i åldern 52–58	(3) Anställda	(4) Anställda (samma industriandelar)
<i>Panel (a): Individkarakteristika</i>				
Kvinna (andel)	0,35	0,44	0,50	0,35
Utrikes födda (andel)	0,17	0,11	0,14	0,14
Ålder (år)	40,99	55,00	41,23	41,18
Anställningstid (år)	5,71	7,93	7,45	6,98
Inkomst <i>t</i> -1 (tkr)	260,29	377,57	242,30	265,43
Lön <i>t</i> -1 (tkr)	24,77	31,98	23,47	24,57
Grundskola (andel)	0,16	0,11	0,15	0,17
Gymnasium (andel)	0,60	0,49	0,47	0,52
Högskola (andel)	0,24	0,38	0,37	0,30
<i>Panel (b): Företagskarakteristika</i>				
Företagsstorlek	593,0	1 056,7	76,6	60,7
Tillverkning (andel)	0,36	0,34	0,13	0,36
Byggverksamhet (andel)	0,08	0,03	0,06	0,08
Handel (andel)	0,11	0,10	0,12	0,11
Transport (andel)	0,12	0,24	0,08	0,12
Finans/försäkring (andel)	0,01	0,01	0,02	0,01
Service (andel)	0,15	0,15	0,13	0,15
Offentlig förvaltning (andel)	0,02	0,01	0,06	0,02
Utbildning (andel)	0,02	0,02	0,11	0,02
Vård och omsorg (andel)	0,04	0,04	0,18	0,04
Underhållning (andel)	0,02	0,02	0,05	0,02
Övrigt (andel)	0,08	0,02	0,06	0,08
Antal observationer	438 413	10 275	4 940 447	4 940 447

Nor: Tabellen visar medelvärden för olika urval under åren 2005–2016. I kolumn (1) beaktas samtliga varslade individer och i kolumn (2) varslade individer i vårt huvudsakliga analysurvaltjänstemän inom den privata sektorn i åldern 52–58 år vid varseltidpunkten. Kolumn (3) visar egenskaper för ett stratifierat slumpmässigt urval av anställda. Vi skapar urvalet på följande sätt. Först beräknar vi andelen varslade arbetstagare under varje kalenderår från populationen i kolumn (1). Vi drar sedan ett slumpmässigt urval av arbetstagare från de matchade uppgifterna om arbetsgivare och arbetstagare med hjälp av andelarna mellan åren från det första steget som vikter. I kolumn (4) viktar vi om observationerna så att branschfördelningen för anställda arbetstagare matchar den för varslade arbetstagare i kolumn (1). Ålder och anställningstid mäts vid varseltidpunkten i kolumnerna (1) och (2) och i slutet av året för kolumnerna (3) och (4). Inkomst i *t*-1 motsvarar årsinkomsten under föregående kalenderår. Lönen är den heltidsekvivalenta månadslönen. Egenskaper på företagsnivå beräknas på individnivå, utom för företagsstorlek där observationsenheten är ett företag

3 Effekter av rätten till förlängd uppsägningstid för varslade tjänstemän

3.1 Uppsägningstid och avgångsvederlag

Vi börjar med att undersöka hur rätten till längre uppsägningstid påverkar faktisk uppsägningstid. Då rätten till längre uppsägningstid gäller personer som fyllt 55 år när det individuella beskedet om varsel ges så kommer vi i vad som följer normalisera 55 års ålder till 0 och benämna denna punkt som en *tröskel* som individer kan vara ovan- eller nedanför vid varseltilfället.⁵ Panel (a) i Figur 1 visar att personer som vid varseltilfället precis fyllt 55 år i genomsnitt har 2,6 månaders längre faktisk uppsägningstid än de som ännu inte fyllt 55.⁶

I Cederlöf m.fl. (2024) bygger vi ett teoretiskt ramverk som visar att företag i vissa fall har incitament att betala ”avgångsvederlag” i stället för att ge uppsägningstid. Intuitivt kan detta förklaras med att ett företag hellre köper ut en anställd om produktionsförlusten av att ha personen kvar är alltför hög.⁷ Arbetstagaren kommer i sin tur acceptera avgångsvederlaget i de fall nyttan av denna överstiger nyttan av att jobba kvar under uppsägningstiden. Tyvärr har vi inte data över individuella avgångsvederlag eftersom dessa utbetalningar beskattas som vanliga arbetsinkomster och således rapporteras som sådana. I stället imputerar vi individuella avgångsvederlag på följande sätt: Först predicerar vi individens årsinkomst från tidigare löneutbetalningar och sedan definierar vi avgångsvederlag som skillnaden mellan faktisk årsinkomst och predicerad årsinkomst.⁸

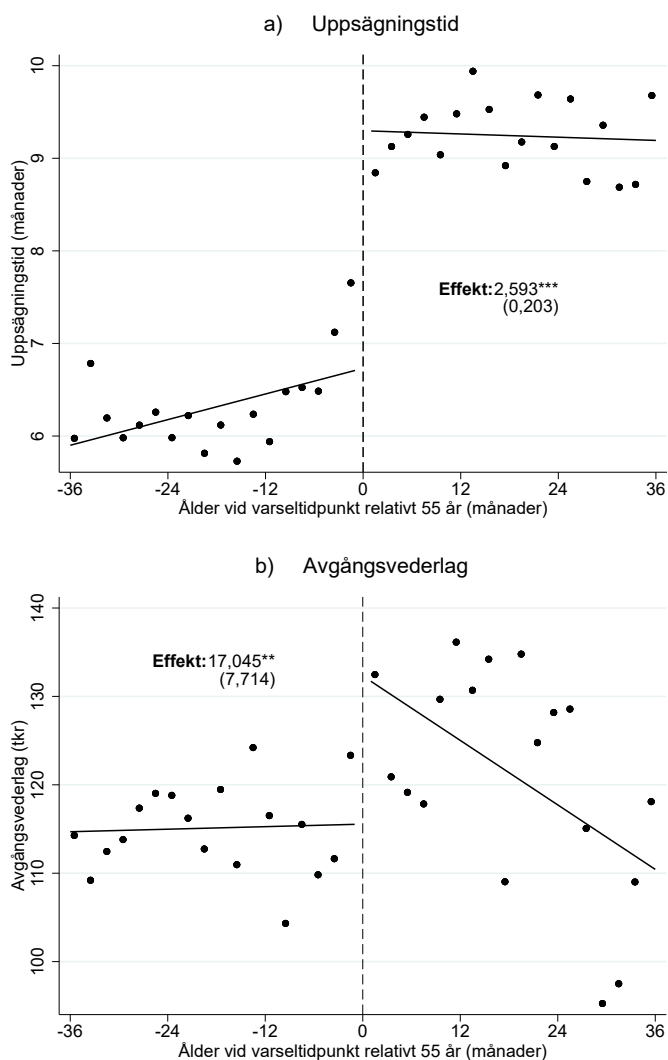
⁵ Då vi enbart observerar födelseår och födelsemånad exkluderar vi personer som under samma månad som de varslats fyller 55 år (m.a.o. personer precis vid tröskeln) då vi inte vet om de varslats precis före eller efter sin födelsedag.

⁶ Som beskrivits i avsnitt 2.3 går den empiriska strategin ut på att jämföra personer precis runt tröskeln (m.a.o. personer som precis fyllt 55 år mot de som ännu inte hunnit fylla 55). I teorin skulle vi kunna jämföra personer som vid varseltilfället är 49 år och 11 månader mot de som var 55 år och 1 månad. Detta skulle dock medföra praktiska problem med precision då ett sådant smalt fönster runt tröskeln skulle ge oss väldigt lite data. I likhet med i princip alla andra studier som använder samma metod väljer vi därför att extrapolera med data längre ifrån tröskeln för att dra slutsatser om vad som sker ibland individer precis vid tröskeln. I detta fall skiljer sig extrapoleringen påtagligt åt från de faktiska datapunkterna nedanför tröskeln. I Cederlöf m.fl. (2024) visar vi att detta med största sannolikhet beror på mätfel i data kring varseltidpunkten. Därför är vår föredragna ansats att använda linjär extrapolering ovan- och nedanför tröskeln.

⁷ Man kan tänka sig att arbetstagarens produktivitet sjunker när hen får veta att hen inom kort kommer att bli uppsagd. Detta på grund av att hen kanske inte är lika motiverad eller söker andra jobb under arbetstid. I Cederlöf m.fl. (2024) skattar vi arbetstagarens produktivitetsförlust under uppsägningstiden och finner att den minskar med ungefär en tredjedel.

⁸ I Cederlöf m.fl. (2024) genomför vi flertalet valideringar av detta mått varav samtliga indikerar att imputerat avgångsvederlag ger en bra uppskattning av faktiskt avgångsvederlag.

Figur 1 Ålder vid varsel tidpunkt och uppsägningstid samt avgångsvederlag



Not: Figuren visar (a) faktisk uppsägningstid och (b) avgångsvederlag på y-axeln i relation mot ålder vid varsel tidpunkten normaliserat till 0 vid 55 år på x-axeln. På var sida av 55-årströskeln visas regressionslinjer som kommer från ett linjärt ålderspolynom som interagerar med tröskelindikatorn för individer som var 52–58 år vid varselstillfället. Regressionerna inkluderar även kovariater på individnivå (inkomst året före varslet, kön, invandrarstatus, anställningstid, utbildningsnivå) och fixa effekter för varje månad och år. Den uppskattade diskontinuiteten vid tröskelvärdet och dess standardfel (klustrat på varsel tillfälle) rapporteras i figuren. ***/**/***** anger om resultatet är statistiskt säkerställt på 10/5/1 procentsnivån.

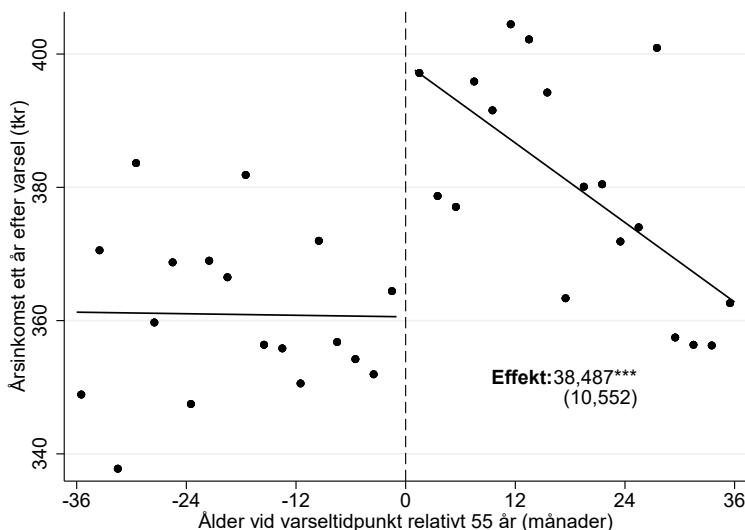
Panel (b) i Figur 1 visar att (imputerat) avgångsvederlag för personer precis ovanför tröskeln är cirka 17 000 kronor högre än för personer precis nedanför, vilket motsvarar ungefär 53 procent av en månadslön i vårt urval. Detta resultat visar att företag och arbetstagare kommer till privata överenskommelser som åsidosätter de redan förhandlade kollektivavtalen.

3.2 Effekten på framtida arbetsmarknadsutfall

Vi studerar nu effekterna på varslade individers framtida arbetsmarknadsutfall: månader i olika arbetsmarknadstillstånd, framtida löner vid nya anställningar, samt total årsinkomst. I detta delavsnitt kommer vi hänvisa till effekten av att vara *berättigad* till längre uppsägningstid. Som tidigare visades i avsnitt 3.1 innebär detta en *kombinerad effekt* av 2,6 månaders längre uppsägningstid samt 17 000 kronor mer i avgångsvederlag. I avsnitt 3.3 kommer vi att separera effekten av uppsägningstid och avgångsvederlag. Samtliga estimat som rapporteras i detta delavsnitt refererar till skillnader mellan individer precis nedan- och ovanför 55-årströskeln.

Vi börjar med att studera effekten på framtida bruttoinkomster. Figur 2 visar inkomster året efter varslet för uppsagda i åldrarna 52–58. Här framgår att rätten till längre uppsägningstid medför en cirka 38 500 kronor högre inkomst under året efter varslet vilket motsvarar en ökning på 11 procent. Motsvarande effekt under det andra året efter varseltidpunkten är 10 335 kronor vilket tillsammans motsvarar cirka 1,6 månadslöner för en genomsnittlig person i våra analysdata.

Figur 2 Ålder vid varsel tidpunkt och årsinkomst året efter varslat



Not: Figuren visar årsinkomster året efter varselstilltidpunkten på y-axeln i relation mot ålder vid varsel tidpunkten normaliserat till 0 vid 55-år på x-axeln. På var sida av 55-årströskeln visas regressionslinjer som kommer från ett linjärt ålderspolynom som interagerar med tröskelindikatorn för individer som var 52–58 år vid varselstillfället. Regressionerna inkluderar även kovariater på individnivå (inkomst året före varslat, kön, invandrarstatus, anställningstid, utbildningsnivå) och fixa effekter för varje månad och år. Den uppskattade diskontinuiteten vid tröskelvärdet och dess standardfel (klustrat på varsel tillfälle) rapporteras i figuren. ***/**/***** anger om resultatet är statistiskt säkerställt på 10/5/1 procentsnivån.

Tabell 2 visar på skillnader i tiden i olika arbetsmarknadstillstånd under de första två åren efter varsel tillfället hos personer precis ovan- och nedanför 55-årströskeln. De som var berättigade till längre uppsägningstid jobbar dryga 1,3 månader längre på det varslade företaget än personer med kortare uppsägningstid (se första kolumnen). Detta motsvarar ungefär hälften av den de facto förlängda uppsägningstiden och indikerar därmed att dessa personer tenderar att lämna det varslade företaget ungefär en månad innan uppsägningstiden faktiskt tar slut. Kolumn (3) visar att denna månad i princip uteslutande kommer ifrån kortare tid som ej sysselsatt vilket också betyder att personer precis ovan- och nedanför tröskeln hittar nya jobb i samma utsträckning (kolumn 2). Detta faktum är i sig intressant; att längre uppsägningstid inte tycks medföra att det tar längre tid att hitta och påbörja ett nytt jobb. Detta står i kontrast till vad forskningen om t.ex. förlängd tid i a-kassa visar (Krueger och Meyer, 2002). Slutligen visar kolumn (4) och (5) i Tabell 2 att cirka 40 procent av reduktionen i tiden som ej sysselsatt kommer från öppen arbetslöshet (dvs. registrerad hos Arbetsförmedlingen) medan det resterande kommer från personer som tillfälligt lämnat arbetskraften (i den bemärkelsen att de inte är registrerade hos Arbetsförmedlingen).

Tabell 2 Effekten av rätten till längre uppsägningstid på tiden i olika arbetsmarknadstillstånd under de första två åren efter varsel tillfället

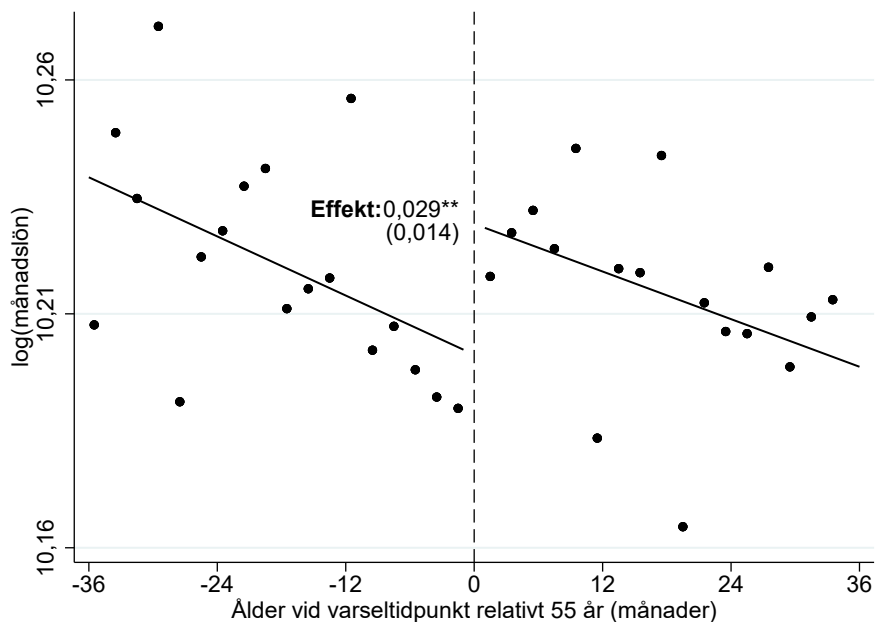
	Antal månader i olika arbetsmarknadstillstånd under två år efter varslet				
	På varslande företag (1)	På nytt företag (2)	Ej sysselsatt (3)	Öppen arbetslöshet (4)	Utanför arbetskraften (5)
Över 55 år	1,322*** (0,276)	-0,145 (0,333)	-1,177*** (0,288)	-0,472* (0,246)	-0,705*** (0,214)
Konstant	7,859*** (0,217)	9,372*** (0,253)	6,769*** (0,212)	4,668*** (0,178)	2,100*** (0,147)
Antal observationer	10 275	10 275	10 275	10 275	10 275

Not: Tabellen visar skattningar av effekten att vara precis ovanför kontra nedanför 55-årströskeln där utfallet är antalet månader i olika arbetsmarknadstillstånd under de första två åren efter varsel tillfället. Utfallen i kolumnerna (1)–(3) är ömsesidigt uteslutande. Varslande företag i kolumn (1) är antalet månader som arbetats i det varslande företaget utan att ha fått ett nytt jobb. På nytt företag i kolumn (2) definieras som antalet månader i ett nytt anställningsförhållande som *i)* betalar mer än 10 000 per månad; och *ii)* arbetstagaren inte har haft någon inkomst från under de 12 månader som föregick varslet. Icke-sysselsättning i kolumn (3) avser antalet månader icke-sysselsättning. I kolumnerna (4) och (5) bryts utfallet icke-sysselsättning från kolumn (3) ned i månader registrerade som arbetslös hos Arbetsförmedlingen och månader utanför arbetskraften. Regressionerna inkluderar individer i åldern 52–58 år vid tidpunkten för varslet. Regressionerna inkluderar även kovariater på individnivå (inkomst året före varslet, kön, invandrarsstatus, anställningstid, utbildningsnivå) och fixa effekter för varje månad och år. I parentes visas standardfel som klustrats på varsel tillfälle. */**/** angiver om resultatet är statistiskt säkerställt på 10/5/1 procentnivån.

Ett av syftena med uppsägningstider är att ge arbetstagaren bättre möjligheter att hitta ett lämpligt arbete. Man skulle kunna tänka sig att med längre tid att söka efter ett sådant torde även möjligheterna öka för att hitta ett jobb som också passar den arbetssökandes kompetens och färdigheter. En sådan bättre matchning torde då även medföra högre lön. Figur 3 visar logaritmerad lön för personer som hittat ett nytt jobb inom två år efter varsel tillfället.⁹ Vi ser ett relativt tydligt ”hopp” i lönenivån när vi jämför personer precis under och ovan tröskeln. Storleken på detta hopp vid tröskeln indikerar att personer som varit berättigade till sex månaders längre uppsägningstid i genomsnitt hittar ett jobb som betalar 2,9 procent högre lön, i jämförelse med dem som inte varit berättigade. Denna effekt tycks dock vara övergående då personer med kortare uppsägningstid har en något snabbare lönetillväxt i sitt nya jobb. Detta leder till att personer precis nedan- och ovanför tröskeln efter några ytterligare år i genomsnitt har samma lön.

⁹ Vi tittar på första observerade lönen inom två år efter varsel tillfället då efter denna tid har personer precis ovan- och nedanför tröskeln hittat ett nytt jobb i lika hög utsträckning. Detta gör att eventuella skillnader mellan de två grupperna i vilka som har arbete inte längre snedvrider löneskattningarna. Under denna period har cirka 60 procent av alla arbetstagare i analysurvalet hittat ett nytt jobb.

Figur 3 Ålder vid varseltidpunkt och logaritmerad lön på första nya jobbet



Not: Figuren visar på y-axeln logaritmerad månadslön på den efterföljande anställningen som den varslade individen hittat inom två år efter varseltidpunkten. Detta sätts i relation mot ålder vid varseltidpunkten normaliserat till 0 vid 55 år på x-axeln. På var sida av 55-årströskeln visas regressionslinjer som kommer från ett linjärt ålderspolynom som interagerar med tröskelindikator för individer som var 52–58 år vid varseltillfället. Regressionerna inkluderar även kovariater på individnivå (inkomst året före varslat, kön, invandrarstatus, anställningstid, utbildningsnivå) och fixa effekter för varje månad och år. Den uppskattade diskontinuiteten vid tröskelvärdet och dess standardfel (klustrat på varseltillfälle) rapporteras i figuren. **/**/** anger om resultatet är statistiskt säkerställt på 10/5/1 procentsnivån.

Vi har sett ovan hur rätten till längre uppsägningstid påverkar både storleken på avgångsvederlaget, tid i arbetslöshet samt lön i nästkommande jobb. Dock tycks det inte nämnvärt ha påverkat hur lång tid det tar att hitta ett nytt jobb. Dessa fyra delar påverkar tillsammans den totala inkomsteffekten. Vi kan därför lite förenklat dela in den totala inkomsteffekten (Δ Inkomst) enligt följande (se Cederlöf m.fl. (2024) för en formell härledning):

$$\Delta \text{Inkomst} = \text{Arbetslöshet} + \text{Avgångsvederlag} + \text{Högre lön} + \text{Tid i nytt jobb}$$

Skillnaden i inkomst mellan personer precis ovan och under tröskeln estimerades till 1.6 månadslöner. Denna effekt består till 59 procent av mindre exponering mot arbetslöshet, till 27 procent av högre avgångsvederlag, till 14 procent av högre lön på det nya jobbet samt en negativ inverkan på 0,4 procent av färre arbetade månader på det nya jobbet.

3.3 Separera effekten av uppsägningstid och avgångsvederlag

Som noterat ovan påverkas både längden på individens uppsägningstid såväl som storleken på dennes avgångsvederlag av huruvida hen befinner sig över 55-årströskeln. Det är dock troligt att dessa två har olika, till och med motsatta, effekter på de arbetsmarknadsutfall vi studerar. För att kunna isolera de enskilda effekterna av förlängd uppsägningstid och avgångsvederlag och identifiera deras betydelse separat, behöver vi ytterligare någon källa till variation som skapar skillnader i uppsägningstid eller avgångsvederlag mellan individer. Vi åstadkommer detta genom att notera att företag vid varsel ofta erbjuder så kallade ”paketlösningar” och att dessa (potentiellt på grund av rättviseskäl) tenderar att vara utformade efter kollektivet snarare än efter den enskilda individens egenskaper. Inom en arbetsplats använder vi därför andelen av ens varslade kollegor som är över 55 år (och tjänstemän) vid varseltillfället som oberoende variabel för att se huruvida denna andel påverkar individens egen uppsägningstid eller avgångsvederlag.¹⁰ I panel (a) i Tabell 3 ser vi att medan denna andel inte påverkar längden på individens uppsägningstid (kolumn 1) så medför denna andel att avgångsvederlagets storlek ökar (kolumn 2). Koefficienten ska tolkas som att avgångsvederlaget för en given individ ökar med cirka 30 000 kronor om personen går från att inte ha någon varslad kollega över 55 år till att samtliga kollegor som varslas är över 55.

Vi använder nu de två källorna till variation i uppsägningstid och avgångsvederlag som *instrument* i en så kallad två-steps regression, för att isolera effekten av uppsägningstid och avgångsvederlag separat där resultaten presenteras i panel (b) i Tabell 3. I kolumn (1) och (2) ser vi att en månads förlängning av uppsägningstiden gör att arbetstagaren söker mindre intensivt efter arbete, samt att en ökning av avgångsvederlaget med 10 000 kronor förlänger tiden det tar till att påbörja ett nytt jobb med cirka en tredjedels månad ($0,035 \cdot 10$). Kolumn (3) visar effekten av förlängd uppsägningstid och högre avgångsvederlag på antal månader i arbetslöshet. Intressant nog går effekterna av dessa två i motsatt riktning där en extra månads uppsägningstid förkortar tiden i arbetslöshet med cirka två tredjedels månader, medan ett 10 000 kronor högre avgångsvederlag förlänger tiden i arbetslöshet med ungefär en halv månad ($0,051 \cdot 10$). Kolumn (4) visar också att den positiva löneeffekt som vi såg i Figur 3 helt tycks drivas av förlängd uppsägningstid. Resultatet tyder på att en månads längre uppsägningstid i genomsnitt genererar 1,7 procent högre lön i nästa jobb.

¹⁰ Denna analys vilar på delvis andra identifierande antaganden än analysen i avsnitt 3.1 och 3.2. Dessa redogörs för mer i detalj i Cederlöf m.fl. (2024), där vi även tillhandahåller tester som indikerar att även dessa antaganden troligen är uppfyllda.

Tabell 3 Effekter av uppsägningstid och avgångsvederlag separat

	Uppsägningstid (månader)	Avgångsvederlag (tkr)		
<i>Panel (a)</i>	(1)	(2)		
Över 55 år	2,593*** (0,193)	18,458*** (7,307)		
Andel kollegor över 55 år	0,776 (0,678)	30,428*** (11,197)		
Antal observationer	55 987	49 340		
<i>Panel (b)</i>	Sökintensitet	Månader till nytt jobb	Arbetslöshet (månader)	$\Delta \ln(\text{lön})$
	(1)	(2)	(3)	(4)
Uppsägningstid (månader)	-0,087** (0,038)	-0,205 (0,241)	-0,621*** (0,161)	0,017** (0,008)
Avgångsvederlag (tkr)	-0,001 (0,002)	0,035*** (0,013)	0,051*** (0,015)	-0,0001 (0,001)
Antal observationer	35 515	36 689	56 531	12 590

Not: Tabellen visar resultat från vår två-steps regressionsstrategi som beskrivs mer i detalj i Cederlöf m.fl. (2024). Panel a) visar hur uppsägningstid och avgångsvederlag påverkas av att befinna sig precis ovanför tröskeln samt av andelen tjänstemannakollegor över 55 års ålder. Panel b) visar skattningar av två-steps regressioner. Sökintensitet i kolumn (1) definieras som en funktion (\arcsinh) av antalet interaktioner med en arbetsförmedlare fram till dess att arbetstagaren har hittat ett nytt jobb. Den beroende variabeln i kolumn (2) visar effekten på längden på perioden mellan varseldpunkten och nästa (nya) anställning, kolumn (3) visar effekten på tid i icke-sysselsättning och kolumn (4) är effekten på skillnaden i logaritmerad lön mellan det första nya jobbet och det tidigare jobbet. Regressionerna kontrollerar för en mängd individ- och företags-egenskaper. Urvalet omfattar alla tjänstemän i varsel där åtminstone en tjänsteman i åldern 52–58 år har varslats. Urvalet minskar i kolumn (1) och (2) i panel b) eftersom vi ställer som villkor att arbetstagarna ska ha hittat ett nytt jobb inom två år efter varslat. Den ytterligare minskningen i kolumn (4) beror på urvalet i lönestrukturstatistiken. I parentes visas standardfel som klustrats på varsel tillfälle. */**/***/** anger om resultatet är statistiskt säkerställt på 10/5/1 procentsnivån.

4 Att söka arbete som anställd eller arbetslös

En anledning till att vi finner att förlängd uppsägningstid har positiva effekter på framtida löner torde vara att dessa individer helt enkelt har längre tid på sig att söka efter ett nytt jobb. Därför har de möjligheten att söka fler jobb samtidigt som de kan vara mer selektiva i vilka typer av jobb de väljer att söka och sedermera acceptera. Dock ser vi att personer med längre uppsägningstid tenderar att söka *färre* jobb än dem med kortare uppsägningstid (kolumn 1,

Tabell 3). Vidare är storleken på löneeffekten vi observerar ungefär tio gånger så stor jämfört med de studier som hittat positiva effekter på löner av att förlänga rätten till arbetslöshetsförsäkring med 9 veckor (Nekoei och Weber, 2017). Således tycks det vara svårt att förklara den positiva löneeffekten enbart med att längre uppsägningstid ger varslade mer tid att söka efter nytt arbete.

En fundamental skillnad mellan den löneeffekt vi skattar som beror på förlängd uppsägningstid, kontra den som beror på förlängd tid med rätt till arbetslöshetsersättning, är att personer med en förlängning av uppsägningstiden söker jobb som anställda snarare än som arbetslösa. Detta gör att den arbetsökande kan undvika det stigma och den negativa signal som vissa potentiella arbetsgivare förknippar med arbetslöshet (Eriksson och Rooth, 2014; Kroft m.fl., 2013). I linje med detta visar vi också i Cederlöf m.fl. (2024) att personer berättigade till längre uppsägningstid har högre sannolikhet att gå till ett nytt jobb utan att däremellan ha exponerats för arbetslöshet (en så kallad jobb-till-jobb övergång) och att detta kan förklara en stor del av den observerade löneeffekten.

Sammantaget tyder våra resultat på att det potentiellt är mycket effektivare att söka nytt arbete som anställd än som arbetslös.¹¹ För att undersöka huruvida denna hypotes stämmer och kvantifiera hur pass mycket mer effektivt det är att söka nytt jobb under en pågående anställning gör vi tre olika typer av analyser i Cederlöf m.fl. (2024). I denna rapport fokuserar vi på skillnaden i intensiteten i arbetssökandet mellan anställda (ofta under uppsägningstid) och arbetslösa och sätter denna i relation till sannolikheten att hitta ett nytt jobb. De tekniska detaljerna kring dessa analyser diskuteras ingående i Cederlöf m.fl. (2024), men kan lite förenklat sammanfattas som olika tillvägagångssätt att estimerar hur många fler jobb en arbetslös individ, kontra en anställd, allt annat lika, måste söka för att hitta ett nytt jobb i samma utsträckning. Vi gör detta för ett större urval av arbetstagare där vi nu inkluderar data över mer eller mindre samtliga personer som blivit varslade om uppsägning mellan 2005–2016 (se Tabell 1, kolumn 1). Genom att koppla dessa data till SCB:s Arbetskraftsundersökning (AKU) där både anställda och arbetslösa får besvara frågor kring huruvida de sökt arbete under de senaste fyra veckorna, samt vilka tillvägagångssätt de använt sig av, kan vi skapa ett mått på individens sökintensitet. Vi använder även ett kompletterade mått för sökintensitet genom att utnyttja data från Arbetsförmedlingen om hur ofta en arbetssökande interagerar med en arbetsförmedlare. Dessa data täcker samtliga personer inskrivna vid Arbetsförmedlingen, i kontrast till AKU som enbart är en urvalsundersökning. Medan

¹¹ Detta är i linje med Faberman m.fl. (2022) som finner att personer som söker nya jobb under en pågående anställning får cirka tre gånger så många jobberbjudanden som personer som söker nytt jobb under arbetslöshet.

AKU ger mer detaljerade insikter kring individers jobbsökandemönster för en mindre (dock representativ) andel av populationen, ger data på interaktioner med arbetsförmedlare en mer omfattande täckning av befolkningen.

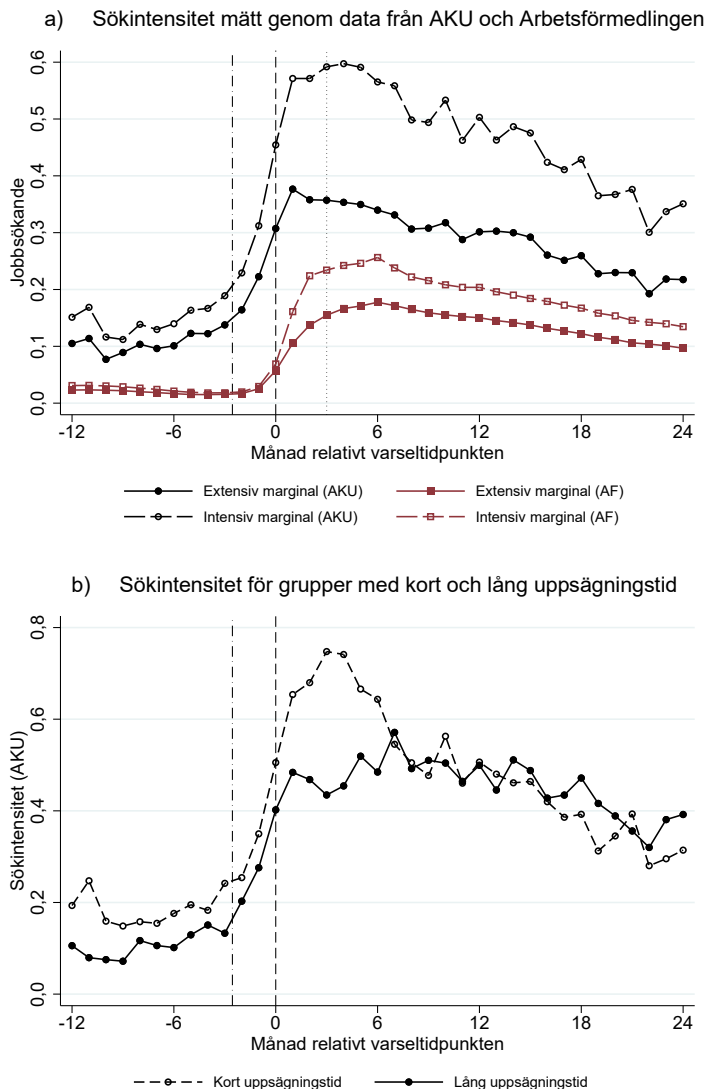
Vi börjar med att beskriva varslade individers sökbeteende grafiskt med hjälp av Figur 4 där de svarta linjerna visar sökintensitetsmättet baserat på AKU medan de röda linjerna visar måttet baserat på data från Arbetsförmedlingen. De heldragna linjerna i panel (a) visar den *extensiva marginalen*, d.v.s. sannolikheten att alls söka efter arbete, medan de streckade linjerna illustrerar den *intensiva marginalen*, d.v.s. hur intensivt individer söker efter jobb.¹² Panel (a) i Figur 4 visar alltså sannolikheten att alls söka arbete samt sökintensitet hos varslade arbetstagare relativt den tid då de (individuellt) varslats om uppsägning (indikerat av den vertikala streckade linjen vid nollan på x-axeln). Den streckade vertikala linjen vid -2,5 (månader) på x-axeln indikerar den tidpunkt då företaget först rapporterade varslet till Arbetsförmedlingen.

Från panel (a) i Figur 4 ser vi tydligt att sökintensiteten, oavsett vilket mått som används, börjar öka i samband med att varslet har lagts för att sedan mattas av över tid. Vi noterar även att sökmåtten baserat på data från AKU respektive Arbetsförmedlingen, bortsett från nivåskillnaderna, beter sig väldigt likartat vilket tycks bekräfta att även måttet baserat på interaktioner med en arbetsförmedlare är en god indikation på sökintensitet. Panel (b) i Figur 4 visar sökintensitet (baserat på AKU) för personer med kort (streckad linje) respektive lång (heldragen linje) uppsägningstid (definierat som mindre eller mer än tre månader). Även här är det tydligt att sökintensiteten ökar när varslet har nått Arbetsförmedlingen för första gången. Medan ökningen under perioden mellan att varslet rapporterats till Arbetsförmedlingen och att arbetstagaren fått sitt individuella besked är densamma för personer med kort respektive lång uppsägningstid så syns tydligt att därefter söker personer med lång uppsägningstid i betydligt lägre utsträckning efter jobb. Efter ungefär sex månader landar grupperna sedan på samma nivå av sökintensitet. Detta visar tydligt att personer med längre uppsägningstid tenderar att söka nya jobb i lägre utsträckning än de med kortare uppsägningstid.

¹² Vi använder oss av två olika mått baserat på AKU. Det första är sannolikheten att en person har svarat "ja" på frågan om huruvida de sökt jobb de senaste fyra veckorna. Det andra måttet består av att utnyttja antalet olika tillvägagångssätt som en individ har använt sig av för att söka jobb. De möjliga tillvägagångssätten är: besök Arbetsförmedlingen, använda sig av en jobbcoach på Arbetsförmedlingen, söka i jobbdatabaser, söka via rekryteringsföretag, söka genom att vända sig direkt till företag, söka på utannonserade jobb, läsa annonser samt be vänner om jobbtips. Vi summerar dessa och använder sedan en *inverse hyperbolic sine funktion* för att kunna tolka förändringar i procent samtidigt som vi kan hantera det faktum att vissa personer inte söker några jobb alls under en given månad.

För att beräkna den relativa effektiviteten i att söka jobb som anställd kontra som arbetslös, använder vi oss först av våra skattningar från Tabell 3, panel (b). Vi börjar med att notera att kolumn (1) indikerar att en månads längre uppsägningstid sänker de varslades sökintensitet med 8,7 procent. Samtidigt är effekten av denna extra månad på tiden det tar att hitta ett nytt jobb inom två år nära noll med en ej statistiskt säkerställd effekt skattad till -0,205 (från en bas av 8,28 månader). Det som är slående med detta resultat är att samtidigt som sökintensiteten går ner som en konsekvens av längre uppsägningstid så påverkas inte sannolikheten att hitta ett nytt jobb nämnvärt. Samtidigt ser vi att dessa personer hittar högre betalda jobb (kolumn 4). Detta betyder att trots att personer med längre uppsägningstid söker färre jobb så hittar de ett nytt jobb i ungefär samma utsträckning som de med kortare uppsägningstid, samtidigt som de nya jobben de får har högre löner. Detta implicerar att det är mer effektivt att söka jobb under uppsägningstiden (m.a.o. som anställd) än som arbetslös. Vid närmare beräkningar uppskattar vi att det baserat på dessa estimat är 12,3 procent mer effektivt att söka jobb som anställd i jämförelse med att söka jobb som arbetslös (se Cederlöf m.fl. (2024) för detaljerade beräkningar).

Figur 4 Jobsökande för varje månad relativt varsel tidpunkten



Not: Figuren visar utvecklingen av jobsökande i samband med varsel under 2005–2016. Den heldragna och den streckade svarta serien i panel (a) motsvarar självrapporterat sökande i SCB:s Arbetskraftsundersökning (AKU). Den förstnämnda visar sannolikheten för att söka jobb överhuvudtaget (extensiv marginal) medan den sistnämnda visar intensiteten i sökandet. De röda heldragna och streckade linjerna använder data från Arbetsförmedlingen. Den förstnämnda visar sannolikheten för att vara registrerad hos Arbetsförmedlingen (extensiv marginal) och den sistnämnda sökintensiteten definierad genom en funktion (arcsinh) av antalet interaktioner med en handläggare i en given månad. Den vertikala prickade linjen vid månad 3 indikerar genomsnittlig uppsägningstid personer har lagstadgad rätt till medan den streckade linjen vid månad -2,5 indikerar när företaget i genomsnitt rapporterar varslat till Arbetsförmedlingen, i förhållande till när en arbetstagare får sitt individuella varsel vid $t=0$. Panel (b) visar sökintensiteten mätt med AKU för varslade arbetstagare med kort (streckad linje) och lång (heldragen linje) uppsägningstid, definierad som under respektive över medianen (3 månader).

I Cederlöf m.fl. (2024) gör vi ytterligare två analyser av den relativa effektiviteten att söka som anställd kontra arbetslös. I det ena fallet använder vi det faktum att vi i AKU kan observera samma person över tid, både under perioder som anställd och arbetslös.¹³ I det andra fallet använder vi oss av en så kallad *regression-kink design* som utnyttjar variation i taket i arbetslöshetsförsäkringen för att skatta effekten på sannolikheten att hitta jobb bland de som är arbetslösa (Card m.fl., 2015; Kolsrud m.fl., 2018). Vi kontrasterar sedan dessa skattningar med skattningar för personer som blivit varslade och söker arbete under sin uppsägningstid, där vi hämtar variation från det faktum att uppsägningstiden varierar med anställningstid och ålder. Även dessa analyser indikerar att det är mellan 13–28 procent mer effektivt att söka nytt jobb under en anställningsperiod snarare än under en arbetslöshetsperiod.

5 Avslutande diskussion

I denna rapport har vi undersökt hur en förlängning av uppsägningstiden påverkar arbetstagares möjlighet till omställning mellan jobb. Eftersom många kollektivavtal för tjänstemän inom privat sektor tilldelar personer som vid varslat är 55 år eller äldre ytterligare sex månaders uppsägningstid har vi kunnat utnyttja variation i uppsägningstidens längd bland jämförbara individer (d.v.s. bland de som varslades i nära anslutning till 55-årsdagen).

Våra resultat visar att rätten till längre uppsägningstid leder till längre faktisk uppsägningstid samt högre avgångsvederlag. Den kombinerade effekten av detta gör att personer som blivit varslade kan stanna kvar längre på det varslade företaget och därmed i lägre utsträckning exponeras för arbetslöshet samtidigt som lönen i nästkommande jobb är nästan 3 procent högre än vad den annars hade varit. När vi studerar effekten av uppsägningstid och avgångsvederlag separat finner vi att längre uppsägningstid är det som frambringar högre löner på det nya jobbet och minskar tiden i arbetslöshet medan högre avgångsvederlag ökar tiden i arbetslöshet.

Genom kompletterande analyser finner vi att en betydande anledning till varför längre uppsägningstid genererar så pass stora positiva effekter är att det är mellan 13–28 procent mer effektivt att söka jobb som anställd än som arbetslös. Detta kan troligen förklaras av att individer som ges möjlighet att söka arbete som anställd under sin uppsägningstid därmed kan undvika det stigma och

¹³ Vi använder i denna analys variation i arbetsmarknadsstatus, dvs huruvida individen är arbetslös eller arbetar, för en given individ för att få en rättvisande skattning av arbetsmarknadsstatusens betydelse för effektiviteten i jobsökandet (se avsnitt 4 i Cederlöf m.fl. (2024)).

den negativa signal som potentiella arbetsgivare eventuellt förknippar med arbetslöshet.

I vilken utsträckning våra resultat påverkas av skillnader i insatser från de så kallade omställningsorganisationerna (i detta fall primärt Trygghetsrådet som hanterar tjänstemän i privat sektor) kan vi tyvärr inte besvara. Detta primärt på grund av att data över vilka som nyttjar dessa tjänster samt vilka insatser dessa personer får, typiskt sett, inte görs tillgängliga för forskning.¹⁴ I ljuset av våra resultat tycks en intressant och mycket viktig fråga för framtida forskning vara att studera effekten av de omställningsstöd som majoriteten av alla arbetstagare i Sverige har rätt till.

¹⁴ Ett undantag är Andersson (2018a, 2018b).

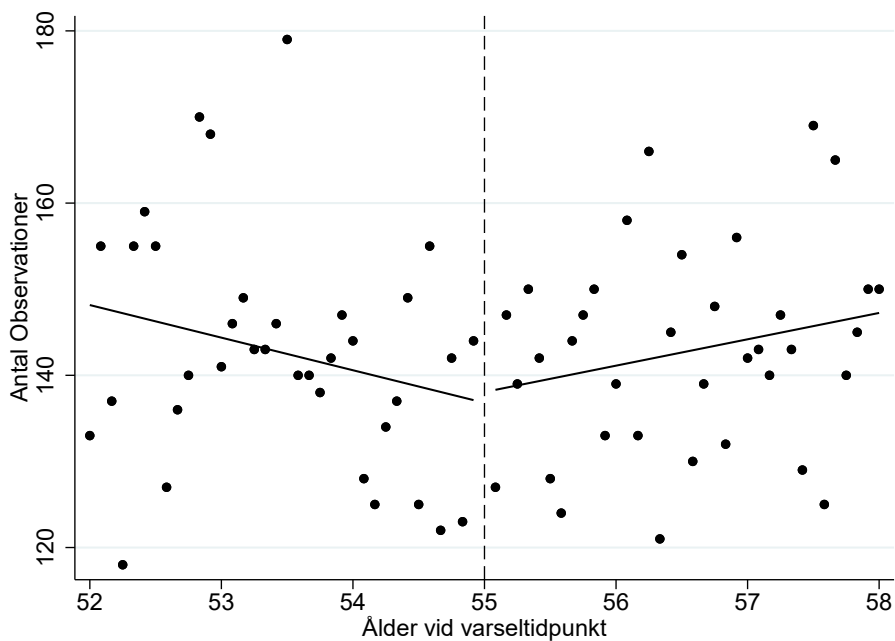
6 Referenser

- Andersson, J. (2018a). Early counselling of displaced workers - effects of collectively funded job search assistance. *IFAU Working paper 2018:22*.
- Andersson, J. (2018b). Lump-sum severance grants and the duration of unemployment. *IFAU Working paper 2018:23*.
- Burgess, P. L., & Low, S. A. (1992). Preunemployment job search and advance job loss notice. *Journal of Labor Economics, 10*, 258–287.
- Card, D., Lee, D., Pei, Z., & Weber, A. (2015). Inference on Causal Effects in a Generalized Regression Kink Design. *Econometrica, 83*, 2453-2483.
- Cederlöf, J., Fredriksson, P., Nekoei, A., & Seim, D. (2024). Mandatory Notice of Layoff, Job Search, and Efficiency. *IFAU Working paper 2024:16*.
- Eriksson, S., & Rooth, D.-O. (2014). Do employers use unemployment as a sorting criterion when hiring? Evidence from a field experiment. *American economic review, 104*, 1014–39.
- Faberman, R. J., Mueller, A. I., Şahin, A., & Topa, G. (2022). Job Search Behavior among the Employed and Non-Employed. *Econometrica, 90*, 1743-1779.
- Jones, S. R., & Kuhn, P. (1995). Mandatory notice and unemployment. *Journal of Labor Economics, 13*, 599–622.
- Kolsrud, J., Landais, C., Nilsson, P., & Spinnewijn, J. (2018). The Optimal Timing of Unemployment Benefits: Theory and Evidence from Sweden. *American Economic Review, 108*, 985–1033.
- Kroft, K., Lange, F., & Notowidigdo, M. J. (2013). Duration Dependence and Labor Market Conditions: Evidence from a Field Experiment*. *The Quarterly Journal of Economics*.
- Krueger, A., & Meyer, B. (2002). The Labor Supply Effects of Social Insurance. i A. Auerbach, & M. Feldstein (Red.), *Handbook of Public Economics* (Vol. 4, ss. 2327-2392). North-Holland.
- Lee, D. S., & Lemieux, T. (2010). Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature, 281-355*.
- Nekoei, A., & Weber, A. (2017). Does Extending Unemployment Benefits Improve Job Quality? *American Economic Review,, 107*, 527-561.

Ruhm, C. J. (1992). Advance Notice and Postdisplacement Joblessness.
Journal of Labor Economics, 10, 1-32.

Bilaga

Figur A1 Antal observationer relativt till ålder vid varseltidpunkten



Not: Figuren visar antalet varslade individer efter ålder vid varslet (x-axeln anges i år men åldern mäts med månadsprecision). Regressionslinjerna kommer från en skattning där vi tillåter olika lutning på regressionslinjerna på var sida av 55-årströskeln.

Tabell A1 Balanstester

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Inkomst (t-1)	-0,0041 (0,0052)	-0,0034 (0,0054)	-0,0018 (0,0056)	-0,0049 (0,0077)	-0,0004 (0,0036)	-0,0085 (0,0221)	0,0189 (0,0339)
Kvinna	0,0037 (0,0052)	0,0044 (0,0053)	0,0041 (0,0058)	0,0001 (0,0083)	0,0021 (0,0036)	0,0165 (0,0205)	0,0012 (0,0314)
Utrikes född	-0,004 (0,0072)	-0,0028 (0,0075)	-0,0023 (0,0075)	0,004 (0,0099)	-0,0002 (0,0048)	0,0008 (0,0119)	0,0021 (0,0187)
Anställningstid	-0,0060** (0,0029)	-0,0058** (0,0029)	-0,0057* (0,0029)	-0,0074 (0,0055)	-0,0026 (0,0018)	-0,0662** (0,0333)	-0,0756 (0,0514)
Grundskola	-0,0163 (0,0179)	-0,0167 (0,018)	-0,0142 (0,0184)	-0,003 (0,0241)	-0,0001 (0,0112)	0,0086 (0,0128)	0,0107 (0,0195)
Gymnasium	-0,0237 (0,0165)	-0,0256 (0,0165)	-0,0233 (0,0169)	-0,0098 (0,022)	-0,0061 (0,0103)	-0,0302 (0,0198)	-0,0588 (0,032)
Högskola	-0,0159 (0,0163)	0,0178 (0,0164)	-0,0167 (0,0165)	-0,0045 (0,021)	-0,0014 (0,0101)	0,0167 (0,0192)	0,0446 (0,0305)
Företagsegenskaper			✓		✓		
Ålder linjärt	✓	✓	✓	✓		✓	
Ålder kvadratisk					✓		✓
Månad×år-fixa- effekter	✓	✓	✓		✓	✓	✓
Varsel-fixaeffekter				✓			
<i>p</i> -värde	0,22	0,245	0,163	0,83	0,595		
Antal observationer	10 275	10 275	10 275	10 275	10 275	10 275	10 275

Not: Tabellen visar balansering av egenskaper vid tröskelvärden 55 år för varslade tjänstemän i åldern 52–58 år vid varseltidpunkten. Kolumnerna (1)–(5) visar resultaten av regressioner där en indikator för att vara över 55-årsgränsen förklaras av individkovariater och kontrollfunktioner i ålder. I den nedre delen av tabellen redovisas *p*-värdet från testet av nollhypotesen att alla koefficienter är gemensamt lika med noll. Företagskarakteristika som ingår i kolumnerna (3) och (5) är definierade utifrån företagets arbetskraft och innehåller: genomsnittlig lön, andel kvinnor, andel invandrare, medelålder, andel högskoleutbildade och antal anställda. Alla företagskarakteristika är balanserade, förutom medelåldern i kolumn (3), som är 0,0014 år högre för individer över tröskelvärden 55 år. Kolumn (6) och (7) redovisar resultaten av regressioner där varje egenskap som anges i den vänstra kolumnen förklaras av en indikator för att vara över 55-årströskeln och en kontrollfunktion (linjär respektive kvadratisk) för ålder vid varseltidpunkten. I parentes visas standardfel som illustreras på varseltillfälle. */**/** angiver om resultatet är statistiskt säkerställt på 10/5/1 procentsnivån.

Institutet för arbetsmarknads- och utbildningspolitisk utvärdering (IFAU) är ett forskningsinstitut under Arbetsmarknadsdepartementet med placering i Uppsala.

IFAU ska främja, stödja och genom forskning genomföra uppföljningar och utvärderingar.

Uppdraget omfattar effekter av arbetsmarknads- och utbildningspolitik, arbetsmarknadens funktionssätt och arbetsmarknadseffekter av socialförsäkringen.

I rapportserien presenteras såväl IFAU:s forskning som resultat av samarbeten med andra nationella och internationella forskningsorganisationer.

IFAU delar årligen ut bidrag till olika forskningsprojekt, vars resultat publiceras i rapportserien.

Rapporterna kan vara fristående eller publiceras tillsammans med ett Working paper.

Alla IFAU:s publikationer finns på www.ifau.se