

# De långsiktiga kostnaderna av att förlora jobbet

Lärdomar från massuppsägningar  
och mindre varsel

Jonas Cederlöf



# De långsiktiga kostnaderna av att förlora jobbet<sup>a</sup>

Lärdomar från massuppsägningar och mindre varsel

av

Jonas Cederlöf<sup>b</sup>

2024-01-29

## Sammanfattning

Denna rapport undersöker de ekonomiska konsekvenserna av att bli uppsagd och förlora sitt jobb. Tidigare forskning har visat att personer som sägs upp drabbas av betydande ekonomiska förluster, och att dessa verkar bestå genom hela arbetslivet. Dessa slutsatser baseras dock främst på studier av arbetstagare som förlorat sina jobb i storskaliga (mass)uppsägningar och konkurser. Genom att utnyttja variation i sannolikheten för uppsägning sprungen ur turordningsreglerna (sist in – först ut) visar jag att långvariga ekonomiska förluster endast uppstår hos de som förlorar sina jobb i stora uppsägningar. De som sägs upp i mindre varsel verkar däremot återhämta sig relativt väl på arbetsmarknaden. Vidare analys indikerar att stora uppsägningar, i jämförelse med mindre, leder till längre perioder av arbetslöshet och högre sannolikhet att lämna arbetskraften. Sannolikt beror detta på att de större uppsägningarna har en direkt påverkan på den lokala arbetsmarknaden som helhet.

---

<sup>a</sup> Denna rapport är en sammanfattning av Cederlöf (2024). Den intresserade läsaren hänvisas till den engelska versionen för utförligare analyser. Författaren skulle vilja tacka Peter Fredriksson, David Seim, Niklas Blomqvist, Ines Helm, Susan N. Houseman, Andreas Kostøl, Marta Lachowska, Alexandre Mas, Arash Nekoei, Johannes Schmieder, Andreas Steinhauer, Johan Vikström, Mathias von Buxhoeveden, Erik Öberg och Björn Öckert för värdefulla kommentarer. Vidare tackas Olof Rosenqvist för sitt redaktörsarbete med denna rapport samt Handelsbanken, Riksbankens Jubileumsfond och FORTE för forskningsbidrag.

<sup>b</sup> IFAU, University of Edinburgh och UCLS, E-post: [jonas.cederlof@ifau.uu.se](mailto:jonas.cederlof@ifau.uu.se)

## Innehållsförteckning

1	Introduktion .....	3
2	Tidigare litteratur.....	6
3	Data och empirisk strategi .....	7
3.1	Data.....	8
3.2	Identifiering av turordningskretsar .....	9
3.3	Jämförelse av individer ovan- och nedanför tröskeln.....	11
4	Effekter av att förlora jobbet.....	12
4.1	Sist-in-först-ut i data.....	12
4.2	Ekonomiska konsekvenser av uppsägning .....	14
5	När uppstår permanenta förluster av att förlora jobbet? .....	18
5.1	Massuppsägningar i Sverige.....	18
5.2	Betydelsen av urvalsgrupp.....	20
5.3	Betydelsen av metodval.....	20
5.4	Stora och små varsel.....	23
6	Varför har stora varsel stora inkomsteffekter? .....	25
7	Avslutande diskussion .....	28
	Referenser .....	30
	Bilaga.....	32

# 1 Introduktion

En omfattande litteratur inom nationalekonomi har visat att personer som blir uppsagda från sitt jobb drabbas av betydande förluster i termer av lägre framtida inkomst, löner och sysselsättning.<sup>1</sup> En slående slutsats från denna forskning är att förlusterna inte enbart är kortsiktiga, utan tenderar att bestå långt in i, om inte under hela, arbetslivet. Flertalet studier visar nämligen att en arbetstagare som oförutsett och ofrivilligt blivit uppsagd kan förvänta sig 10–20 procent lägre årlig inkomst även så långt som 15–20 år efter den initiala uppsägningen. Mönstret återfinns i många länder och tycks även vara oberoende av studerad tidsperiod. Detta har i sin tur föranlett mycket diskussion och forskning kring de underliggande orsakerna bakom dessa förluster. Att förstå när, var, varför och för vem kostnaden av att förlora sitt jobb är som störst är viktigt då det ger underlag för en effektivare fördelning av offentliga resurser som hjälper arbetssökande att komma tillbaka till arbete.

En begränsning i den tidigare litteraturen är att den nästintill uteslutande studerar (ofta enbart manliga) arbetstagare med relativt lång anställningstid, som blivit uppsagda till följd av stora massuppsägningar (*mass layoffs*).<sup>2,3</sup> Dessa personers arbetsmarknadsutfall jämförs sedan med motsvarande utfall för icke-uppsagda individer med liknande observerbara egenskaper (ålder, kön, utbildningsnivå, etc.). Förhoppningen är således att de matchade icke-uppsagda individerna kan fungera som en kontrollgrupp och ge en rättvisande bild av vad som hade hänt med de uppsagda om de inte hade blivit av med sina jobb.

Även om ovan nämnda avgränsningar i den tidigare litteraturen görs på goda grunder, för att trovärdigt kunna skatta ett kausalt orsakssamband mellan uppsägning och framtida arbetsmarknadsutfall, är det inte helt uppenbart hur generaliserbara resultaten från dessa studier är. Detta då endast en liten minoritet av alla uppsägningar är just massuppsägningar. Dessutom kan fokuset på uppsagda arbetare med lång anställningstid antingen reflektera effekten för personer med låg produktivitet eller en bra match mellan arbetsgivare och arbetstagare.

I denna rapport, som är en sammanfattning av Cederlöf (2024), frångår jag gängse metod som är begränsad till att studera stora massuppsägningar och

---

<sup>1</sup> Avsnitt 2 i denna rapport ger en kort översikt över denna litteratur.

<sup>2</sup> Typiskt sätt definieras en massuppsägning som att åtminstone 30 procent av arbetsstyrkan får lämna företaget under ett och samma år.

<sup>3</sup> Dessa begränsningar kan vid första anblick te sig obefogade men har sin grund i svårigheten att i data särskilja frivilliga avgångar från ofrivilliga uppsägningar. För att öka sannolikheten att en i data observerad separation från ett företag tillhör den senare kategorin har litteraturen således fokuserat på händelser där många arbetare lämnar ett företag samtidigt (massuppsägning) samt att de som lämnar har en stark anknytning till arbetsmarknaden och företaget (män med minst 3 eller 5 års anställningstid).

använder mig i stället av en helt ny ansats som utnyttjar de så kallade turordningsreglerna (sist in – först ut) i Lagen om anställningsskydd (LAS). Jag rangordnar med hjälp av registerdata anställda på en arbetsplats utifrån anställningstid. Då turordningsreglerna föreskriver att en person med kortare anställningstid ska sägas upp före en person med längre anställningstid är rangordningen vägledande för vem som blir uppsagd vid ett eventuellt varsel. Genom att kombinera data på personers anställningstid med detaljerad varselstatistik på individnivå kan jag identifiera vilka som enligt principen sist in – först ut borde bli uppsagda. Vid en strikt tillämpning av turordningsreglerna kommer, i ett exempel med en turordningskrets på totalt 15 personer där 5 personer har varslats om uppsägning, personen med den femte kortaste anställningstiden bli uppsagd (precis som arbetstagarna på plats 1–4 i rangordningen).<sup>4</sup> Personen med den sjätte kortaste anställningstiden får däremot behålla sitt jobb (precis som arbetstagarna på plats 7–15 i rangordningen). Grundtanken är således att, inom en given turordningskrets, jämföra individer som precis blev uppsagda (personen på plats 5 i exemplet) med individer som precis undvek uppsägning (personen på plats 6 i exemplet), på grund av att han eller hon anställdes en kort tid innan.<sup>5</sup>

Jag finner att uppsagda arbetare förlorar cirka 40 procent av sin tidigare bruttoinkomst under de två första åren efter uppsägningen. Effekten drivs primärt av större exponering för arbetslöshet. Uppsagda individer fortsätter tjäna mindre även kommande år men återhämtar sig över tid. Sju år efter uppsägningen har de tidigare uppsagda i genomsnitt samma inkomst som sina tidigare (icke-uppsagda) kollegor. Denna återhämtning tycks inte bero på att personer som inte sades upp initialt vid en senare tidpunkt blivit varslade. Snarare drivs effekten av att uppsagda individer hittar nya jobb. I de nya jobben har de till en början något lägre lön men sedan bättre löneutveckling än sina tidigare kollegor.

Även om sju år kan framstå som en lång tid till full återhämtning från att ha blivit av med sitt arbete så är detta i relation till tidigare forskning ett oväntat resultat. Detta då tidigare litteratur nästintill uteslutande finner att en stor del av den initiala inkomstförlusten tenderar att bli permanent. En möjlig förklaring till att resultaten i denna rapport skiljer sig från tidigare studier är att kostnaden av

---

<sup>4</sup> En turordningskrets är den grupp varinom arbetstagare rangordnas utifrån anställningstid. Specifika turordningskretsars bestäms typiskt sätt i förhandlingar mellan fack och arbetsgivare som utgår ifrån (LAS) 22§. Se avsnitt 3.2 för ytterligare beskrivning.

<sup>5</sup> Denna metod brukar benämnas som *regression discontinuity design* där idén är att behandlingen (i detta fall uppsägning) vid en så kallad ”tröskel” är så gott som slumpmässigt tilldelad. Personer utan behandling (icke-uppsagda) nära tröskeln ska därmed kunna fungera som en bra kontrollgrupp för de behandlade (uppsagda) precis ovan tröskeln då grupperna i genomsnitt är jämförbara i både observerade och oobserverade egenskaper. Den intresserade läsaren hänvisas till Lee och Lemieux (2010) för en utförlig diskussion kring metoden.

att förlora sitt jobb kan vara kontextspecifik. Det vill säga att uppsägningar just i Sverige kanske inte ger långsiktiga förluster på samma sätt som i andra länder, på grund av till exempel mer utbredda omställningsstöd. Alternativt är den studerade tidsperioden 2005–2015 speciell på något annat sätt. För att utröna om så är fallet skattar jag kostnaden av uppsägning igen där jag följer gängse metod i den tidigare litteraturen och studerar stora (mass)uppsägningar. Här finner jag stora och långsiktiga inkomstförluster runt 14 procent även 10 år efter uppsägning, vilket indikerar att varken den svenska kontexten eller den specifika tidsperioden kan förklara återhämtningen i min huvudanalys. I stället framstår storleken på varslat som en viktig faktor för de uppsagdas möjligheter till återhämtning på arbetsmarknaden.

Frågan blir då: vad är det som gör att stora varsel leder till större inkomstförluster? Jag visar att skillnaden i inkomstförluster mellan stora och små varsel *inte* kan förklaras av skillnader i vilka personer som blir varslade, i vilken industri varslat äger rum eller det faktum att konjunkturen ofta skiljer sig åt mellan stora och små varsel. Inte heller val av statistisk metod tycks påverka skillnaden i långsiktiga inkomstförluster mellan små och stora varsel. I stället verkar skillnaden drivas av att stora varsel medför att uppsagda får större exponering för arbetslöshet samt ökad sannolikhet för att lämna arbetskraften på lång sikt. Vidare analys indikerar att stora varsel medför att de som hittar nytt arbete gör så i andra regioner än där de arbetade förut och där de bor. Jag finner också att långsiktiga inkomstförluster primärt uppstår hos de arbetare som varslats från företag som anställer en relativt stor andel av den lokala arbetskraften. Jag tolkar dessa resultat som att stora varsel, i kontrast till mindre uppsägningar, kan ha en betydande negativ påverkan på hela den lokala arbetsmarknaden eftersom många arbetslösa då konkurrerar om ett begränsat antal jobb på en och samma arbetsmarknad. Dessutom kan antalet lediga jobb bli än färre då tidigare forskning visat att massuppsägningar kan spilla över på andra företag som i sin tur varslar eller avstår från att nyanställa (Gathmann m.fl. 2018).

Rapporten är disponerad på följande sätt: I avsnitt 2 ges en kort summering av den tidigare litteraturen kring konsekvenserna av att förlora jobbet under massuppsägningar. Avsnitt 3 beskriver de data och den metod som används i denna rapport för att kausalt studera de ekonomiska förlusterna förknippade med uppsägning. Avsnitt 4 presenterar huvudresultaten, medan avsnitt 5 undersöker när de ekonomiska konsekvenserna av uppsägning är som störst och varför. I avsnitt 6 studeras varför enbart stora massuppsägningar och inte mindre varsel skapar permanenta inkomstförluster hos arbetare som förlorat sina jobb. Avslutningsvis sammanfattas och diskuteras resultaten i avsnitt 7.

## 2 Tidigare litteratur

I sin banbrytande studie visade Jacobson m.fl. (1993) att (manliga) arbetare som förlorat sina jobb genom en massuppsägning mellan 1975–1985 i Pennsylvania, USA, drabbades av betydande inkomstförluster. På kort sikt uppgick dessa till cirka 40 procent av tidigare inkomst men även 6 år senare tjänade tidigare uppsagda arbetare i genomsnitt cirka 25 procent mindre än jämförbara icke-uppsagda individer. En omfattande litteratur har sedan dess dokumenterat liknande mönster i flertalet länder och tidsperioder. Bertheau m.fl (2023) visar på tydliga skillnader i kort- och långsiktiga inkomstförluster mellan sju europeiska länder. Här tycks inkomstförlusterna vara störst för uppsagda arbetare i de sydeuropeiska länderna (25–35 % efter 5 år) medan arbetare i de nordiska länderna klarar sig något bättre (runt 12-procentiga förluster efter 5 år). Schmieder m.fl. (2023) visar på samma mönster i Tyskland där uppsagda arbetare initialt förlorar i genomsnitt 30 procent av sin tidigare inkomst. Även 15 år senare har de uppsagda cirka 10–15 procent lägre inkomst än vad som hade varit fallet om de inte hade blivit av med jobbet. Något större förluster, både på kort och lång sikt, har dokumenterats i USA av bland annat Lachowska m.fl. (2020), Flaaen m.fl (2019) och Davis och von Wachter (2011). Ett antal studier finns även på arbetare i Sverige där Eliason och Storrie (2006) studerar inkomstförluster efter företagskonkurser. Seim (2019) och Athey m.fl. (2023) studerar varsel där åtminstone 80 procent av arbetsstyrkan sägs upp.<sup>6</sup> Samtliga studier finner att svenska arbetare som förlorat sitt jobb på lång sikt (7–12 år) har cirka 8–16 procent lägre bruttointkomst än vad som hade varit fallet om det inte hade blivit uppsagda.

Att arbetare på kort sikt drabbas av inkomstförluster efter att ha förlorat sitt jobb är i sig inte förvånande. Långvarigheten i dessa inkomstförluster har dock förbryllat ekonomer och gett upphov till mycket diskussion och forskning kring dess orsaker (se Carrington och Fallick, 2017, för en översikt). På senare tid har flera studier betonat företagets roll, antingen att uppsagda arbetare hamnar på ”sämre” företag (Schmieder m.fl., 2023), alternativt att matchningen mellan arbetstagare och den nya arbetsgivaren är betydligt sämre än tidigare (Lachowska m.fl., 2020). Även studier som använder sig av nya s.k. *machine learning* metoder för att utröna de bakomliggande orsakerna till långsiktiga inkomstförluster finner att det nya företaget som arbetstagaren hamnar på har stor betydelse, men även att en relativt stor andel av inkomstförlusterna kan

---

<sup>6</sup> Athey m.fl. (2023) studerar massuppsägningar där minst 90 procent av arbetsstyrkan sägs upp.



förklaras av arbetarnas ålder och anställningstid (Gulyas och Pytka, 2020).<sup>7</sup> Att hamna på ett ”sämre” företag tycks även vara högt korrelerat med hur lång tid de uppsagda är arbetslösa (Schmieder m.fl., 2023).

Samtliga av ovannämnda studier använder sig av massuppsägningar (inkl. konkurser) för att skatta konsekvenserna av att förlora jobbet. Även om dessa händelser har stor betydelse är det en klar minoritet av uppsagda som förlorar sina jobb under sådana extraordinära omständigheter.<sup>8</sup> Vidare finns det anledning att tro, vilket också visas i denna rapport, att dessa extraordinära händelser också har potential att generera extraordinära konsekvenser för individen.

### 3 Data och empirisk strategi

Svårigheten med att studera effekter av att förlora jobbet på t.ex. framtida arbetsmarknadsutfall är att samma person inte låter sig observeras i två olika tillstånd (uppsagd och inte uppsagd) vid samma tidpunkt. Därav blir det svårt att uppskatta vad som hade hänt om personen inte hade förlorat sitt jobb. En jämförelse av samma person före och efter uppsägning riskerar att bli missvisande då uppsägningen kan vara en konsekvens av saker som varierar över tid, t.ex. sämre hälsa, förändring i produktivitet m.m., vilket gör det svårt att isolera enbart effekten av att förlora jobbet. Således behövs en kontrollgrupp av jämförbara icke-uppsagda individer som kan studeras för att få fram ett rättvisande *kontrafaktiskt utfall*, d.v.s. utfallet för en uppsagd person om personen inte hade blivit uppsagd. Ett vanligt förfarande för att konstruera en sådan kontrollgrupp är att slumpmässigt tilldela en form av behandling för att försäkra sig om att kontrollgruppen i så hög utsträckning som möjligt liknar den behandlade gruppen. Uppsägningar är dock sällan slumpmässigt tilldelade, utan drabbar typiskt sätt individer som även av andra (ofta oobserverade) skäl kan förväntas ha en sämre inkomstutveckling. Detta gör det svårt att hitta en lämplig kontrollgrupp.

I detta avsnitt följer en kort beskrivning av de data som används i rapporten samt hur dessa möjliggör en viss identifiering av specifika turordningskretsar. Vidare beskrivs hur dessa turordningskretsar kan användas för att isolera

---

<sup>7</sup> *Machine learning* (sv: maskininlärning) kan förenklat beskrivas som tekniker där stora mängder data och algoritmer används för att analysera ekonomiska mönster och göra prediktioner baserat på historiska data.

<sup>8</sup> Cederlöf (2024) anger att ungefär 8 procent av alla uppsägningar i USA sker under så kallade massuppsägningar.

variation som gör uppsägning så gott som slumpmässigt tilldelad, vilket i sin tur tillåter oss att studera *kausala* orsakssamband.

### 3.1 Data

Rapporten bygger primärt på data över varsel mellan 2005–2015. Enligt lag måste företag som har intentionen att varsla fem eller fler arbetstagare rapportera detta till Arbetsförmedlingen (AF). I ett första steg anmäls ett varsel på AF:s hemsida där bland annat antalet personer företaget avser varsla anges, samt skälet till varslet. I ett senare skede kompletteras anmälan med en lista över vilka individer som varslas samt datum för deras uppsägning som kan variera beroende på längden på den enskildes uppsägningstid.<sup>9</sup>

Då dessa data innehåller unika identifikationskoder (motsvarande ett anonymiserat personnummer) för varje enskild arbetstagare kan de på individnivå kopplas till andra datakällor från Statistiska centralbyrån SCB. Bland annat Registerbaserad arbetsmarknadsstatistik (RAMS) som innehåller samtliga anställningsförhållanden i Sverige och således ger information om när en person började och slutade arbeta på ett specifikt företag/arbetsställe samt dennes förvärvsinkomst. Jag använder också data från den s.k. LISA-databasen som innehåller demografiska bakgrundsvariabler såsom utbildningsnivå och kön. Vidare kopplas data till Lönestrukturstatistiken som primärt används för att identifiera individers yrken.

I rapporten fokuserar jag på ett urval av data från populationen av uppsagda, nämligen varsel inom industrier som domineras av arbetare (kontra tjänstemän). Detta då mina resultat indikerar att sist in – först ut principen tillämpas mer strikt inom denna yrkesgrupp. Vidare studeras varsel där minst 10 personer inom en turordningskrets har blivit varslade. En annan restriktion är att den uppskattade turordningskretsen (som beskrivs nedan) inte får bestå av mer än 100 personer.<sup>10</sup> Slutligen utesluts även varsel på grund av att företaget flyttar eller går i konkurs då turordningen blir irrelevant när samtliga blir varslade. Dessa restriktioner leder till ett urval av 564 turordningskretsar inom 530 unika varsel med totalt 15 795 involverade arbetare.

Tabell 1 presenterar deskriptiv statistik för populationen av varslade individer (kolumn 1) samt för det urval som används i analysen nedan (kolumn 2). Den tydligaste skillnaden som direkt följer från ovan nämnda urvalskriterier är att

---

<sup>9</sup> Se Cederlöf m.fl. (2023) för resultat kring hur uppsägningstid i sig påverkar arbetares framtida arbetsmarknadsutfall.

<sup>10</sup> Dessa restriktioner görs för att få tillräckligt med data inom varje enskild turordningskrets samtidigt som turordningskretsen inte blir för stor vilket underlättar den interna rangordningen av arbetstagarna.

individer i urvalet till stor del är koncentrerade till tillverkningsindustrin. Detta medför även att individer i urvalet i högre utsträckning är män samt att de är cirka 2 år yngre och har lägre utbildningsnivå. I avsnitt 5 kommer jag att replikera den typiska metoden för att skatta inkomstförluster vid uppsägning genom att bland annat använda mig av ett urval av arbetare med minst 5 års anställningstid som blivit uppsagda i så kallade massuppsägningar. Den tredje kolumnen i Tabell 1 visar egenskaper för det specifika urvalet av arbetare.

## 3.2 Identifiering av turordningskretsar

De så kallade turordningsreglerna fastställs i lagen om anställningsskydd (LAS) 22 §. Denna föreskriver att en arbetsgivare ska upprätta en turordningskrets för varje enskild driftsenhet (arbetsställe) och i det fall arbetsgivaren är bunden av kollektivavtal ska turordningen fastställas separat för varje avtalsområde. Värt att notera är att cirka 90 procent av arbetstagare i Sverige omfattas av kollektivavtal (Kjellberg, 2019). Arbetstagare ska sedan rangordnas inom varje turordningskrets utifrån sin sammanlagda anställningstid på företaget där arbetstagare med längre anställningstid ska ha företräde till fortsatt arbete vid uppsägningar på grund av arbetsbrist.<sup>11</sup>

Jag konstruerar turordningskretsar genom att dela in arbetare i grupper bestående av kombinationen av arbetsställe och yrke (på 2-ställig nivå) som ska fungera som en approximation av kollektivavtalets avtalsområde. Inom dessa grupper rangordnas arbetare i enlighet med sin anställningstid (senioritet) där jag antar konventionen att lägre siffror motsvarar högre senioritet (med andra ord längre anställningstid).<sup>12</sup>

---

<sup>11</sup> Denna korta beskrivning av LAS 22 § är en medveten förenkling av hur ett uppsägningsförfarande i samband med arbetsbrist kan gå till, där delarna som är av störst betydelse för denna studies möjlighet att utnyttja sist-in-först-ut principen för kausala skattningar har lyfts fram. Lagen innehåller också andra förbehåll som försvarar, men på intet sätt omöjliggör, identifiering av vilken arbetare som tillhör vilken turordningskrets. Till exempel, möjligheten för arbetsgivare (under den studerade perioden) att undanta 2 personer som bedöms ha särskild betydelse för verksamheten samt att arbetare kan kräva omplacering om hon har eller kan förvärva tillräckliga kvalifikationer inom rimlig tid. Ytterligare en komplikation är att 22 § är semidispositiv vilket innebär att först in – sist ut principen kan åsidosättas vid förhandling mellan fack och arbetsgivare. Allt detta komplicerar identifiering av turordningskretsarna men torde inte skapa snedvridningar (*bias*) i resultaten. Se Cederlöf (2024) för en utförligare diskussion.

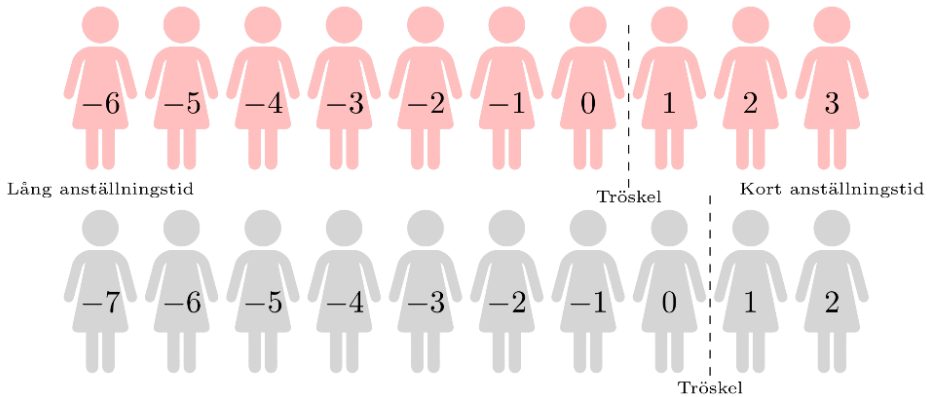
<sup>12</sup> Detta görs av praktiska skäl. Se Figur 1 för vidare förklaring.

Tabell 1 – Deskriptiv statistik

	Samtliga varslade		Huvudurval		Massuppsägningar	
	(1)		(2)		(3)	
	Nivå	SD	Nivå	SD	Nivå	SD
Ålder	40,66	12,74	38,35	12,06	41,99	8,12
Kvinna	0,35	0,48	0,19	0,39	0,35	0,48
Invandrare	0,17	0,38	0,16	0,36	0,14	0,35
Anställningstid	3,50	5,70	6,45	5,83	12,79	6,69
Inkomst	266,46	137,50	247,58	95,13	277,65	120,16
<i>Utbildningsnivå</i>						
Grundskola	0,44	0,50	0,51	0,50	0,52	0,50
Gymnasium	0,43	0,50	0,45	0,50	0,38	0,48
Universitet	0,12	0,33	0,04	0,20	0,10	0,30
<i>Industrier (andel)</i>						
Tillverkning	0,33	0,47	0,83	0,38	0,61	0,49
Bygg	0,08	0,27	0,14	0,35	0,01	0,11
Transport	0,11	0,31	0,00	0,06	0,09	0,29
Icke-finansiella tjänster	0,15	0,36	0,00	0,00	0,11	0,31
Handel	0,10	0,30	0,00	0,00	0,08	0,28
Annat	0,22	0,42	0,03	0,16	0,08	0,28
Företagsstorlek	415,34	1724,28	472,98	1407,74	877,95	3261,11
Arbetsplatsstorlek	98,63	385,37	169,38	304,79	158,45	163,95
Antal observationer	425 939		15 795		30 112	

*Not:* Tabellen visar sammanfattande statistik för arbetstagare som varslats om sin uppsägning under perioden 2005–2015. Den första kolumnen visar medelvärde och standardavvikelse (SD) för alla arbetstagare som varslats om uppsägningar där fler än 5 arbetstagare är inblandade och som därmed rapporterats till Arbetsförmedlingen. Den andra kolumnen visar motsvarande statistik för arbetstagare som används i huvudanalysen i denna rapport. Den tredje kolumnen visar arbetstagarnas egenskaper när man följer de standardrestriktioner som finns i den tidigare litteraturen med massuppsägningar. Alla egenskaper beräknas på individnivå, med undantag för företags- och arbetsställestorlek som återspeglar genomsnittliga storleken per uppsägning.

Figur 1 – Grafisk illustration av approximerade turordningskretsar



Not: Figuren illustrerar arbetstagarnas relativa rangordning utifrån anställningstid (senioritet), normaliserad till noll vid tröskeln. Detta görs för två olika yrken (rosa och grått) inom ett företag under ett visst år som motsvarar två separata turordningskretsar. Arbetstagare till höger om tröskeln, med positiv relativ rangordning, är de som enligt principen sist in – först ut borde bli uppsagda när ett företag gör nedskärningar på grund av arbetsbrist.

Genom tillgång till individdata på varsel kan jag identifiera hur många personer på en arbetsplats, inom ett givet yrke, som har begärts varslade. Detta gör det möjligt att uppskatta vilka i turordningskretsen som enligt principen sist in – först ut borde få lämna företaget respektive vilka som får vara kvar. Figur 1 illustrerar hur jag approximerar turordningskretsar på ett givet arbetsställe. Detta arbetsställe består totalt av 20 anställda jämnt fördelat på två yrken (rosa och grått). Totalt varslas 5 personer varav 3 i det rosa yrket och 2 i det grå yrket. Enligt turordningsprincipen ska de 3 (2) med lägst kortast erfarenhet bli uppsagda i det rosa (grå) yrket. Här uppstår en så kallad *tröskel* där sannolikheten för att bli uppsagd ökar diskontinuerligt, vilket innebär att det blir ett ”diskret hopp” i sannolikheten att bli uppsagd. Vi kan definiera senioritet i relation till denna tröskel (relativ senioritet,  $S$ ) där personer ovanför tröskeln ( $S > 0$ ) vid strikt tillämpning av principen sist in – först ut är de som drabbas av uppsägning medan de nedanför ( $S \leq 0$ ) får stanna kvar.

### 3.3 Jämförelse av individer ovan- och nedanför tröskeln

Strategin för att skatta ett kausalt orsakssamband mellan uppsägning och framtida arbetsmarknadsutfall består i att jämföra personer precis ovan- och nedanför varseltröskeln. Dessa personer bör, i genomsnitt, vara likartade i alla avseenden, bortsett från att den ena personen anställdes en kort tid före den andra. Av antagandet att det är slumpmässigt huruvida en viss person anställdes precis före eller precis efter någon annan följer att även uppsägningen kan anses vara

slumpmässigt tilldelad i en jämförelse av personer precis ovan- och nedanför varseltröskeln.

Ett sätt att testa detta antagande är genom en s.k. balanskontroll, där man jämför förutbestämda observerade egenskaper hos individer precis ovan- och nedanför tröskeln för att se om dessa skiljer sig åt mellan de två grupperna. Om så inte är fallet, styrker det antagandet att uppsägning är så gott som slumpmässigt tilldelat precis vid tröskeln. I bilagans Tabell A1 visas resultaten från en balanskontroll som indikerar att arbetare precis ovan- och nedanför tröskeln är likartade i flera observerade avseenden (tidigare inkomst, kön, utrikesfödd, ålder och utbildningsnivå). Vi har således anledning att tro att sambanden som skattas nedan kan ges en kausal tolkning, med andra ord att skattningarna fångar enbart effekten av att bli uppsagd på framtida arbetsmarknadsutfall.<sup>13</sup>

## 4 Effekter av att förlora jobbet

Detta avsnitt börjar med att visa hur approximeringen av turordningskretsar ser ut i data och i vilken utsträckning det går att observera ett diskret ”hopp” i sannolikheten för uppsägning vid den varseltröskel som principen sist in – först ut ger upphov till. Sedan presenteras resultat kring de ekonomiska effekterna av att förlora jobbet i termer av årsinkomst, löner och arbetslöshet.

### 4.1 Principen sist in – först ut i data

Figur 2 visar sannolikheten att bli uppsagd som en funktion av arbetares relativa senioritet ( $S$ ) inom sin turordningskrets. Som påbjudet av sist in – först ut-regeln återfinns ett hopp vid tröskeln där individer till höger har knappt 12 procentenheters högre sannolikhet att ha lämnat det varslande företaget, det vill säga att ha blivit uppsagda.<sup>14</sup>

Som beskrivet i avsnitt 3.3, skulle en strikt tillämpning av principen sist in – först ut innebära att alla individer med  $S \leq 0$  får behålla sin anställning på företaget medan alla med  $S > 0$  blir uppsagda. Det är dock tydligt från

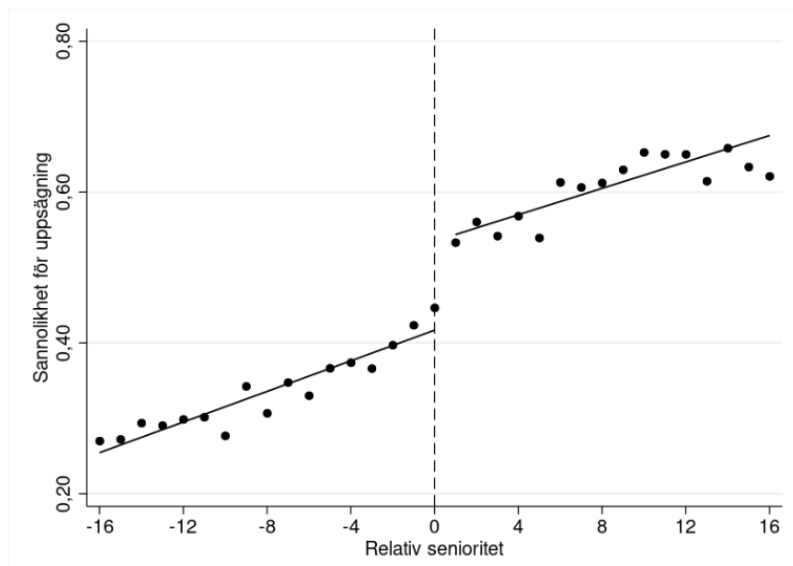
Figur 2 att cirka 40 procent av arbetstagarna precis nedanför tröskeln blir uppsagda. Detta beror troligen på att verkliga turordningskretsar (som dessutom ofta är ett utfall av förhandlingar mellan fack och arbetsgivare) inte fullt ut låter

---

<sup>13</sup> I Cederlöf (2024) återfinns en utförligare diskussion kring potentiella problem med den empiriska strategin. Vidare genomförs ytterligare tester för att verifiera att uppsägning kan ses som slumpmässigt tilldelad varav samtliga pekar mot att så är fallet.

<sup>14</sup> Denna skillnad i att inte arbeta på det varslande företaget består även över tid (se Figur 3 i Cederlöf 2024). Detta innebär att skillnader i framtida inkomster mellan individer ovanför och under tröskeln inte är drivna av att de sistnämnda blir uppsagda vid ett senare tillfälle.

Figur 2 – Sannolikhet för uppsägning inom turordningskrets beroende av senioritet



Not: Figuren illustrerar sannolikheten för att lämna (bli uppsagd från) det varslande företaget som en funktion utav individens relativa senioritet (anställningstid) inom en given turordningskrets. Den estimerade skillnaden i sannolikhet för uppsägning precis vid tröskeln är 11,9 procentenheter och statistiskt säkerställd på 1-procentsnivå. För en mer detaljerad beskrivning av metoden och den exakta regressionen, se Cederlöf (2024).

sig approximeras av kombinationen yrke och driftsenhet. Vidare så mäts total anställningstid inte helt perfekt i data. Dessa utmaningar är i sig inget problem för den empiriska strategin i denna rapport då variationen som används är just hoppet vid tröskeln som i sin tur drivs av de turordningskretsar där approximationen fungerar. Med andra ord de turordningskretsar där sist in – först ut regeln används som ledande princip vid uppsägning.<sup>15</sup> Således är det från Figur 2 tydligt att principen sist in – först ut tillämpas i viss utsträckning. Det är dock viktigt att poängtera att man utifrån denna analys inte bör dra några vidare slutsatser om turordningsprincipens allmänna utbredning och användning i stort.

<sup>15</sup> Arbetare på de företag som i det här fallet tillämpar principen sist in – först ut benämns i den ekonometriska litteraturen för *compliers*. Dessa följer reglerna i den bemärkelsen att arbetstagare får vara kvar på företaget om de är nedanför tröskeln medan de blir uppsagda om de är ovanför tröskeln. Det finns även andra grupper, så kallade *never-takers* och *always-takers*, som aldrig respektive alltid kommer att sägas upp, oberoende av sin relation till tröskeln (senioritet). Variationen och hoppet vid tröskeln drivs och identifieras av den förstnämnda gruppen som i teorin skulle kunna vara en väldigt annorlunda grupp jämfört med urvalet som presenterades i Tabell 1. I Cederlöf (2024) visas att så inte är fallet.

## 4.2 Ekonomiska konsekvenser av uppsägning

I avsnitt 4.1 visades att arbetare precis ovanför tröskeln har större sannolikhet att bli uppsagda än personer precis nedanför. Figur 3 visar i stället hur inkomsterna ett (panel a) respektive fyra (panel b) år efter varslet skiljer sig åt beroende på individens relativa senioritet inom sin turordningskrets. Liksom tidigare syns ett tydligt hopp vid tröskeln där individer just till höger om tröskeln – som i högre utsträckning blivit uppsagda – har lägre inkomst både ett och fyra år efter uppsägning. En 12 procentenhets ökad sannolikhet för uppsägning ger i genomsnitt en inkomstförlust på 14 600 kronor året efter uppsägning och 8 400 kronor fyra år efter.<sup>16</sup> Genom att dela skillnaden i inkomst med skillnaden i sannolikheten för uppsägning får man motsvarande inkomstförlust av att förlora jobbet, jämfört med att jobba kvar.<sup>17</sup> På ett års sikt uppgår således inkomstförlusterna för de uppsagda i genomsnitt till ungefär 122 000 kronor vilket motsvarar drygt 42 procent av tidigare bruttoinkomst.

Tabell 2 presenterar effekten på bruttoarbetsinkomsten av att bli uppsagd över tid. Inkomstskillnaderna mellan de uppsagda och de som fått behålla sitt jobb är stora initialt men avtar över tid. Sju år efter varslet tycks inkomstskillnaderna mellan de två grupperna vara så gott som borta då de uppsagda individernas inkomst bara är 3 600 kronor lägre än deras tidigare kollegors inkomst. Dessutom är det inte statistiskt säkerställt att denna effekt är skild från noll. Inte heller under senare tidshorisonter syns några statistiskt säkerställda skillnader i inkomst mellan de två grupperna.<sup>18</sup> Denna återhämtning i termer av inkomst är, i ljuset av tidigare litteratur, överraskande då en rad forskningsstudier funnit att uppsägningar tenderar att orsaka permanenta inkomstförluster (se avsnitt 2). Vad är det som driver dessa initiala inkomstskillnader och avsaknaden av dito på längre tidshorisont?

---

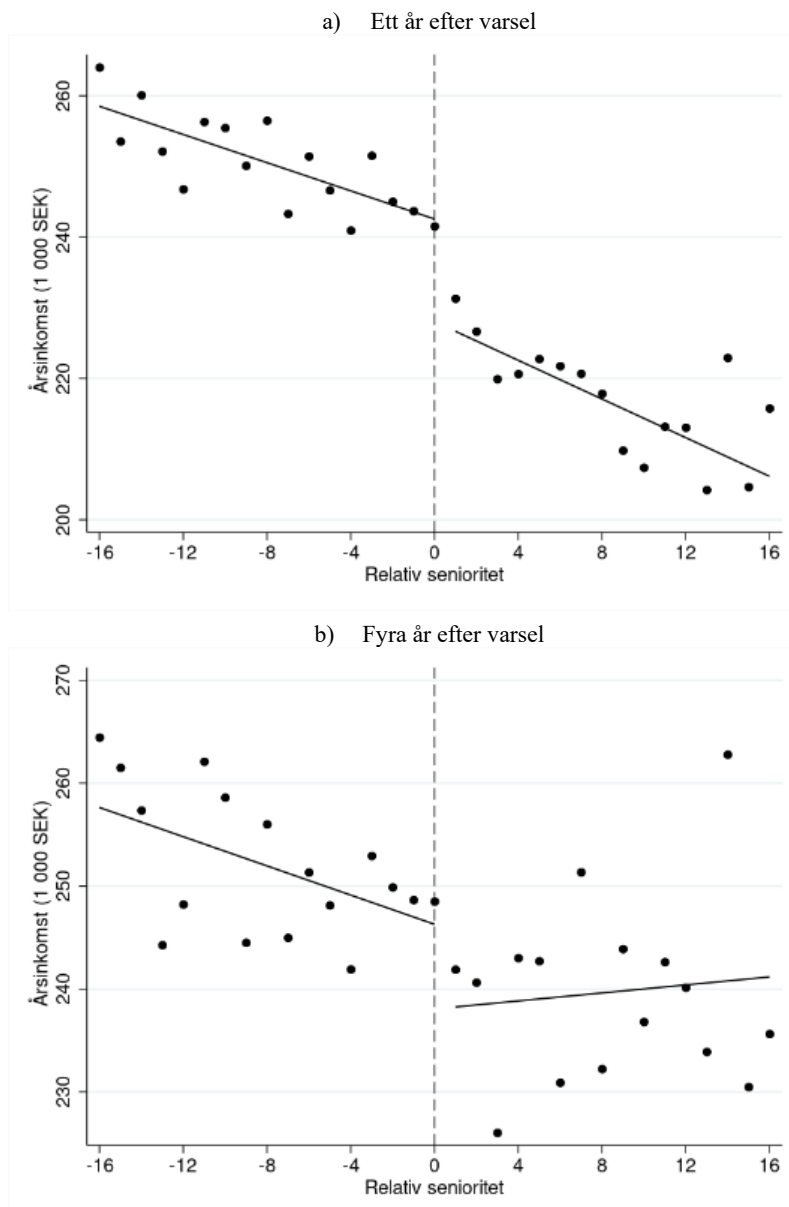
<sup>16</sup> Alla inkomster i denna rapport är uttryckta i 2005 års penningvärde.

<sup>17</sup> Denna ansats brukar benämnas instrumentvariabelanalys där man fångar effekten hos de som svarar i enlighet med instrumentet, i det här fallet sist in – först ut-regeln. Se Angrist och Pischke (2009) för en beskrivning av metoden.

<sup>18</sup> Anledningen till att antalet observationer i Tabell 2 faller efter  $t+4$  år är att inkomstdata sträcker sig fram till 2018 och det sista året för varseldata är 2015 som därav enbart kan följas upp tre år efter. Därmed kan endast varsel från och med 2008 och tidigare följas upp under den tioåriga tidshorisonten. Studeras enbart detta balanserade urval av varsel är de kvalitativa slutsatserna i princip desamma.



Figur 3 – Årsinkomst som en funktion av relativ senioritet



*Not:* Figurerna visar bruttoårsinkomst ett (a) och fyra (b) år efter uppsägning som en funktion av en individs relativa senioritet (anställningstid) inom en turordningskrets. För en mer detaljerad beskrivning av metoden och den exakta regressionen, se Cederlöf (2024).

Tabell 2 – Inkomstförluster för uppsagda relativt icke-uppsagda

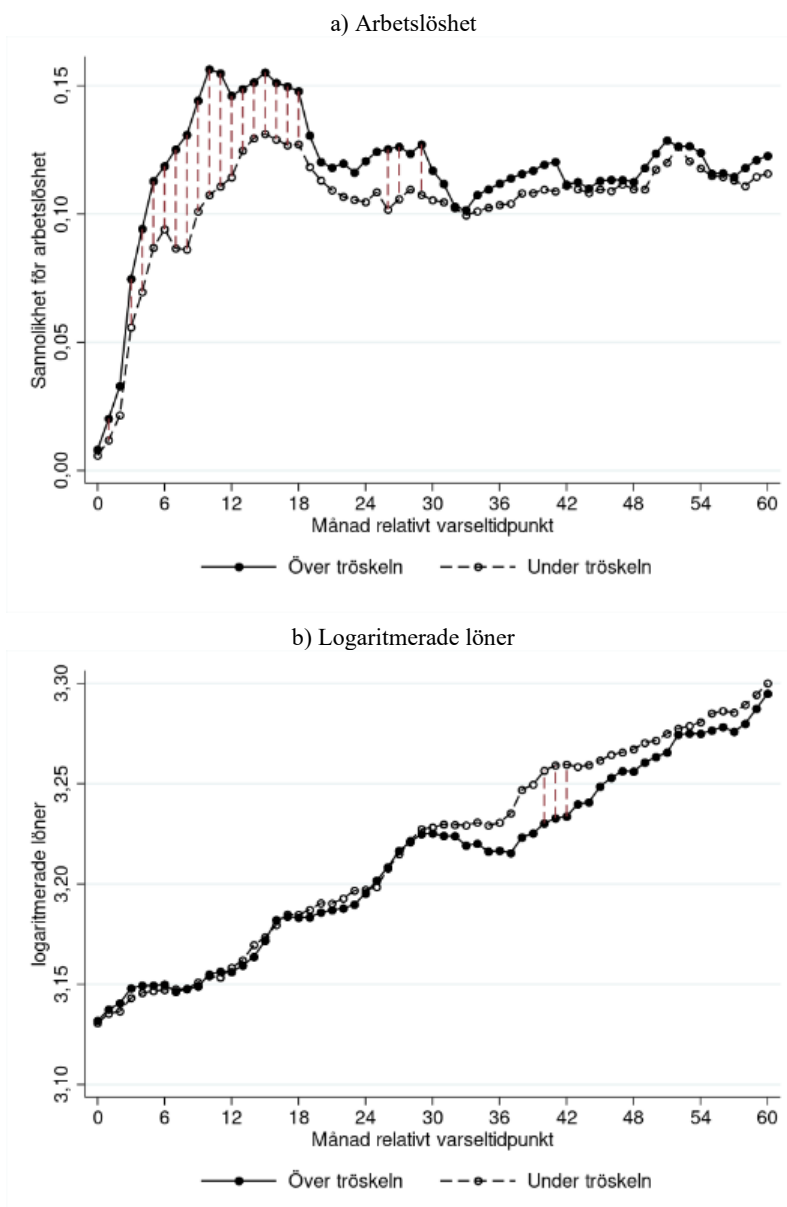
År relativt varseltidpunkt (t)	Inkomsteffekt	Standardfel	Inkomsteffekt i procent	Antal observationer
t+1	-122,56***	(26,00)	-41,7	15 795
t+2	-106,85***	(28,30)	-38,1	15 795
t+3	-74,71***	(28,82)	-27,3	15 795
t+4	-71,15**	(31,18)	-25,8	15 604
t+5	-58,91*	(32,56)	-21,6	14 987
t+6	-25,81	(33,13)	-9,8	14 313
t+7	-3,6	(35,20)	-1,4	12 612
t+8	-54,03	(39,69)	-18,9	11 442
t+9	-25,47	(44,88)	-9,3	11 007
t+10	-7,49	(54,13)	-2,9	7 674

*Not:* Tabellen visar skillnader i inkomst (i tusentals kronor mätt i 2005 års prisnivå) mellan uppsagda och icke-uppsagda för varje år relativt det initiala varslet. Att blir uppsagd är instrumenterat med en dummy för att vara ovanför tröskeln inom en turordningskrets. För en mer detaljerad beskrivning av metoden och den exakta regressionen, se Cederlöf (2024). I kolumn 4 visas inkomsteffekten i procent relativt de icke-uppsagda (som är precis nedanför tröskeln) inom samma turordningskrets. Standardfelen är klustrade på turordningskrets-nivå. Asterisker indikerar följande signifikansnivåer: \* $p < 0,01$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

Figur 4 visar a) sannolikheten för arbetslöshet och b) logaritmerade löner, båda relativt tidpunkten för varslet. De svartfärgade punkterna motsvarar genomsnittet för arbetare precis ovanför tröskeln medan de vitfärgade prickarna är arbetare just nedanför. De röda vertikala linjerna indikerar att skillnaden i utfallet mellan de två grupperna vid en viss tidpunkt är statistiskt säkerställd. Det är tydligt att en stor del av de initiala inkomstförlusterna drivs av att sannolikheten för arbetslöshet ökar bland individer just ovanför tröskeln. Detta är förväntat då dessa individer på grund av principen sist in – först ut blivit uppsagda i högre utsträckning. Drygt 3–3,5 år (36–42 månader) efter varslet tycks sannolikheten för arbetslöshet vara mer eller mindre den samma för individer under och över tröskeln.

Figur 4 b) visar dock att de tidigare uppsagda hittar arbete med lägre löner än sina tidigare kollegor (som kanske eller kanske inte är kvar på den tidigare arbetsplatsen). Detta lönegap är även statistiskt säkerställt under en kort period för att sedan, fem år efter varslet, vara helt slutet då de tidigare uppsagda under en tid tycks ha haft snabbare lönetillväxt relativt sina forna kollegor.

Figur 4 – Lön och sysselsättning relativt månad för varselldpunkt för individer över och under tröskeln



*Not:* Figurerna visar a) sannolikheten för arbetslöshet samt b) logaritmerade löner (i tusentals kronor), relativt månad för varselldpunkt. Den heldragna linjen visar nivån för individer precis ovanför tröskeln medan den streckade linjen visar för dem precis nedanför. Den vertikala röda linjen mellan linjerna indikerar att skillnaden i nivå är statistisk säkerställd på 5-procentsnivån. För en mer detaljerad beskrivning av metoden och den exakta regressionen, se Cederlöf (2024).

## 5 När uppstår permanenta förluster av att förlora jobbet?

Resultaten i avsnitt 4 visade att individer som blir uppsagda och förlorar sina jobb drabbas av betydande inkomstförluster på kort sikt (1–3 år efter uppsägning) i jämförelse med sina tidigare icke-uppsagda kollegor som ska fånga den kontrafaktiska utvecklingen; med andra ord vad som hade hänt om individen inte hade blivit av med jobbet. Dessa förluster tenderar dock att vara övergående då de tidigare uppsagda kommer tillbaka till arbete, hittar ett nytt jobb med i genomsnitt lägre lön, men sedan har en snabbare lönetillväxt än sina tidigare kollegor.

Konsekvenserna av att förlora sitt arbete tycks således inte vara särskilt stora på lång sikt. Arbetare som ”ramlat ner” på karriärstegen vid uppsägning, lyckas till slut klättra upp till nivån de hade varit vid om de inte hade blivit uppsagda. Intressant nog står detta resultat i stark kontrast till en omfattande internationell litteratur som, nästan uteslutande, visar på betydande långsiktiga förluster av att bli uppsagd i termer av lägre inkomst, arbetsutbud och löner (se t.ex. Schmieder m.fl., 2023, och Carrington och Fallick, 2017, för en sammanfattning). För att förstå denna skillnad i resultat mellan min rapport och tidigare studier kommer resterande del av detta avsnitt undersöka olika förklaringar och utforska vad det är som får inkomstförluster att bli permanenta i tidigare forskning.

### 5.1 Massuppsägningar i Sverige

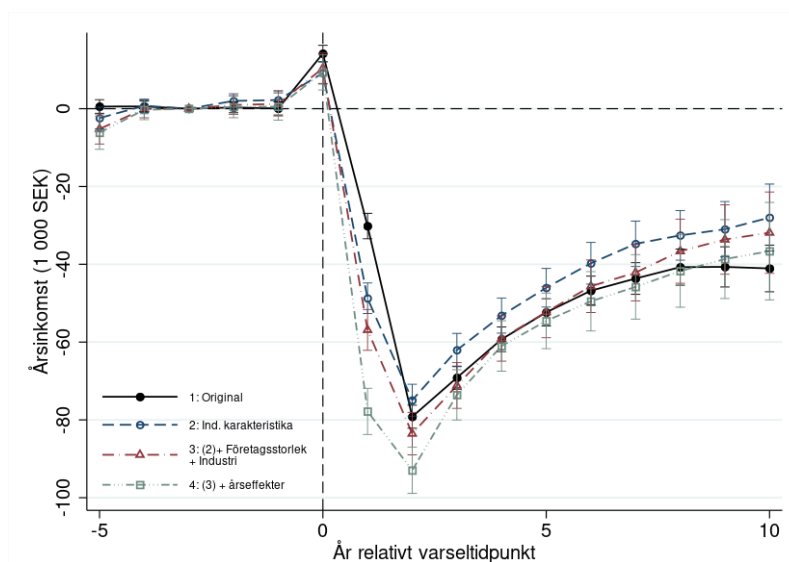
En möjlig förklaring till avsaknaden av permanenta inkomstförluster i denna rapport är att det är något speciellt med den svenska institutionella kontexten och/eller den studerade tidsperioden. För att ta reda på om så är fallet använder jag samma tidsperiod som tidigare, men följer den typiska metoden i den tidigare litteraturen och studerar arbetare med minst fem års anställningstid som blivit uppsagda i massuppsägningar (se kolumn (3) i Tabell 1 för urvalet). Dessa matchas mot, och jämförs sedan med, liknande icke-uppsagda arbetare i företag utan massuppsägningar.<sup>19</sup> Detta ger oss estimat som går att jämföra med tidigare litteratur. Avsaknad av långsiktiga inkomstförluster här torde indikera att den svenska institutionella kontexten eller den specifika tidsperioden kan förklara skillnaderna i resultat mellan min huvudanalys och tidigare studier.

Den svarta linjen i Figur 5 visar skillnaden i inkomst mellan uppsagda och icke-uppsagda arbetare i relation till året för massuppsägningen ( $t$ ). Inkomsterna

---

<sup>19</sup> Se avsnitt 1 för en kort beskrivning av den gängse metoden, alternativt Cederlöf (2024) för en mer utförlig beskrivning samt information kring de två gruppernas jämförbarhet.

Figur 5 – Inkomstförlust över tid för arbetare uppsagda i massuppsägingar



*Not:* Figuren illustrerar utvecklingen av bruttoårsinkomster för arbetare uppsagda i en massuppsäging relativt utvecklingen för en kontrollgrupp av icke-uppsagda. Urvalet består av individer med åtminstone 5 års anställningstid på ett företag som drar ner arbetsstyrkan med åtminstone 30 procent från ett år till ett annat. Den svarta linjen visar skillnaden mellan uppsagda och icke-uppsagda där de senare har valts ut för att efterlikna de förstnämnda med avseende på observerbara karakteristika. Den streckade blå linjen viktas om estimerarna så att urvalet av individer ska likna huvudsamplet som analyserades i avsnitt 4 (se Tabell 1, kolumn 2). Den röda, respektive gröna, streckade linjen viktas även om för företagsstorlek, andelar i olika industrier samt vilket år varslet sker. För en mer detaljerad beskrivning av metoden och den exakta regressionen, se Cederlöf (2024).

för båda grupperna är normaliserade till 0 vid tidpunkt  $t-3$ . Kring varje estimat syns ett 95-procentigt konfidensintervall som indikerar graden av osäkerhet i estimatet (inkomstskillnaden mellan uppsagda och icke-uppsagda). Liksom tidigare ser vi stora initiala förluster där uppsagda två år efter uppsäging, i genomsnitt, tjänar cirka 80 000 kronor mindre jämfört med icke-uppsagda. Efter det sker en viss återhämtning men även 8–10 år efter uppsägingen tjänar tidigare uppsagda arbetare drygt 40 000 kronor mindre per år än vad de hade gjort om de inte hade blivit uppsagda. Det faktum att det finns långsiktiga effekter på inkomst i den här analysen indikerar att frånvaron av långsiktiga effekter i huvudanalysen (avsnitt 4) inte kan förklaras av att det är något speciellt med den svenska kontexten eller den studerade tidsperioden.

## 5.2 Betydelsen av urvalsgrupp

En annan skillnad mellan resultaten i avsnitt 4 och den tidigare litteraturen samt analysen i avsnitt 5.1 är att de studerade grupperna består av olika urval av individer. Då massuppsägningar tenderar att drabba en viss typ av industrier samt en viss typ av företag så skiljer sig också typen av uppsagda individer åt beroende på ifall de sagts upp i ett stort eller litet varsel. Därför skattar jag samma modell men viktar nu om estimaten så att urvalsgrupperna i avsnitt 4 och avsnitt 5.1 ska bli så lika som möjligt i flera dimensioner. Med andra ord viktas estimaten om så att gruppens individegenskaper (ålder, kön, utbildningsnivå, utrikesfödd och anställningstid) ska efterlikna individegenskaperna i den grupp som användes i huvudanalysen.

Den blå streckade linjen i Figur 5 visar skillnader i inkomstförluster mellan uppsagda och icke-uppsagda om vi justerar för att sammansättningen av individer är annorlunda. Justerar man för dessa skillnader minskar inkomstförlusterna något, vilket tyder på att den studerade urvalsgruppen i avsnitt 4 hade egenskaper som, om något, minskade sannolikheten för att observera långsiktiga inkomstförluster. Det är dock långt ifrån hela förklaringen till varför vi ser långsiktiga inkomstförluster i massuppsägninganalysen men inte i sist-in-först-ut analysen då vi fortfarande tydligt kan se att de som sagts upp tjänar cirka 30 000 kronor mindre än icke-uppsagda, även 10 år efter uppsägningen. De långsiktiga inkomstförlusterna kvarstår också även när jag tar hänsyn till företagsstorlek och industrikomposition (röd streckad linje). Inte heller ytterligare justering för tidsperioden när uppsägningarna skedde (grön streckad linje) har någon större inverkan på resultaten, trots att denna analys tar hänsyn till att stora uppsägningar tenderar att ske i sämre ekonomiska förhållanden än mindre uppsägningar. Slutsatsen blir således att den specifika urvalsgruppen som studeras i avsnitt 4 *inte* kan förklara avsaknaden av långsiktiga inkomstförluster.

## 5.3 Betydelsen av metodval

En viktig skillnad jämfört med tidigare litteratur, som i sin tur skulle kunna förklara avsaknaden av långsiktiga inkomstförluster, är den nya metodansatsen. I avsnitt 5.1 visade jag att långsiktiga inkomstförluster återfinns när jag använder den gängse empiriska ansatsen och studerar massuppsägningar. Det finns potentiellt viktiga konceptuella skillnader mellan de två ansatserna, speciellt med avseende på typen av variation som utnyttjas. Den nya ansatsen jämför arbetare inom ett och samma företag vilket innebär att jämförelseindividen, som precis undvek uppsägning, ändå jobbar på ett företag i trångmål. I kontrast till detta är jämförelsegruppen i massuppsägningansatsen arbetare i icke-varslande företag som därav per definition är mer stabila. Trots att det inte finns några indikationer

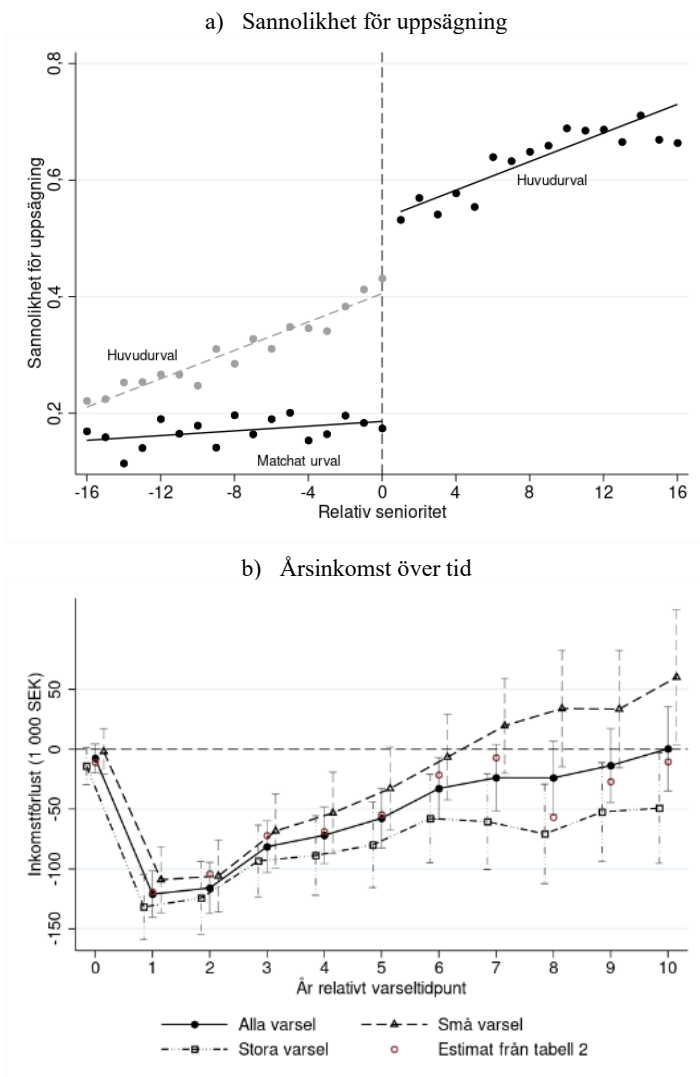
på att arbetare som precis undvek uppsägning blev av med jobbet i högre utsträckning vid ett senare tillfälle och att det är det som driver den långsiktiga nolleffekten på inkomst skulle det kunna vara så att fortsatt arbete på ett företag i trångmål medför lägre lönetillväxt i jämförelse med att jobba på ett mer lyckosamt företag. Vidare skiljer sig de två ansatserna åt i det avseendet att studier av massuppsägningar fokuserar på den genomsnittliga uppsagda individen, medan den nya ansatsen, som baseras på variation genererad av principen sist in – först ut, studerar individer nära tröskeln för uppsägning. Liksom i avsnitt 5.2 kan skillnader i individegenskaper för dessa två typer av arbetare bidra till olikheterna i de långsiktiga inkomstförlusterna.

För att utröna (den kombinerade) effekten av dessa två mekanismer efterliknar jag metoden som baseras på massuppsägningar genom att skapa en kontrollgrupp av individer på andra företag som i sin tur har matchats mot individer som befinner sig nedanför senioritetströskeln ( $S \leq 0$ ) med avseende på observerade egenskaper. På så sätt kan inkomstförlusterna skattas med en jämförelsegrupp på ett annat, mer stabilt, företag medan vi fortfarande studerar uppsagda individer precis över senioritetströskeln. Figur 6 a) visar hur sannolikheten för uppsägning förändras vid tröskeln. Skillnaden för individer precis ovan- och nedanför tröskeln är nu betydligt större (34,7 procentenheter) än tidigare då individerna nedanför tröskeln ( $S \leq 0$ ) arbetar på ett företag som inte varslat.

Den svarta heldragna linjen i Figur 6 b) visar inkomstskillnader mellan uppsagda och icke uppsagda arbetare där (liksom i Tabell 2) skillnaden i inkomst för arbetare precis ovan- och nedanför tröskeln har delats med motsvarande skillnad i sannolikhet för uppsägning. Skillnaden i kontrollgrupp mellan de två metoderna förefaller inte ha någon större betydelse. Den heldragna svarta linjen i Figur 6 b) visar på snarlika inkomsteffekter som i analysen i avsnitt 4. Även om jämförelseindividerna nu arbetar på stabilare företag tycks de genomsnittliga inkomstförlusterna gå mot noll på lång sikt. Skillnaden mellan uppsagda och icke-uppsagda är, liksom tidigare, inte statistiskt säkerställd 7–10 år efter uppsägning. En naturlig slutsats är således att valet av jämförelseindivider och huruvida dessa är på det varslade företaget eller i ett annat mer stabilt företag har liten betydelse för att förklara inkomstförlusternas varaktighet.

I Figur 6 b) visas även inkomsteffekten över tid av att förlora jobbet, uppdelat på små (streckad linje med triangel) och stora varsel (streckad linje med fyrkant), där stora varsel är definierade som att åtminstone 20 procent av arbetsstyrkan på ett arbetsställe varslats om uppsägning. Här framträder ett intressant mönster där

Figur 6 – Sannolikhet för uppsägning och effekt på årsinkomst genom matchningsansats



*Not:* Figur a) visar sannolikheten för att lämna (bli uppsagd från) det varslande företaget som en funktion av individens relativa senioritet (anställningstid) inom en given turordningskrets. Cirklar i svart under tröskeln illustrerar medelvärden för individer utanför turordningskretsen (på andra företag) som blivit matchade för att efterlikna de arbetare i huvudurvalet som varit under tröskeln. Skillnaden i sannolikhet för uppsägning vid tröskeln är skattad till 34,7 procentenheter och är statistiskt säkerställd på 1-procentsnivån. Den svarta linjen i figur b) visar skillnaden i årsinkomst mellan uppsagda och icke-uppsagda individer precis ovan och under tröskeln. De streckade linjerna med fyrkant eller triangel visar motsvarande skillnad fast för stora, respektive, små varsel. Runt dessa estimat visas 95-procentiga konfidensintervall. De röda punkterna återger estimaten från Tabell 2 som jämförelse. För en mer detaljerad beskrivning av metoden och de exakta regressionerna, se Cederlöf (2024).



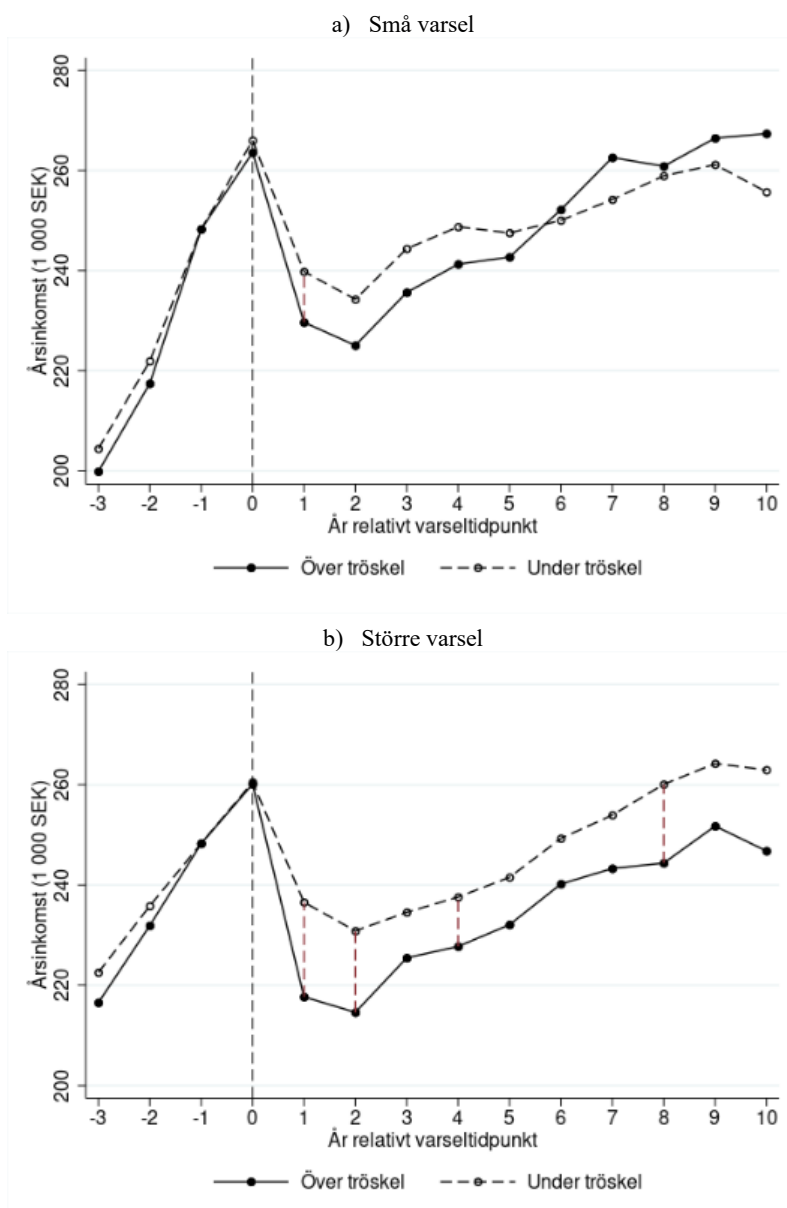
det är tydligt att arbetare som förlorat jobbet i ett stort varsel har större inkomstförluster som dessutom i hög utsträckning lever kvar på lång sikt. I stark kontrast till detta tycks arbetare som blivit uppsagda i små varsel återhämta sig betydligt snabbare. Trots att även de drabbas av stora kortsiktiga inkomstförluster tjänar de lika mycket, eller kanske till och med mer, 7 år efter uppsägningen jämfört med vad som hade varit fallet om de inte blivit uppsagda. Detta resultat är intressant då tidigare litteratur i princip uteslutande har studerat stora varsel (massuppsägningar). Nästa delavsnitt gräver djupare i betydelsen av storleken på ett varsel för framtida inkomstförluster.

## 5.4 Stora och små varsel

Figur 6 b) gav indikationer på att storleken på ett varsel skulle kunna vara av betydelse för hur de uppsagdas inkomstförluster utvecklar sig över tid. Genom att återgå till ansatsen som användes i avsnitt 4 återställs i det här delavsnittet val av urvalsgrupp och metod för att se om samma heterogenitet finns där.

Figur 7 visar utvecklingen av inkomsten för arbetare precis under (vita cirklar och streckad linje) och ovanför (svarta cirklar och heldragen linje) tröskeln. Detta görs separat för små (a) och stora varsel (b) där de senare definieras som att åtminstone 20 procent av arbetsstyrkan på ett arbetsställe blir varslade. Nivåskillnaden mellan linjerna (som ibland är markerad med en röd linje som indikerar att skillnaden är statistisk säkerställd på 5-procentnivån) motsvarar effekten av att öka sannolikheten för uppsägning med 10,7 respektive 13,5 procentenheter för små respektive stora varsel. Mönstret är väldigt tydligt: medan arbetare ovanför tröskeln (som har högre sannolikhet för uppsägning) i små varsel tycks återhämta sig väl (och i genomsnitt tjäna mer än sina tidigare kollegor som var precis nedanför tröskeln) har arbetare uppsagda i stora varsel betydligt lägre inkomst än sina forna (i lägre grad uppsagda) kollegor även på lång sikt. I Cederlöf (2024) visas hur denna skillnad i inkomst mellan uppsagda och icke-uppsagda växer mer eller mindre monotont med storleken på varslet. Vidare visas att detta mönster kvarstår när man justerar för det faktum att stora och små varsel skiljer sig åt med avseende på vilka individer som blir uppsagda samt industrikomposition och i vilken konjunktur varslet sker.

Figur 7 – Utveckling av årsinkomster för arbetare över och under tröskeln, i små respektive stora varsel.



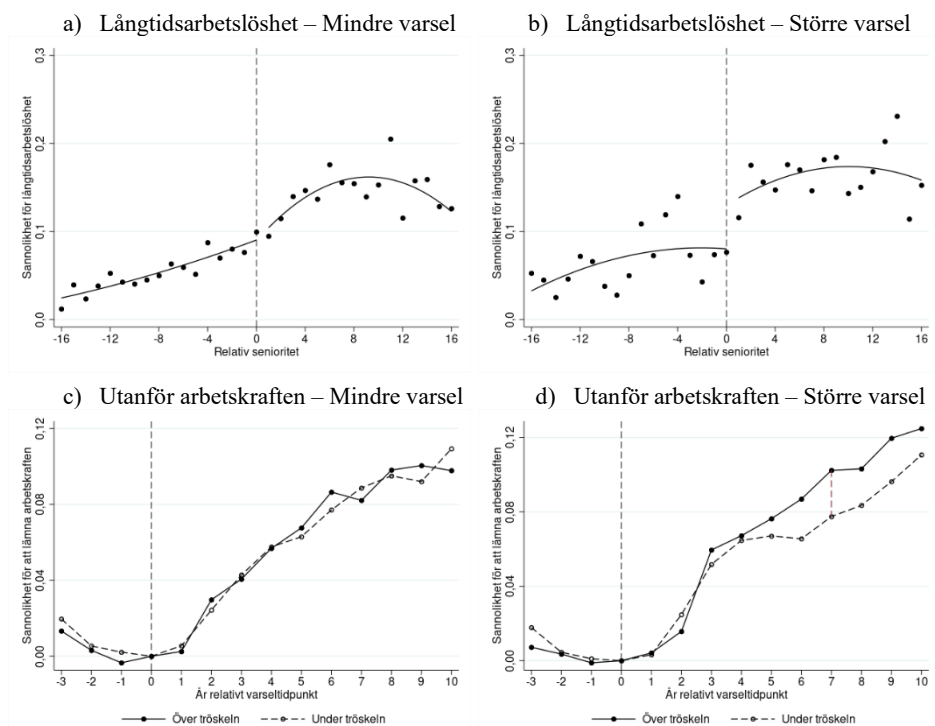
Not: Figurerna visar bruttoårsinkomster separat för små (a) och stora (b) varsel. Den heldragna linjen visar nivån för individer precis ovanför tröskeln medan den streckade linjen visar nivån för de precis nedanför inom en turordningskrets. Den vertikala röda linjen mellan linjerna indikerar att skillnaden i nivå är statistisk säkerställd på 5-procentsnivån. För en mer detaljerad beskrivning av metoden och den exakta regressionen, se Cederlöf (2024).

## 6 Varför har stora varsel stora inkomsteffekter?

Varför är det då så att det primärt tycks vara stora varsel som orsakar större och mer bestående inkomstförluster bland de uppsagda? Å ena sidan är det teoretiskt tänkbart att signalen till potentiella framtida arbetsgivare av att bli uppsagd skulle kunna vara mindre negativ vid stora uppsägningar, vilket i så fall snarare skulle mildra skadan på inkomster och jobbmöjligheter (Gibbons och Katz 1991). Å andra sidan tenderar stora varsel att ske i ekonomiska nedgångar vilket tidigare forskning visat förvärrar effekten att förlora jobbet (Davis and von Wachter 2011; Schmieider m.fl. 2023). Vidare kan man tänka sig att stora varsel sker i vissa typer av industrier där arbetare har hög grad av industri- eller företagsspecifikt humankapital. Dock, och som visats ovan, så består skillnaderna i långsiktiga inkomstförluster mellan stora och små varsel även efter man tagit hänsyn till en rad olikheter såsom kompositionen av industrier och de uppsagda arbetstagarna. Inte heller konjunkturläget verkar ha någon större förklaringsgrad; skillnaden mellan stora och små varsel kvarstår i hög grad även när man tar hänsyn till att stora varsel tenderar att ske i sämre ekonomiska förhållanden än mindre varsel. En möjlighet är att stora varsel helt enkelt skapar skillnader i andra utfall som också beror på storleken på uppsägningarna och som sedermera påverkar framtida inkomster, exempelvis arbetslöshet eller sannolikheten att byta yrke eller industri.

Figur 8 börjar med att titta närmre på exponering för arbetslöshet och ickesysselsättning. Panelerna a) och b) visar sannolikheten att bli långtidsarbetslös efter en uppsägning separat för små respektive stora varsel. Stora uppsägningar tycks leda till längre arbetslöshetsperioder då sannolikheten för långtidsarbetslöshet är högre för personer ovanför tröskeln i stora varsel (5,5 procentenheter, statistiskt säkerställt på 5-procentsnivån), men i mindre varsel återfinns inte någon sådan skillnad. Vidare indikerar panelerna c) och d) en högre sannolikhet att lämna arbetskraften för personer ovanför tröskeln, när de är uppsagda i stora varsel. Det tycks således som att stora varsel har en tendens att minska arbetsutbudet hos de uppsagda i större utsträckning än vad som verkar vara fallet vid mindre varsel. Detta skulle kunna förklara skillnaderna i långsiktiga inkomstförluster. Detta stöds även av flertalet nyttkomna studier på området som visat att just längden på perioden utan sysselsättning är avgörande för att förklara inkomstförluster efter en uppsägning (Schmieider m.fl. 2023; Jarosch 2023; Burdett m.fl. 2020).

Figur 8 – Lön och sysselsättning relativt månad för varseltidpunkt för individer över och under tröskeln



Not: Figur a) och b) visar sannolikheten för långtidsarbetslöshet (definierat som att vara arbetslös mer än 180 dagar i följd) som en funktion av relativ senioritet inom en turordningskrets. Figur c) och d) visar sannolikheten att lämna arbetskraften för arbetare precis ovan- (heldragen linje) och nedanför (streckad linje) tröskeln över tid relativt varseltidpunkten. Den vertikala röda linjen mellan linjerna indikerar att skillnaden i nivå är statistisk säkerställd på 5-procentsnivån. För en mer detaljerad beskrivning av metoden och den exakta regressionen, se Cederlöf (2024).

Tabell 3 undersöker ytterligare kanaler som kan tänkas påverka framtida inkomster. På medellång och lång sikt är arbetstagare som sagts upp mer sällan sysselsatta och i större utsträckning öppet arbetslösa.. Denna effekt är mer uttalad vid stora uppsägningar, där arbetstagarna även tycks vara mer benägna att byta bransch och yrke och arbeta i olika regioner, och mindre benägna att bo och arbeta i samma region. Dessa effektskillnader mellan stora och mindre varsel är dock inte alltid statistiskt säkerställda och bör därför tolkas med viss försiktighet.<sup>20</sup> När det gäller utfall efter uppsägning tycks det som att stora varsel leder till lägre sysselsättning, och när de uppsagda väl hittar nytt jobb tenderar

<sup>20</sup> I hårda parenteser ("[ ]") syns  $p$ -värdet från hypotestestet att effekten av att förlora jobbet vid små respektive stora varsel är lika med varandra.

Tabell 3 – Skillnader i utfall mellan små och stora varsel

Tidshorisont:	Kort sikt		Medellång sikt		Lång sikt	
	(1–3 år)		(4–6 år)		(7–10 år)	
Varselstorlek:	Små	Stora	Små	Stora	Små	Stora
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Årsinkomst	-84,4** (33,4)	-76,8** (35,1)	-24,19 (42,2)	-38,7 (36,2)	66,8 (75,5)	-69,3* (41,8)
	[0,874]		[0,794]		[0,115]	
Icke-sysselsättning	2,34** (1,01)	2,40*** (0,90)	0,72 (1,21)	1,87* (1,00)	-0,35	2,49** (1,11)
	[0,966]		[0,462]		[0,180]	
Arbetslös	0.396*** (0.118)	0.566*** (0.124)	-0.089 (0.126)	0.139 (0.110)	-0.273 (0.179)	0.172*** (0.080)
	[0.321]		[0.172]		[0.024]	
Byte av industri	0,49*** (0,13)	0,59*** (0,12)	0,60*** (0,19)	0,41*** (0,13)	0,42** (0,20)	0,263* (0,14)
	[0,593]		[0,400]		[0,511]	
Byte av yrke	0,44*** (0,15)	0,48*** (0,10)	0,27 (0,35)	0,28 (0,24)		
	[0,804]		[0,946]			
Byt av region	0,14 (0,11)	0,15* (0,09)	0,03 (0,16)	0,26** (0,11)	0,28 (0,21)	0,28** (0,19)
	[0,939]		[0,214]		[0,405]	
Bo och arbeta i samma region	0,11 (0,12)	-0,16 (0,10)	0,25 (0,14)	-0,28** (0,10)	0,22 (0,21)	-0,24** (0,12)
	[0,075]*		[0,007]***		[0,055]*	

*Not:* Tabellen visar skillnader i utfall mellan individer precis nedan- och ovanför tröskeln. Detta görs separat för små respektive stora varsel där det senare är definierat som att åtminstone 20 procent av arbetsstyrkan på en arbetsplats har blivit varslade. Varje kolumn reflekterar år relativt varseltidpunkt. I ”mjuka” parenteser (...), redovisas standardfel medan ”hårda” parenteser [...], visar *p*-värdet från hypotestestet att skillnaden i estimaten för små och stora varsel är noll. Årsinkomst är mätt året innan varsel i tusentals kronor i 2005 års penningvärde medan resterande variabler är binära och därmed indikerar skillnader i sannolikhet. Byte av yrke kan endast observeras 6 år fram i tiden på grund av en omläggning av yrkeskoderna 2012. För en mer detaljerad beskrivning av metoden och den exakta regressionen, se Cederlöf (2024).

de att göra det i en annan region än där de bor. Detta är i linje med resultat i Gathmann m.fl. (2018) som visar att stora uppsägningar kan påverka hela den lokala arbetsmarknaden.

Med tanke på de lokala arbetsmarknadernas roll verkar den grundläggande skillnaden mellan små och stora uppsägningar ligga i det stora antalet friställda arbetstagare. Vid stora uppsägningar har många samma kompetenser och de konkurrerar därmed om samma typer av jobb. Stora uppsägningar leder således till högre konkurrens om ett begränsat antal jobb. Dessa jobb kan dessutom bli ännu färre om uppsägningen påverkar den lokala efterfrågan. Detta är mekanismer som förlänger arbetslösheten och gör de uppsagda mer benägna att söka arbete utanför den lokala arbetsmarknaden.

I Cederlöf (2024) visar jag att storleken på det neddragande företagens bransch på den lokala arbetsmarknaden avgör omfattningen av inkomstförlusterna. Personer som blivit uppsagda i samband med stora varsel i branscher som dominerar på den lokala arbetsmarknaden upplever störst inkomstförluster. Ett sådant mönster syns inte vid mindre varsel inom samma industri, vilket indikerar att just påverkan på hela den lokala arbetsmarknaden kan vara en mekanism som kan förklara de långsiktiga inkomstförlusterna. Detta stöds även av att stora uppsägningar som sker i lokalt mindre branscher inte renderar permanenta förluster. Troligen kan alternativa arbetsgivare och branscher i dessa fall absorbera arbetsutbudschocken. Men när chocken sker i dominerande branscher sjunker den totala efterfrågan och de uppsagda drabbas av långvarig arbetslöshet, som man kan tänka sig i sin tur leder till missmod och förlust av humankapital.

## **7 Avslutande diskussion**

Denna rapport har undersökt hur arbetstagare påverkas av att förlora jobbet i termer av framtida inkomster, löner och sysselsättning. Studien utnyttjar diskontinuiteter i sannolikheten för uppsägning som uppstår till följd av principen sist in – först ut vid uppsägningar i Sverige. Till skillnad från tidigare forskning, som främst fokuserar på massuppsägningar, belyses i denna rapport effekterna av att förlora jobbet både vid stora (mass)uppsägningar samt mindre sådana.

Resultaten visar att arbetstagare som blir av med jobbet på grund av en något för kort anställningstid relativt andra på arbetsplatsen drabbas av betydande inkomstförluster under de första åren efter uppsägningen jämfört med kollegor som precis undkommit uppsägning. I genomsnitt återhämtar sig dock de uppsagda helt inom sju år efter uppsägningen.

Då dessa resultat skiljer sig åt från resultat i tidigare studier baserade på massuppsägningar, som ofta dokumenterat bestående inkomstförluster även långt efter uppsägning, undersöker jag närmre vad som orsakar större och mer permanenta förluster. Denna analys visar att just storleken på varslet tycks vara

en tydlig orsak till att inkomstförlusterna består över tid. En möjlig förklaring till detta är att stora uppsägningar påverkar hela den lokala arbetsmarknaden och att de uppsagda därmed drabbas av lägre sysselsättning, större risk för långtidsarbetslöshet samt högre sannolikhet att lämna arbetskraften.

Sammanfattningsvis tyder resultaten på att konsekvenserna av att bli av med jobbet skiljer sig betydligt åt beroende på huruvida individen blivit uppsagd i ett större eller mindre varsel. Medan arbetstagare som friställs vid stora uppsägningar kan drabbas av bestående effekter, sker en snabbare återhämtning för dem som blivit av med jobbet vid mindre uppsägningar. Detta resultat innebär att det kan vara nödvändigt att ta hänsyn till hur många som blev av med jobbet samtidigt och möjligheterna för den lokala arbetsmarknaden att absorbera de friställda arbetstagarna vid bedömningar av uppsagda personers behov av omställningsstöd.

## Referenser

- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2009). *Mostly harmless econometrics : an empiricist's companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Athey, S., Nordström Skans, O., Vikström, J., & Yakymovych, Y. (2023). The Heterogeneous Earnings Impact of Job Loss Across Workers, Establishments, and Markets.
- Bertheau, A., Acabbi, E. M., Barcelo, C., Gulyas, A., Lombardi, S., & Saggio, R. (September 2023). The Unequal Cost of Job Loss across Countries. *American Economic Review: Insights*, 5(3)
- Burdett, K., Carrillo-Tudela, C., & Coles, M. (April 2020). The Cost of Job Loss. *The Review of Economic Studies*, 87, 1757-1798.
- Carrington, W. J., & Fallick, B. (2017). Why Do Earnings Fall with Job Displacement? *Industrial Relations*, 56, 688–722.
- Cederlöf, J., Fredriksson, P., Seim, D., & Nekoei, A. (2023). Mandatory Notice of Layoff, Job Search, and Efficiency.
- Cederlöf, J. (2024). Reconsidering the Cost of Job Loss: Evidence from Redundancies and Mass Layoffs. IFAU Working paper 2024:2
- Davis, S. J., & von Wachter, T. (2011). Recessions and the Costs of Job Loss. *Brookings Papers on Economic Activity, Fall*, 1–72.
- Eliason, M., & Storrie, D. (2006). Lasting or latent scars? Swedish evidence on the long-term effects of job displacement. *Journal of Labor Economics*, 24, 831–856.
- Flaaen, A., Shapiro, M. D., & Sorkin, I. (April 2019). Reconsidering the Consequences of Worker Displacements: Firm versus Worker Perspective. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11, 193-227.
- Gathmann, C., Helm, I., & Schönberg, U. (December 2018). Spillover Effects of Mass Layoffs. *Journal of the European Economic Association*, 18, 427-468.
- Gibbons, R., & Katz, L. (1991). Layoffs and Lemons. *Journal of Labor Economics*, 9, 351–380.
- Gulyas, A., & Pytka, K. (2020). Understanding the Sources of Earnings Losses After Job Displacement: A Machine-Learning Approach. *Mimeo*.
- Jacobson, L. S., Lalonde, R. J., & Sullivan, D. G. (1993). Earnings Losses of Displaced Workers. *American Economic Review*, 83, 685–709.



- Jarosch, G. (2023). Searching for Job Security and the Consequences of Job Loss. *Econometrica*.
- Kjellberg, A. (2019, May 22). *Kollektivavtalens täckningsgrad samt organisationsgraden hos arbetsgivarförbund och fackförbund*. Department of Sociology, Lund University.
- Lachowska, M., Mas, A., & Woodbury, S. A. (October 2020). Sources of Displaced Workers' Long-Term Earnings Losses. *American Economic Review*, 110,
- Lee, D., & Lemieux, T. (2010). Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature*, 48((2)), 281-355.
- Mörk, E., Sjögren, A., & Svaleryd, H. (2020). Consequences of Parental Job Loss on the Family Environment and on Human Capital Formation: Evidence from Plant Closures. *Labour Economics*, 67(101911).
- Schmieder, J. F., von Wachter, T., & Heining, J. (2023). The Costs of Job Displacement over the Business Cycle and Its Sources: Evidence from Germany. *American Economic Review*.
- Seim, D. (2019). On the incidence and effects of job displacement : Evidence from Sweden. *Labour Economics*, 57, 131–145.

## Bilaga

Tabell A1 – Skillnader i individkaraktistika vid tröskeln

	(1)	(2)	(3)
Årsinkomst (1 000 SEK)	-0,0046 (0,0062)	-0,0046 (0,0082)	0,0004 (0,0049)
Kvinna	-0,0060 (0,0051)	-0,0062 (0,0069)	-0,0002 (0,0039)
Invandrare	0,0034 (0,0053)	0,0014 (0,0067)	0,0008 (0,0045)
Ålder	0,0001 (0,0002)	0,0000 (0,0003)	0,0001 (0,0002)
<i>Utbildningsnivå</i>			
Gymnasium	-0,0007 (0,0047)	-0,0016 (0,0051)	-0,0012 (0,0035)
Universitet	0,0081 (0,0108)	0,0056 (0,0139)	0,0002 (0,0088)
<i>Polynom i kontrollfunktion</i>			
Linjär	X	X	
Kvadratisk			X
Turordningsfixaeffekter		X	X
F-statistika	0,397	0,218	0,126
p-värde	0,881	0,971	0,880
Antal observationer	15 795	15 795	15 795

*Not:* Tabellen visar skillnader i förutbestämda individkaraktistika mellan individer precis nedan- och ovanför tröskeln. Årsinkomst, i tusentals kronor, är mätt året innan varslet i 2005 års penningvärde. Samtliga regressioner kontrollerar för fixa effekter med avseende på turordning. Varken några enskilda estimat eller alla tillsammans är statistiskt säkerställda. För en mer detaljerad beskrivning av metoden, den exakta regressionen och ytterligare balanstester, se Cederlöf (2024).

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](http://www.ifau.se)