



SVENSKT NÄRINGSLIV

# Effektutvärdering av fristående leverantörers matchningsinsatser: En replikering av en IFAU-rapport

MARS 2026



# Innehåll

<b>Sammanfattning</b> .....	2
<b>1. Introduktion</b> .....	3
<b>2. Varför kan fristående aktörer förbättra matchningen?</b> .....	5
<b>3. Beskrivning av experimentet</b> .....	8
3.1 Experimentets upplägg .....	8
3.2 Arbetssökande närmare arbetsmarknaden .....	9
3.3 Arbetssökande längre från arbetsmarknaden .....	12
<b>4. Data och val av utfallsvariabler</b> .....	14
4.1 Tillgång till data och till IFAU:s analysplan .....	14
4.2 Utfallsvariabler .....	15
4.3 Datakvalitet .....	18
<b>5. Empirisk metod</b> .....	20
<b>6. Effekten för arbetssökande som har påverkats av randomiseringen</b> .....	23
6.1 Primärutfall .....	23
6.2 Samtliga skattningar .....	26
<b>7. Slutsatser</b> .....	30
<b>Referenser</b> .....	33
<b>Bilaga A: Tabeller</b> .....	36
<b>Bilaga B: IFAU:s analysplan</b> .....	39
<b>Bilaga C: Skillnaden mellan effekten av randomisering och effekten av deltagande</b> .	41
<b>Bilaga D: Effekten av att initialt ha blivit randomiserad till Rusta och matcha</b> .....	43

# Sammanfattning

IFAU (Egebark m.fl., 2024) har genomfört ett randomiserat fältexperiment där de studerat effekterna av Rusta och matcha, ett program där arbetsökande får matchningsinsatser av fristående leverantörer). Slutsatsen från utvärderingen är att de fristående leverantörernas matchningsinsatser kostar mer, men inte ger ett bättre arbetsmarknads- eller utbildningsutfall för de arbetsökande än Arbetsförmedlingens egna insatser.

Vi genomför i denna rapport en replikering av Egebark m.fl. (2024) och finner att:

- Följsamheten i experimentet är låg – endast omkring 55 procent de arbetsökande som initialt randomiseras till Rusta och matcha följer den randomiserade tilldelade behandlingen. Under sådana omständigheter mäter det skattningsmått (ITT) som används i studien inte effekten av att delta i Rusta och matcha. Resultaten ska i stället tolkas som effekten av att initialt ha tilldelats matchningsinsatser från fristående leverantörer. På ett flertal ställen i rapporten, inklusive i syftet<sup>1</sup>, i sammanfattningen, i pressmeddelandet och i kommunikeringen av rapporten tydliggörs inte detta.
- Breda konfidensintervall tolkas felaktigt som precist skattade nolleffekter. När vi skattar en Local Average Treatment Effect (LATE) – en etablerad metod när följsamheten är låg – framträder ett mönster av betydande positiva effekter av att delta i Rusta och matcha. ITT underskattar effekten av deltagande med mellan 57 och 71 procent. De flesta av LATE-skattningarna (24 av 30) är positiva och flera har konfidensintervall som ligger över noll. De största positiva effekterna finner vi för den grupp av arbetsökande som står närmare arbetsmarknaden.
- Utvärderingen har utförts tillsammans med anställda vid Arbetsförmedlingen, vilket inte är förenligt med grundläggande principer om oberoende utvärdering. IFAU ska enligt sin instruktion utvärdera den arbetsmarknadspolitiska verksamheten (1§ SFS 2007:911), och Arbetsförmedlingen ska enligt sin instruktion ansvara för den arbetsmarknadspolitiska verksamheten (1§ i SFS 2022:811).

Vår analys visar att Egebark m.fl. (2024) lider av metodologiska brister, samt att det inte går att utesluta betydande positiva effekter av de fristående leverantörernas matchningsinsatser. Slutsatsen som kommunicerats av IFAU är därför inte robust.

---

<sup>1</sup> Det uttalade syftet med analysen i Egebark m.fl. (2014, s. 13) är "att studera hur rusta och matcha påverkade de arbetsökandes utbildnings- och arbetsmarknadsutfall. Vi har två övergripande frågeställningar – vi studerar dels effekterna av att delta i tjänsten, dels effekterna av ersättningsmodellens utformning."

# 1. Introduktion

Som en del av januariavtalet 2019 påbörjade regeringen en reformering av Arbetsförmedlingen. En bärande del av denna förändring var programmet Rusta och matcha, som lanserades i mars 2020. Detta program innebar att arbetssökande i större utsträckning fick matchningsinsatser av privata fristående leverantörer i stället för Arbetsförmedlingen.

För att utvärdera effekterna av Rusta och matcha genomförde IFAU och Arbetsförmedlingen (Egebark m.fl., 2024) ett randomiserat fältexperiment, där arbetssökande slumpmässigt tilldelades matchningsinsatser av fristående leverantörer eller av Arbetsförmedlingen. IFAU:s slutsats var att det saknas betydande effekter på arbetsmarknads- eller utbildningsutfall av de fristående leverantörernas matchningstjänster i jämförelse med Arbetsförmedlingens egna insatser.

IFAU kommunicerade resultaten med pressmeddelandet: *“Fristående arbetsförmedling gav högre kostnader men inte lägre arbetslöshet.”* Rapporten fick mycket uppmärksamhet och har lett till att regeringen lagt om den förda politiken. Enligt 2025-års regleringsbrev till Arbetsförmedlingen ska kostnaderna för Rusta och matcha minska, samtidigt som Arbetsförmedlingen i större utsträckning ska fokusera på sitt eget matchningsuppdrag (Arbetsmarknadsdepartementet, 2025).

Syftet med denna rapport är att genomföra en replikering av Egebark m.fl. (2024) för att studera om den slutsats som kommunicerats av IFAU håller för en granskning.<sup>2</sup> Vi genomför både en strikt reproduktion och en bredare reanalys (Clemens, 2017), där vi undersöker robustheten mot alternativa specifikationer.<sup>3</sup>

Vår replikering är av betydelse eftersom den slutsats som kommunicerats av IFAU bygger på användandet av effektmåttet Intention-to-Treat (ITT), som mäter effekten av att *randomiseras till* en behandling. En ITT-skattning kan inte tolkas som ett mått på effekten av att delta i Rusta och matcha om följsamheten till randomiseringen i experimentet är låg. Om det uttalade syftet är att skatta effekten av deltagande i Rusta och matcha är en Local Average Treatment Effect (LATE) att föredra.<sup>4</sup> LATE är dessutom lämpligt när vi ska förvänta oss heterogena behandlingseffekter, som är fallet med Rusta och matcha.

---

<sup>2</sup> Vi avgränsar vår studie till effektskattningar av deltagande i Rusta och matcha för de som påverkades av randomiseringen och analyserar inte kostnadsberäkningarna eller övriga delar av originalrapporten.

<sup>3</sup> Tidigare forskning visar att metodval kan ge stora variationer i rapporterade resultat (Huntington-Klein m.fl., 2021), vilket motiverar denna ansats.

<sup>4</sup> Det framgår tydligt i IFAU-rapporten att syftet är att studera effekten av att delta i Rusta och matcha, se t ex Egebark m.fl. (2024, s. 13).

Rapporten är strukturerad enligt följande. Avsnitt 2 ger en teoretisk utgångspunkt för hur Rusta och matcha är tänkt att fungera och förklarar varför heterogena effekter är centrala för effektivitet och för hur vi ska tänka kring utvärderingen. Avsnitt 3 redogör för experimentets upplägg. Avsnitt 4 beskriver data och utfallsva-riabler, och avsnitt 5 de metoder vi använder. Avsnitt 6 presenterar resultaten, och avsnitt 7 avslutar med en sammanfattande diskussion.

## 2. Varför kan fristående aktörer förbättra matchningen?

Arbetslösheten i Sverige har sedan den djupa krisen i början av 1990-talet permanentats på en betydligt högre nivå än före krisen, medan sysselsättningsgraden är relativt oförändrad.<sup>5</sup> Endast två länder i EU-27 har i dagläget en högre arbetslöshet än Sverige.<sup>6</sup> Enligt Statistiska Centralbyrån kan dessutom 1,2 miljoner personer i arbetsför ålder (exklusive studenter och värnpliktiga) inte klassificeras som självförsörjande.<sup>7</sup>

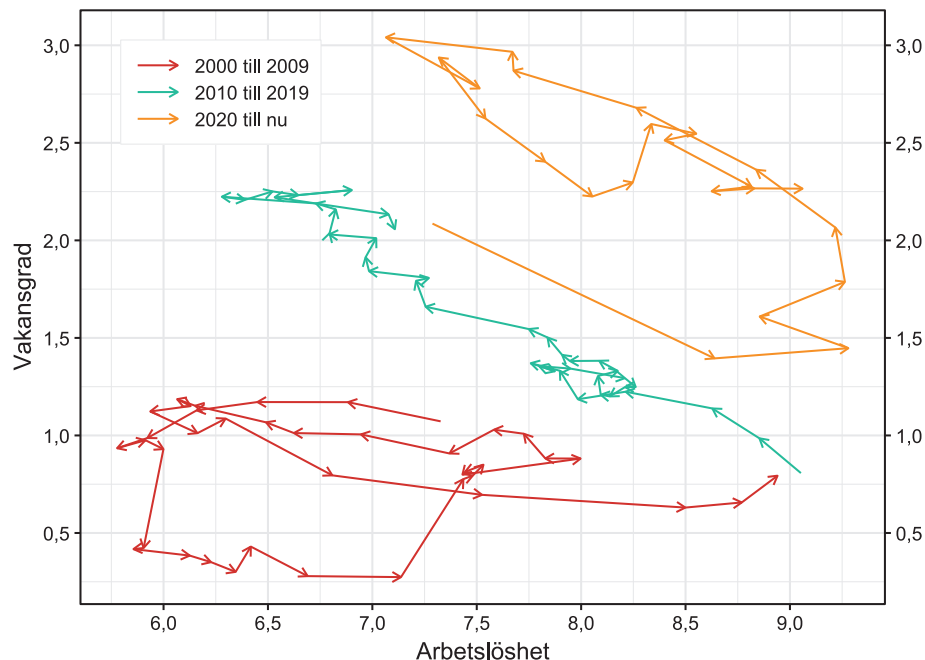
Matchningen på den svenska arbetsmarknaden har över tid försämrats. Arbetslösheten är betydligt högre för en viss vakansgrad än vad som har varit fallet tidigare, se figur 1. Nästan hälften av Svenskt Näringslivs medlemsföretag uppger samtidigt att de inte kan växa eftersom de inte hittar personal med rätt sorts kompetens (Svenskt Näringsliv, 2026). Andelen företag som upplever att det är svårt att rekrytera har dessutom ökat kraftigt, från 54 procent 2012 till 66 procent 2025 (Svenskt Näringsliv, 2026).

<sup>5</sup> Arbetslösheten i ålderskategorin 16 – 64 år var 8,3 % 2024, medan sysselsättningsgraden samma år uppgick till 78 %. Detta kan jämföras med 1990 då arbetslösheten i samma ålderskategori var 2,4 % och sysselsättningsgraden var 83,4 %, se: [https://www.ekonomifakta.se/sakomraden/arbetsmarknad/arbetsloshet/arbetsloshet\\_1212507.html](https://www.ekonomifakta.se/sakomraden/arbetsmarknad/arbetsloshet/arbetsloshet_1212507.html), respektive [https://www.ekonomifakta.se/sakomraden/arbetsmarknad/sysselsattning/sysselsattningsgrad\\_1209139.html](https://www.ekonomifakta.se/sakomraden/arbetsmarknad/sysselsattning/sysselsattningsgrad_1209139.html)

<sup>6</sup> I december 2025 var det endast Spanien och Finland i EU-27 som hade en högre arbetslöshet än Sverige, se: [https://www.ekonomifakta.se/sakomraden/arbetsmarknad/arbetsloshet/arbetsloshet-internationellt\\_1212514.html](https://www.ekonomifakta.se/sakomraden/arbetsmarknad/arbetsloshet/arbetsloshet-internationellt_1212514.html)

<sup>7</sup> Källa: SCB:s statistikdatabas, <https://www.statistikdatabasen.scb.se/>. I Daunfeldt m.fl. (2023) visas att den stora merparten av de som ingår i denna grupp inte har varit självförsörjande under lång tid.

**Figur 1. Beveridgekurvan, sambandet mellan vakansgrad och arbetslöshet, 2000 (kvartal 1) – 2025 (kvartal 3).**



Not: Arbetslösheten mäts i procent av arbetskraften. Vakansgraden är definierad som antalet lediga jobb i förhållande till antalet personer i arbetskraften.

Källa: SCB och Konjunkturinstitutet.

För att förbättra matchningen på arbetsmarknaden lanserade regeringen 2019, som en del av januariavtalet<sup>8</sup>, en omfattande reformering av Arbetsförmedlingen. Enligt januariavtalet skulle de fristående leverantörerna överta huvudansvaret för att matcha arbetssökande med lediga jobb och utbildningar, medan Arbetsförmedlingen skulle ha myndighetsansvaret för arbetsmarknadspolitiken. En bärande del av denna reformering var matchningstjänsten Rusta och matcha, som lanserades i mars 2020. Rusta och matcha innebar att större frihet gavs till de fristående leverantörerna, samtidigt som de också fick ett större inslag av resultatbaserad ersättning för sina tjänster.

Företag i Sverige är generellt mycket missnöjda med Arbetsförmedlingen och en allt mindre andel använder Arbetsförmedlingen som rekryteringskanal. Enligt Svenskt Näringslivs rekryteringsenkät 2025 uppger företagen att Arbetsförmedlingen fungerar sämst av åtta undersökta rekryteringskanaler.<sup>9</sup> Tillgången till professionella

<sup>8</sup> Januariavtalet var en skriftlig överenskommelse mellan riksdagspartierna Socialdemokraterna, Centerpartiet, Miljöpartiet och Liberalerna för att kunna utse regeringen Löfven II med socialdemokraten Stefan Löfven som statsminister efter riksdagsvalet 2018.

<sup>9</sup> Källa: Svenskt Näringsliv (2026). Endast 34 procent av företagen att de hade försökt använda Arbetsförmedlingen vid rekrytering, vilket är en minskning med 16 procentenheter sedan 2010 (Svenskt Näringsliv, 2026). Bland de företag som faktiskt använt Arbetsförmedlingen ansåg hela 61 procent att myndigheten fungerar mycket eller ganska dåligt som rekryteringskanal, och endast 6 procent anser att den fungerar mycket bra.

nätverk har däremot i forskningen visat sig vara mycket viktig för att få personer som är arbetslösa i sysselsättning, speciellt bland arbetslösa som står längre från arbetsmarknaden (Behtoui, 2008; Loury, 2006). Tanken med att ge fristående leverantörer ett utökat uppdrag är att de tenderar att ha tillgång till professionella nätverk av företagare som de arbetssökande och Arbetsförmedlingen saknar.

De fristående leverantörerna specialiserar sig ofta på att hjälpa vissa grupper av arbetssökande, till exempel utrikes födda, och att stödja kompetensförsörjningen för företag som är verksamma i vissa branscher. Denna specialisering innebär att effektiviteten i matchningen mellan arbetssökande och vakanser kan förbättras. Den konkurrens som uppstår mellan fristående leverantörer kan dessutom leda till en framväxt av nya tjänsteinnovationer, vilket i sin tur leder till att matchningen på arbetsmarknaden blir mer effektiv.

Genom att de arbetssökande aktivt kan välja fristående leverantörer kommer på sikt sämre aktörer att försvinna och de mest konkurrenskraftiga aktörerna att överleva. För att detta ska fungera bättre än Arbetsförmedlingens verksamhet behöver effekterna av matchningstjänsterna variera mellan aktörer, samtidigt som vissa fristående leverantörer är bättre för vissa arbetssökande än för andra. Effekterna av deltagande i Rusta och matcha förväntas därför vara heterogena. Detta beror på varierande kvalitet hos leverantörerna, selektion in i olika behandlingar (leverantörer) på individnivå, och specialisering mellan leverantörer.

# 3. Beskrivning av experimentet

## 3.1 Experimentets upplägg

Fristående leverantörer har blivit en vanligare del av arbetsmarknadspolitiken, både i Sverige och andra länder (OECD, 2023). För att kunna utvärdera hur bra de fristående leverantörerna i Sverige är att matcha arbetssökande till arbete eller utbildningar genomförde IFAU, tillsammans med Arbetsförmedlingen, ett randomiserat fältexperiment. I experimentet beräknades en individuell jobbchans för varje arbetssökande med hjälp av ett statistiskt bedömningsstöd. I bedömningsstödet användes ett antal bakgrundsvariabler för att få fram sannolikheten att den arbetssökande skulle få ett jobb.

Den predikterade jobbchansen jämfördes sedan med gränsvärden och utifrån detta genererades en rekommendation om vilken insats individen skulle få. I rekommendationen framgick om personen slumpmässigt skulle anvisas till Rusta och matcha, eller tilldelas en av Arbetsförmedlingens matchningsinsatser. För de arbetssökande som anvisades till Rusta och matcha innehöll bedömningsstödet även en rekommendation om stödnivå, det vill säga ersättningsnivå till leverantören.

Handläggaren fattade därefter ett beslut som skulle följa bedömningsstödet utfall. Det framgår av rapporten att *”det var alltid arbetsförmedlare som i slutändan tog de definitiva besluten”*, men att *”en arbetsförmedlare fick till exempel inte anvisa arbetssökande som verktyget bedömde inte skulle delta.”* (Egebark m.fl., 2024, s. 10). Vidare står det att: *”Om arbetsförmedlaren bedömde att rusta och matcha var det bästa stödet trots att bedömningsstödet inte gav den rekommendationen fanns möjligheten att skicka in ärendet till en särskild bedömningsgrupp. Detta förekom dock sällan.”* (Egebark m.fl., 2024, fotnot 9). Bedömningsstödet utfall var därmed tänkt att vara styrande för vilken insats som den arbetssökande fick.<sup>10</sup>

De arbetssökande som anvisades till Rusta och matcha skulle sedan välja en fristående leverantör från en lista som Arbetsförmedlingen tillhandahöll. Om den arbetssökande inte genomförde ett val tilldelades en leverantör närmast bostadsadressen. När valet var gjort fattade arbetsförmedlaren ett formellt beslut om deltagande och därefter var den fristående leverantören ansvarig för att ge stöd till den arbetssökande.

<sup>10</sup> Detta är också tolkningen i Egebark m.fl. (2024, s. 10), där det uttryckligen står att: *”Avsikten var emellertid att verktygets bedömningar i stor utsträckning skulle vara styrande.”*

Arbetssökande som slumpmässigt inte anvisades till Rusta och matcha skulle enligt experimentets design få stöd av Arbetsförmedlingens ordinarie insatser. Här fanns två möjliga generella stödnivåer. De personer som Arbetsförmedlingen bedömde stod närmare arbetsmarknaden skulle få ett begränsat stöd. Detta bestod av det grundläggande matchningsstödet som alla arbetssökande får, nämligen planeringssamtal, löpande uppföljningssamtal med arbetsförmedlare, handlingsplan, aktivitetsrapporter och tillgång till Arbetsförmedlingens tjänster och digitala kanaler. Personer som stod längre från arbetsmarknaden skulle däremot få ett fördjupat stöd i Arbetsförmedlingens regi, till exempel arbetsmarknadsutbildning eller förberedande utbildning.

Två olika populationer av arbetssökande studerades i experimentet:

- *Arbetssökande som stod närmare arbetsmarknaden.* Denna grupp randomiseras mellan (i) Rusta och matcha med stödnivå A (det lägsta stödet); och (ii) ett begränsat stöd från Arbetsförmedlingen.
- *Arbetssökande som stod längre från arbetsmarknaden* kunde randomiseras mellan (i) Rusta och matcha med stödnivå C (det högsta stödet) och (ii) Arbetsförmedlingens mer fördjupade stöd.

För Rusta och matcha definieras stöden i termer av grundersättning per dag till leverantören under tiden som den arbetssökande är inskriven i tjänsten (som mest 12 månader), samt ett engångsbelopp i form av en resultatersättning. Detta engångsbelopp betalades ut om personen påbörjade en anställning eller utbildning som varade mer än fyra månader. Det fanns även en så kallad snabbhetspremie, som i praktiken innebar att leverantören fick samma totalersättning om den arbetssökande fick en anställning eller påbörjade en utbildning inom 12 månader, oavsett hur lång tid inom denna period som matchningen tog.

### 3.2 Arbetssökande närmare arbetsmarknaden

I figur 2 illustreras utfallet för experimentet bland de arbetssökande som stod närmare arbetsmarknaden. Randomiseringen har skett bland 20 388 arbetssökande som enligt Arbetsförmedlingens profileringsverktyg har bedömts vara närmare arbetsmarknaden. Ungefär hälften av dessa (10 279) har randomiserats till Rusta och matcha, medan resten (10 109) har randomiserats till att få matchningsinsatser via Arbetsförmedlingen.

Figur 2 visar att 45 procent av de arbetslösa som har blivit randomiserade till Rusta och matcha har fått stöd via Arbetsförmedlingens matchningsinsatser, samt att 24 procent av de som har blivit randomiserade till Arbetsförmedlingen har fått stöd via Rusta och matcha.<sup>11</sup> Följsamheten i experimentet är därmed mycket lågt, vilket

<sup>11</sup> Siffrorna skiljer sig något från de siffror som Egebark m.fl. (2024) redovisar i sin Tabell 4. Vi har använt de data vi har fått av IFAU och vet inte vad skillnaden beror på. Skillnaden mellan siffrorna spelar ingen större roll för skillnaden mellan ITT- och LATE-skattningarna.

innebär att skattningarna som genomförs i Egebark m.fl. (2024) *inte* kan tolkas som effekten av att delta i Rusta och matcha.

Notera att vi saknar information om varför så många arbetssökande som initialt randomiserades till Rusta och matcha senare fick ta del av Arbetsförmedlingens insatser, medan färre (men relativt många) som randomiserades till matchningsinsatser från Arbetsförmedlingen senare deltog i Rusta och matcha.

Enligt direktiven skulle handläggare inte anvisa arbetssökande till Rusta och matcha om bedömningsverktyget inte bedömde att de skulle delta där. Om handläggaren trots allt såg skäl att anvisa till Rusta och matcha ”...*fanns möjligheten att skicka in ärendet till en särskild bedömningsgrupp. Detta förekom dock sällan.*” (se fotnot 9 i Egebark m.fl., 2024). En fjärdedel av fallen (se figur 2) kan dock knappast betraktas som sällan. Detta utgör en tydlig indikation på att experimentet inte har gått som planerat.

Figur 2 avslöjar ytterligare ett problem med experimentet. Stödinsatsen som de arbetssökande får skiljer sig åt beroende på om de initialt har randomiserats till att få Rusta och matcha eller om de får Rusta och matcha efter att initialt ha randomiserats till Arbetsförmedlingens matchningsinsatser.

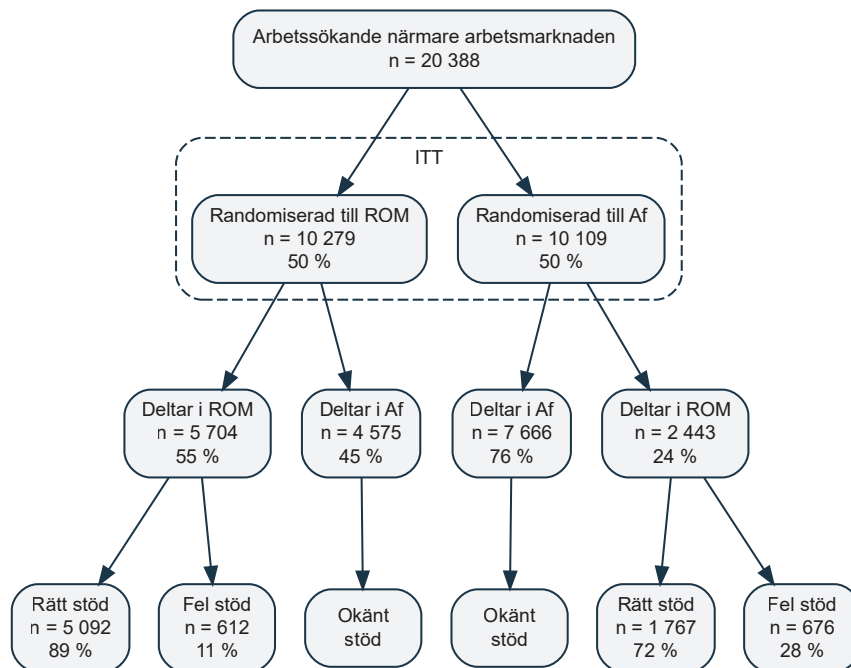
I de två nedersta rutorna längst ut till vänster i figur 2 framgår andelen av de 5 704 arbetssökande som randomiserades till Rusta och matcha som i slutändan deltog i Rusta och matcha med rätt stödinsats. Med rätt stöd avses här stödnivå A, vilket är den lägsta stödnivån, och den nivå som arbetssökande i gruppen närmare arbetsmarknaden bör få enligt profileringsverktyget. Stödnivå A innebär att leverantören får 55 kronor per dag så länge en person är arbetssökande och 20 300 kronor i form av resultat ersättning om individen påbörjade en anställning eller utbildning som varar i minst fyra månader (se tabell 1 i Egebark m.fl., 2024).

Resultaten visar att 11 procent av de som initialt blev randomiserade till Rusta och matcha har fått fel stödnivå. Eftersom stödet för gruppen närmare arbetsmarknaden bör vara det lägsta enligt profileringsverktyget, innebär fel stöd i detta fall ett alltför högt stöd. De fristående leverantörerna har därmed fått högre ersättning än ersättningsnivå A för att matcha den arbetssökande till arbete eller utbildning.

Sammanfattningsvis innebär detta att 45 procent av de arbetssökande som slumpmässigt tilldelades Rusta och matcha i slutändan har fått ta del av Arbetsförmedlingens insatser, samtidigt som 11 procent av de som tilldelades och fick Rusta och matcha har fått en felaktig stödinsats. Detta innebär att endast 49 procent av de arbetssökande som befann sig närmare arbetsmarknaden, och som slumpmässigt tilldelades Rusta och matcha, fick den behandling som avsågs i experimentet.<sup>12</sup>

---

<sup>12</sup>  $0,55 \cdot 0,89 = 0,4895$ .

**Figur 2. Experimentet bland arbets sökande som är närmare arbetsmarknaden.**

Not: ROM står för Rusta och matcha och Af avser Arbetsförmedlingen. I figuren visas antal individer (n) och andelar (%). Andelen i procent mäts i relation till gruppen i föregående nod och summerar därför parvis till 100 %. Deltagande i Rusta och matcha bygger på variabler som mäter förekomsten av deltagande med olika stödnivåer inom 360 dagar efter randomisering. Detaljerade uppgifter om deltagande med olika stödnivå finns i tabell 4 i bilaga A. Beteckningarna *rätt stöd* respektive *fel stöd* är i relation till det stöd som gruppen ska ha enligt profileringsverktyget.

När vi studerar de som initialt randomiserades till Arbetsförmedlingens insatser, men som i slutändan fick ta del av insatser från Rusta och matcha, är problemet med felaktig ersättningsnivå till leverantörerna ännu större. Enligt figur 2 (se de två rutorna längst ned i högra hörnet) har 28 procent av de som fått Rusta och matcha efter att initialt ha randomiserats till Arbetsförmedlingen fått ett felaktigt stöd i förhållande till vad de skulle ha haft enligt randomiseringsverktyget. Detta innebär att andelen som fått fel stödnivå är mer än dubbelt så högt bland de som initialt randomiserades till Arbetsförmedlingens insatser jämfört med de som randomiserades till Rusta och matcha (28 procent jämfört med 11 procent).

Ovanstående mönster är svårt att förstå. Det bör inte finnas några observerbara skillnader mellan grupperna om den initiala randomiseringen har fungerat, vilket i allt väsentligt bekräftas i Egebark m.fl. (2024, Tabell A 1). Dessutom bör grupperna inte skilja sig åt med avseende på icke-observerade egenskaper.

Enligt Arbetsförmedlingens profileringsverktyg, som bygger på individegenskaper hos de arbets sökande, är samtliga 20 388 personer relativt nära arbetsmarknaden och det bör inte finnas någon annan skillnad mellan grupperna än slumpen. Varför får då mer än en dubbelt så hög andel för högt Rusta och matcha-stöd bland randomiserade till Arbetsförmedlingen jämfört med randomiserade till Rusta och matcha?

Det kan inte handla om individernas egen selektion eftersom stödnivån bör bestämmas av Arbetsförmedlingen och inte av individen själv. Den enda förklaringen som återstår är att Arbetsförmedlingens handläggare i genomsnitt ger olika Rusta och matcha-stöd till leverantörer beroende på den arbetssökandens randomiseringsspår i experimentet.

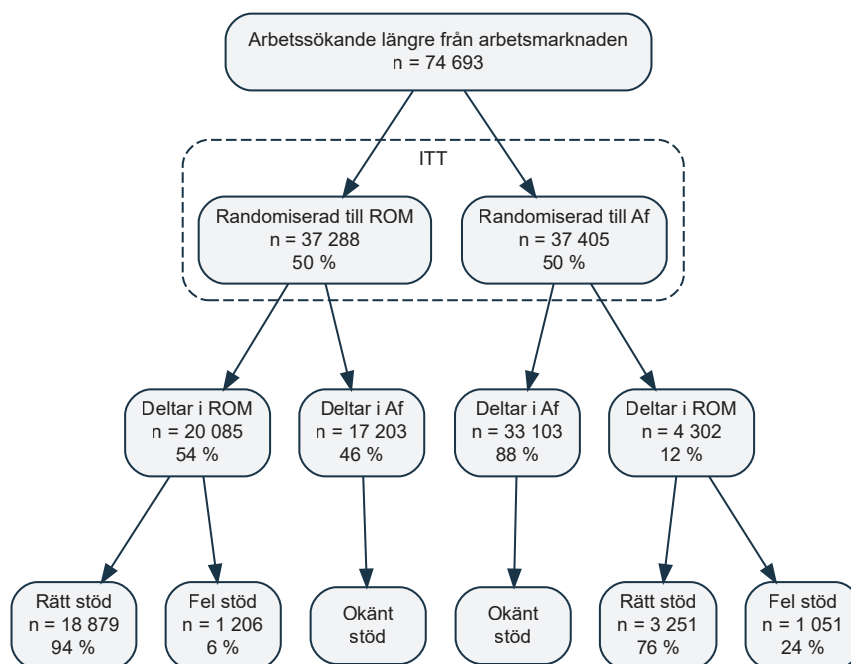
Notera att vi saknar information om skillnader i behandlingsintensitet och -innehåll mellan de två grupperna som, oavsett randomiseringsstatus, får stöd av Arbetsförmedlingens ordinarie verksamhet. Stödet för dessa två grupper betecknas därför som ”Okänt stöd” i figur 2. Givet skillnaderna i stödnivå i Rusta och matcha beroende på randomiseringsstatus är det dock troligt att även stödnivån i Arbetsförmedlingens regi varierar med randomiseringsstatus.

### 3.3 Arbetssökande längre från arbetsmarknaden

I figur 3 visar vi hur experimentet bland arbetssökande längre från arbetsmarknaden har fungerat. Vi kan observera att endast 54 procent av de som initialt blev randomiserade till Rusta och matcha deltar i denna åtgärd under hela experimentet. För de arbetssökande som randomiserades till Arbetsförmedlingens insatser har däremot 88 procent fått ta del av den matchningsinsatsen under hela perioden, medan 12 procent någon gång har tilldelats matchningsinsatser av en fristående leverantör i Rusta och matcha. Vi kan därmed observera samma mönster för denna grupp av arbetssökande som för de som står närmare arbetsmarknaden.

Figur 3 visar också att sex procent av de som randomiserades till Rusta och matcha har fått fel ersättningsnivå, vilket innebär att endast 51 procent har fått helt rätt behandling.<sup>13</sup> Vi ser att stödintensiteten i Rusta och matcha beror på randomiseringsstatus även för gruppen som befinner sig längre från arbetsmarknaden. Endast 6 procent av de som deltar i Rusta och matcha efter randomisering till Rusta och matcha har fått en felaktig stödintensitet, medan denna andel är betydligt högre (24 procent) bland de som har fått Rusta och matcha efter randomisering till fristående leverantör. Detta är samma mönster som vi tidigare observerat för gruppen av arbetssökande som är närmare arbetsmarknaden.

<sup>13</sup>  $0,54 \cdot 0,94 = 0,5076$ .

**Figur 3. Experimentet bland arbets sökande som är längre från arbetsmarknaden.**

Not: ROM står för Rusta och matcha och Af avser Arbetsförmedlingen. I figuren visas antal individer (n) och andelar (%). Andelen i procent mäts i relation till gruppen i föregående nod och summerar därför parvis till 100 %. Deltagande i Rusta och matcha bygger på variabler som mäter förekomsten av deltagande med olika stödnivåer inom 360 dagar efter randomisering. Detaljerade uppgifter om deltagande med olika stödnivå finns i tabell 4 i bilaga A. Beteckningarna *rätt stöd* respektive *fel stöd* är i relation till det stöd som gruppen ska ha enligt profileringsverktyget.

För gruppen längre från arbetsmarknaden innebär fel stöd att stödet blir för lågt i förhållande till vad profileringsverktyget anger, eftersom leverantörer för gruppen längre från arbetsmarknaden bör få det högsta stödet. Notera återigen att stödet som respektive randomiseringsgrupp får i de fall de deltar i Arbetsförmedlingens verksamhet är okänt för oss.<sup>14</sup>

Sammanfattningsvis ser vi stora problem med hur experimentet i Egebark m.fl. (2024) har genomförts. Eftersom den initiala randomiseringen inte har följts är ITT inte ett ändamålsmässigt mått på effekten av deltagande i fristående leverantörers matchningsinsatser. Skillnaden mellan att initialt ha blivit randomiserad till Rusta och matcha och effekten av att delta i Rusta och matcha blir i detta fall mycket stor.<sup>15</sup> Därutöver har arbets sökande som i slutändan har deltagit i Rusta och matcha fått olika stödintensitet beroende på om de initialt har blivit randomiserade till Rusta och matcha, eller till Arbetsförmedlingens egna matchningsinsatser.

<sup>14</sup> Sannolikt saknas ett bra sammanfattande mått för stödintensiteten i Arbetsförmedlingens verksamhet. Stödintensiteten för fristående leverantörer i Rusta och matcha kan mätas med hjälp av ersättningsnivån, men det är oklart hur stödintensiteten kan sammanfattas för de många olika typer av stöd och program som Arbetsförmedlingen tillhandahåller i sin verksamhet.

<sup>15</sup> Se Tabell 7, bilaga C.

# 4. Data och val av utfallsvariabler

## 4.1 Tillgång till data och till IFAU:s analysplan

För att få möjligheten att replikera analysen i Egebark m.fl. (2024) begärde vi ut data från IFAU den 18 oktober 2024. Den 24 februari 2025 godkände Etikprövningsmyndigheten vår forskningsplan. Vår ansökan om att få replikera studien beviljades sedan av IFAU den 25 mars 2025.

Den 9 april 2025 fick vi tillgång till data i tre månader och redan då indikerade vi att den tiden troligtvis inte kommer att vara tillräcklig. IFAU angav att tiden för replikering följde myndighetens rutiner och att vi kunde komma in med en förfrågan längre fram om tiden inte räckte till. Den 17 juni 2025 bad vi om att förlänga tillgången till data med tre månader för att på bästa sätt kunna slutföra vår replikering. Vi beviljades endast en extra månad, till den 12 augusti 2025, med motiveringen att IFAU:s ursprungliga beslut om att tillgängliggöra data i tre månader grundades på en bedömning om en generöst tilltagen tid för att kunna utföra replikeringen.

Under slutskedet av vårt arbete med replikeringen noterade vi att IFAU har skrivit en analysplan, där de i förväg har bestämt bland annat utfallsvariabler och empirisk specifikation. Analysplanen finns inte med i referenslistan i Egebark m.fl. (2024), utan omnämns i en fotnot och två gånger i den löpande texten.

Den 7 augusti 2025 skickade vi en förfrågan om att få ta del av analysplanen till studiens forskningsledare via registret där analysplanen är registrerad (AEA RCT Registry).<sup>16</sup> Eftersom vi inte fick något svar skickade vi den 15 augusti 2025 ett mejl direkt till personen som är angiven som forskningsledare på AEA RCT Registry, via personens IFAU-adress. Vi fick inte svar på denna förfrågan heller. Den 19 augusti 2025 skickade vi ytterligare en förfrågan till en annan person i forskarlaget. Samma dag fick vi ett mejl från IFAU:s Generaldirektör (som också är medförfattare i Egebark m.fl. (2024), men inte forskningsledare enligt AEA RCT Registry), med den bifogade analysplanen (Egebark m.fl., 2023 i vår referenslista).

Detta innebär att vi fick analysplanen en vecka efter det att IFAU hade avbrutit vår datatillgång. Vi har därför inte haft möjlighet att replikera viktiga delar av analysplanen, bland annat den empiriska specifikationen i analysplanen som Egebark m.fl.

<sup>16</sup> AEA RCT Registry, nummer AEARCTR-0008848.

(2024) senare har avvikit från. Förutom den analysplan som vi till slut fick tillgång till finns en tidigare och två senare versioner.

I Bilaga B sammanfattar vi IFAU:s hantering av sin analysplan. Vår genomgång visar att IFAU har ändrat de primära utfallen efter det att författarna fått tillgång till stora delar av utfallsdata, att viktiga variabler som ursprungligen specificerades inte finns med, samt att nya resonemang om bristande datakvalitet har tillkommit efter det att stora delar av utfallsdata redan fanns tillgängliga. IFAU har inte heller följt den empiriska specifikation som de har angett i sin analysplan, utan använt en specifikation med sämre förväntad statistisk precision.

Vi använder i vår replikering det datamaterial som Egebark m.fl. (2024) baserar sin analys på. Det inkluderar data från Arbetsförmedlingen om deltagande i fältexperimentet, randomiseringsstatus (till Rusta och matcha eller Arbetsförmedlingen) och faktiskt deltagande i Rusta och matcha. Data har kompletterats med utfallsvariabler från både Arbetsförmedlingen och Skatteverket, samt bakgrundsvariabler för de arbetssökande som ingår i experimentet. All data som används i studien beskrivs i detalj i Egebark m.fl. (2024).

## 4.2 Utfallsvariabler

I sin analysplan från 2023 (Egebark m.fl., 2023) fastställer IFAU och Arbetsförmedlingen att 15 utfallsvariabler ska användas. Detta är de variabler som används för att mäta effekterna av randomisering till deltagande i Rusta och matcha. Valet av utfallsvariabler är därmed en central del av analysen. I grunden finns inte ett enskilt mått som kan fånga alla aspekter av hur framgångsrika fristående leverantörer är jämfört med Arbetsförmedlingens insatser.

Av de 15 utvalda utfallsvariablerna redovisar Egebark m.fl. (2024) skattningsresultat för 13, utan att motivera varför två utfallsvariabler har uteslutits från den publicerade rapporten.

En av de utelämnade variablerna (*Arbete eller utbildning inom 6 månader*) bygger på data från Arbetsförmedlingen och finns med i den datafil som vi har fått från IFAU. I den löpande texten i Egebark m.fl. (2024, s. 36) anges att det finns positiva effekter av att initialt randomiseras till Rusta och matcha på arbete eller utbildning inom 6 månader.<sup>17</sup> Inga siffror, varken i texten eller i tabellform, redovisas däremot. I den avslutande diskussionen drar författarna dessutom slutsatsen att det i huvudsak saknas effekter på arbete eller utbildning av att delta i Rusta och matcha.<sup>18</sup>

<sup>17</sup> Egebark m.fl. (2024) skriver så här på s. 36: "Slutligen har vi undersökt sannolikheten att lämna arbetslöshet för varaktigt arbete eller utbildning inom 6 månader i stället för inom 14 månader. Med denna uppföljningshorisont visar data från Arbetsförmedlingen att registrerade påbörjade jobb och utbildningar ökar till följd av rusta och matcha både för gruppen som står närmare arbetsmarknaden och gruppen som står längre från arbetsmarknaden." Dessa positiva resultat redovisas dock inte i rapportens tabeller, och inga konkreta siffror nämns i texten.

<sup>18</sup> Följande skrivning finns i den avslutande diskussionen i Egebark m.fl. (2024, s. 42): "I huvudsak finns inga tydliga positiva effekter av rusta och matcha på övergångar till arbete eller utbildning, varken i gruppen arbetssökande som bedömdes ha bättre jobbchanser eller i gruppen som bedömdes ha sämre jobbchanser."

Den andra variabeln som finns med i analysplanen Egebark m.fl. (2023), men som saknas i rapporten Egebark m.fl. (2024), är *Deltidsarbete inom 14 månader*. Denna variabel bygger på data från Arbetsförmedlingen, men saknas i de data som vi fick tillgång till av IFAU.

Vi har valt att inkludera *Arbete eller utbildning inom 6 månader* eftersom det är en mycket relevant utfallsvariabel, som dessutom fanns med i IFAU:s analysplan. Vi har också lagt till *Subventionerat eller osubventionerat arbete inom 14 månader*, som bygger på uppgifter från Arbetsförmedlingen. Egebark m.fl. (2024) har valt att redovisa separata skattningar för subventionerat och osubventionerat arbete, men vi menar att uppdelningen behöver kompletteras med ett aggregerat mått. En övergång till arbete, oavsett om det är subventionerat eller osubventionerat, bör betraktas som ett positivt utfall.

Den kompletta listan med utfallsvariabler redovisas i tabell 1, där vi också har indikerat vilka variabler som fanns med i IFAU:s analysplan, i rapporten som analysplanen avser (Egebark m.fl., 2024), i de data vi fick av IFAU, samt i vår replikeringsstudie.

I Egebark m.fl. (2024) används 13 olika utfallsvariabler och analysen görs för två grupper av arbetssökande, vilket resulterar i sammanlagt 26 punktskattningar. Utöver detta genomförs heterogenitetsanalyser, där effekterna skattas separat för olika grupper. Detta skapar ett multesignifikansproblem<sup>19</sup> och Egebark m.fl. (2023, tabell 2) har därför beslutat att ha fyra huvudsakliga utfall (*primärutfall*). Vi markerar dessa med *fet kursiv text* i tabell 1 och i övriga relevanta tabeller i rapporten.

Utfallsvariablerna mäts antingen 6, 12, 14 eller 18 månader efter randomisering. Vissa variabler mäts vid flera av dessa tillfällen efter randomisering, men ingen variabel mäts vid alla tillfällen. Notera att utfallsvariablerna sträcker sig till augusti 2023, medan randomiseringen sträcker sig till december 2022. Detta innebär att det finns systematiska skillnader i uppföljningsperiod beroende på när randomiseringen skedde.

---

<sup>19</sup> Multesignifikansproblemet kan förenklat beskrivas som att sannolikheten att felaktigt förkasta en sann nollhypotes ökar med antalet test som genomförs. I praktiken betyder detta att en enskilda punktskattning som är statistiskt säkerställd inte ska övertolkas.

Tabell 1. Lista över utfallsvariabler.

Variabel	Källa	Variabeln finns i:			
		Analysplanen	Egebark m.fl. (2024)	Vår rapport	Data
Löneinkomst 6 månader	SkV	✓	✓	✓	✓
<b>Löneinkomst 12 månader</b>	SkV	✓	✓	✓	✓
Löneinkomst 18 månader	SkV	✓	✓	✓	✓
<b>Sysselsatt efter 6 månader</b>	SkV	✓	✓	✓	✓
Sysselsatt efter 12 månader	SkV	✓	✓	✓	✓
Sysselsatt efter 18 månader	SkV	✓	✓	✓	✓
Arbete inom 6 månader	SkV	✓	✓	✓	✓
<b>Arbete inom 14 månader</b>	SkV	✓	✓	✓	✓
Utbildning inom 14 månader	Af	✓	✓	✓	✓
Arbete eller utbildning inom 6 månader*	Af	✓		✓	✓
<b>Arbete eller utbildning inom 14 månader</b>	Af	✓	✓	✓	✓
Arbete eller utbildning inom 14 månader	SkV, Af	✓	✓	✓	✓
Osubventionerat arbete inom 14 månader	Af	✓	✓	✓	✓
Subventionerat arbete inom 14 månader	Af	✓	✓	✓	✓
Subventionerat eller osubventionerat arbete inom 14 månader	Af			✓	✓
Deltidsarbete inom 14 månader	Af	✓			

Not: SkV står för Skatteverket och Af är Arbetsförmedlingen. Variablerna beskrivs i tabell 5 i bilaga A.

\*Variabeln Arbete eller utbildning inom 6 månader finns med i analysplanen (Egebark m.fl., 2023) och omnämns även på s. 36 i den löpande texten i rapporten (Egebark m.fl., 2024), men de statistiskt säkerställda positiva skattningarna redovisas inte i resultattabellen.

Vi har vi valt att börja vår empiriska del med att gå igenom skattningarna för de fyra variabler som Egebark m.fl. (2024) identifierar som primära utfallsvariabler. I nästa steg tar vi även hänsyn till övriga variabler. Vi ser ingen logik bakom beslutet att mäta effekter på utfallet *arbete inom 14 månader*, men inte på det minst lika relevanta utfallet *osubventionerat arbete inom 14 månader*.

Det är generellt svårt att välja rättvisande utfallsvariabler, som beskriver alla aspekter av de arbetssökandes arbetsmarknadsutfall. Detta illustreras exempelvis av att tre av fyra primärutfall i Egebark m.fl. (2024) är olika transformationer av en och samma variabel.<sup>20</sup> I vår analys strävar vi efter en balans mellan att motverka problemet med multisignifikans genom att minska antalet utfallsvariabler, samtidigt som vi vill minska sannolikheten att relevanta utfallsvariabler utelämnas på godtycklig grund. I slutändan analyserar vi 15 utfallsvariabler, som är lika många som i IFAU:s analysplan (Egebark m.fl., 2023).

<sup>20</sup> Variablerna löneinkomst, sysselsatt och arbete från Skatteverket är transformationer av en enda variabel, nämligen månadsvisa inkomster på individnivå som arbetsgivare rapporterar in till Skatteverket genom månadsvisa arbetsgivardeklarationer (se tabell 5 i bilaga A).

För att begränsa problemet med multesignifikans följer vi angreppssättet i Hägglund m.fl. (2025). Detta innebär att vi studerar vilket mönster som tecknen och storleken på punktskattningarna har.<sup>21</sup> Om Rusta och matcha har en positiv effekt på arbetsmarknadsutfall förväntar vi oss att punktskattningarna för effekten av deltagande är positiva och att effektstorleken avtar över tid, likt i Hägglund m.fl. (2025) och Cheung m.fl. (2025).<sup>22</sup>

Förutom arbetsmarknadsutfall har Egebark m.fl. (2024) valt att inkludera utbildning som utfall. Det är oklart hur vi ska se på punktskattningarna för utbildning ihop med skattningarna för övriga arbetsmarknadsutfall. Utbildning och arbete är, på kort sikt, varandras substitut: ökad sannolikhet för arbete innebär per definition lägre sannolikhet för utbildning, och vice versa – åtminstone om aktiviteterna bedrivs i någorlunda omfattning. På lång sikt kan utbildning öka jobbchansen,<sup>23</sup> men den framtida möjligheten att erbjudas ett arbete ökar även av att få ett jobb nu. Detta gör att vi premierar direkta effekter på arbetsmarknadsutfall jämfört med effekter på utbildning.

Sammanfattningsvis förväntar vi oss inte att hitta positiva resultat samtidigt för både arbetsmarknadsutfall och utbildning vid samma uppföljningstid. Däremot kan effekten på variabler som mäter arbete eller utbildning vara positiv, beroende på vilken av effekterna som dominerar.

### 4.3 Datakvalitet

Egebark m.fl. (2024) problematiserar kvaliteten på utfallsdata från Arbetsförmedlingens register, trots att de själva använder dessa data i sin analys – och dessutom som en av primärvariablerna. De går så långt som att förklara bort positiva statistiskt säkerställda skattningar av effekten av randomisering till Rusta och matcha på utfall från Arbetsförmedlingen. Skälet som de anger är att de vet att effekten inte är

<sup>21</sup> Hägglund m.fl. (2025) studerar effekten av indragen sjukpenning på individens framtida utfall. Hägglund m.fl. (2025) konstaterar att de behöver sammanlagt 36 effektskattningar för att få en fullgod bild av hur indragen sjukpenning påverkar individens arbetsmarknads- och utbildningsutfall. De drar slutsatsen att det inte är rimligt att redovisa justerade p-värden som tar hänsyn till 36 hypotesprövningar. Vi instämmer i detta och konstaterar att Egebark m.fl. (2024) inte heller har redovisat några justerade p-värden, trots att de i sin analysplan har angett att de planerar att göra detta. I Hägglund m.fl. (2025) finns referenser till forskning som väcker kritik mot hur hypotesprövning används i den vetenskapliga litteraturen och som de har hämtat inspiration av i sin empiriska strategi. Se not 9 i Hägglund m.fl. (2025).

<sup>22</sup> Att effekten tenderar att avta över tid ligger i linje med resultaten från tidigare forskning från IFAU. I Cheung m.fl. (2025) studeras exempelvis effekten av förstärkta förmedlingsinsatser med hjälp av ett experiment. Med hjälp av detaljerade dagliga data över övergång från arbetslöshet till arbete från Arbetsförmedlingen finner författarna att förstärkta insatser leder till lägre arbetslöshet, men att den största effekten är cirka tre-fyra månader efter inskrivning och att effekten därefter avtar över tid (Cheung m.fl., 2025, figur 1A). Med de data som vi har tillgängliga kan vi inte mäta effekten tre-fyra månader efter, men vi kan åtminstone undersöka effekterna 6, 12, 14 respektive 18 månader efter den initiala randomiseringen till insatsen. Egebark m.fl. (2024) inkluderar inte data över tid i arbetslöshet i sin analys, trots att de i sin ursprungliga analysplan anger att de ska studera detta utfall.

<sup>23</sup> I Arbetsförmedlingen (2025) studeras effekten av arbetsmarknadsutbildning på kort sikt, som definieras som två år, och på lång sikt, som definieras som fem år.

positiv eftersom inte finner någon signifikant effekt i de skattningar som baseras på data från Skatteverket.<sup>24</sup>

Om IFAU och Arbetsförmedlingen anser att Arbetsförmedlingens data är av undermålig kvalitet och inte bör användas i utvärderingar, då finns alltid möjligheten att endast förlita sig på data från Skatteverket. En sådan strategi skulle dock väcka många frågor eftersom en betydande majoritet av alla studier av arbetsmarknadspolitik från IFAU och Arbetsförmedlingen bygger på data från Arbetsförmedlingen. Dessa data används dessutom i myndighetsbeslut. Exempelvis bygger de fristående leverantörernas ersättning på samma uppgifter från Arbetsförmedlingen som används som utfallsvariabler i Egebark m.fl. (2024).

Därutöver har Arbetsförmedlingen, med hjälp av samma typ av data, nyligen tagit beslut om att häva 94 leverantörsavtal på grund av dåliga resultat.<sup>25</sup> Detta innebär att Arbetsförmedlingens registeruppgifter därmed kan användas för ett stort antal utvärderingsstudier, för att betala ersättning till leverantörer och för att häva avtal – men, enligt Egebark m.fl. (2024), inte för just deras utvärdering. Arbetsförmedlingens data visar dessutom positiva resultat av randomisering till Rusta och matcha, vilket gör problematiseringen av dessa data än mer anmärkningsvärd.

Egebark m.fl. (2024) argumenterar för att det är större risk för fel i Arbetsförmedlingens register när det gäller deltagare i Rusta och matcha än bland övriga arbetsökande.<sup>26</sup> Detta är att betrakta som en spekulation eftersom det saknas empirisk evidens för detta påstående. När det gäller mätfel i Arbetsförmedlingens egna register visar tidigare studier på att betydande fel i data har dokumenterats långt innan fristående leverantörer blev vanliga (se Bring och Carling, 2001; Nilsson, 2010). I inga av dessa studier omnämns fristående leverantörer som ett problem.

Sammantaget tycker vi att det är fullt rimligt att använda Arbetsförmedlingens data som utfallsvariabler. Varken IFAU eller Arbetsförmedlingen har tidigare haft problem med att använda dessa data i sina analyser och myndighetsbeslut. Om Arbetsförmedlingen upplever att deras data har bristande kvalitet välkomnar vi en kvalitetshöjning, men vi bortser i vår analys från spekulationer om att myndighetens data endast är bristfälliga när det gäller deltagare i Rusta och matcha.

<sup>24</sup> På s. 34-35 skriver Egebark m.fl. (2024) att det finns positiva statistiskt säkerställda ITT-skattningar, men konstaterar: "Samtidigt vet vi från avsnitt 6, som studerar liknande utfall med tillförlitliga data från Skatteverket, att det inte ska finnas några skillnader mellan rusta och matcha och jämförelsegrupperna"

<sup>25</sup> Källa: <https://arbetsformedlingen.se/for-leverantorer/nyheter-for-leverantorer/nyheter-for-leverantorer/2025-06-03-94-leverantorsavtal-havs-pa-grund-av-daliga-resultat>

<sup>26</sup> På s. 20 skriver Egebark m.fl. (2024) så här: "För vår utvärdering är dessa brister viktiga att beakta eftersom det finns en risk att Arbetsförmedlingens register uppdateras oftare för deltagarna i rusta och matcha än för arbetssökande som blir kvar vid Arbetsförmedlingen."

## 5. Empirisk metod

Egebark m.fl. (2024) använder effektmåttet Intention-to-Treat (ITT) i sina skattningar. Detta innebär att effekten skattas genom att studera genomsnittsskillnaden i utfall mellan arbetslösa som har blivit randomiserade till Rusta och matcha och de som har randomiserats till att få Arbetsförmedlingens ordinarie matchningstjänster.

Låt  $R$  beteckna randomisering till deltagande (= 1 om personen initialt har blivit randomiserad till deltagande i Rusta och matcha och 0 annars). ITT-skattningen i Egebark m.fl. (2024) kan skrivas som:

$$ITT = E[Y|R=1] - E[Y|R=0],$$

där  $E[\cdot]$  är väntevärdesoperatoren och  $Y$  är en utfallsvariabel, exempelvis om individen har ett arbete vid en viss uppföljningstidpunkt efter randomiseringen. Detta innebär att denna skattning mäter effekten av att initialt ha randomiserats till Rusta och matcha, men inte effekten av att ha deltagit i Rusta och matcha. De två effekterna sammanfaller endast om samtliga arbetssökande följer randomiseringen, vilket vi har visat är långt från uppfyllt.

Effekterna som skattas med ITT i Egebark m.fl., (2024) utgör en kombination av att delta i Rusta och matcha och Arbetsförmedlingens förmåga att säkerställa att de som blir randomiserade till en insats faktiskt också deltar i den åtgärden, att de får rätt stödnivå, och att arbetssökande inte växlar mellan att få stöd i Rusta och matcha och i Arbetsförmedlingen. Om en hög andel av de som randomiseras till Rusta och matcha erhåller matchningsinsatser från Arbetsförmedlingen, och vice versa, då är det *inte* korrekt att tolka ITT-skattningarna som effekten av deltagande.

ITT-skattningarna är därmed inte förenliga med det uttalade syftet i IFAU:s rapport, som är följande: *”att studera hur rusta och matcha påverkade de arbetssökandes utbildnings- och arbetsmarknadsutfall. Vi har två övergripande frågeställningar – vi studerar dels effekterna av att delta i tjänsten, dels effekterna av ersättningsmodellens utformning.”* (Egebark m.fl., 2024, s. 13).

Det finns alternativa metoder att använda när den initiala randomiseringen inte följs i ett experiment. En CACE/LATE-effekt (Complier Average Causal Effect / Local Average Treatment Effect) kan exempelvis beräknas när vi har information om behandlingsdeltagande, vilket är fallet i detta experiment. Den mäter effekten av behandlingen för de arbetssökande som faktiskt påverkas av den randomiserade behandlingstilldelningen (se McNamee, 2009; Shrier et al., 2014; Shrier, Verhagen

och Stovitz, 2017; Steele, Shrier, Kaufman och Platt, 2015). Till skillnad från ITT utgår LATE dessutom explicit från att det kan finnas heterogena behandlingseffekter, vilket vi ska förvänta oss som vi redan har diskuterat i avsnitt 2.

IFAU har dock valt att inte använda detta effektmått, trots att det ligger mer i linje med rapportens syfte och bör vara det naturliga valet givet låg följsamhet och heterogena behandlingseffekter. Förklaringen till modellvalet i Egebark m.fl. (2024) presenteras i en fotnot och är så allmänt hållen att den inte ger någon egentlig motivering till deras vägval.<sup>27</sup>

Av ovanstående skäl väljer vi att skatta LATE, det vill säga effekten av att delta i Rusta och matcha för de arbetssökande vars deltagande påverkas av behandlingstilldelningen. Detta effektmått kan skrivas som:

$$\text{LATE} = \frac{E[Y|R=1] - E[Y|R=0]}{E[B|R=1] - E[B|R=0]} = \frac{\text{ITT}}{E[B|R=1] - E[B|R=0]},$$

där  $B$  betecknar deltagande i Rusta och matcha (= 1 om personen har deltagit och 0 annars). Nämnaren i detta uttryck varierar mellan 0 och 1 och bestämmer hur stor skillnaden mellan ITT och LATE blir. Vid ett väl utfört randomiserat experiment kommer samtliga personer som initialt har blivit randomiserade till behandling också att ha blivit behandlade, det vill säga  $E[B|R=1] = 1$ . Ingen person som inte har blivit randomiserad till behandling kommer i detta fall att bli behandlad, det vill säga  $E[B|R=0] = 0$ . I detta hypotetiska fall blir  $\text{LATE} = \text{ITT}$  och valet mellan effektmått blir irrelevant.

För att skatta LATE använder vi 2SLS.<sup>28</sup> I regressionerna används kontrollvariabler som mäts före randomiseringen. Detta gör vi för att öka den statistiska precisionen i ITT-skattningarna. Det är väl belagt i forskningslitteraturen att exogena kontrollvariabler som mäts före experimentet, och som är relevanta för utfallsvariabeln, kan öka den statistiska precisionen.<sup>29</sup> IF AU har valt att inte lägga till några kontrollvariabler, vilket innebär att deras punktskattningar tenderar att bli mindre precisa.

<sup>27</sup> Se fotnot 18 på s. 16 i Egebark m.fl. (2024).

<sup>28</sup> Om vi inte använder några kontrollvariabler kan 2SLS-skattningarna tolkas som LATE. Formellt blir dock tolkningen mer komplicerad när regressionerna innehåller kontrollvariabler (Blandhol m.fl., 2025; Zhong, Johansson och Zhang, 2024). Givet den korta tid vi har fått av IF AU för vår analys har vi tyvärr inte haft möjlighet att använda mer avancerade vägningsmetoder för att skatta LATE med kovariater. I praktiken bedömer vi att detta saknar betydelse för våra slutsatser. Det är också värt att nämna att 2SLS-skattningarna ligger väldigt nära den teoretiska transformationen  $\text{LATE} = \text{ITT} / \{E[B|R=1] - E[B|R=0]\}$ .

<sup>29</sup> I observationsstudier kan kontrollvariabler exempelvis behöva inkluderas för identifikation av en behandlingseffekt. I data från randomiserade experiment behövs inga kontrollvariabler för effektidentifikation, men de kan inkluderas för att öka den statistiska precisionen. Inom den statistiska litteraturen brukar sådana modeller betecknas som ANCOVA, vilket i ekonometriska termer betyder linjär regression som skattas med minstakvadratmetoden med en dummyvariabel för behandling samt en uppsättning kontrollvariabler. Det är samma specifikation som vi använder i rapporten. För de statistiska egenskaperna hos ANCOVA-skattningar, se t.ex. Yang och Tsiatis (2001) och Wang m.fl. (2019). I Freedman (2008) finns kritik mot att inkludera kontrollvariabler, men som visas i Lin (2013) är kritiken i de flesta fall obefogad. Särskilt noterbart är att Freedman (2008) själv skriver att justering för kontrollvariabler är riskfritt i fallet med stora stickprov och lika många randomiserade som individer i kontrollgruppen, det vill säga i samma experimentella kontext som föreliggande rapport.

Vidare använder vi klustrade standardfel, där klustringsenheterna är Arbetsförmedlingens leveransområden. Dessa leveransområden utgör en approximation av de lokala arbetsmarknaderna. Valet att klustra standardfelen innebär att vi inte utesluter att utfallen för individer inom samma lokala arbetsmarknad är korrelerade. Egebark m.fl. (2024) har valt att inte klustra standardfelen. Detta innebär att de implicit antar att det saknas korrelation mellan exempelvis sannolikheten att få ett arbete för individer inom en viss lokal arbetsmarknad. Standardfelen är därmed beräknade under antagandet att korrelationen är noll. Vi menar att detta antagande troligen inte är uppfyllt, givet den stora geografiska variationen på den svenska arbetsmarknaden. Enligt Arbetsförmedlingens statistik varierade andelen arbetslösa i Sverige mellan 8,8 procent (Gävleborgs län) och 4 procent (Västerbottens län) i december 2022<sup>30</sup>, det vill säga vid tiden för den sista Rusta och matcha-etappen som undersöks i Egebark m.fl. (2024).

Förutom den uppenbara fördelen att LATE mäter effekten av deltagande, och inte av initial randomisering, innebär vårt val av effektmått att skattningarnas osäkerhet blir lättare att tolka. Standardfelen hos ITT-skattningar som har späts ut av den låga följsamheten kan framstå som numeriskt låga, men det betyder inte att skattningarna ska betraktas som statistiskt säkra. För att bedöma den statistiska osäkerheten behöver rätt effektmått användas, det vill säga ett effektmått som är ekonomiskt meningsfullt.

Att feltolka breda konfidensintervall som avsaknad av effekt är vanligt i forskningen.<sup>31</sup> Som alternativ till den binära tolkningen av statistisk signifikans har flera författare förespråkat ett fokus på effektstorlekar och konfidensintervall, vilket flyttar uppmärksamheten från ett ja-eller-nej-besked till frågan om skattningens precision (Gardner och Altman 1986; Claridge-Chang och Assam 2016). Breda konfidensintervall innebär att det rent statistiskt inte går att utesluta betydande positiva effekter. Vi följer denna forskningslitteratur i vår diskussion av de empiriska resultaten.

---

<sup>30</sup> Källa: Statistikverket, Arbetsförmedlingen, <https://arbetsformedlingen.se/statistik/statistikverket/andel-in-skrivna-arbetslosa-manad>. Informationen hämtades 2025-10-27.

<sup>31</sup> Murphy m.fl. (2025) finner att 76 – 85 % av granskade studier inom psykologi tolkade icke-signifikans som att effekten saknas, medan endast 4 – 8 % explicit nämnde möjligheten att en effekt kan finnas men inte påvisats. Liknande mönster finns i medicinska randomiserade studier, där majoriteten av artiklar med icke-signifikanta resultat inte använder konfidensintervall för att bedöma om kliniskt relevanta effekter kan uteslutas (Gewandter m.fl., 2017).

## 6. Effekten för arbetssökande som har påverkats av randomiseringen

I detta avsnitt redovisar vi LATE-skattningarna. Vi har även tagit fram ITT-skattningar. Som vi visar i bilaga C ligger den procentuella skillnaden mellan LATE och ITT på mellan 130 och 229 procent, vilket omräknat betyder att ITT underskattar effekten av deltagande i Rusta och matcha med mellan 57 och 71 procent. Eftersom vi inte anser att ITT är rätt effektmått (se avsnitt 5) redovisas ITT-skattningarna endast i bilaga D.

### 6.1 Primärutfall

I kolumn (1) och (2) i tabell 3 presenterar vi LATE-skattningarna och i kolumn (3) och (4) har vi transformerat skattningarna till ungefärliga procentuella effekter. Dessa har beräknats genom att relatera varje effektskattning till respektive utfallsvariabelns medelvärde för den relevanta gruppen (närmare respektive längre från arbetsmarknaden).<sup>32</sup>

Transformationen har gjorts i syfte att underlätta tolkningen och effektjämförelsen mellan arbetssökande närmare respektive längre från arbetsmarknaden. I analysen används många utfallsvariabler och de är uttryckta både i kronor och som andelar. Flera av utfallsvariablerna har dessutom relativt låga basnivåer (exempelvis löneinkomst, andel som har arbete, eller andel som är i utbildning), vilket gör nivåeffekter svåra att tolka i ekonomiska termer. Arbetssökande närmare respektive längre från arbetsmarknaden har dessutom olika basnivåer i flera utfallsvariabler. Detta gör

<sup>32</sup> Att uttrycka skattningar relativt utfallets medelvärde för att underlätta tolkningen av effektstorlekar är vanligt inom forskningslitteraturen, både i observationsstudier och i experiment. Ett alternativ till att relatera effektskattningen till utfallsvariabelns medelvärde för respektive randomiseringsgrupp (de som är närmare respektive längre från arbetsmarknaden) hade varit att relatera till medelvärdet bland de som har randomiserats till Arbetsförmedlingen (kontrollgruppen i respektive randomiseringsgrupp). Detta görs exempelvis i Kluender et al. (2025) som studerar effekterna av avskrivning av medicinska skulder i USA från ett randomiserat experiment, där effekterna relateras till kontrollgruppens medelvärde i rapportens text. Om vi hade gjort på samma sätt hade effekternas ungefärliga storlek i procent varit större i absoluta termer, jämfört med de skattningar vi visar i rapporten.

att skillnader i nivåskattningar mellan grupperna inte är direkt jämförbara, medan skillnader i ungefärliga procentuella effekter är lättare att jämföra. Konfidensintervallen transformeras på samma sätt som punktskattningarna och kan därför tolkas som intervallet för de ungefärliga procentuella effekterna. Sammantaget underlättar transformationen både tolkningen av effektstorlekarna, gruppjämförelserna, och bedömningen av den statistiska osäkerheten.

De fyra primärvariablerna från Egebark m.fl. (2024) redovisas i *fet kursiverad stil* i tabell 3. En av de åtta skattningarna ligger nära noll (arbete eller utbildning inom 14 månader för arbetssökande längre från arbetsmarknaden, -0,2 procent), men de övriga sju punktskattningarna är positiva och flera är dessutom betydande i storlek.

För personer närmare arbetsmarknaden ligger effektskattningarna av deltagande i Rusta och matcha på de fyra primärvariablerna mellan 2,6 och 13,2 procent. Skattningen på 13,2 procent för variabeln arbete eller utbildning 14 månader efter randomisering betyder exempelvis att deltagande i Rusta och matcha leder till att sannolikheten att ha ett arbete eller vara i utbildning efter 14 månader ökar med cirka 13,2 procent, jämfört med vad som hade varit fallet om individen hade deltagit i Arbetsförmedlingens matchningsinsatser. Effektskattningarna för arbetssökande längre från arbetsmarknaden ligger lägre, men är i många fall ändå betydande i storlek (mellan -0,2 och 6,4 procent).

Om vi väljer att begränsa analysen till de primärvariabler som Egebark m.fl. (2024) har valt, är den övergripande slutsatsen att effektskattningarna av att delta i Rusta och matcha är positiva och i de flesta fall är effektstorlekarna betydande. Effekten är generellt större bland deltagare som enligt Arbetsförmedlingens bedömningsstöd ligger närmare arbetsmarknaden. För två av primärvariablerna ligger konfidensintervallen över noll (sysselsatt efter 6 månader (SkV) för arbetssökande längre från arbetsmarknaden med en effekt på 6,4 procent, samt arbete eller utbildning inom 14 månader (Af) för gruppen närmare arbetsmarknaden med en effekt på 13,2 procent). Övriga intervall är generellt breda och i de flesta fall går det inte att utesluta stora positiva effekter, eller mindre negativa effekter för den delen.

**Tabell 3. Effekten av deltagande i Rusta och matcha för de som har påverkats av randomiseringen (LATE).**

Behandlingsgrupp	2SLS		2SLS i %	
	(1) Närmare arbetsmarknaden	(2) Längre från arbetsmarknaden	(3) Närmare arbetsmarknaden	(4) Längre från arbetsmarknaden
Löneinkomst	1565	1022	3,21 %	3,83 %
6 månader (SkV)	[-2410; 5540]	[-253; 2296]	[-4,94 %; 11,36 %]	[-0,95 %; 8,62 %]
<b>Löneinkomst</b>	<b>3055</b>	<b>2041</b>	<b>2,56 %</b>	<b>3,08 %</b>
<b>12 månader (SkV)</b>	<b>[-9736; 15846]</b>	<b>[-848; 4930]</b>	<b>[-8,15 %; 13,26 %]</b>	<b>[-1,28 %; 7,43 %]</b>
Löneinkomst	6634	1392	3,36 %	1,24 %
18 månader (SkV)	[-17290; 30558]	[-5031; 7815]	[-8,77 %; 15,49 %]	[-4,47 %; 6,94 %]
<b>Sysselsatt</b>	<b>0,0383</b>	<b>0,0187</b>	<b>7,83 %</b>	<b>6,44 %</b>
<b>efter 6 månader (SkV)</b>	<b>[-0,0036; 0,0802]</b>	<b>[0,0064; 0,0311]</b>	<b>[-0,75 %; 16,40 %]</b>	<b>[2,19 %; 10,69 %]</b>
Sysselsatt	0,0313	-0,0051	5,86 %	-1,47 %
efter 12 månader (SkV)	[-0,0106; 0,0732]	[-0,0227; 0,0125]	[-1,99 %; 13,71 %]	[-6,54 %; 3,61 %]
Sysselsatt	-0,0302	-0,0124	-5,16 %	-3,19 %
efter 18 månader (SkV)	[-0,0998; 0,0394]	[-0,0396; 0,0148]	[-17,06 %; 6,73 %]	[-10,20 %; 3,82 %]
Arbete	0,0262	0,0080	9,40 %	5,20 %
inom 6 månader (SkV)	[-0,0165; 0,0689]	[-0,0024; 0,0184]	[-5,93 %; 24,73 %]	[-1,55 %; 11,95 %]
<b>Arbete</b>	<b>0,0429</b>	<b>0,0040</b>	<b>9,59 %</b>	<b>1,46 %</b>
<b>inom 14 månader (SkV)</b>	<b>[-0,0255; 0,1113]</b>	<b>[-0,0111; 0,0191]</b>	<b>[-5,70 %; 24,89 %]</b>	<b>[-4,05 %; 6,97 %]</b>
Utbildning	0,0146	-0,0257	30,19 %	-41,00 %
inom 14 månader (Af)	[-0,0113; 0,0405]	[-0,0386; -0,0128]	[-23,31 %; 83,68 %]	[-61,63 %; -20,36 %]
Arbete eller utbildning	0,0740	0,0149	23,42 %	8,25 %
inom 6 månader (Af)	[0,0307; 0,1173]	[0,0039; 0,0259]	[9,71 %; 37,13 %]	[2,17 %; 14,33 %]
Arbete eller utbildning	0,0500	-0,0189	10,26 %	-5,74 %
inom 14 månader (Af och SkV)	[-0,0190; 0,1190]	[-0,0320; -0,0058]	[-3,90 %; 24,42 %]	[-9,74 %; -1,75 %]
<b>Arbete eller utbildning</b>	<b>0,0665</b>	<b>-0,0007</b>	<b>13,17 %</b>	<b>-0,21 %</b>
<b>inom 14 månader (Af)</b>	<b>[0,0042; 0,1288]</b>	<b>[-0,0199; 0,0185]</b>	<b>[0,83 %; 25,51 %]</b>	<b>[-5,98 %; 5,56 %]</b>
Osubventionerat arbete	0,0440	0,0185	10,48 %	14,47 %
inom 14 månader (Af)	[-0,0085; 0,0965]	[0,0032; 0,0338]	[-2,03 %; 22,99 %]	[2,51 %; 26,42 %]
Subventionerat arbete	0,0190	0,0054	37,19 %	3,49 %
inom 14 månader (Af)	[-0,0120; 0,0500]	[-0,0101; 0,0209]	[-23,43 %; 97,81 %]	[-6,52 %; 13,50 %]
Subv. eller osubventionerat	0,0645	0,0220	13,81 %	7,92 %
arbete inom 14 månader (Af)	[0,0090; 0,1200]	[0,0093; 0,0347]	[1,93 %; 25,69 %]	[3,33 %; 12,51 %]

Not: Konfidensintervall (95 %) visas inom hakparentes. Kolumn (1) och (2) visar resultat från instrumentvariabelskattningar (2SLS) där behandlingsvariabeln är deltagande i Rusta och matcha inom 6, 12, 14 respektive 18 månader, och instrumentet är randomisering till Rusta och matcha. De ungefärliga procentuella skattningarna i kolumn (3) och (4) bygger på 2SLS-skattningarna och medelvärden för utfallsvariabeln i respektive behandlingsgrupp (närmare respektive längre från arbetsmarknaden). Konfidensintervallen i kolumn (1) och (2) bygger på standardfel som är klustrade inom Arbetsförmedlingens så kallade leveransområden, och de i kolumn (3) och (4) har beräknats med hjälp av deltametoden. I skattningarna ingår kontrollvariabler, vilka beskrivs i tabell 6 i bilaga A. Kursiverade skattningar i fet stil avser så kallade primärvariabler (Egebark m.fl., 2023). För att undvika att extremvärden snedvrider skattningarna har observationer med värden över 99:e percentilen i de tre löneinkomstvariablerna exkluderats.

## 6.2 Samtliga skattningar

Vi går nu över till att titta på mönstret för samtliga effektskattningar. I figur 4 finns skattningarna för tio utfallsvariabler som mäts vid minst två olika tidpunkter efter randomisering. Sammantaget är de flesta av punktskattningarna av att delta i Rusta och matcha positiva och betydande i storlek. För arbetssökande närmare arbetsmarknaden är tio av elva skattningar positiva. Storlekarna för dessa skattningar är i många fall betydande och ligger mellan cirka 3 och 23 procent. För arbetssökande längre från arbetsmarknaden är sju av elva punktskattningar positiva (mellan cirka 1 och 8 procent), en ligger mycket nära noll, och tre är negativa.

Konfidensintervallen är generellt sett breda. För de flesta variablerna går det inte att utesluta betydande positiva effekter av Rusta och matcha. Den statistiska precisionen är högre för gruppen som befinner sig längre från arbetsmarknaden, men konfidensintervallen är breda även i denna grupp och det går inte att utesluta substantiella positiva effekter av Rusta och matcha. I båda grupperna går det inte heller att utesluta negativa effekter av deltagande i Rusta och matcha, men dessa siffror är lägre i absoluta termer än konfidensintervallens övre gränser.

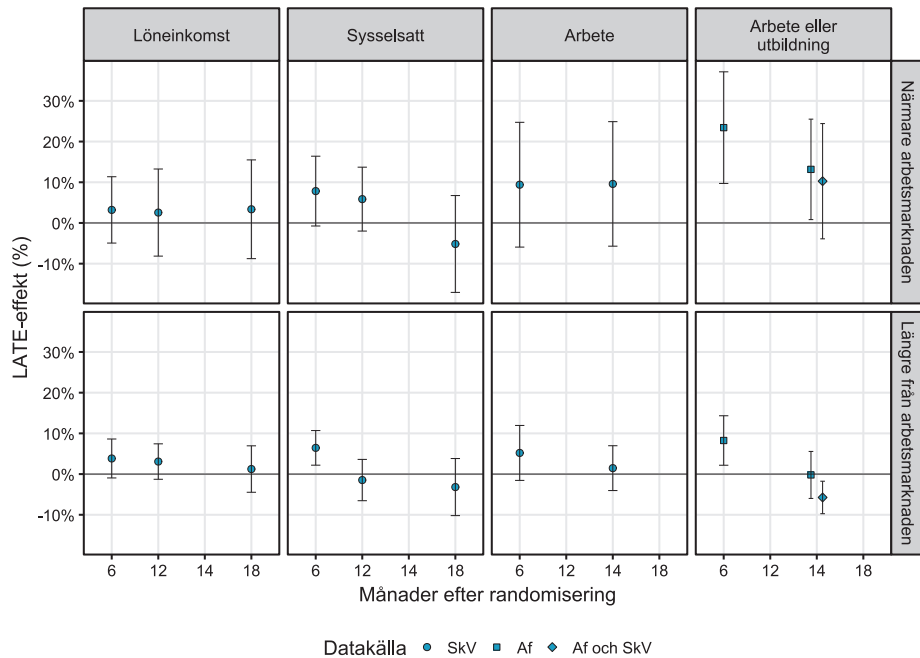
Förutom tecknet och storleken på skattningarna bekräftas även vår förväntan om att effekternas storlek avtar över tid, mätt från randomiseringstidpunkten (se avsnitt 4.2). Denna jämförelse kan endast göras för utfallsvariabler för vilka vi har skattningar vid åtminstone två mättidpunkter, och det är därför vi har samlat dessa skattningar i figur 4.

Resultaten visar att effekten avtar med tid från randomiseringen för 19 av 22 skattningar. Ett undantag är att effekten på löneinkomst är marginellt högre 18 månader efter randomiseringstillfället jämfört med 12 månader efter för gruppen närmare arbetsmarknaden. I samma grupp är dessutom effekten på arbete inom 6 månader i praktiken lika stor som effekten efter 14 månader.

I figur 5 visas skattningarna för de variabler som endast mäts 14 månader efter randomisering, och där det alltså inte går att göra jämförelser med andra uppföljningstidpunkter. Notera att skalan på den vertikala axeln är större i figur 5 jämfört med figur 4. Orsaken är att osäkerheten i skattningarna är betydligt högre för variablerna i figur 5. Detta gäller för båda behandlingsgrupperna, men vi ser även här att konfidensintervallen är bredare för gruppen närmare arbetsmarknaden.

Resultaten i figur 5 visar att deltagande i Rusta och matcha har lett till en högre andel som får subventionerat eller osubventionerat arbete 14 månader efter randomisering, där alltså konfidensintervallen ligger över noll. Effekterna är betydande: 14 procent för arbetssökande närmare arbetsmarknaden och 8 procent för dem som befinner sig längre från arbetsmarknaden. För den senare gruppen drivs effekten helt av en ökad övergång till osubventionerat arbete, med 14 procent, med ett konfidensintervall som ligger över noll.

**Figur 4. Effekten av deltagande i Rusta och matcha för de som har påverkats av randomiseringen för utfall som mäts vid åtminstone två tillfällen efter randomisering.**

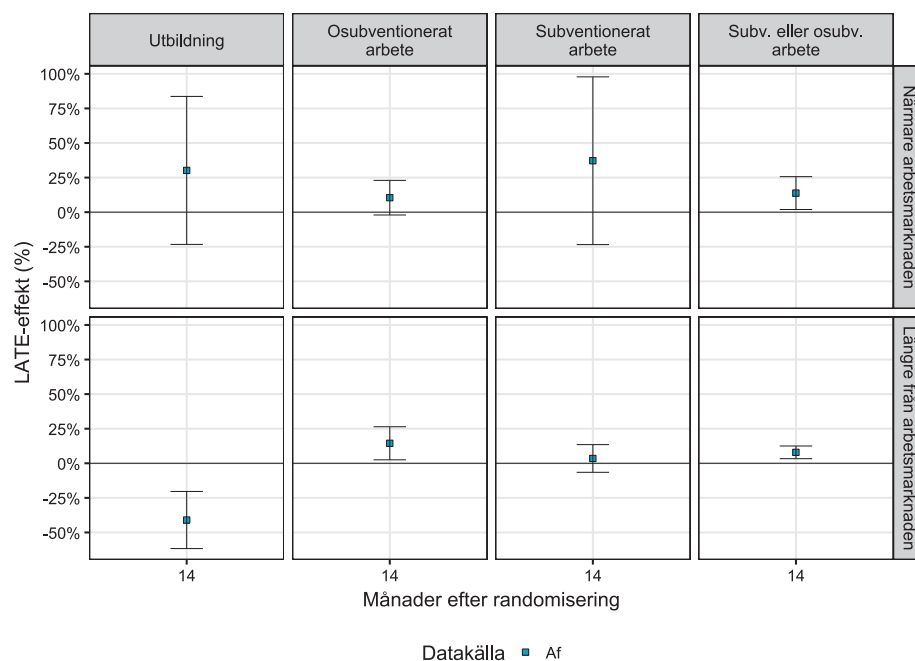


Not: Skattningarna är de ungefärliga procentuella 2SLS-effekterna från tabell 3.

Samtliga skattningar för gruppen närmare arbetsmarknaden i figur 5 är positiva och betydande i storlek och ligger mellan 10 och 37 procent. Ett av konfidensintervallen täcker precis noll (-2 till 23 procent, för osubventionerat arbete), men för utbildning samt subventionerat arbete går det inte att utesluta betydande negativa effekter (-23 procent som lägre intervallgräns i båda fallen). För dessa skattningar går det dock inte heller att utesluta mycket stora positiva effekter (84 respektive 98 procent). Skattningarna är med andra ord mycket oprecisa.

För gruppen längre från arbetsmarknaden ligger två av konfidensintervallen över noll, en ligger närmast centrerad runt noll, och en ligger under noll. I praktiken drivs den positiva effekten av en ökad övergång till osubventionerat arbete (+14 procent) och den negativa effekten av en minskad övergång till utbildning (-41 procent). Som redan nämnts i avsnitt 4.2 kan utbildning och arbete på kort sikt betraktas som varandras substitut, vilket innebär att effektskattningar på utbildning respektive övergång till arbete kan ha olika tecken. Av det skälet premierar vi i vår analys direkta effekter på arbetsmarknadsutfall jämfört med effekter på utbildning.

**Figur 5. Effekten av deltagande i Rusta och matcha för de som har påverkats av randomiseringen för utfallsvariabler som endast mäts 14 månader efter randomisering.**



Not: Skattningarna är de ungefärliga procentuella 2SLS-effekterna från tabell 3.

Sammanfattningsvis visar resultaten i detta avsnitt att effektskattningarna av deltagande i Rusta och matcha för de arbetsökande vars deltagande påverkas av randomiseringen är övervägande positiva och i många fall betydande i procentuella termer. Effekterna är genomgående större för arbetsökande som bedöms ligga närmare arbetsmarknaden än för de som befinner sig längre från arbetsmarknaden. Samtidigt präglas skattningarna för gruppen närmare arbetsmarknaden av avsevärt lägre statistisk precision, med breda konfidensintervall som ofta täcker såväl noll som mycket stora positiva effekter. Konfidensintervallen är breda även för gruppen som befinner sig längre från arbetsmarknaden, även om den statistiska precisionen är bättre.

Trots den statistiska osäkerheten ligger konfidensintervallen för följande sju effektskattningar över noll:

- Sysselsatt efter 6 månader: en effekt av Rusta och matcha på 6,4 procent för arbetsökande längre från arbetsmarknaden.
- Arbete eller utbildning inom 6 månader: en effekt av Rusta och matcha på 23,4 respektive 8,3 procent för personer närmare respektive längre från arbetsmarknaden.
- Arbete eller utbildning inom 14 månader: en effekt av Rusta och matcha på 13,2 procent för personer närmare arbetsmarknaden.
- Osubventionerat arbete inom 14 månader: en effekt av Rusta och matcha på 14,5 procent för personer längre från arbetsmarknaden.

- Subventionerat eller osubventionerat arbete inom 14 månader: en effekt av Rusta och matcha 13,8 respektive 7,9 procent för personer närmare respektive längre från arbetsmarknaden.

Vår tolkning av detta, ihop med de övervägande positiva effektskattningarna i övrigt, samt det förväntade mönstret av effekterna över tid, är att vi inte kan utesluta substantiella positiva effekter av Rusta och matcha på deltagarnas arbetsmarknadsutfall.

Konfidensintervallen är breda, trots stora stickprov. Detta beror troligen på heterogena behandlingseffekter som i sin tur drivs av skiftande kvalitet hos leverantörerna och selektion in i olika behandlingar på individnivå, något som är en del av programmets grundidé. Rusta och matcha bygger på konkurrens och specialisering mellan leverantörer. Detta innebär att vissa aktörer kan vara mer effektiva än andra, och dessutom mer effektiva för vissa grupper av arbetssökande än för andra. Sådan heterogenitet ökar variationen i utfallen och bidrar till bredare konfidensintervall även i stora stickprov.

## 7. Slutsatser

IFAU har tillsammans med Arbetsförmedlingen genomfört ett fältexperiment, där de har utvärderat effekterna av att arbetslösa blir randomiserade till att få matchningsinsatser av fristående leverantörer i stället för insatser från Arbetsförmedlingen (Egebark m.fl. 2024). Den slutsats som IFAU har kommunicerat från experimentet är att de fristående leverantörerna kostar mer än Arbetsförmedlingen, men inte ger ett bättre arbetsmarknads- eller utbildningsutfall för de arbetssökande.

Vår analys visar att en betydande andel av deltagarna har fått andra insatser än vad de initialt randomiserades till. I en situation med bristande följsamhet kan de skattningar som presenteras av IFAU *inte* tolkas som effekter av att delta i Rusta och matcha. De ska istället tolkas som effekten av att initialt ha randomiserats till Rusta och matcha. På ett flertal ställen i rapporten, inklusive i tabell- och avsnittsrubriker, i sammanfattningen, samt i pressmeddelandet och kommunikeringen av rapporten tydliggörs inte detta.

För att åtgärda denna brist har vi använt ett effektmått som är anpassat till situationer där följsamheten i experimentet är lågt. Vi finner då att en majoritet av effektskattningarna (24 av 30) är positiva. För sju av skattningarna ligger konfidensintervallen dessutom över noll. Resultaten visar också att konfidensintervallen är mycket breda. Betydande positiva effekter kan därför inte uteslutas, även i de fall konfidensintervallen täcker noll.

Vi menar att den slutsats som har kommunicerats av IFAU – att deltagande i Rusta och matcha inte har någon effekt – bygger på en snäv användning av statistisk signifikans, och ger en missvisande bild av vad experimentet faktiskt visar.

Något som vi saknar i Egebark m.fl. (2024) är en heterogenitetsanalys avseende de fristående leverantörerna. Skiljer sig effekterna av Rusta och matcha om vi jämför små fristående leverantörer av matchningstjänster, med de som är större? Kan vi observera olika resultat beroende på var de fristående leverantörer är geografiskt lokaliserade, om de är specialiserade på en specifik bransch, eller om deras matchningsinsatser är inriktade mot en specifik grupp av arbetssökande (exempelvis utrikes födda)? Den grundläggande tanken med Rusta och matcha, nämligen konkurrens mellan leverantörer och specialisering, innebär att vi ska förvänta oss heterogena effekter med avseende på leverantör.

Vi är medvetna att det finns metodologiska utmaningar i att skatta olika effekter med avseende på leverantörer eftersom valet av leverantörer inte är slumpmässigt. En sådan analys skulle dock ge information som har stort policyvärde. Arbetsförmedlingen har efter det att rapporten publicerades sagt upp avtalen med ett

stort antal fristående leverantörer.<sup>33</sup> Detta har gjorts med hjälp av en jämförelse av resultaten som olika leverantörer har levererat, och med vetskapen att det kan finnas en selektion av arbetssökande till olika leverantörer. I praktiken visar därmed Arbetsförmedlingen att det är fullt möjligt att jämföra hur bra det går för olika leverantörer, trots att tilldelningen av leverantör inte är slumpmässig.

Att information om leverantörer inte finns med i Egebark m.fl. (2024), eller i de data som vi har fått tillgång till för replikeringen, innebär att viktig information och kunskap uteblir. Vi menar att det hade varit önskvärt att experimentet från början hade designats för att kunna mäta effekter av att tilldelas olika fristående leverantörer. Kärnan i Rusta och matcha är att konkurrensutsättning ska leda till bättre matchningstjänster, men konkurrens kan inte leda till bättre utfall om kvalitet och specialisering inte skiljer sig åt mellan de fristående leverantörerna.

Arbetsförmedlingen har efter publiceringen av Egebark m.fl. (2024) hävt avtal med 94 fristående leverantörer, vilket visar att det finns en insikt att de har olika utfall när det gäller att matcha arbetslösa med jobb och utbildningar. Konsekvensen är att den nuvarande populationen av fristående leverantörer skiljer sig från den som faktiskt utvärderades av IFAU och Arbetsförmedlingen.

Att minska antalet leverantörerna är något som Svenskt Näringsliv har välkomnat<sup>34</sup> och där Kompetensföretagen till och med efterfrågar en mer omfattande rensning av de fristående leverantörerna än den som utförts av Arbetsförmedlingen.<sup>35</sup> Vi bör dock inte dra slutsatser från IFAU:s experiment om dagens utbud av Rusta och matcha-leverantörer. Om rätt leverantörsavtal har hävts bör vi förvänta oss att de positiva effekter vi ser av deltagande i Rusta och matcha är ännu större bland de leverantörer som idag finns kvar i systemet.

Studien av Egebark m.fl. (2024) har fått stort genomslag i den ekonomisk-politiska debatten. I regeringens regleringsbrev till Arbetsförmedlingen för 2025 anges att kostnaderna för Rusta och matcha ska minska och att myndigheten i större utsträckning ska fokusera på sitt eget matchningsuppdrag.<sup>36</sup> Detta har fått direkta effekter i Arbetsförmedlingens budget. I sin sin utgiftsprognos från oktober 2025 skriver Arbetsförmedlingen att aviserade medel för kommande år innebär att utrymmet för matchningstjänster minskar. Därmed har reformeringen av Arbetsförmedlingen som inleddes i samband med januariavtalet inte fullföljts.

Våra resultat ger inte stöd för denna omprioritering. Tvärtom indikerar vår analys att de fristående leverantörerna tenderar att ha bättre utfall än Arbetsförmedlingen när det gäller att få arbetssökande i arbete. För att minska arbetslösheten kan det därför finnas skäl att överväga ett utökat uppdrag för de fristående leverantörerna.

<sup>33</sup> Källa: <https://arbetsformedlingen.se/for-leverantorer/nyheter-for-leverantorer/nyheter-for-leverantorer/2025-06-03-94-leverantorsavtal-havs-pa-grund-av-daliga-resultat>

<sup>34</sup> Se t.ex. Svenskt Näringsliv (2024).

<sup>35</sup> Källa: Tidningen Näringslivet, Kritiken: Därför funkar inte Arbetsförmedlingens jobbinsats – "Hela systemet är väldigt skevt", <https://www.tn.se/arbetsmarknad/45298/kritiken-darfor-funkar-inte-arbetsformedlingens-jobbinsats-hela-systemet-ar-valdigt-skevt/>.

<sup>36</sup> Arbetsmarknadsdepartementet (2025).

Vi finner de mest positiva effekterna av Rusta och matcha bland arbetssökande som står närmare arbetsmarknaden. En möjlig reform skulle därför vara att låta fristående leverantörer genomföra matchningsinsatser för de arbetssökande tidigare under arbetslöshetsperioden.

Vår replikering av Egebark m.fl. (2024) är avgränsad till att studera effekterna av att delta i Rusta och matcha. Detta innebär att vi inte har granskat hur stora kostnadsskillnaderna är mellan fristående leverantörer och Arbetsförmedlingens matchningsinsatser. Det finns ingen anledning att misstro siffrorna för Rusta och matcha i Egebark m.fl. (2024) eftersom de utgår från de faktiska ersättningsbeloppen. Arbetsförmedlingens kostnader bygger däremot på schablonberäkningar och har tidigare kritiserats av Kompetensföretagen och Utbildningsföretagen.<sup>37</sup> I en färsk granskning slår dessutom Statskontoret (2025) fast att Arbetsförmedlingen till stor del saknat information om vad de anställda lägger sin tid på. Det är därför av vikt att även kostnadsfrågan granskas i framtida studier.

Det är värt att nämna att vår replikeringsprocess har varit onödigt svår. Tillgången till data avbröts av IFAU innan vi hade möjlighet att genomföra de analyser som finns i deras analysplan. Vi finner också att analysplanen har ändrats och inte följts fullt ut av författarna själva. Viktiga utfallsvariabler som fanns med i den registrerade analysplanen har inte analyserats och den empiriska specifikationen har inte följts.

Avslutningsvis finner vi det bekymmersamt att IFAU har författat rapporten tillsammans med anställda vid Arbetsförmedlingen. Arbetsförmedlingen har enligt sin instruktion uppgiften att utföra den arbetsmarknadspolitiska verksamheten, medan IFAU ska utvärdera samma verksamhet. Medarbetare från Arbetsförmedlingen bör därför inte medverka i en studie av hur Arbetsförmedlingens insatser fungerar i jämförelse med fristående leverantörer. Även om detta inte har påverkat resultaten, så riskerar det att påverka förtroendet för IFAU som utvärderingsmyndighet.

---

<sup>37</sup> Se <https://www.kompetensforetagen.se/app/uploads/sites/5/2026/03/Brister-i-IFAU-effektutvardering-av-fristande-leverantorer.pdf>

# Referenser

Arbetsförmedlingen (2025), Arbetsmarknadsutbildningars kostnadseffektivitet och bidrag till kompetensförsörjningen, rapport, Arbetsförmedlingen.

Arbetsmarknadsdepartementet (2025), Regleringsbrev för budgetåret 2025 för Arbetsförmedlingen.

Behtoui, A. (2008). Informal recruitment methods and disadvantages of immigrants in the Swedish labour market. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 34(3), 411-430.

Blandhol, C., Bonney, J., Mogstad, M. och Torgovitsky, A. (2025). When is TSLS actually LATE? NBER Working Paper 29709, National Bureau of Economic Research.

Bring, J. och Carling, K. (2001) Attrition and misclassification of drop-outs in the analysis of unemployment duration, IFAU Working Paper 2001:3.

Cheung, M., Egebark, J., Forslund, A., Laun, L., Rödin, M. och Vikström, J. (2025) Does Job Search Assistance Reduce Unemployment? Evidence on Displacement Effects and Mechanisms, *Journal of Labor Economics*, 43(1), s. 47-81.

Claridge-Chang, A. och Assam, P. N. (2016). Estimation statistics should replace significance testing. *Nature Methods*, 13(2), s. 108–109.

Clemens, M. A. (2017). The Meaning of Failed Replication: A Review and Proposal. *Journal of Economic Surveys*, 31(1), 326–342.

Crépon, B. (2018). Private providers of labor market services: A review of the evidence. In A. Bergström & L. Calmfors (Eds.), *Framtidens arbetsförmedling*. Stockholm: Fores.

Daunfeldt, S-O., Lidfelt, J. och Mikkonen, M. (2023). Reformen för fler i arbete. *Svenskt Näringsliv*.

Egebark, J., Laun, L., Liljeberg, L., Rödin, M., Söderström, M. och Vikström, J. (2022), Economic incentives for private providers of job-search assistance. AEA RCT Registry. 8 februari 2022, <https://doi.org/10.1257/rct.8848-1.3>. *Materialet är inte allmänt tillgängligt och vi har fått det av IFAU:s generaldirektör.*

Egebark, J., Laun, L., Liljeberg, L., Rödin, M., Söderström, M. och Vikström, J. (2023), Economic incentives for private providers of job-search assistance. Pre-analysis plan, AEA RCT Registry. 9 november 2023. <https://doi.org/10.1257/rct.8848-1.3> *Materialet är inte allmänt tillgängligt och vi har fått det av IFAU:s generaldirektör.*

- Egebark, J., Laun, L., Liljeberg, L., Rödin, M., Söderström, M., Videnord, E. och Vikström, J. (2024). En effektutvärdering av arbetsförmedling med fristående leverantörer. IFAU-rapport 2024:17.
- Freedman, D. A. (2008). On regression adjustments to experimental data. *Annals of Applied Statistics*, 2(1), s. 176–196.
- Gardner, M. J. och Altman, D. G. (1986). Confidence intervals rather than P values: Estimation rather than hypothesis testing. *British Medical Journal (Clinical Research Edition)*, 292(6522), s. 746–750.
- Gewandter, J. S., McDermott, M. P., Kitt, R. A. m.fl. (2017). Interpretation of CIs in clinical trials with non-significant results: systematic review and recommendations. *BMJ Open*, 7:e017288.
- Huntington-Klein, N., Arenas, A., Beam, E., Bertoni, M., Bloem, J.R., Burli, P. et al. (2021) The influence of hidden researcher decisions in applied microeconomics. *Economic Inquiry*, 59: 944–960.
- Kluender, R., Mahoney, N., Wong, F., och Yin, W. (2025) The Effects of Medical Debt Relief: Evidence from Two Randomized Experiments. *Quarterly Journal of Economics*, 140(2), 1187–1241.
- Lin, W. (2013). Agnostic notes on regression adjustments to experimental data: Reexamining Freedman’s critique. *Annals of Applied Statistics*, 7(1), 295–318.
- Loury, L. D. (2006). Some contacts are more equal than others: Informal networks, job tenure, and wages. *Journal of Labor Economics*, 24(2), 299-318.
- McNamee, R. (2009). Intention to treat, per protocol, as treated and instrumental variable estimators given non-compliance and effect heterogeneity. *Statistics in Medicine*, 28(21), 2639–2652.
- Murphy, S. L., Merz, R., Reimann, L.-E. och Fernández, A. (2025). Nonsignificance misinterpreted as an effect’s absence in psychology: prevalence and temporal analyses. *Royal Society Open Science*, 12:242167.
- Nilsson, P. (2010), Arbetssökande som lämnar Arbetsförmedlingen av okänd orsak, Working Paper 2010:1, Arbetsförmedlingen
- OECD (2023), Who does what for active labour market policies: A zoom on the role of subnational governments, OECD Local Economic and Employment Development (LEED) Papers, No. 2023/09, OECD Publishing, Paris.
- Shrier, I., Steele, R.J., Verhagen, E., Herbert, R., & Kaufman, J.S. (2014). Beyond intention to treat: What is the right question? *Clinical Trials*, 11(1), 28–37.
- Shrier, I., Verhagen, E., & Stovitz, S.D. (2017). The Intention-to-Treat Analysis Is Not Always the Conservative Approach. *The American Journal of Medicine*, 130(7), 868–870.
- Statskontoret (2025) Gör jobbet! En mer effektiv användning av Arbetsförmedlingens förvaltningsmedel, rapport 2025:2.

---

Steele, R.J., Shrier, I., Kaufman, J.S., & Platt, R.W. (2015). Simple Estimation of Patient-Oriented Effects From Randomized Trials: An Open and Shut CACE. *American Journal of Epidemiology*, 182(6), 557–566.

Svenskt Näringsliv (2024), Bättre matchning med färre leverantörer, rapport, Svenskt Näringsliv.

Svenskt Näringsliv (2026), Kompetens för tillväxt: Rekryteringsenkäten 2025/2026, rapport, Svenskt Näringsliv.

Wang, B., Ogburn, E. L. och Rosenblum, M. (2019). Analysis of covariance in randomized trials: More precision and valid confidence intervals, without model assumptions. *Biometrics*, 75(4), 1391–1400.

Yang, L. och Tsiatis, A. A. (2001). Efficiency study of estimators for a treatment effect in a pretest–posttest trial. *The American Statistician*, 55(4), 314–321.

Zhong, Z., Johansson, P. och Zhang, J.L. (2024) A Two-stage Inference Procedure for Sample Local Average Treatment Effects in Randomized Experiments, opublicerat manuscript <https://arxiv.org/abs/2409.13300>

# Bilaga A: Tabeller

**Tabell 4. Randomisering till och faktiskt deltagande i Rusta och matcha.**

Arbetssökande närmare arbetsmarknaden									
	Faktiskt deltagande								Summa
	Af	A	B	C	AB	AC	BC	ABC	
Anvisad till Af	7 666	1 767	518	122	28	5	3	0	10 109
Anvisad till ROM A	4 575	5 092	325	139	113	33	2	0	10 279
Summa	12 241	6 859	843	261	141	38	5	0	20 388

Arbetssökande längre från arbetsmarknaden									
	Faktiskt deltagande								Summa
	Af	A	B	C	AB	AC	BC	ABC	
Anvisad till Af	33 103	226	785	3 251	5	10	25	0	37 405
Anvisad till ROM C	17 203	260	635	18 879	4	103	202	2	37 288
Summa	50 306	486	1 420	22 130	9	113	227	2	74 693

Not: ROM står för Rusta och matcha. Skuggade celler visar vilket deltagande som arbetssökande randomiserades till.

Tabell 5. Lista över utfallsvariabler.

Variabel	Variabelbeskrivning	Källa
Löneinkomst 6 månader	Ackumulerad inkomst från arbetsgivardeklaration på individnivå (AGI) 0 till 6 månader efter randomisering	SkV
<b>Löneinkomst 12 månader</b>	AGI-inkomst (se föregående variabel) 0 till 12 månader efter randomisering	SkV
Löneinkomst 18 månader	AGI-inkomst 0 till 18 månader efter randomisering	SkV
<b>Sysselsatt efter 6 månader</b>	AGI-inkomst med en lön som överstiger 10 procent av minimilönen för handelsanställda arbetare, mäts 6 månader efter	SkV
Sysselsatt efter 12 månader	Sysselsättning (se föregående variabel) som mäts 12 månader efter randomisering	SkV
Sysselsatt efter 18 månader	Sysselsättning som mäts 18 månader efter randomisering	SkV
Arbete inom 6 månader	AGI-inkomst med en lön som överstiger 75 procent av minimilönen för handelsanställda arbetare under minst 4 av 6 månader	SkV
<b>Arbete inom 14 månader</b>	Arbete (se föregående variabel) under minst 4 av 14 månader	SkV
Utbildning inom 14 månader	Avregistrering från Arbetsförmedlingen inom 14 månader på grund av utbildning eller programbeslut om deltagande i utbildningar som är resultatgrundande, vilka kan vara på heltid, deltid i kombination med SFI eller inom ramen för jobb- och utbildningsgarantin	Af
Arbete eller utbildning inom 6 månader*	Avregistrering från Arbetsförmedlingen inom 6 månader på grund av varaktigt arbete <i>eller</i> utbildning (se föregående variabel) inom 14 månader	Af
<b>Arbete eller utbildning inom 14 månader</b>	Arbete eller utbildning (se definition ovan) inom 14 månader	Af
Arbete eller utbildning inom 14 månader	Arbete som bygger på AGI-data <i>eller</i> avregistrering från Arbetsförmedlingen på grund av utbildning (se tidigare variabler för definitioner), inom 14 månader	SkV, Af
Osubventionerat arbete inom 14 månader	Avregistrering från Arbetsförmedlingen på grund av tillsvidareanställning, tidsbegränsad anställning eller fortsatt anställning hos samma arbetsgivare, eller övergång till en sökandekategori som innebär arbete på heltid (tillfälligt arbete eller ombytes-sökande).	Af
Subventionerat arbete inom 14 månader	Identifieras via programbeslut om arbete med stöd enligt registret Ärendefakta, eller en sökandekategori som innebär anställning på Samhall.	Af
Subventionerat eller osubventionerat arbete inom 14 månader	Antingen osubventionerat eller subventionerat arbete (se de två föregående variablerna) inom 14 månader.	Af
Deltidsarbete inom 14 månader	Deltidsarbete inom 14 månader	Af

Not: SkV står för Skatteverket och Af är Arbetsförmedlingen. Variabelbeskrivningarna bygger på IFAU:s och Arbetsförmedlingens analysplan (Egebark m.fl., 2023) och den efterföljande rapport som analysplanen avser (Egebark m.fl., 2024).

**Tabell 6. Kontrollvariabler som används i regressionerna.**

Inskrivningsdagar (antal)
Man (1/0)
Ålder (år)
Gymnasieutbildning (1/0)
Universitetsutbildning (1/0)
Leveransområde (kategorisk variabel)
Har A-kassa (1/0)
Funktionshinderkod (1/0)
Svenskfödd (1/0)
Program någon gång (10 år) (1/0)
Dagar i program (10 år) (antal dagar)
Utbildning i sökt yrke (1/0)
Antal registreringsdagar (1 år före profilering) (antal)
Antal registreringsdagar (1-2 år före profilering) (antal)
Antal inskrivningsperioder (1 år före profilering) (antal)
Antal inskrivningsperioder (1-2 år före profilering) (antal)
Arbete med stöd (4 år) (antal)
Arbetsmarknadsutb. (4 år) (antal)
Förberedande utb. (4 år) (antal)
Löneinkomst senaste året (tkr)
Löneinkomst/år senaste 4 åren (tkr)
Profileringsmånad (kategorisk variabel)

Not: Alla variabler utom leveransområde och profileringsmånad används i den beskrivande Tabell A1 i Egebark m.fl (2024).

# Bilaga B: IFAU:s analysplan

IFAU publicerade en analysplan i februari 2022<sup>38</sup> med syftet med att öka studiens trovärdighet.<sup>39</sup> Dokumentet som innehåller analysplanen är inte fritt tillgängligt. Vi bad två medförfattare i Egebark m.fl. (2024), bland annat personen som är registrerad som forskningsledare i registret för analysplaner (AEA RCT Registry), att skicka oss analysplanen. Efter ett flertal påstötningar fick vi till slut analysplanen av IFAU:s generaldirektör, som också är en av författarna i Egebark m.fl. (2024). Tyvärr hade IFAU vid den tidpunkten redan avbrutit vår tillgång till data. Vi hade därmed ingen möjlighet att genomföra de analyser som fanns beskrivna i analysplanen, men som Egebark m.fl. (2024) inte har redovisat.

Den version av analysplanen som vi först fick av IFAU var en justerad version från november 2023. Detta innebär att den är daterad tre månader efter den sista observationen för utfallsdata i Egebark m.fl. (2024). Vi har i senare mejlkontakt med IFAU fått veta att rapportförfattarna har haft tillgång till delar av utfallsdata från både Arbetsförmedlingens register och SCB sedan åtminstone mars 2023, alltså mer än ett halvår innan analysplanen som vi fick ta del av skrevs.

För transparensens skull har vi bitt IFAU om att få ta del av den ursprungliga analysplanen från februari 2022, samt senare justeringar. Förutom i november 2023 gjordes justeringar i augusti 2025 (samtidigt som vi bad om att få analysplanen), samt i september 2025. Vi har fått den ursprungliga versionen från 2022, men inte versionerna från augusti och september 2025.

Sammanfattningsvis har vi fått tillgång till två av de fyra versionerna av analysplanen. I analysplanen från februari 2022 (Egebark m.fl., 2022) finns en kortfattad beskrivning av experimentet och en redogörelse för utfallsdata, det vill säga vilka variabler som effekter ska mätas på. Som *primärvariabler* i analysen anges data från Arbetsförmedlingens administrativa register som mäter *arbetslöshetslängd*, *sysselsättningsstatus* och *sannolikheten att påbörja olika typer av utbildning*.<sup>40</sup>

<sup>38</sup> <https://www.socialscisearch.org/trials/8848>

<sup>39</sup> Egebark m.fl. (2024) skriver så här i fotnot 14 på s. 13: "Syftet med att i förväg registrera en plan för utvärderingen är att öka resultatens trovärdighet."

<sup>40</sup> I Egebark m.fl. (2022, s. 2), under rubriken *Primary Outcomes (End Points)*, står det: "*Primary outcomes of job search: job finding as measured by administrative data from the Swedish PES (such as unemployment duration and employment status) and likelihood of initiating different types of education.*" Swedish PES står för Swedish Public Employment Service, det vill säga Arbetsförmedlingen.

I analysplanen från november 2023 (Egebark m.fl., 2023) finns en mer detaljerad beskrivning av vilka utfallsvariabler som ska användas i den kommande policyrapporten (alltså i Egebark m.fl., 2024), och information om den empiriska specifikationen.<sup>41</sup> En annan skillnad är att det finns en problematisering av kvaliteten i data från Arbetsförmedlingen, medan det saknas en sådan problematisering i den första analysplanen. Primärvariablerna är dessutom inte samma som i den ursprungliga analysplanen. Bland annat saknas utfallsvariabler som mäter *arbetslöshetslängd* och *sysselsättningsstatus* från Arbetsförmedlingen. I stället för att mäta olika typer av utbildning som utfall anges att *utbildning* ska mätas mer generellt. Till skillnad från att endast ha primärvariabler från Arbetsförmedlingen anges nu att en variabel från Arbetsförmedlingen och tre variabler från Skatteverket (som bygger på en och samma grundvariabel) ska användas som primärvariabler.

Egebark m.fl. (2024) anger alltså i sin ursprungliga analysplan från 2022, innan författarna hade tillgång till utfallsdata, att data från Arbetsförmedlingen kommer att användas som primärvariabler. Det finns ingen kritik mot dessa data i den analysplanen. I analysplanen från november 2023, då författarna hade haft tillgång till betydande delar av utfallsdata i mer än ett halvår, ges mer detaljer om utfallsvariabler. Där finns även kritik mot kvaliteten i Arbetsförmedlingens data, där författarna spekulerar i att fristående leverantörer kan *manipulera* Arbetsförmedlingens data: *”One concern is that these administrative employment outcomes based on de-registrations may be manipulated by the private providers.”* (Egebark m.fl., 2023, s. 10). Vi finner denna spekulation anmärkningsvärd eftersom IFAU har använt Arbetsförmedlingens data i ett stort antal tidigare utvärderingar. Det hela blir än mer problematiskt av att IFAU hade tillgång till stora delar av utfallsdata när analysplanen skrevs, och dessutom visar Arbetsförmedlingens data på mer positiva effekter av Rusta och matcha än data från Skatteverket.

---

<sup>41</sup> Egebark m.fl. (2023, s. 1), skriver: *”The results of the trial have direct policy implications. To meet those policy needs the evaluation will be conducted in several steps. We will start with a policy report in Swedish which studies the most central questions and then continue with additional, more detailed, questions in subsequent analyses. All results will be collected in one or several working papers. The intended analyses for the initial policy report are described in detail in Section 7.”*

# Bilaga C: Skillnaden mellan effekten av randomisering och effekten av deltagande

I tabell 7 redovisas andelen behandlade bland randomiserade och icke-randomiserade till Rusta och matcha för gruppen av arbetssökanden som är närmare respektive längre från arbetsmarknaden. I gruppen närmare arbetsmarknaden var det cirka 56 procent av de randomiserade och 25 procent av de som ingår i jämförelsegruppen som hade deltagit i Rusta och matcha 12 månader efter randomiseringstillfället. Detta innebär en procentuell skillnad mellan LATE och ITT på hela 221 procent.<sup>42</sup> För arbetssökande som är längre från arbetsmarknaden är skillnaden mellan LATE och ITT 136 procent 12 månader efter randomiseringen.

Skillnaden mellan LATE och ITT ökar över tid. Detta beror på att andelen som har randomiserats till Arbetsförmedlingens insatser, men som ändå får Rusta och matcha, ökar i högre takt än andelen som har randomiserats till Rusta och matcha och får Rusta och matcha.

Sammanfattningsvis visar tabell 7 att punktskattningarna för ITT från Egebark m.fl. (2024) underskattar effekten av att delta i Rusta och matcha. Skillnaden mellan LATE och ITT ökar dessutom ju längre vi rör oss från randomiseringstidpunkten. Den procentuella skillnaden mellan LATE och ITT ligger enligt beräkningarna i tabell 3 mellan 130 och 229 procent, vilket omräknat betyder att ITT underskattar effekten av deltagande i Rusta och matcha med mellan 57 och 71 procent.<sup>43</sup>

<sup>42</sup> Vi har  $LATE = ITT / \{E[B | R=1] - E[B | R=0]\} = ITT / (0,557 - 0,245) = ITT / 0,312$ . Den procentuella skillnaden mellan LATE och ITT blir då  $LATE / ITT - 1 = (ITT / 0,312) / ITT - 1 = 1 / 0,312 - 1 = 2,21$ .

<sup>43</sup> Utgå från den lägre siffran,  $LATE / ITT - 1 = 1,3$ . Från detta löser vi ut  $ITT / LATE = 1 / (1,3 + 1) = 0,43$ , det vill säga en underskattning med 57 procent.

**Tabell 7. Andel som har fått Rusta och matcha beroende på randomiseringsstatus samt skillnad mellan ITT och LATE.**

	Arbetssökande närmare arbetsmarknaden			Arbetssökande längre från arbetsmarknaden		
	R = 1	R = 0	%- skillnad mellan LATE och ITT	R = 1	R = 0	%- skillnad mellan LATE och ITT
<i>Deltagande i Rusta och matcha inom:</i>						
6 månader	53,8 %	19,3 %	190 %	51,0 %	7,5 %	130 %
12 månader	55,7 %	24,5 %	221 %	54,2 %	11,8 %	136 %
14 månader	56,0 %	25,1 %	224 %	54,7 %	12,7 %	138 %
18 månader	56,4 %	26,0 %	229 %	55,1 %	13,6 %	141 %

Not: R = 1 betecknar personer som har blivit randomiserade till Rusta och matcha och R = 0 betecknar dem som har blivit randomiserade till Arbetsförmedlingen. Uppgifter om deltagande i Rusta och matcha bygger på en variabel som mäter tid till eventuellt beslut om Rusta och matcha för varje arbetssökande. Andelen som deltar i Rusta och matcha bland arbetssökande närmare arbetsmarknaden är cirka en procentenhet högre för R = 1 och R = 0, än motsvarande siffror i figur 2, som bygger på färdigberäknade variabler i IFAU:s data.

# Bilaga D: Effekten av att initialt ha blivit randomiserad till Rusta och matcha

ITT-skattningarna redovisas i tabell 8. Skattningarna från Egebark m.fl. (2024), för arbetssökande närmare respektive längre från arbetsmarknaden, presenteras i kolumn (1) respektive (2). Motsvarande skattningar från vår analys presenteras i kolumn (3) och (4). Vi kan konstatera att inkludering av kontrollvariabler och klustrade standardfel endast leder till mindre skillnader i punktskattningar och marginellt bättre statistisk precision. Vi har också lyckats med att numeriskt reproducera alla ITT-skattningarna i tabell 6, 7 och 8 i Egebark m.fl. (2024) och fick inga avvikelser jämfört med deras resultat.

Vi börjar med en redogörelse för effekten på de utfall som Egebark m.fl. (2024) pekar ut som primärfutfall, det vill säga de som är markerade med *fet kursiv stil* i tabell 8. Det första primärfutfallet avser ackumulerad löneinkomst från Skatteverket under en 12-månaders period efter randomiseringstillfället. Våra punktskattningar är positiva både för gruppen närmare och längre från arbetsmarknaden, och konfidensintervallen för båda grupperna täcker noll (se kolumn (3) och (4) i tabell 3). För att undvika att extremvärden snedvrider skattningarna har vi exkluderat observationer med värden över 99:e percentilen i de tre löneinkomstvariablerna i kolumn (3) och (4) från analysen.<sup>44</sup> Vi har sett årsinkomster i data som ligger orimligt högt med tanke på målpopulationen, och det går inte att utesluta att det finns mätfel i data eftersom löneinkomstdata för 2023 från Skatteverket är preliminära.

Nästa primärvariabel som vi studerar är *sysselsättning 6 månader efter randomisering*. Även här finns positiva skattningar av effekten av randomisering. Konfidensintervallet för arbetssökande närmare arbetsmarknaden täcker precis noll, medan intervallet för arbetssökande längre från arbetsmarknaden ligger över noll. Även för den tredje primärvariabeln, *arbete inom 14 månader*, är punktskattningarna positiva för gruppen närmare respektive längre från arbetsmarknaden, men båda konfidensintervallen täcker noll. Den sista primärvariabeln mäter om de arbets-

<sup>44</sup> Egebark m.fl. (2024) nämner i fotnot 43 på s. 31 att de har testat att exkludera observationer i översta percentilen men att det inte påverkar deras resultat, men redovisar inte siffrorna.

sökande är i *arbete eller utbildning inom 14 månader* och bygger på data från Arbetsförmedlingen. Konfidensintervallet för gruppen närmare arbetsmarknaden ligger över noll medan intervallet för gruppen som befinner sig längre från arbetsmarknaden täcker noll.

Sammantaget visar vår genomgång av de primära utfallsvariablerna i Egebark m.fl. (2024) att sju av åtta punktskattningar är positiva och att konfidensintervallen för två av skattningarna ligger över noll.

Det är viktigt att notera att det inte går att utesluta betydande positiva effekter av deltagande i Rusta och matcha även i de fall där konfidensintervallen täcker noll. Problemet är att skalan för ITT är svår att tolka givet den låga följsamheten i experimentet och att nivån på många av utfallsvariablerna är låg. Dessutom är, som vi påpekat tidigare, ITT olämpligt att använda om syftet är att mäta effekten av deltagande i Rusta och matcha. En följd av detta är att ITT-skattningarnas storlek, och därmed ekonomiska betydelse, är svårtolkad. Detta gäller även konfidensintervallens bredd, vilket gör det svårt att bedöma den statistiska osäkerheten i skattningarna. Vid låg följsamhet kan ett konfidensintervall för en positiv effektskattning som framstår som smalt i ITT-termer visa sig vara brett när det skalas om till LATE-effekt.

Tabell 8. Effekten av randomisering till Rusta och matcha (ITT).

Resultatkälla	Egebark m.fl. (2024)		Egna skattningar	
	(1) Närmare arbetsmarknaden	(2) Längre från arbetsmarknaden	(3) Närmare arbetsmarknaden	(4) Längre från arbetsmarknaden
Behandlingsgrupp				
Löneinkomst	-228	577	539	446
6 månader (SkV)	[-2 012; 1 556]	[-136; 1 290]	[-827; 1 905]	[-105; 997]
<b>Löneinkomst</b>	<b>-1 190</b>	<b>1 343</b>	<b>859</b>	<b>923</b>
<b>12 månader (SkV)</b>	<b>[-5 304; 2 924]</b>	<b>[-329; 3 015]</b>	<b>[-2 755; 4 473]</b>	<b>[-398; 2 244]</b>
Löneinkomst	-634	247	1 699	633
18 månader (SkV)	[-8 550; 7 282]	[-3 165; 3 659]	[-4 522; 7 920]	[-2 315; 3 581]
<b>Sysselsatt</b>	<b>0,0122</b>	<b>0,0089</b>	<b>0,0131</b>	<b>0,0082</b>
<b>efter 6 månader (SkV)</b>	<b>[-0,0015; 0,0259]</b>	<b>[0,0030; 0,0148]</b>	<b>[-0,0012; 0,0274]</b>	<b>[0,0029; 0,0135]</b>
Sysselsatt	0,0077	-0,0013	0,0088	-0,0023
efter 12 månader (SkV)	[-0,0080; 0,0234]	[-0,0091; 0,0065]	[-0,0034; 0,0210]	[-0,0101; 0,0055]
Sysselsatt	-0,0062	-0,0065	-0,0077	-0,0056
efter 18 månader (SkV)	[-0,0258; 0,0134]	[-0,0163; 0,0033]	[-0,0259; 0,0105]	[-0,0180; 0,0068]
Arbete	0,0097	0,0043	0,0088	0,0036
inom 6 månader (SkV)	[-0,0040; 0,0234]	[-0,0016; 0,0102]	[-0,0053; 0,0229]	[-0,0009; 0,0081]
<b>Arbete</b>	<b>0,0117</b>	<b>0,0029</b>	<b>0,0117</b>	<b>0,0019</b>
<b>inom 14 månader (SkV)</b>	<b>[-0,0079; 0,0313]</b>	<b>[-0,0069; 0,0127]</b>	<b>[-0,0073; 0,0307]</b>	<b>[-0,0052; 0,0090]</b>
Utbildning	0,0050	-0,0118	0,0040	-0,0121
inom 14 månader (Af)	[-0,0028; 0,0128]	[-0,0157; -0,0079]	[-0,0031; 0,0111]	[-0,0182; -0,0060]
Arbete eller utbildning	-	-	0,0248	0,0067
inom 6 månader (Af)	-	-	[0,0105; 0,0391]	[0,0016; 0,0118]
Arbete eller utbildning	0,0145	-0,0076	0,0137	-0,0089
inom 14 månader (Af och SkV)	[-0,0051; 0,0341]	[-0,0174; 0,0022]	[-0,0055; 0,0329]	[-0,0150; -0,0028]
<b>Arbete eller utbildning</b>	<b>0,0183</b>	<b>-0,0001</b>	<b>0,0182</b>	<b>-0,0004</b>
<b>inom 14 månader (Af)</b>	<b>[-0,0013; 0,0379]</b>	<b>[-0,0099; 0,0097]</b>	<b>[0,0008; 0,0356]</b>	<b>[-0,0094; 0,0086]</b>
Osubventionerat arbete	0,0117	0,0090	0,0120	0,0087
inom 14 månader (Af)	[-0,0079; 0,0313]	[0,0031; 0,0149]	[-0,0025; 0,0265]	[0,0018; 0,0156]
Subventionerat arbete	0,0050	0,0022	0,0052	0,0025
inom 14 månader (Af)	[-0,0028; 0,0128]	[-0,0056; 0,0100]	[-0,0036; 0,0140]	[-0,0050; 0,0100]
Subv. eller osubventionerat	-	-	0,0176	0,0103
arbete inom 14 månader (Af)	-	-	[0,0019; 0,0333]	[0,0042; 0,0164]

Not: Konfidensintervall (95 %) visas inom hakparentes. Konfidensintervallen i kolumn (3) och (4) bygger på standardfel som är klustrade inom Arbetsförmedlingens så kallade leveransområden, och de i kolumn (1) och (2) bygger på standardfel från Egebark m.fl. (2024). Behandlingsvariabeln i är en kategorisk variabel som har värdet 1 om personen har blivit randomiserad till Rusta och matcha och 0 om personen har blivit randomiserad till Arbetsförmedlingens egna insatser. I skattningarna i kolumn (3) och (4) ingår kontrollvariabler, vilka beskrivs i tabell 6 i bilaga A. För att undvika att extremvärden snedvrider skattningarna har observationer med värden över 99:e percentilen i de tre löneinkomstvariablerna i kolumn (3) och (4) exkluderats från analysen. Skattningarna i kolumn (1) och (2) kommer från tabell 6, 7 och 8 i Egebark m.fl. (2024). Kursiverade skattningar i fet stil avser så kallade primärvariabler (se Egebark m.fl., 2023).

[www.svensktnaringsliv.se](http://www.svensktnaringsliv.se)

Storgatan 19, 114 82 Stockholm  
Telefon 08-553 430 00

**Tryck:** Arkitektkopia AB, Bromma, 2026