

Arbetsför

Matchningen på arbetsmarknaden

– sökandesammansättningens betydelse

RIR 2017:26



Riksrevisionen är en myndighet under riksdagen med uppgift att granska den verksamhet som bedrivs av staten. Vårt uppdrag är att genom oberoende revision skapa demokratisk insyn, medverka till god resursanvändning och effektiv förvaltning i staten.

Riksrevisionen bedriver både årlig revision och effektivitetsrevision. Denna rapport har tagits fram inom effektivitetsrevisionen, vars uppgift är att granska hur effektiv den statliga verksamheten är. Effektivitetsgranskningar rapporteras sedan 2011 direkt till riksdagen.

RIKSREVISIONEN

ISBN 978-91-7086-456-8

RIR 2017:26

OMSLAGETS ORIGINALFOTO: JESSICA GOW / TT

TRYCK: RIKSDAGENS INTERNTRYCKERI, STOCKHOLM 2017

Härmed överlämnas enligt 9 § lagen (2002:1022) om revision av statlig verksamhet m.m. följande granskningsrapport:

Matchningen på arbetsmarknaden

– sökandesammansättningens betydelse

Riksrevisionen har granskat betydelsen av individsammansättningen hos arbetssökande för matchningen på den svenska arbetsmarknaden. Resultatet av granskningen redovisas i denna granskningsrapport. Den innehåller slutsatser och rekommendationer som avser Arbetsförmedlingen.

Företrädare för Arbetsförmedlingen och Arbetsmarknadsdepartementet har fått tillfälle att faktagranska och i övrigt lämna synpunkter på ett utkast till rapporten. Riksrevisionen vill tacka referenspersonen professor Peter Fredriksson, Nationalekonomiska institutionen vid Uppsala universitet, för synpunkter.

Riksrevisor Stefan Lundgren har beslutat i detta ärende. Revisionsledare Anna Norén har varit föredragande. Revisionsdirektör Nikolay Angelov (projektledare) och enhetschef Katarina Richardson har medverkat i den slutliga handläggningen.

Stefan Lundgren

Anna Norén

För kännedom:

Regeringen, Arbetsmarknadsdepartementet
Arbetsförmedlingen

MATCHNINGEN PÅ ARBETSMARKNADEN – SÖKANDESAMMANSÄTTNINGENS BETYDELSE

Innehåll

Sammanfattning och rekommendationer	5
1 Inledning	8
1.1 Motiv till granskning	8
1.2 Syfte, metod och avgränsningar	9
1.3 Bedömningsgrunder	10
2 Matchning: en introduktion till begreppet och tidigare studier	11
3 Metod	14
3.1 Matchningseffektiviteten	14
3.2 Dekomponering av den minskade jobbchansen	15
3.3 Lönergressioner med individ- och arbetsställespecifik komponent	18
4 Data	19
4.1 Arbetslösa jobbsökande	19
4.2 Jobbchansen	19
4.3 Individegenskaper	20
4.4 Lediga jobb	22
4.5 Data för lönergressioner med individ- och arbetsställekomponent	23
4.6 Makrodata	23
5 Resultat	24
5.1 Matchningsfunktionen skattad med makrodata	24
5.2 Arbetslösa inskrivna vid Arbetsförmedlingen 1991–2015	25
5.3 Dekomponering av försämringen i jobbchans	37
5.4 Alternativa mått på vakanser och övergångar till arbete samt andra perioder	46
6 Slutsatser	50
Referenslista	52

Elektroniska bilagor

Till rapporten finns tre bilagor att ladda ned från Riksrevisionens webbplats. Bilagorna kan även begäras ut från ärendets akt genom registraturen.

Bilaga 1. Teknisk bilaga

Bilaga 2. Tabeller

Bilaga 3. Diagram

MATCHNINGEN PÅ ARBETSMARKNADEN – SÖKANDESAMMANSÄTTNINGENS BETYDELSE

Sammanfattning och rekommendationer

Bakgrund och frågeställning

Med matchning på arbetsmarknaden avses hur nya anställningar skapas för ett givet antal lediga jobb i förhållande till antalet arbetssökande. Att förbättra matchningen av arbetssökande till lediga jobb tillhör Arbetsförmedlingens (Af:s) viktigaste uppdrag, men enligt flera studier har matchningen på den svenska arbetsmarknaden försämrats under de senaste åren. Trots att det råder enighet om att matchningen har försämrats saknas kunskap om orsakerna till denna utveckling. Tidigare studier, däribland Af:s analyser, gör gällande att matchningsförsämringen till stora delar beror på en ändrad individsammansättning bland de arbetslösa. Med individsammansättning menas t.ex. andelen med låg utbildning, utrikes bakgrund, hög ålder eller funktionshinder som medför nedsatt arbetsförmåga.

Enligt Riksrevisionens bedömning kan en mer rättvisande bild av individsammansättningens betydelse uppnås genom användning av mikrodata och en mer ändamålsenlig metod. I granskningen har frågan om individsammansättningens betydelse studerats eftersom det bedöms som sannolikt att tidigare analyser kan ha dragit felaktiga slutsatser. Eftersom Af:s arbete med matchningen är beroende av så bra analyser som möjligt finns en risk att matchningsarbetet inte bedrivs på ett effektivt sätt.

Granskningens syfte är att undersöka om Af har ett tillräckligt och väl genomlyst faktaunderlag för att utveckla sin matchningsverksamhet på ett effektivt sätt. Fokus ligger på att studera om Af har dragit välgrundade slutsatser i sin årsredovisning och i sin arbetsmarknadsrapport om individsammansättningens betydelse för den observerade matchningsförsämringen. Frågan besvaras genom en nedbrytning av matchningsförsämringen i två delar: en del som beror på ändrad sammansättning hos de arbetslösa, och en annan del som inte kan förklaras med dessa förändringar. Resultaten av dekomponeringen jämförs med Af:s slutsatser om sammansättningens betydelse för matchningsförsämringen. I analysen studeras också hur jobbchansen har utvecklats för olika grupper av arbetssökande.

I granskningens huvudanalyser av individsammansättningens betydelse för jobbchansminskningen studeras försämringen mellan oktober 2007 och oktober 2015. Under både den undersökta perioden och andra perioder sedan 1990-talets början har omfattande förändringar i arbetsmarknadspolitiken skett som kan påverka arbetsmarknadsutfall. Reformen i övriga politikområden, i synnerhet i socialförsäkringspolitiken, har också lett till förändringar. I den mån dessa förändringar leder till en *ändrad individsammansättning* hos inskrivna arbetslösa

på Af, eller till *ändrad jobbchans* för olika grupper av arbetslösa, tar den använda dekomponeringsmetoden hänsyn till dem. Här finns en styrka i den valda metoden jämfört med tidigare studier som samtliga har utgått från att jobbchansen för t.ex. utsatta grupper är konstant över tid. Likt tidigare studier kan dock resultaten i granskningen vara känsliga för t.ex. försämringar i kvaliteten i Af:s vakansstatistik eller ändringar i statistikföringen som mäter övergångar till arbete. I dessa avseenden har vi valt att följa tidigare studier för att så långt som möjligt nå jämförbarhet. I granskningen genomförs emellertid känslighetsanalyser med avseende på vakansmått, mått för övergång till arbete, individegenskaper som inte observeras direkt i data och undersökt period.

Granskningens resultat

Granskningens huvudresultat är att individsammansättningens roll är betydande men långt ifrån avgörande och förklarar ungefär en tredjedel av den försämrade jobbchansen efter finanskrisen. Eftersom studien utgör den första direkta skattningen är det svårt att jämföra med tidigare resultat.

Rapporten visar att jobbchansen, mätt som övergången till osubventionerat arbete för arbetslösa inskrivna på Af, har minskat med 3,7 procentenheter på månadsbasis mellan 2007 och 2015. Av denna minskning står förändringar i individsammansättningen för –1,2 procentenhet (dvs. 33 %), där den viktigaste förklaringen är födelseland och står för –1,0 procentenhet. Till stora delar går således jobbchansminskningen inte att förklara med ändrad individsammansättning eller förändringar i antalet vakanser i förhållande till antalet arbetslösa (dvs. stramhet). I stället handlar försämringen i stor utsträckning om en oförklarad generell jobbchansminskning för en förhållandevis väletablerad grupp på arbetsmarknaden. I gruppen bestående av inrikes födda män i ålderskategorin 35–45 år med gymnasieutbildning, utan funktionsnedsättning som medför nedsatt arbetsförmåga, med genomsnittlig tidigare sjukpenning och som söker jobb i ett län med genomsnittlig stramhet, har jobbchansen minskat med 2,8 procentenheter mellan 2007 och 2015. Hela tre fjärdedelar av den minskade jobbchansen är med andra ord oförklarad, vilket yttrar sig i minskad jobbchans för denna grupp. I granskningen genomförs en känslighetsanalys där även subventionerad anställning ingår i jobbchansmålet, och resultaten står sig även med detta mått. Då fokus, i såväl forskningen som i Af:s uppföljning av hur matchningen utvecklas, har legat på sammansättningens betydelse har jobbchansminskningen för denna genomsnittsgrupp fått alldeles för lite uppmärksamhet. En viktig slutsats från rapporten är därför att försämringen för denna grupp behöver undersökas närmare.

I en analys av hur jobbchansen för olika grupper har förändrats över tid visar rapporten, som förväntat, att jobbchansen för de arbetslösa som enligt Af tillhör en grupp med utsatt ställning på arbetsmarknaden i snitt är lägre jämfört med

genomsnittgruppen. I den s.k. utsatta gruppen ingår arbetssökande som har en funktionsnedsättning som innebär nedsatt arbetsförmåga, har högst grundskoleutbildning, är äldre än 55 år eller är utomeuropeiskt födda. Resultaten visar dock, till skillnad från de slutsatser som Af drar, att jobbchansen för dessa grupper har förstärkts relativt genomsnittgruppen sedan finanskrisen, och att förstärkningarna i en del fall har varit betydande.

Rekommendationer

Riksrevisionen har funnit brister såväl i Af:s tidigare analyser som i andra befintliga studier och rekommenderar därför följande:

- Arbetsförmedlingen bör överväga att genomföra djupare analyser av jobbchansförsämringen jämfört med de analyser som i dag görs i Af:s årsredovisning och arbetsmarknadsrapporter. Metoden som används i den här granskningen åskådliggör vikten av att använda mikrodata på det sätt som forskningslitteraturen om dekomponering föreskriver. Tidigare analyser på makronivå kan i många fall ge missvisande resultat.
- Granskningen visar att ungefär tre fjärdedelar av matchningsförsämringen inte kan förklaras av förändringar i individsammansättningen. Det är i stället förhållandevis väletablerade grupper på arbetsmarknaden som har fått försämrad jobbchans. Riksrevisionen rekommenderar Arbetsförmedlingen att försöka ta reda på vad denna försämring beror på så att myndighetens resurser fördelas rätt. En möjlig väg att gå är att genomföra en nedbrytning av jobbchansförsämringen med variabler som har direkt koppling till Af:s arbete med att matcha arbetslösa till lediga jobb, exempelvis antalet möten på individnivå med handläggare. Ytterligare en angelägen fråga handlar om vilka typer av jobb som är lediga i dag jämfört med tidigare och hur dessa relaterar till de arbetslösas kompetens. I granskningen används dels en kombination av de arbetslösas sökta yrke och bostadslän och dels lediga jobb fördelade på yrke och län. Det är angeläget att utreda alla möjligheter, när det gäller såväl data som metod, för att komma vidare i denna fråga.

1 Inledning

1.1 Motiv till granskning

Enligt flera studier har matchningen på den svenska arbetsmarknaden försämrats under de senaste åren. Försämringen har även uppmärksammats av regeringen och en förbättrad matchning är sedan budgetåret 2015 det mål som omnämns allra först i Arbetsförmedlingens (Af:s) regleringsbrev. I regeringens budget redovisas inte kostnaderna för matchning separat, men kostnaden för de arbetsmarknadspolitiska program och insatser som förväntas lösa matchningsproblemen uppgår till drygt 11 miljarder för år 2017, och Af:s förvaltningsanslag som finansierar förmedlingsinsatser uppgick 2016 till drygt 8 miljarder.

Det råder samstämmighet om att matchningen har försämrats avsevärt, men Riksrevisionen bedömer att det saknas kunskap om vad det är som har lett till denna utveckling och att mer information kan fås genom mer djuplodade analyser än de befintliga. Af:s förklaring till matchningsförsämringen är att de arbets sökandes individsammansättning har ändrats, vilket också har uppmärksammats i tidigare studier¹. Det finns dock indikationer på att tidigare analyser, däribland från Af, inte har undersökt frågan tillräckligt djupt. De metoder som har använts är inte ändamålsenliga, och Riksrevisionen har valt att studera frågan om sammansättningens betydelse då det bedöms som sannolikt att tidigare analyser har dragit felaktiga slutsatser. Eftersom Af:s arbete med matchningen är beroende av så bra analyser som möjligt finns en uppenbar risk att matchningsarbetet inte bedrivs på ett effektivt sätt.

¹ Se Håkansson (2014) för svenska data och Barnichon och Figura (2015) för data från USA. I sin årsredovisning för 2015, vilket är det år då data i föreliggande granskning slutar, skriver Af: "Orsaken till den försämrade matchningen är framför allt att sökandesammansättningen alltmer utgörs av personer som står långt från arbetsmarknaden." (Arbetsförmedlingens årsredovisning 2015, s. 55.) I årsredovisningen för 2016, s. 50 står det: "Minskningen [av jobbchansen] kan delvis bero på att antalet personer som står långt från arbetsmarknaden har ökat." Sammansättningsförändringar hos de sökande lyfts även upp som en viktig förklaring till den försämrade matchningen i de två senaste arbetsmarknadsrapporterna från Af för 2015 och 2016. Syftet med dessa rapporter är bland annat "...att Arbetsförmedlingen ska använda dess slutsatser för att utveckla verksamheten till att effektivt säkerställa genomförandet av myndighetens arbetsmarknadspolitiska uppdrag." (Arbetsförmedlingens arbetsmarknadsrapport 2016, s. 13).

1.2 Syfte, metod och avgränsningar

Granskningens syfte är att undersöka om Af har ett tillräckligt och väl genomlyst faktaunderlag för att utveckla sin matchningsverksamhet på ett effektivt sätt. Fokus ligger på att studera om Af i sin årsredovisning och arbetsmarknadsrapport har dragit välgrundade slutsatser om de viktigaste orsakerna till den observerade matchningsförsämringen.

Vi besvarar frågan genom att bryta ner matchningsförsämringen i två delar. I den första delen ingår ändrad sammansättning hos de arbetslösa och ändrat antal och typ av vakanser. I den andra delen ingår en strukturellt förändrad jobbchans som inte har med sammansättningsförändringar att göra. Denna del brukar i litteraturen betecknas som oförklarad, med syftning på att den inte kan förklaras av kompositionen². Den kan t.ex. bero på förändringar i hur verkningsfulla Af:s insatser är eller på ändrade kompetenskrav som inte observeras i data. I denna granskning skattas inte Af:s bidrag till matchningen separat från övriga strukturella förändringar på arbetsmarknaden, men med rätt data är det möjligt att komma närmare ett mått på Af:s bidrag. I avsnitt 6 diskuteras möjliga sätt att komma vidare.

Matchningsförsämringen studeras med hjälp av en så kallad Oaxaca-Blinderdekomponering (OB) av arbetslösas jobbchans över tid. OB är en standardmetod för att studera sammansättningens betydelse för olika utfall men har tidigare inte tillämpats på matchningsförsämringen.

I granskningen används registerdata över jobbchansen för alla arbetslösa inskrivna på Af från december 1991 till oktober 2015. Med jobbchansen på individnivå avses sannolikheten att en arbetslös inskriven hos Af en viss månad får ett arbete månaden efter. Förutom data från Af används även detaljerade individdata från SCB.

En viktig avgränsning i granskningen är att övriga arbetssökande (t.ex. personer som redan har ett arbete men som är på jakt efter ett nytt) inte ingår i analysen. Denna avgränsning har gjorts eftersom Af saknar direkta möjligheter att påverka jobbchansen för individer som inte är inskrivna på Af. Ytterligare en avgränsning är att granskningen inte omfattar en direkt undersökning av Af:s arbete med att förbättra matchningen på arbetsmarknaden. Slutligen ligger fokus i OB-nedbrytningen av jobbchansen på perioden 2007 till 2015 eftersom det är matchningsförsämringen framför allt under perioden efter finanskrisen som har fått uppmärksamhet i tidigare studier. Granskningen innehåller dock även

² Komposition och sammansättning används synonymt i texten.

dekomponeringar för perioderna 1992–1997 och 1997–2007. I de beskrivande delarna i granskningen genomförs analyser för perioden 1991–2015.

1.3 Bedömningsgrunder

Kärnan i Af:s uppdrag är att ansvara för den offentliga arbetsförmedlingen och dess arbetsmarknadspolitiska verksamhet. Enligt 1 kap. 3 § budgetlagen (2011:203) ska hög effektivitet eftersträvas och god hushållning iakttas inom statlig verksamhet. Detta gäller således även för Af:s verksamhet. I myndighetsförordningen (2007:515) slås också fast att myndighetens ledning ansvarar inför regeringen bl.a. för att verksamheten bedrivs effektivt och att myndigheten hushållar väl med statens medel.

Det av riksdagen beslutade målet för arbetsmarknadspolitiken är att insatserna ska bidra till en väl fungerande arbetsmarknad.³ I riksdagens beslut om arbetsmarknadspolitiken mål tydliggörs att arbetsmarknadspolitiken ska verka för att förbättra matchningen mellan dem som söker arbete och dem som söker arbetskraft.⁴ I 2 § förordningen (2007:1030) med instruktion för Af framgår att: *”Af ska verka för att förbättra arbetsmarknadens funktionssätt genom att bl.a. effektivt sammanföra dem som söker arbete med dem som söker arbetskraft.”* I Af:s regleringsbrev för budgetåret 2015 är detta det mål som omnämns först: *”Matchningen på arbetsmarknaden ska förbättras.”* Motsvarande text för 2016 och 2017 lyder: *”Matchningen på arbetsmarknaden ska förbättras bland annat genom att rekryteringsproblemen på arbetsmarknaden ska motverkas.”*

Matchningsförsämringen studeras med utgångspunkt i Af:s uppdrag att förbättra matchningen. Riksrevisionen anser därutöver mot bakgrund i Af:s uppdrag och instruktion att Af ska ha faktaunderlag av så hög kvalitet som möjligt för att kunna fullfölja sitt uppdrag på ett effektivt sätt.

³ Se prop. 2016/17:1 utgiftsområde 14, avsnitt 3.4 och bet. 2016/17:AU2.

⁴ Se prop. 2011/12:1 utgiftsområde 14, avsnitt 3.3, bet. 2011/12:AU2 och rskr. 2011/12:88.

2 Matchning: en introduktion till begreppet och tidigare studier

Matchningen av arbetslösa till lediga jobb är ett centralt begrepp inom arbetsmarknadsekonomi. I grunden handlar matchning om den process i vilken arbetsgivare uttrycker ett rekryteringsbehov (t.ex. genom att lägga upp en platsannons digitalt eller i en tidning) och en arbetstagare får information om det lediga jobbet och skickar in en ansökan. I bästa fall anställs den mest lämpade, i näst bästa fall sker i varje fall en anställning, och i en del fall fylls inte vakansen och den arbetssökande fortsätter sin sökning. Det finns många faktorer som komplicerar matchningsprocessen. Informationsbrist och osäkerhet kan t.ex. göra att arbetsgivare måste gå på formella meriter snarare än individens faktiska förmåga att klara av jobbet, och denna osäkerhet kan variera mellan individer⁵. Samtidigt kan arbetssökande, rimligen i synnerhet unga, på förhand inte veta om det sökta jobbet verkligen kommer att passa. Vidare kan sociala nätverk, i bred mening, spela en viktig roll för de arbetssökandes chans att få jobb. Med andra ord är det inte enbart kvalifikationer som spelar roll utan även kontakter.⁶ Geografiskt avstånd till lediga jobb kan naturligtvis också vara betydelsefullt. I en välfärdsstat som Sverige finns också en statlig myndighet (Af) som har ett uppdrag att förbättra de arbetssökandes jobbchans med t.ex. jobbsökningshjälp, arbetsmarknadsutbildning, kontakt med arbetsgivare m.m. En välfärdsstat innebär också ett nät av trygghetssystem som alla påverkas av politiken och som t.ex. kan innebära att befintliga arbetssökande får ändrade incitament att söka jobb eller att andelen arbetssökande med en viss bakgrund (t.ex. långtidssjukskrivna) ökar eller minskar. En ökad eller minskad migration påverkar också vilka som söker jobb. Det finns förstås många fler faktorer som påverkar, och sammantaget kan sägas att matchningsprocessen är komplicerad och att det är inte alltid lätt att veta vad ett påstående som ”matchningen har försämrats” egentligen betyder.

I den teoretiska litteraturen sammanfattas matchningsprocessen med en enda funktion: *matchningsfunktionen*. Grundidén är att den komplicerade processen som beskrevs ovan kan sammanfattas med en funktion som i sin enklaste form förklarar antalet nya anställningar med antalet lediga jobb och arbetslösa. Att funktionen sammanfattar en komplicerad process har många fördelar⁷, men även

⁵ Se Fredriksson, Hensvik och Nordström Skans (2015) som diskuterar hur matchningskvaliteten varierar med individegenskaper.

⁶ Se Kramarz och Nordström Skans (2014) som skattar föräldrarnas betydelse för barnets första jobb.

⁷ Se Petrongolo och Pissarides (2001).

en del nackdelar. För granskningens vidkommande handlar den viktigaste nackdelen om tolkningen av matchningsfunktionens förmåga att förklara (eller snarare, inte förklara) tidsvariationer i jobbchansen. Det grundläggande problemet är att varje avvikelse från ett långsiktigt skattat samband mellan antalet nya jobb och antalet vakanser och arbetslösa har en tendens att tolkas i termer av *minskad matchningseffektivitet*. Matchningseffektivitet definieras alltså som en residual, eller den del av verkligheten som en modell inte kan förklara. Men anta t.ex. att vi jämför två år, 2007 och 2015 som i denna granskning, och att vi noterar att antalet anställningar per ledigt jobb givet ett visst antal arbetslösa är mycket lägre 2015 än 2007. Vilken slutsats ska dras av denna observation, givet att matchningsfunktionen ("modellen") är mycket enkel och matchningen ("verkligheten") oerhört komplicerad? Det mest korrekta svaret, i ljuset av diskussionen ovan, vore att jobbchansen har minskat även efter att vi har tagit hänsyn till det ändrade antalet vakanser och arbetslösa. I mycket av den befintliga litteraturen på området är svaret att *matchningen* har försämrats, men eftersom vi vet att det finns mycket annat än vakanser och arbetslöshetstal som kan påverka är detta inte en helt korrekt beskrivning. Mer detaljer om matchningsfunktionen och om hur matchningseffektivitet brukar definieras finns i avsnitt 3.1.

Matchningslitteraturen är mycket omfattande och en sammanfattning av den ryms inte inom granskningen. Nedan redogörs i stället för ett antal relevanta och närliggande empiriska studier som har studerat matchningseffektiviteten, med fokus på svenska förhållanden. När det gäller matchning generellt finns två informativa forskningsöversikter: Petrongolo och Pissarides (2001) och Elsby m.fl. (2015). Den svenska studie som ligger närmast granskningen är Håkanson (2014) som undersöker betydelsen av de arbetssökandes komposition för matchningseffektiviteten med hjälp av makrodata. Håkanson finner att förändringar i sammansättningen av arbetskraften spelar en viktig roll för den minskade matchningseffektiviteten i finanskrisens spår. En studie som ligger ännu närmare granskningen metodmässigt, men som använder data från USA, är Barnichon och Figura (2015) som undersöker betydelsen av kompositionsförändringar för USA med hjälp av individdata. Ingen tidigare studie nämner dock en specifik siffra för hur väl analyserna förklarar matchningsförsämringen.

Matchningseffektiviteten skattas i Konjunkturinstitutet (2012), och resultaten visar att matchningen har försämrats direkt efter finanskrisen men att den sedan har förbättrats något. Slutligen redovisar Af i sina tre senaste arbetsmarknadsrapporter (2015, 2016, 2017) skattningar av matchningseffektiviteten som bygger på Håkanson (2014), och dessa skattningar visar på en försämrad matchning. Af drar i arbetsmarknadsrapporterna slutsatsen

att individsammansättningen svarar för en betydande del av försämringen i matchningseffektivitet. I sin årsredovisning för 2015 drar Af den här slutsatsen: *”Orsaken till den försämrade matchningen är framför allt att sökandesammansättningen alltmer utgörs av personer som står långt från arbetsmarknaden.”*⁸ Då data i granskningen sträcker sig till 2015 är denna slutsats relevant att undersöka.

En läsvärd sammanfattning av forskningsläget kring effekterna av arbetsmarknadspolitiken på matchningen finns i Forslund och Vikström (2011). De konstaterar att det finns få studier på området. Några resultat är dock att programdeltagare på Af och personer med lönesubvention bidrar till matchningen i mindre utsträckning än öppet arbetslösa. Vidare finns ett fåtal studier av kopplingen mellan matchning, arbetsmarknadspolitik och den geografiska rörligheten. Dessa studier finner i huvudsak att arbetsmarknadspolitiska insatser antingen minskar den geografiska rörligheten (och därmed försämrar matchningen), eller saknar effekt.

⁸ Arbetsförmedlingens årsredovisning (2016a), s. 55.

3 Metod

I detta avsnitt beskrivs de metoder som används i rapporten för att skatta hur matchningseffektiviteten har förändrats över tid, och hur dessa förändringar kan dekomponeras med avseende på t.ex. de arbetssökandes demografiska profil. För matematiska detaljer hänvisas till bilaga 1.

3.1 Matchningseffektiviteten

Arbetsmarknaden utgörs av arbetssökande och arbetsgivare som möts och bildar anställningar. Med matchning på arbetsmarknaden avses hur – och hur effektivt – nya anställningar (M) skapas givet ett visst antal arbetssökande (U) och vakanser (V). I befintliga studier av matchningsförsämringens koppling till de arbetslösa sammansättning används en matchningsfunktion. Utgångspunkten är att betrakta antalet anställningar som en funktion av antalet arbetssökande och antalet vakanser. I granskningen används samma grundläggande funktionsform som i tidigare studier.⁹ I bilaga 1 beskrivs hur matchningsfunktionen kan användas för att få ett mått på hur matchningen fungerar på makronivå. Nedan följer en enklare beskrivning. Jobbchansen på makronivå anger antalet nyskapade jobb i förhållande till stocken av arbetslösa månaden innan. Allt annat lika innebär en högre *matchningseffektivitet* att fler jobb skapas. Stramheten är den enda förklaringsvariabeln i matchningsfunktionen. Den är definierad som antalet vakanser i förhållande till antalet arbetslösa, och en stramare arbetsmarknad innebär att det kan vara svårare för en arbetsgivare att fylla en vakans.

Matchningseffektiviteten, dvs. hur väl matchningen fungerar, brukar i den befintliga litteraturen skattas som skillnaden mellan den jobbchansen som prediceras av matchningsfunktionen och den verkliga jobbchansen. Denna definition innebär att matchningseffektiviteten skattas som en felterm ("residual") som fångar allt som inte ingår i matchningsfunktionen ("modellen"). Eftersom endast antalet vakanser och arbetslösa ingår som förklaringsvariabler i grundmodellen är denna definition en aning problematisk. Över längre perioder förändras nämligen arbetsmarknaden i fler avseenden än bara antalet vakanser och arbetslösa, och att modellen inte fångar dessa behöver inte nödvändigtvis betyda att matchningen har försämrats. Det är bland annat därför som fokus på senare tid har legat på hur individsammansättningen bland de arbetslösa har ändrats över tid, och dess betydelse för matchningen.

⁹ Håkansson (2014), Barnichon och Figura (2015), Arbetsförmedlingen (2015, 2016b).

I granskningen skattas matchningseffektiviteten som beskrevs ovan med hjälp av ekvation (1) i bilaga 1. En tidsseriefigur över den skattade feltermen kan avslöja om matchningseffektiviteten, såsom den brukar definieras, har förändrats över tid och med hur mycket. En sådan figur visas i resultatavsnittet.

3.2 Dekomponering av den minskade jobbchansen

Det kan finnas en mängd olika förklaringar till att matchningseffektiviteten, såsom den definierades i föregående avsnitt, ändras över tid. Nya jobb skapas mellan enskilda arbetsgivare och arbetssökande, och i grunden tyder eventuella förändringar som vi observerar i makrodata på en systematisk förändring på mikronivå. En uppenbar potentiell förklaring är att kompositionen av arbetssökande kan ha ändrats över tid, med t.ex. en ökning av andelen med egenskaper som är kopplade till låg chans att få ett arbete. Eftersom kompositionen av arbetssökande inte ingår i den grundläggande matchningsfunktionen skulle det leda till att den skattade matchningseffektiviteten minskar över tid. Ett sätt att ta hänsyn till sådana förändringar är att lägga in makromått på andelen individer med låg jobbchans direkt i ekvationen.¹⁰

För att genomföra en nedbrytning av genomsnittsskillnader mellan olika individutfall är dock mikrodata att föredra.¹¹ Om mikrodata saknas kan en makroanalys ge vissa insikter, men det är viktigt att känna till de potentiella bristerna. Men man bör vara medveten om att en makrodekomponering generellt inte kan ge ett tydligt svar på frågan ”Hur stor andel av den observerade jobbchansen mellan två datum beror på förändringar i de arbetslösas individualsammansättning?”

¹⁰ Håkanson (2014) använder en makrospecifikation där andelen utsatta arbetssökande enligt Af:s definition läggs till i en ekvation mycket lik ekvation (1), och en liknande analys görs i Arbetsförmedlingen (2016b, s. 91). I Finanspolitiska rådet (2017, s. 27) fokuseras i stället på måtten arbetslöshet och sysselsättningsgrad, och dessa justeras för ändringar i arbetskraftens sammansättning.

¹¹ Lämpliga metoder beskrivs i Fortin, Lemieux och Firpo (2011).

Tidigare studier använder följaktligen otydliga skrivningar om individsammansättningens betydelse för jobbchansminskningen, exempelvis:¹²

- Sammansättningen kan förklara *en hel del*.
- Sammansättningen kan förklara *en stor del*.
- Orsaken till jobbchansminskningen är *framför allt* sammansättningsförändringen.
- Sammansättningen *verkar ha bidragit* till den försämrade jobbchansen.
- Sammansättningsförändringen *har lett till* en minskad matchningseffektivitet.
- Sammansättningen *är sannolikt* en bidragande orsak.

Det är naturligtvis möjligt att något tydligare, och framför allt sinsemellan samstämmiga, slutsatser kunde ha dragits av de befintliga makroanalyserna. Men makroanalysen i sig är inte ändamålsenlig. För det första finns ett antagande om att jobbchansen (t.ex. för de som Af kallar utsatta grupper) är konstant över tid, relativt t.ex. inrikes födda eller personer utan funktionshinderskod¹³. Som granskningens resultatdel visar är detta ett orimligt antagande för svensk arbetsmarknad. För det andra går det inte att kontrollera för övriga individegenskaper när t.ex. jobbchansen med avseende på utbildningsnivån studeras med hjälp av makrodata. Eftersom individsammansättningen *inom* grupper också ändras över tid blir resultatolkningen svår. Anta t.ex. att andelen äldre inskrivna ökar samtidigt som andelen med högst grundskoleutbildning ökar. Exemplet är realistiskt eftersom utbildningsnivån för äldre kohorter i genomsnitt är lägre än för yngre. Anta samtidigt att vi observerar en minskning av jobbchansen – förklaras denna minskning av ålder, utbildningsnivå eller båda? I verkligheten finns samvariation förklaringsvariablerna emellan, och mellan dem och jobbchansen, och det är därför viktigt att ha en modell som tillåter detta.

¹² I Arbetsförmedlingen (2016a, s. 55) står det: "Orsaken till den försämrade matchningen är framför allt att sökandesammansättningen alltmer utgörs av personer som står långt från arbetsmarknaden." I Arbetsförmedlingen (2017a, s. 50) är skrivningen något otydligare: "Den förändrade sökandesammansättningen efter finanskrisen verkar ha bidragit till den försämrade jobbchansen." Båda bygger på samma typ av makroanalys, vilken beskrivs och genomförs i arbetsmarknadsrapporterna (Arbetsförmedlingen 2015, 2016b). Intressant nog är slutsatserna tydligare i arbetsmarknadsrapporten från 2016 (s. 9, "Skattningarna visar att den förändrade sökandesammansättningen lett till en minskad matchningseffektivitet") än i den från 2015 (s. 12, "Den förändrade sökandesammansättningen, där de arbetssökande alltmer utgörs av grupper med en utsatt position på arbetsmarknaden, är sannolikt en bidragande orsak till detta"). Att slutsatserna från samma analys tolkas så godtyckligt (dvs. tydligare slutsatser i årsredovisningen 2015 än 2016, och tvärtom i motsvarande års arbetsmarknadsrapporter) illustrerar att makroanalysen inte kan ge precisa svar. I Håkansson (2014, s. 66) är slutsatserna att "Resultaten tyder på att den stora ökningen av den utsatta gruppen kan förklara en stor del av nedgången i jobbchansen" (s. 65) och "Resultatet indikerar därmed att sammansättningen kan förklara en hel del av nedgången i jobbchansen efter 2008 även i den längre urvalsperioden" (s. 66).

¹³ Med detta menas en person som av Af fått en elektronisk registrering av funktionsnedsättning som medför nedsatt arbetsförmåga.

I granskningen används således en standardmetod för dekomponering av genomsnittskillnader mellan grupper (datum i detta fall). Metoden som används kallas Oaxaca-Blinderdekomponering (OB-dekomponering) och har sedan början av 1970-talet använts för att förklara genomsnittskillnader i utfall (t.ex. lön) mellan två olika grupper (t.ex. män och kvinnor).¹⁴ De viktigaste fördelarna med metoden jämfört med tidigare studier är att den är ändamålsenlig, dvs. den är konstruerad för att dekomponera genomsnittskillnader¹⁵, och att den bygger på färre funktionsformsantaganden¹⁶. Detta innebär precisare resultat än i tidigare studier och, som ska visas, att tidigare slutsatser om kompositionens betydelse delvis förkastas. I denna rapport är utfallsvariabeln jobbchansen, och grupperna utgörs av arbetslösa inskrivna på Af vid två olika datum. Dekomponeringen beskrivs nedan med ett minimum av matematisk notation, och detaljer finns i bilaga 1.¹⁷

Jobbchansen för en arbetslös individ mäter om individen övergår från arbetslöshet en viss månad till arbete månaden efter. Jobbchansen antas bero på ett antal variabler vilka kan delas in i rena individegenskaper (såsom kön, utbildningsnivå, födelseland) och det arbetsmarknadsläge som individen möter i sitt jobbsökande. Vilka variabler som ingår i analysen beskrivs i dataavsnittet längre fram i rapporten. OB innebär att genomsnittskillnaden mellan jobbchansen vid två olika tidpunkter (t.ex. tidpunkt t och s) delas in i följande komponenter:

- a) Skillnad i individegenskaper mellan dem som är arbetslösa vid t och motsvarande grupp vid s samt ändrat arbetsmarknadsläge. Dessa skillnader uppenbarar sig i olika genomsnitt vid de två tidpunkterna och kommer i följande resultatavsnitt benämnas *komposition*. Kompositionsförändringar kan delas in i förändringar i *individsammansättning* och i *stramhet* (*arbetsmarknadsläge*).
- b) Förändringar över tid i hur individegenskaper värderas på arbetsmarknaden (betecknas som *ändrade parametrar* i resultattabellerna längre fram). Betydelsen av att vara högutbildad för jobbchansen kan t.ex. variera över tid.
- c) En helt oförklarad komponent, vilken ligger närmast definitionen av matchningseffektivitet som har använts i tidigare studier. Denna del är oförklarad men den avser en väldefinierad grupp som betecknas som *jämförelsegrupp* i granskningen. En definition av jämförelsegruppen redovisas senare.

¹⁴ Se Oaxaca (1973) och Blinder (1973). En detaljerad beskrivning av metoden och de olika varianter som har tillkommit på senare år finns i Fortin, Lemieux och Firpo (2011).

¹⁵ Jfr Håkansson (2014) som saknar mikrodata. Det innebär att det inte går att dra precisa slutsatser av formen "X % av matchningseffektiviteten förklaras av kompositionsförändringar".

¹⁶ Jfr Barnichon och Figura (2015) som är tvungna att lägga på funktionsformsantaganden på grund av sämre datatillgång. De uttalar sig inte heller precis när det gäller hur stor del av försämringen som förklaras.

¹⁷ För ännu fler detaljer hänvisas till Fortin, Lemieux och Firpo (2011).

I resultatavsnittet redovisas hur stor andel i procent av den försämrade jobbchansen som kan förklaras av a, b och c. Betydelsen av skillnader i individegenskaper har berörts i tidigare studier med svenska makrodata¹⁸ och mikrodata från USA men med annan metod¹⁹. Tidigare svenska studier har helt bortsett från att individegenskaper kan värderas olika på arbetsmarknaden vid olika tidpunkter²⁰. Som det kommer att framgå av resultatavsnittet finns för svenska förhållanden stora tidsvariationer i de skattade modellparametrarna (dvs. punkt b ovan).

3.3 Lönergressioner med individ- och arbetsställespecifik komponent

För att testa hur robust OB-dekomponeringen är för icke-observerad heterogenitet på individnivå inkluderas tidigare skattade individfixa effekter ("individkomponent") i dekomponeringen. Skattning av individkomponenten bygger på specifikationen i Abowd, Kramarz och Margolis (1999) och detaljer kring metoden finns i bilaga 1.

¹⁸ Håkansson (2014) och Arbetsförmedlingen (2015, 2017a, 2016b).

¹⁹ Barnichon och Figura (2015).

²⁰ Se Håkansson (2014) och Arbetsförmedlingen (2015, 2016b, 2017a). Barnichon och Figura (2015) använder mikrodata, men för att deras metod ska fungera antas, något förenklat, att $\beta_t = \beta_s$ (se bilaga 1). Barnichon och Figura (2015) genomför ett test som visar att parametrarna är konstanta över tid, men eftersom arbetslöshetsduration inkluderas som förklarande variabel är det inte helt klart hur resultaten ska tolkas. Att förklara nuvarande arbetslöshet med arbetslöshetsduration är en svårtolkad och en aning tautologisk specifikation. Arbetslöshetsduration är med andra ord en utfallsvariabel (precis som jobbchansen), snarare än en individegenskap.

4 Data

Analysen görs med hjälp av registerdata från Af och SCB för perioden 31 december 1991–15 oktober 2015. Data från Af finns tillgängliga även för 2016 men SCB-data sträcker sig endast till 2015. Perioden slutar i oktober i stället för i december 2015 på grund av hur jobbchansen definieras, vilket beskrivs längre ner i detta avsnitt. I analyserna används månadsdata över lediga platser och arbetssökande från Af och individspecifika karaktäristika från SCB som mäts på årsbasis. Data över lediga jobb och vakanser från SCB används i en känslighetsanalys. Rapporten innehåller dels en redovisning av månadsvisa skattningar av jobbchansen som funktion av individegenskaper och stramhet, dels OB-dekomponeringar av den ändrade jobbchansen mellan två enskilda datum. Variablerna beskrivs under egna rubriker nedan.

4.1 Arbetslösa jobbsökande

Det grundläggande individurvalet utgörs av inskrivna på Af som vid respektive månads slut klassas som arbetslösa enligt Af:s definitioner.²¹

4.2 Jobbchansen

Jobbchansen på individnivå definieras med hjälp av variabeln Y_{it} som har värdet ett om individen övergår från arbetslöshet månad t till arbete månad $t+1$, och värdet noll annars. Likt i tidigare studier²² definieras arbete som ett osubventionerat jobb, antingen för personer som är fortsatt inskrivna på Af eller personer som inte längre är inskrivna.²³ I en känslighetsanalys genomför vi skattningar där även subventionerade anställningar ingår i jobbchansmättet.

Det är sedan tidigare känt att avaktualiseringskod 6 ("Af har förlorat kontakten med den arbetssökande") i många fall kan innebära att personen har fått arbete.²⁴

²¹ Se *Definitioner och förklaringar för Arbetsförmedlingens statistik*, hämtad 2017-09-27, <https://www.arbetsformedlingen.se/Om-oss/Statistik-och-publikationer/Statistik/Forklaring-av-statistiken/Definitioner-och-forklaringar.html>. Grupperna som ingår i begreppet arbetslösa är öppet arbetslösa (sökandekategori 11–13 och 95–98) samt arbetslösa med aktivitetsstöd (sökandekategori 46, 52, 54–56, 59–67, 69–76, 79–83, 85, 87–89).

²² T.ex. Arbetsförmedlingen (2015, 2016a, 2016b, 2017a), Håkansson (2014) och Konjunkturinstitutet (2012).

²³ Mer specifikt innebär sökandekategorierna 21, 22, 31 och 41 osubventionerat arbete för fortsatt inskrivna. Vidare innebär avaktualiseringskoderna 1, 2 och 3 att personen inte längre är inskriven på Af och har fått ett osubventionerat arbete.

²⁴ Se Bring och Carling (1998) och Nilsson (2010).

För att även räkna in sådana fall i jobbmåttet görs en sökning i de kontrolluppgifter som arbetsgivare lämnar till SCB på individnivå. Om en person har lämnat Af månad t med avaktualiseringsorsak 6 görs en sökning i kontrolluppgifterna månad t , $t+1$ och $t+2$. Om den inrapporterade inkomsten (omräknad till årsinkomst) under någon av dessa tre månader överstiger halva medianårsinkomsten för samma år bedöms personen ha fått ett arbete.²⁵ Andelen arbetslösa med okänd avaktualiseringsorsak som bedöms ha fått arbete enligt proceduren ovan är betydande; som framgår av diagram 17 i bilaga 3 har andelen pendlat mellan drygt 20 och drygt 40 procent mellan 1991 och 2015.

4.3 Individegenskaper

De flesta individegenskaper hämtas från SCB²⁶ (årstabellerna LISA och tabellen med grunduppgifter). Funktionshinderskodningen och variabler relaterade till yrke och lediga platser kommer från Af:s data. Följande variabler används:

- Kön: Kvinna 1/0.
- Ålder: Bygger på födelseår.
- Födelseland: Grupperingen bygger på en kombination av födelseland och världsregion. För individer som är födda i något av de tio mest representerade födelseländerna i Af:s register (inklusive Sverige) används kategoriska variabler för födelseland. För övriga individer används regioner enligt FN:s regionindelning av världen.²⁷ För att få jämförbarhet över tid läggs ett antal länder ihop:
 - Före detta Jugoslavien: Jugoslavien; Bosnien-Hercegovina; Kroatien; Serbien och Montenegro; Serbien; Makedonien; Kosovo; Slovenien; Montenegro.
 - Före detta Tjeckoslovakien: Tjeckien; Slovakien; Tjeckoslovakien.
 - Etiopien och Eritrea: Delades 1993.
- Antal år i Sverige för utrikes födda: Bygger på variabeln *senaste år för invandring*. Variabeln har värdet noll för inrikes födda.²⁸
- Tidigare sjukfrånvaro: Bygger på variabeln *sjukPP* (sjukpenning i kronor) och mäts året innan.
- Funktionshinderskod: 1/0, hämtas från Af:s register.
- Stramhet på länsnivå: Kommer från Af:s data och definieras som (antalet kvarstående lediga platser i länet vid månadens slut) / (antalet arbetslösa

²⁵ Att jämföra en persons inkomst med halva medianinkomsten används som mått på ett "riktigt arbete" i Åslund, Forslund och Liljeberg (2017).

²⁶ Data från Af innehåller också uppgifter om individkaraktäristika, men vi har valt att använda SCB:s statistik eftersom den bedöms som mer tillförlitlig.

²⁷ Källa: United Nations, hämtad 2017-09-29, <https://unstats.un.org/unsd/methodology/m49/>.

²⁸ Konstruktionen liknar den som används i Eliasson (2014) och tolkningen diskuteras i Borjas (1999).

jobbsökande i länet vid månadens slut). Individens bostadslän hämtas från SCB:s register, och län för de lediga jobben hämtas från Af:s register.

- Yrke: Det yrke inom vilket individen söker jobb hämtas från Af:s register, och detsamma gäller yrken för de kvarstående lediga platserna vid månadens slut. Den första positionen i yrkeskoden används (SSYK-nomenklatur), och eftersom kodnomenklaturen ändras under perioden används följande regler:
 - 1991–2011: Använd SSYK 1996.
 - 2012: Använd i första hand SSYK 2012 och i andra hand SSYK 1996.
 - 2013–2016: Använd SSYK 2012.

Koderna redovisas i tabell 1.

Tabell 1 Yrkeskoder

Kod	SSYK 1996	SSYK 2012
1	Chefsyrken	Ledningsarbete
2	Yrken med krav på fördjupad högskolekompetens	Arbete som kräver teoretisk specialistkompetens
3	Yrken med krav på högskolekompetens eller motsvarande	Arbete som kräver kortare högskoleutbildning
4	Yrken inom administration och kundtjänst	Kontors- och kundservicearbete
5	Service-, omsorgs- och försäljningsyrken	Service-, omsorgs- och försäljningsarbete
6	Yrken inom lantbruk, trädgård, skogsbruk och fiske	Arbete inom jordbruk, trädgård, skogsbruk och fiske
7	Yrken inom byggverksamhet och tillverkning	Hantverksarbete inom byggverksamhet och tillverkning
8	Yrken inom maskinell tillverkning och transport m.m.	Process- och maskinoperatörsarbete, transportarbete m.m.
9	Yrken med krav på kortare utbildning eller introduktion	Arbete utan krav på särskild yrkesutbildning
0	Militära yrken	Militärt arbete

4.4 Lediga jobb

Lediga jobb hämtas från Af:s register och avser antalet kvarstående lediga jobb vid månadsslutet.²⁹ Samma data används i Af:s egna analyser av sammansättningens betydelse för matchningsförsämringen, men Af anger att det finns brister i datakvaliteten.³⁰ För att undersöka om dessa påverkar resultaten i denna rapport används därför data från SCB i en känslighetsanalys. Dessa data bygger på variablerna *lediga jobb* respektive *vakanser* från urvalsundersökningen Konjunkturstatistik över vakanser (KV)³¹. Fördelen med att använda lediga jobb från KV i stället för Af är att KV-statistiken generellt håller högre kvalitet än Af:s. Det finns dock ett antal nackdelar förknippade med att använda KV-data i granskningen. För det första finns dålig överensstämmelse mellan lediga jobb från KV och Af.³² Inskrivna arbetslösa på Af kan naturligtvis även söka jobb som inte finns i Af:s register, vilket säkerligen förekommer i betydande utsträckning. Ett rimligt antagande är dock ändå att de flesta sökande och Af:s handläggare har bra information om lediga jobb som anmäls till Af, men saknar fullgod information om de jobb som finns med i KV:s men inte i Af:s statistik. Därför är Af-måttet med alla sina brister mer relevant för studien. Att använda samma vakansdata underlättar även jämförelse med Af:s analyser. För det andra är KV-måttet *vakanser* ("antal lediga jobb som är obemannade") det mått som ligger närmast Af:s *kvarstående platser*, men vakansdata från KV finns bara för näringslivet och inte för offentlig sektor. I känslighetsanalysen i rapporten används därför både vakanser och lediga jobb från SCB. För det tredje är de vikter som SCB använder för att skapa mått på antal jobb och vakanser utifrån urvalsdata inte tänkta att användas på samma nivåer som i granskningen: i KV-statistiken finns vikter som kan användas för att räkna upp värdena från urvalsundersökningen till en skattning av antalet lediga jobb på *kvartals-* och *branschnivå*. I granskningen används i stället lediga jobb på *månads-* och *länsnivå*. Felen bedöms vara större för de mindre länen. När det gäller månads- respektive kvartal görs analyser i granskningen med avseende på båda indelningarna för att bedöma om det påverkar resultaten.

²⁹ I begreppet ingår kvarstående lediga platser med ordertyp 01, 02, 04 eller 13 och varaktighetskod 1, 2, 3 eller 7. Se Arbetsförmedlingen, hämtad 2017-09-30, <https://www.arbetsformedlingen.se/Om-oss/Statistik-och-publikationer/Statistik/Forklaring-av-statistiken/Definitioner-och-forklaringar.html>.

³⁰ Se Arbetsförmedlingen (2015, 2016b).

³¹ Se beskrivning av statistiken på SCB, hämtad 2017-10-27, <https://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/arbetsmarknad/vakanser-och-arbetsloshet/konjunkturstatistik-over-vakanser-kv/>.

³² Se Harbo Hansen (2016).

4.5 Data för lönergressioner med individ- och arbetsställekomponent

Anställningsepisoder hämtas från SCB:s JOBB-register med kontrolluppgifter på individ, år, arbetsställesnummer, start- och slutmånad för anställning och utbetald lön. Endast anställda (yrkeskategori 2) används, och lönemåttet omräknas till årsbasis. De variabler som ingår i regressionerna är ett tredjegradspolynom i individens ålder, dummyvariabel för kalenderår och en kategorisk variabel för bostadslän.

4.6 Makrodata

De makrodata som används för skattning av Beveridgekurvan och matchningsfunktionen bygger på aggregerade mikrodata som redan har beskrivits ovan. Makrotidsserierna säsongrensas med X12-metoden.

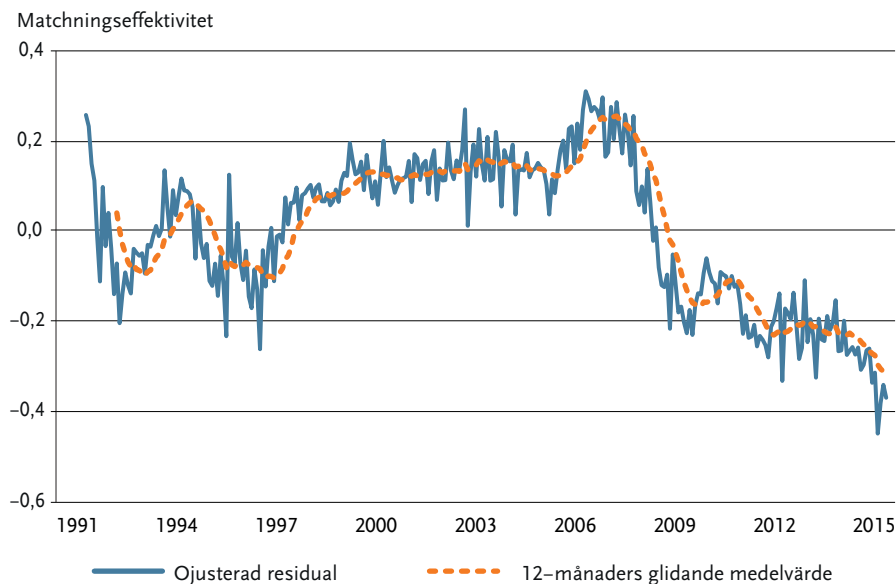
5 Resultat

Detta avsnitt börjar med en kort redogörelse för hur matchningen har utvecklats på makronivå. Den efterföljande huvudanalysen genomförs med hjälp av individdata. En beskrivning av arbetslösa inskrivna vid Af för perioden december 1991 till oktober 2015 följs av resultaten från OB-dekomponeringen av jobbchansen.

5.1 Matchningsfunktionen skattad med makrodata

Diagram 1 visar en skattad matchningseffektivitet från matchningsfunktionen i ekvation (1) i bilaga 1. Här syns en tydlig nedgång i matchningseffektiviteten, och nedgången är betydligt kraftigare efter finanskrisen än under någon tidigare period. När elasticiteten från ekvation (1) skattas för hela perioden, som i diagram 1, är skattningen 0,11 (se tabell 6 i bilaga 2) vilket är lägre än i tidigare studier. För att undersöka hur skattningen påverkas av skattningsperioden har samma specifikation använts på data före finanskrisen, och den skattade elasticiteten blir då 0,22 vilket är närmare tidigare skattningar. Förklaringsgraden för regressionen går också upp från 22 till 85 procent (tabell 6 i bilaga 2). Detta tyder sammantaget på att matchningsfunktionen på makronivå fungerar bättre som en empirisk förenkling av den svenska arbetsmarknaden före finanskrisen jämfört med efter. Det illustrerar också att antalet vakanser inte räcker som förklaring av jobbchansförändringen över tid. För att ytterligare illustrera svårigheten med makrospecifikationen visas i diagram 15 i bilaga 3 tidsserier över de variabler som ingår i matchningsfunktionen. Utvecklingen efter 2010 visar i det närmaste obefintlig korrelation mellan variablerna.

Slutligen innehåller diagram 16 i bilaga 3 en skattad residual utifrån elasticitetsskattningen på data före finanskrisen. Här har matchningseffektiviteten varierat betydligt mindre före finanskrisen jämfört med diagram 1, men har fallit ungefär lika mycket efter finanskrisen i båda diagrammen.

Diagram 1 Matchningsförsämringen på makronivå

Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

5.2 Arbetslösa inskrivna vid Arbetsförmedlingen 1991–2015

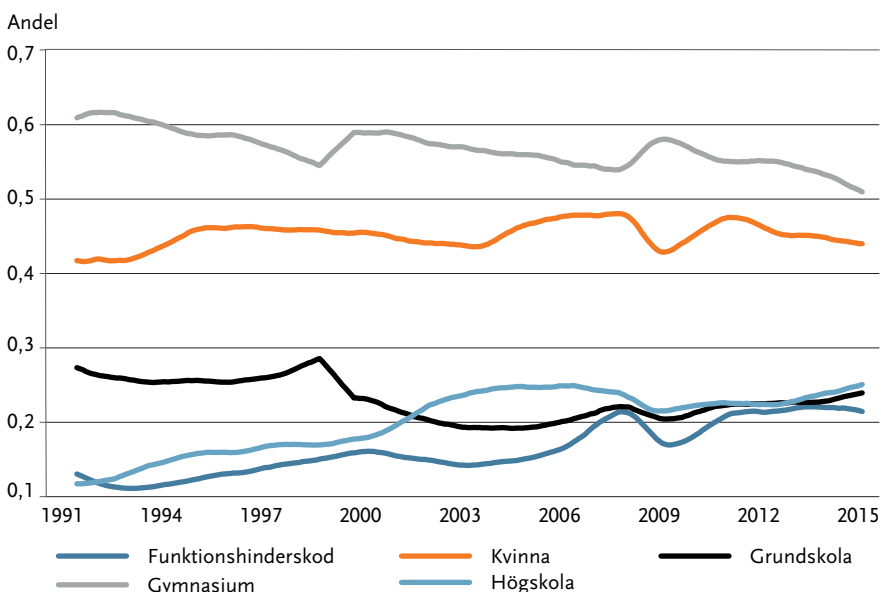
Detta delavsnitt tjänar två syften: dels ger det en detaljerad beskrivning av de inskrivna vid Af över en lång period och dels fungerar det som en ingång för att lättare förstå studiens huvudanalys. OB-metoden som används för dekomponering av jobbchansförsämringen har två utgångspunkter: de arbetslösas sammansättning i termer av individegenskaper kan ändras över tid, och dessutom kan betydelsen av dessa individegenskaper förändras. Följaktligen redovisas både dessa förändringar nedan. För att få överskådlighet visas resultaten i tidsseriediagram som bygger på månadsdata (december 1991 till oktober 2015). Eftersom det finns ett starkt säsongsberoende i samtliga tidsserier används X12-metoden för säsongrensning, och för att lättare se trender visas 12-månaders glidande medelvärden av säsongrensade data.

5.2.1 Individegenskaper och lediga jobb inom olika yrken

Andelen inskrivna arbetslösa med grundskola, gymnasium och högskola som högsta utbildning visas i diagram 2. Den tydligaste trenden över tid är att andelen med högskoleutbildning har ökat stadigt sedan början på 1990-talet. Detta avspeglar den allt högre utbildningsnivån i befolkningen i stort, men det finns även tillfälliga variationer. Exempelvis ökade andelen högskoleutbildade under perioden direkt efter IT-kraschen år 2000, vilket rimligen hänger ihop med att IT-kraschen främst drabbade akademiker. Andelen med gymnasieutbildning har

sakta minskat över tid, från drygt 60 till drygt 50 procent. Andelen kvinnor bland de arbetslösa ökade i samband med 1990-talskrisen men har sedan dess varit förhållandevis stabil förutom en kraftig tillfällig nedgång direkt efter finanskrisen 2008, som tycks ha drabbat män hårdare. När det gäller andelen med högst grundskoleutbildning har den minskat relativt fort från början av 1990-talet till 2005–2006, men den har sedan gradvis ökat. Slutligen har andelen arbetslösa med funktionshinderskod ökat i stort sett hela tiden och har fördubblats över den undersökta perioden.

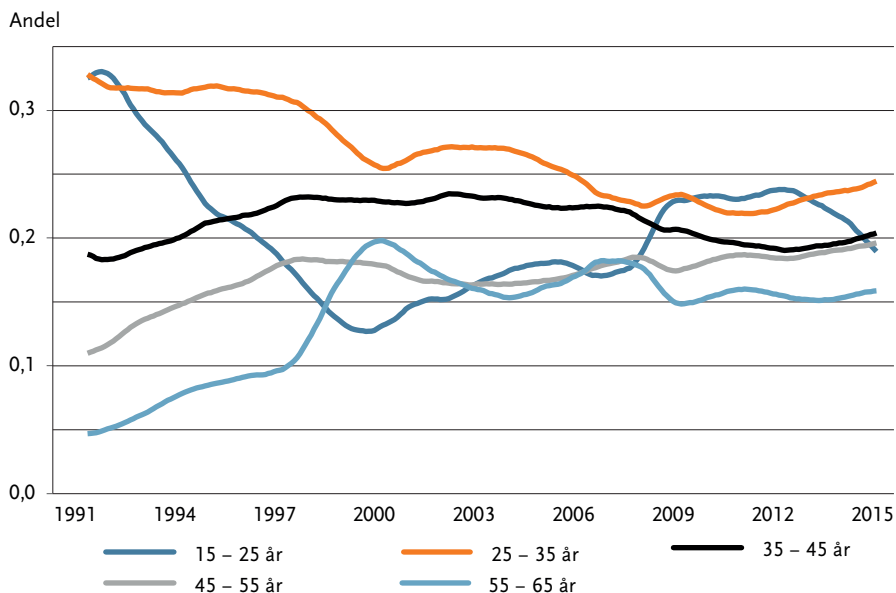
Diagram 2 Andel arbetslösa fördelade efter utbildning, kön och funktionshinderskod



Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

De arbetslösas ålder har ändrats dramatiskt och den största förändringen har skett under periodens första tio år fram till början av 2000-talet (diagram 3). Två mycket snabba förlopp skedde då samtidigt. Fram till 2001 minskade andelen under 25 år från drygt 30 till 12–13 procent, samtidigt som andelen mellan 55 och 65 år ökade från knappt 5 till 20 procent. En förklaring till detta är att andelen äldre i arbetskraften har ökat till följd av institutionella förändringar såsom reformer i pensionssystemet och striktare regler i sjukersättningen men även till följd av förbättrad folkhälsa.³³ Andelen äldre har efter denna ökning varit ganska konstant, medan andelen unga har ökat relativt kraftigt fram till 2013–2014, och minskat under de sista två åren. När det gäller övriga åldersgrupper går det att urskilja två tydliga trender: andelen mellan 25 och 35 år har minskat åtminstone fram till 2012, och andelen mellan 35 och 55 år (två linjer i diagrammet) har ökat fram till 1990-talets slut.

³³ Laun och Palme (2017).

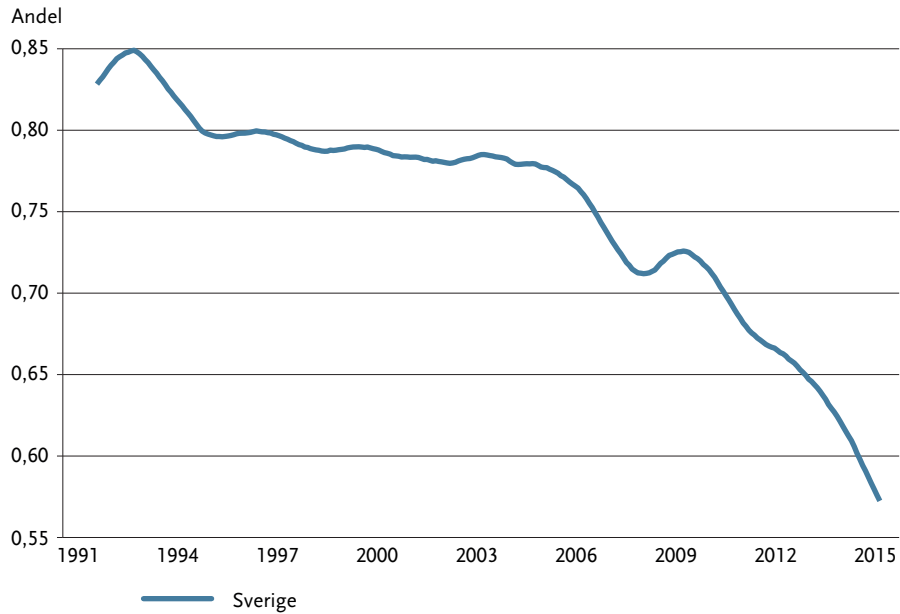
Diagram 3 Andel arbetslösa i olika ålderskategorier

Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

Andelen inrikes födda har minskat stadigt och minskningen har varit mycket snabb efter 2010 (se diagram 4). Från att ha legat strax under 85 procent i början av 1990-talet är nu andelen inrikes födda något över 50 procent. Diagram 5 visar en fördelning av andelar födda i länder som har varit de vanligaste invandringsländerna under det senaste decenniet. Alla andelar har ökat, i synnerhet efter 2008. Ökningen av arbetslösa som är födda i Syrien har varit mycket kraftig och andelen har mer än tredubblats efter 2013.

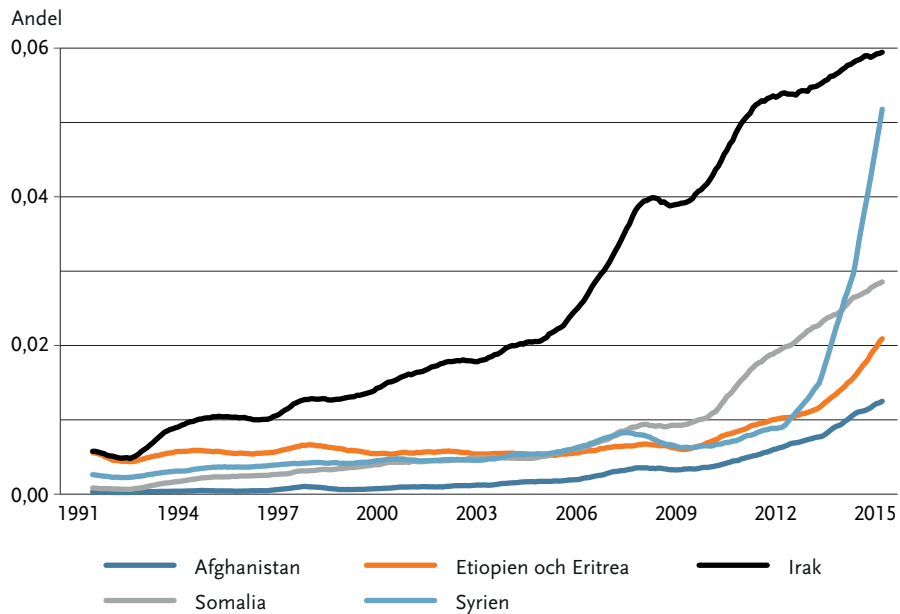
I diagram 6 visas andelen arbetslösa som är födda i länder som har varit stora invandringsländer under tidigare år. Andelen födda i Finland har minskat i ungefär samma takt under hela perioden. Andelen födda i Iran har inte ändrats nämnvärt, medan andelen från före detta Jugoslavien uppvisar två stora skift uppåt, dels i samband med den stora flyktingströmmen under 1990-talets Balkankrig, dels efter finanskrisen 2008.

Diagram 4 Andel inrikes födda bland de arbetslösa

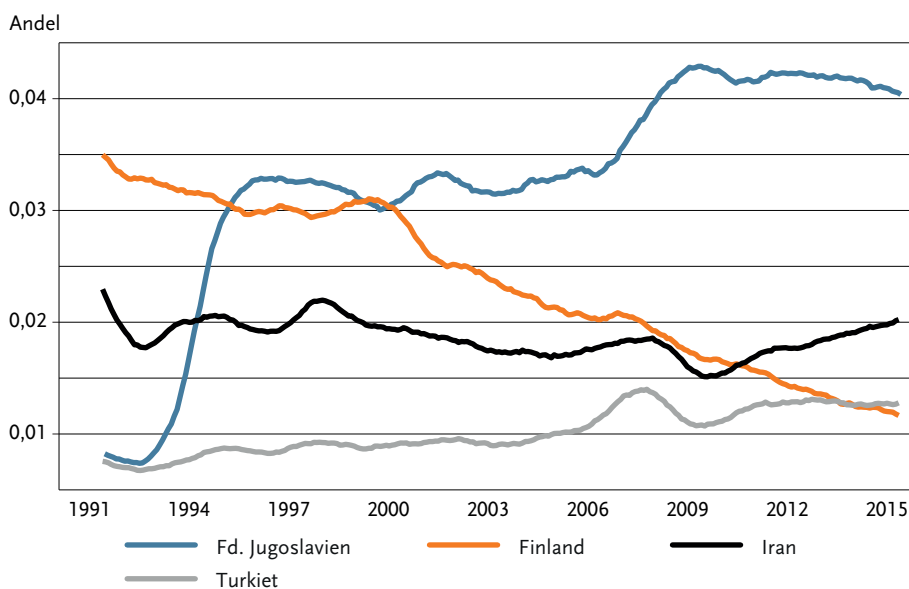


Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

Diagram 5 Andel utrikes födda bland de arbetslösa: de senaste årens stora flyktingländer

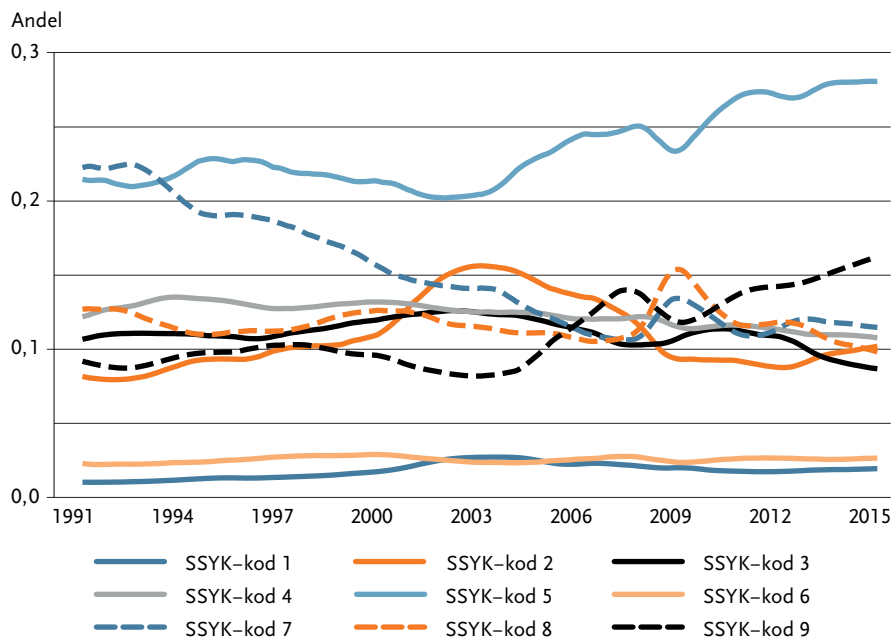


Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

Diagram 6 Andel utrikes födda bland de arbetslösa: tidigare års stora flykting- och invandrarländer

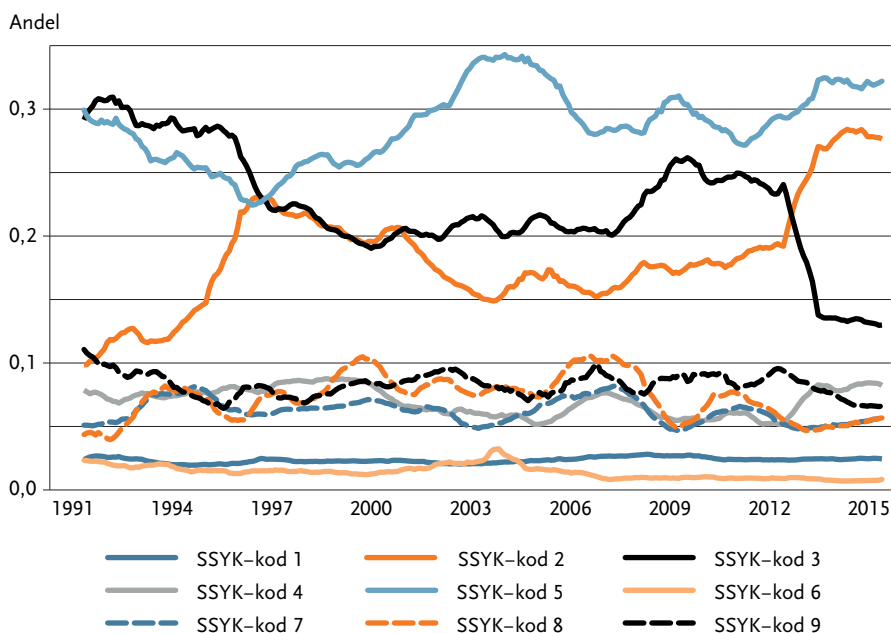
Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

Diagram 7 innehåller andelen arbetslösa uppdelade efter yrkeskod (se tabell 1 för en beskrivning av koderna). Under i stort sett hela perioden har högst andel arbetslösa sökt yrken inom yrkeskod 5 (service-, omsorgs- och försäljningsyrken). Denna grupp har också ökat under perioden. Andelen inom yrkesgrupp 7 (byggverksamhet och tillverkning) har minskat fram till finanskrisen och varit relativt konstant sedan dess. Efter finanskrisen är det svårt att se några tydliga förändringar förutom yrkeskod 5 som redan nämndes och yrkeskod 9 som närmast kan beskrivas som enkla jobb (yrken med krav på kortare utbildning eller introduktion). Andelen som söker enkla arbeten har ökat i två omgångar: under de fyra åren som föregick finanskrisen och efter 2010.

Diagram 7 De arbetslösas sökta yrken fördelat på SSYK-kod

Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

Givet denna observation är det intressant att undersöka hur andelen enkla jobb bland vakanserna har utvecklats. Detta görs i diagram 8 nedan, där andelen lediga jobb inom olika yrken redovisas. Det är svårt att se några tydliga långsiktiga trender när det gäller andelen lediga enkla jobb (SSYK-kod 9), men det finns en nedgång mellan 2013 och 2015. Det är rimligt att tro att denna minskning, ihop med ökningen av andelen som söker enkla jobb under samma period, har bidragit negativt till matchningen. Det finns dock ännu tydligare förändringar efter finanskrisen: en kraftig ökning av andelen jobb som kräver fördjupad högskolekompetens (kod 2) och en motsvarande minskning av andelen lediga jobb där det räcker med en kortare utbildning (kod 3). En rimlig hypotes är att detta borde ha försämrat matchningen eftersom det inte har skett någon motsvarande förändring i andelen arbetslösa som söker jobb inom dessa yrken.

Diagram 8 Andel lediga jobb inom olika yrken fördelat på SSYK-kod

Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

Sammanfattningsvis finner vi i detta avsnitt att den svenska arbetsmarknaden, sett till individsammansättningen bland arbetslösa inskrivna på Af och typer av lediga jobb, har genomgått stora förändringar under den undersökta perioden. Det ligger nära till hands att söka förklaringen bakom en försämrad matchning bland dessa förändringar. Det är dock förhastat att dra slutsatser om sammansättningens betydelse för utfallet (dvs. jobbchansen) utan att först undersöka om individegenskaper värderas lika på arbetsmarknaden mätt över tid.

5.2.2 Sambandet över tid mellan individegenskaper och jobbchansen

I detta avsnitt visas skattade samband mellan individegenskaper och jobbchansen. Sambanden bygger på månadsvisa tvärsnittsskattningar³⁴ för perioden 31 december 1991–31 oktober 2015 med hjälp av logistisk regression (se bilaga 1 för en kort metodförklaring). För tolkningens skull redovisas parameterskattningar omskalade till partiella skillnader i jobbchans för genomsnittsindivid, t.ex. skillnad i jobbchans mellan en genomsnittlig arbetslös med högskoleutbildning jämfört med en genomsnittlig individ som har gymnasieutbildning.

³⁴ Det totala antalet tvärsnittsregressioner är 287. Exempel på hur skattningar för en viss månad kan se ut finns i tabell 8 i bilaga 2.

De variabler som ingår i den logistiska regressionen för att förklara jobbchansen är följande:

- Ålderskategori: 10-årsintervall
- Kön
- Utbildningsnivå: grundskola, gymnasium och högskola
- Antal år i Sverige: noll för inrikes födda
- Födelseland: land för de tio största grupperna inklusive Sverige, region för övriga
- Sjukpenning i kronor: mäts året innan
- Funktionshinderskod från Af (1/0)
- Stramhet på länsnivå

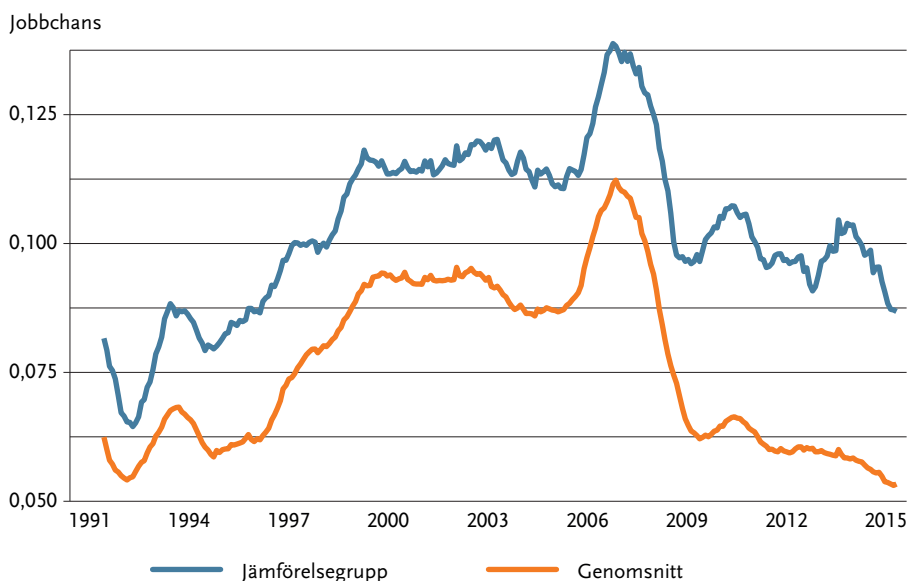
För att underlätta presentationen av dessa resultat, och dessutom kunna illustrera trender över tid, redovisas skattningarna i diagramform. Likt i föregående avsnitt genomförs också en säsongrensning, och värdena som visas i diagrammen är 12-månaders glidande medelvärden.

För att underlätta tolkningen av sambanden mellan jobbchansen och individegenskaper börjar genomgången med en redovisning av jämförelsegruppens jobbchans. Variablerna som ingår i den logistiska regressionen har valts för att jämförelsegruppen ska vara lättdefinierad och i möjligaste mån representera ett medelvärde i populationen. Skillnader tolkas relativt följande jämförelsegrupp: inrikes födda män i ålderskategorin 35–45 år med gymnasieutbildning, utan funktionshinderskod, med genomsnittlig tidigare sjukpenning och som söker jobb i ett län med genomsnittlig stramhet. Jämförelsegruppens skattade jobbchans³⁵ ihop med den genomsnittliga jobbchansen för alla arbetslösa visas i diagram 9. Det finns två tydliga mönster i diagrammet. För det första har jobbchansen minskat avsevärt sedan finanskrisen, vilket även har observerats i andra studier. För det andra finns ett starkt positivt samband mellan jämförelsegruppen och genomsnittet: linjerna tycks följa varandra mycket nära under hela perioden. Detta har inte uppmärksammats i tidigare studier och talar emot att sammansättningsförändringar bland de arbetslösa skulle vara bland de viktigaste faktorerna bakom den historiska variationen i jobbchans. Man kan dra slutsatsen genom att notera att jämförelsegruppens komposition är *konstant* per definition. Det kan naturligtvis inte uteslutas att jämförelsegruppens komposition har ändrats med avseende på icke-observerade egenskaper, men den poäng som tidigare studier har gjort om kompositionens betydelse har handlat om observerade egenskaper av samma typ som används i denna studie (därtill betydligt färre). Visserligen tycks gapet mellan kurvorna i diagram 9 ha ökat efter finanskrisen, men i förhållande till

³⁵ Denna bygger på interceptet från den logistiska regressionen, som har skalats om till sannolikhet med hjälp av den logistiska fördelningsfunktionen.

minskningen i jämförelsegruppens jobbchans framstår inte gapets ökning som betydande. Men för att ta reda på kompositionens betydelse räcker det inte med diagram 9 utan det krävs en OB-dekomponering. Frågan om icke-observerade egenskaper diskuteras i vidare i avsnitt 5.3.3.

Diagram 9 Jobbchansen i genomsnitt och för jämförelsegruppen



Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

I diagram 10 visas skattade samband mellan jobbchansen och utbildningsnivå. Referenskategori är gymnasieutbildning och ett värde på t.ex. $-0,015$ (grundskola, cirka år 2010) betyder att den genomsnittliga jobbchansen för arbetslösa med grundskoleutbildning låg 1,5 procentenheter lägre än jobbchansen för arbetslösa med gymnasieutbildning (vars jobbchans var strax under 10 % år 2010), allt annat lika. Det sistnämnda är viktigt för tolkningen; skillnaden i jobbchans med avseende på utbildning har alltså justerats för övriga skillnader mellan personer som har olika utbildningsnivå (ålder, kön, födelseland m.m.).

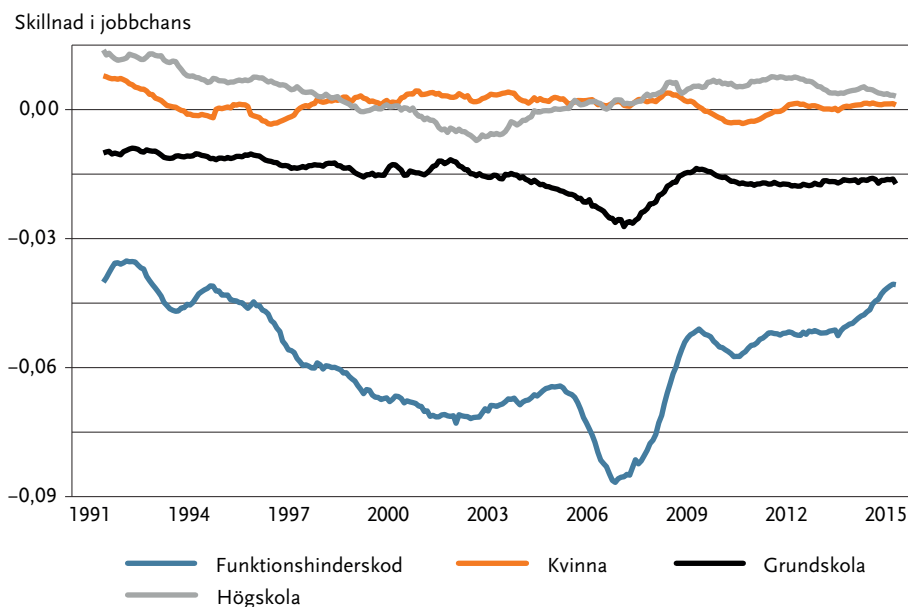
Resultaten för utbildning visar för det första att betydelsen av att ha högskoleutbildning har minskat sedan periodens början, och sedan IT-kraschen år 2000 har det inte inneburit någon betydande fördel att ha högskoleutbildning jämfört med gymnasium (linjen för högskola har legat kring noll). Notera återigen att tolkningen är allt annat lika: personer med högskoleutbildning kan ha lättare att få jobb än personer med gymnasieutbildning, men när vi justerar för övriga egenskaper tycks värdet av en högskoleutbildning vara negligerbart jämfört med bara gymnasium. Variabler som inte ingår i modellen, såsom typ av utbildning och i vilket land personen utbildade sig, kan naturligtvis också spela roll. För det andra visar resultaten att grundskoleutbildning hänger samman med tydligt lägre

jobbchans. Det negativa värde som arbetsmarknaden sätter på låg utbildning tycks ha ökat något i storlek och var särskilt tydligt under perioden före finanskrisen.

Diagram 10 visar också jobbchansen för kvinnor jämfört med män. Den har minskat i relativa termer i samband med 1990-talskrisen, men under resten av perioden har jobbchansen för kvinnor legat ungefär på samma nivå som den för män eller möjligen något över i genomsnitt. Detta testas statistiskt för två enskilda datum i samband med OB-dekomponeringen längre fram.

De tydligaste svängningarna i jobbchans i diagram 10 avser personer som av Af har fått funktionshinderskod³⁶. En ökning av gapet relativt individer utan kod från strax över 3 procentenheter i början av perioden till nästan 9 procentenheter 2008, och en kraftig minskning av gapet efter finanskrisen.³⁷

Diagram 10 Sambandet mellan jobbchansen och kön, utbildning och funktionshinderskod, jämförelsegrupp: män med gymnasieutbildning utan funktionshinderskod



Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

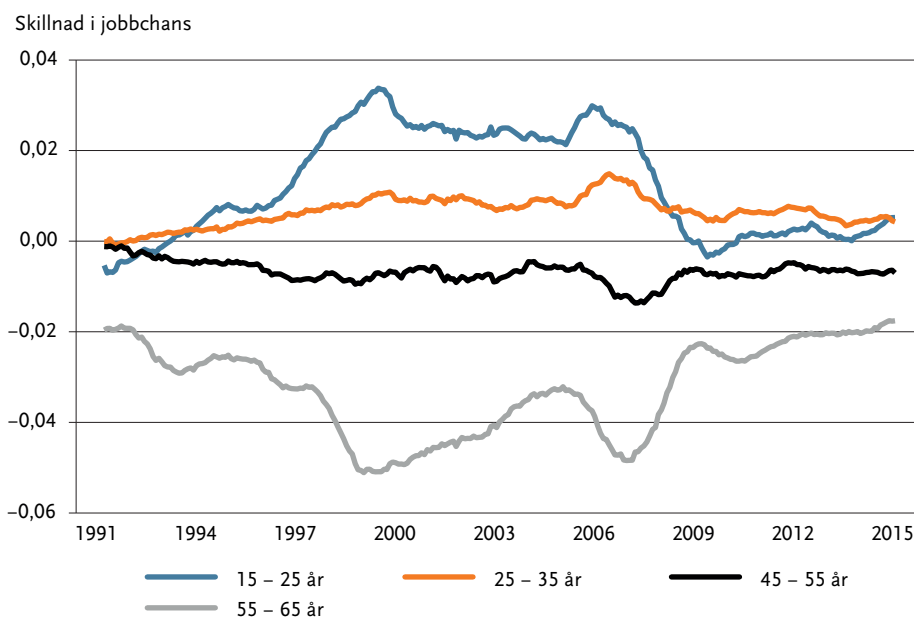
Diagram 11 visar skillnaden mellan jobbchans för olika åldersgrupper, jämfört med referensgruppen som är mellan 35 och 45 år. Allt annat lika har stora förändringar skett över perioden, i synnerhet för den yngsta och den äldsta gruppen av arbetslösa. Fram till IT-kraschen någon gång runt år 2000 ökade

³⁶ Med detta menas en person som av Af fått en elektronisk registrering av funktionsnedsättning som medför nedsatt arbetsförmåga.

³⁷ Det kan finnas variationer över tid i kodningen av funktionsnedsättning, och kodningen kan påverkas av konjunktur och politiska beslut. Se Angelov och Eliason (2017).

skillnaden i jobbchans mellan de äldsta arbetslösa och referensgruppen med cirka 3 procentenheter i absoluta termer, från -2 procent i början av 1990-talet till -5 procent år 2000. Utvecklingen för de yngsta arbetslösa under samma period var i det närmaste spegelvänd: ungas jobbchans ökade från strax under noll till 3 procent. Det är intressant att notera att de yngstas och de äldstas jobbchans relativt referensgruppen har fortsatt att ha ett tydligt negativt samband över hela perioden. Gapet mellan dessa två grupper har minskat från nästan 8 procentenheter strax före finanskrisen till drygt 2 procentenheter 2015. Det finns tydliga likheter mellan denna utveckling och hur sambandet mellan de två åldersgrupper som ligger närmast referensgruppen har ändrats över tid. Sambandet mellan jobbchansen för gruppen 25–35 respektive 45–55 år är också tydligt negativt, och även här har gapet initialt ökat för att sedan minska.

Diagram 11 Sambandet mellan jobbchansen och ålder, jämförelsegrupp: 35–45 år



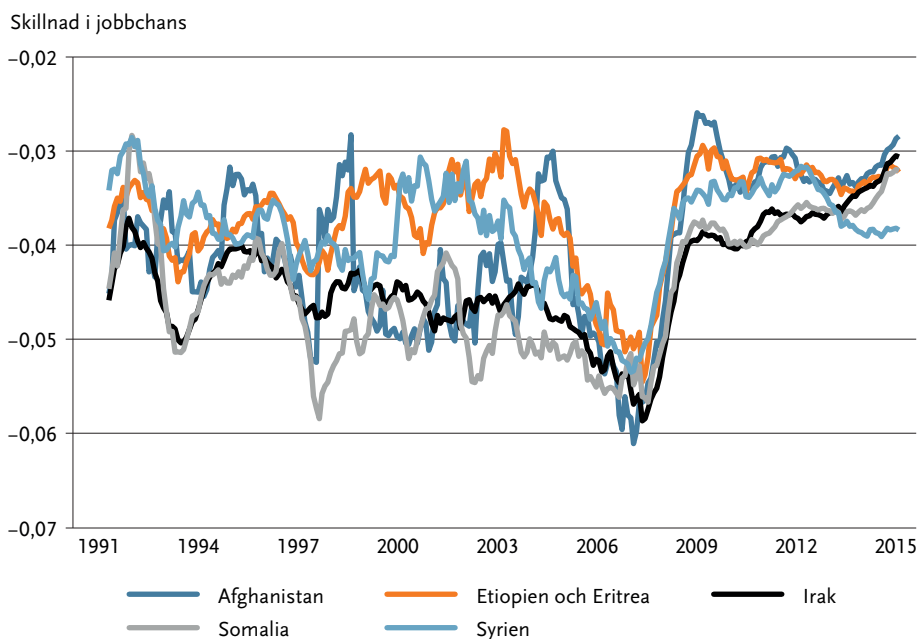
Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

Som visades tidigare i rapporten har andelen arbetslösa som är födda i något av de senaste årens stora flyktingländer ökat kraftigt, i synnerhet efter finanskrisen. I diagram 12 visas hur jobbchansen har utvecklats för dessa grupper jämfört med inrikes födda, efter justering för övriga individegenskaper såsom utbildning, kön m.m. Det första intrycket från figuren är att utvecklingen har varit relativt lika för arbetslösa födda i Afghanistan, Etiopien/Eritrea, Irak, Somalia och Syrien. Den har varit mellan ungefär 3 och 5 procentenheter lägre än jobbchansen för inrikes födda fram till finanskrisen. Den relativa jobbchansen har gått ner kraftigt för samtliga grupper i samband med finanskrisen, men den har återhämtat sig och

ligger möjligen strax högre 2015 än före krisen. Det finns dock ett oroande undantag, och det gäller den snabbast växande gruppen av arbetslösa, de som är födda i Syrien; där har den relativa jobbchansen minskat mellan 2010 och 2015.

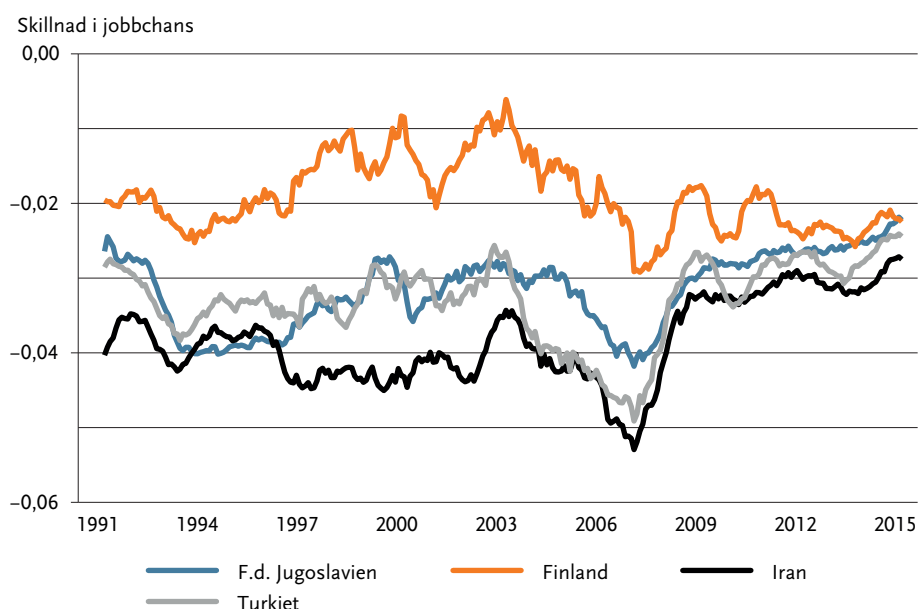
Slutligen visar diagram 13 att även jobbchansen för personer födda i tidigare stora flykting- och invandrarländer är lägre än den för inrikes födda, allt annat lika. Här finns dock en nivåskillnad på det sättet att personer födda i tidigare års flyktingländer har en något bättre jobbchans än dem från de senaste årens flyktingländer. Notera att detta inte har att göra med kortare vistelsetid i landet, eftersom resultaten har justerats för vistelsetid på individnivå. Personer födda i Finland och före detta Jugoslavien avviker med en relativt sett högre jobbchans än de som är födda i Iran och Turkiet. Båda grupperna har drabbats hårdare av den senaste krisen än vad inrikes födda har gjort.

Diagram 12 Sambandet mellan jobbchansen och födelseland: de senaste årens stora flyktingländer, jämförelsegrupp: inrikes födda



Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

Diagram 13 Sambandet mellan jobbchansen och födselseland: tidigare års stora flykting- och invandrarländer, jämförelsegrupp: inrikes födda



Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

Sammanfattningsvis visar detta avsnitt att arbetsmarknaden inte bara har ändrats när det gäller de arbetslösas sammansättning utan även när det gäller hur olika egenskaper värderas i termer av lägre eller högre jobbchans. De stora svängningarna som visas ovan illustrerar en brist i tidigare studier av matchningsförsämringen på svensk arbetsmarknad, som i samtliga fall har utgått från att t.ex. svaga grupper alltid är lika svaga. Orimligheten i detta visas tydligt av t.ex. jobbchansen för personer i den yngsta respektive äldsta ålderskategorin, arbetssökande med funktionshinderskod och även vissa grupper av utrikes födda. Slutligen antyder diagram 9 att kompositionens betydelse för den ändrade jobbchansen är långtifrån uppenbar. Detta testas statistiskt i nästa avsnitt.

5.3 Dekomponering av försämringen i jobbchans

I detta avsnitt redovisas rapportens huvudresultat, en OB-dekomponering av jobbchansminskningen mellan oktober 2007 och oktober 2015. Oktober 2015 har valts eftersom det är sista månaden då data som behövs för analysen finns tillgängliga. Eftersom det finns starkt säsongberoende i data som inte går att hantera i en OB-dekomponering är det lämpligt att jämföra oktober 2015 med samma månad ett tidigare år. Vidare är det relevant att välja ett datum före finanskrisen, oktober 2007, dels eftersom tidigare studier har diskuterat

matchningsförsämringen sedan dess, och dels eftersom också makroresultaten från föregående avsnitt pekar på en kraftig försämring efter finanskrisen.³⁸

Nedan redovisas resultat som alla bygger på de individegenskaper som ingår i skattningarna av jobbchansen från avsnitt 5.2.2. Skillnaden mellan skattningarna i de olika delavsnitten består i att olika mått på stramhet används, samt om individfixa komponenter från en tidigare skattad löneregression används.

5.3.1 Stramhet på länsnivå

I detta delavsnitt redovisas en OB-dekomponering av jobbchansförsämringen mellan 2007 och 2015 som bygger på individegenskaper från avsnitt 5.2.2 och stramhet på länsnivå. Den grundläggande tanken är att de arbetssökandes jobbchans beror dels på individegenskaper, dels på antalet lediga jobb i förhållande till antalet arbetslösa inom det län där den arbetssökande bor. Här finns alltså en tanke om att arbetsmarknaden är segmenterad.³⁹

Kompositionsförändringar

Tabell 7 i bilaga 2 innehåller medelvärden för jobbchansen och för de variabler som ingår i modellen. Jobbchansen har minskat avsevärt mellan 2007 och 2015, från 9,1 procent till 5,4 procent.⁴⁰ Skillnaden på 3,66 procentenheter motsvarar en minskning med 40 procent från 2007 års nivå. När det gäller åldersfördelningen är de tydligaste förändringarna att andelen mellan 25 och 35 år har ökat med 2,4 procentenheter, medan andelen över 55 år har minskat med 2 procentenheter. Förändringen i variabeln *år i Sverige* är svårtolkad eftersom den har värdet noll för personer födda i Sverige. Att värdet har ökat med 0,7 år kan både bero på att andelen inrikes födda har minskat och på att andelen bland de utrikes födda med fler år i landet har ökat. Andelen med enbart grundskoleutbildning har ökat med 3,8 procentenheter, men också andelen med högskoleutbildning har ökat (+1,8 procentenheter). Eftersom det negativa sambandet mellan låg utbildning och jobbchansen är kraftigare än det positiva mellan hög utbildning och jobbchansen borde utbildningsförändringarna ha lett till en minskad genomsnittlig jobbchans.

Stora förändringar har skett när det gäller andelen utrikes födda i Afghanistan (+1,2 procentenheter), Irak (+2,6 procentenheter), Etiopien/Eritrea (+2,1 procentenheter) och Syrien (+5,9 procentenheter). Kombinerat med den lägre jobbchansen för personer från dessa länder, som visades i avsnitt 5.2.2, borde dessa stora ökningarna bidra till en försämrade matchning 2015 jämfört med 2007.

³⁸ En dekomponering av matchningsförsämringen mellan oktober 2006 och oktober 2015 har också genomförts. Resultaten är kvalitativt mycket lika de som redovisas i rapporten.

³⁹ Se Barnichon och Figura (2015) och källor till tidigare studier som anges där.

⁴⁰ Dessa siffror skiljer sig en aning från de som presenteras i diagram 9, vilka visar säsongsrensade 12-månaders glidande medelvärden.

Variabeln *sjukfrånvaro*, som anges i hundratals kronor och som avvikelse från sitt medelvärde, har i genomsnitt minskat med 2 099 kronor per år. Andelen med funktionshinderskod har också minskat med 0,9 procentenhet. Samtidigt har stramheten ökat med 6 procent.⁴¹ Eftersom ökad stramhet är förknippad med ökad jobbchans förväntas detta leda till en förbättrad matchning.

Sammanfattningsvis tecknas en bild av en försämrad komposition av arbetslösa, givet tidigare resultat kring betydelsen av individfaktorer för jobbchansen. Särskilt ökningen av andelen utrikes födda framstår som betydelsefull. Den högre stramheten påverkar dock matchningen åt motsatt håll.

Förändringar i betydelsen av individegenskaper och stramhet för jobbchansen

Tabell 8 i bilaga 2 innehåller resultat från logistisk regression för jobbchansen i oktober 2007 respektive oktober 2015. I detta avsnitt diskuteras skattningar i de första två kolumnerna i tabellen ("Population A"). Urvalet består av arbetslösa individer för vilka det finns data för alla variabler (200 969 observationer 2007 och 340 311 år 2015). Resultaten som visas i tabellen tolkas med hänsyn till kategoriska variabler som skillnader i procentenheter relativt referensnivån (t.ex. jobbchansen för *grundskola* jämfört med referensnivån *gymnasium*, när övriga variabler hålls konstanta).

För kontinuerliga variabler är tolkningen (förutom tecknet) något svårare. För att underlätta tolkningen av de viktigaste kontinuerliga variablerna redovisas sambandet mellan dessa och jobbchansen grafiskt i avsnitt 5.3.4. De viktigaste parameterförändringarna har redan diskuterats i avsnitt 5.2.2. Det har blivit lättare för äldre och svårare för yngre arbetslösa att få ett arbete, allt annat lika. Jobbchansen för personer mellan 55 och 65 år relativt referenskategori 35–45 år var –5,1 procentenheter 2007 och –2,8 procentenheter 2015. Samtidigt har den relativa jobbchansen för arbetslösa under 25 år minskat från 4 procentenheter till 1,3 procentenheter, och i ålderskategori närmast över finns en liknande utveckling.

Det tycks ha blivit något lättare för utrikes födda från de senaste årens stora flyktingländer Afghanistan, Etiopien/Eritrea, Irak, Somalia och Syrien att få ett arbete, jämfört med hur det är för inrikes födda. Skillnaderna är dock i en del fall inte särskilt stora och vi har inte genomfört något strikt statistiskt test.

Kvinnor har lättare att få ett arbete än män både 2007 och 2015, allt annat lika.⁴² Vidare är det anmärkningsvärt att jobbchansen för akademiker inte är signifikant

⁴¹ Måttet som används är logaritmen av stramheten minus medelvärdet för logaritmen av stramheten.

⁴² I ett senare avsnitt görs en känslighetsanalys där även subventionerade arbeten ingår i jobbchansmättet. Även i det fallet är kvinnors jobbchans högre än mäns för år 2007, men könsskillnaden är mindre (0,004 signifikant på 1-procentsnivån för måttet inklusive subventionerad anställning, jämfört med 0,009 för osubventionerad anställning). För år 2015 finns ingen statistiskt säkerställd könsskillnad för måttet som inkluderar subventionerad anställning.

skild från den för personer med gymnasieutbildning 2007, och statistiskt signifikant men relativt liten i storlek 2015 (1,2 procentenheter). Den negativa differensen i jobbchans mellan arbetslösa med grundskoleutbildning och dem med gymnasieutbildning har minskat i storlek (-3,2 procentenheter till -2,5 procentenheter). I absolut storlek är den ”skyddande” effekten av högskoleutbildning jämfört med gymnasium således ungefär hälften av den skyddande effekten av gymnasium jämfört med grundskoleutbildning. Slutligen har stramhetens betydelse för jobbchansen varit konstant. Mer om tolkning av parametern för denna variabel kommer i avsnitt 5.3.4.

Tabell 2 Nedbrytning av jobbchansförändringen mellan oktober 2007 och oktober 2015

	Pop. A	Pop. B	Pop. B	Pop. C	Pop. C
Stramhetsmått	Län	Län	Län och yrke	Län och yrke	Län och yrke
Total skillnad	-0,0366***	-0,0373***	-0,0373***	-0,0319***	-0,0319***
	(0,0008)	(0,0008)	(0,0007)	(0,0009)	(0,0009)
	[100 %]	[100 %]	[100 %]	[100 %]	[100 %]
Komposition: totalt	-0,0103***	-0,0093***	-0,0100***	-0,0058***	-0,0065***
	(0,0004)	(0,0004)	(0,0004)	(0,0003)	(0,0004)
	[28,10 %]	[25,06 %]	[26,95 %]	[18,33 %]	[20,31 %]
Komposition: individsammansättning	-0,0120***	-0,0112***	-0,0112***	-0,00696***	-0,00760***
	(0,0004)	(0,0004)	(0,0004)	(0,0003)	(0,0003)
	[32,79 %]	[30,03 %]	[30,03 %]	[21,82 %]	[23,82 %]
Komposition: stramhet	0,0018***	0,0019***	0,0011***	0,0011***	0,0011***
	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)
	[-4,92 %]	[-5,09 %]	[-2,95 %]	[-3,45 %]	[-3,45 %]
Intercept	-0,0283***	-0,0292***	-0,0256***	-0,0266***	-0,0259***
	(0,0031)	(0,0030)	(0,0031)	(0,0033)	(0,0031)
	[77,26 %]	[78,29 %]	[68,67 %]	[83,34 %]	[81,41 %]
Ändrade parametrar	0,002	0,0012	-0,0016	0,0005	0,0006
	(0,0030)	(0,0030)	(0,0030)	(0,0032)	(0,0030)
	[-5,36 %]	[-3,35 %]	[4,37 %]	[-1,67 %]	[-1,73 %]

OB-dekomponering av den minskade jobbchansen

Den genomsnittliga jobbchansen minskade med 3,66 procentenheter mellan 2007 och 2015. Resultaten ovan ger en komplex bild av orsakerna till denna minskning. Å ena sidan pekar kompositionsförändringen, mätt som ändrade individegenskaper, mot matchningsförsämring. Samtidigt har stramheten förbättrats avsevärt utan någon minskning av stramhetens positiva betydelse för jobbchansen. Flera av parameterförändringarna borde rimligen ha lett till en något förbättrad matchning allt annat lika.

När alla dessa skeenden sammanfattas i en OB-dekomponering lyder resultaten som följer (se den första kolumnen i tabell 2 för resultat redovisade i grupper och den första kolumnen i tabell 12 i bilaga 2 för resultat på variabelnivå). Av de -3,66 procentenheter som jobbchansen har minskat med står *kompositionsförändringar* för -1,03 procentenhet. Dessa kompositionsförändringar kan vidare brytas ner i sådana som handlar om *individsammansättning* och *stramhetsförändringar*. Ändrad individsammansättning står för -1,2 procentenhet, eller en tredjedel (33 %) av jobbchansminskningen, medan den förbättrade stramheten står för en liten ökning av jobbchansen (+0,2 procentenhet). Inte oväntat står födelseland för en mycket stor del av kompositionsförsämringen: -1,00 procentenhet. Av den sistnämnda utgörs lejonparten av arbetslösa födda i Afghanistan, Etiopien/Eritrea, Irak, Somalia och Syrien (-0,86 procentenhet).

Den ändrade ålderssammansättningen har också påverkat jobbchansen negativt, med -0,54 procentenhet. Samtidigt har minskad genomsnittlig sjukfrånvaro och lägre andel med funktionshinderskod båda bidragit positivt till jobbchansen (totalt 0,41 procentenhet).⁴³

Punktskattningen för *individegenskapers och stramhetens betydelse* (dvs. parameterändringar) är +0,20 procentenheter (dvs. en förbättring), men denna siffra är inte statistiskt säkerställd.

Den största delen av den försämrade jobbchansen är oförklarad, vilket yttrar sig i en generell försämring av jobbchansen för jämförelsegruppen. Denna grupp definierades i ett tidigare avsnitt, men definitionen upprepas här för tydlighets skull. Jämförelsegruppen består av inrikes födda män i ålderskategorin 35–45 år med gymnasieutbildning, utan funktionshinderskod, med genomsnittlig tidigare sjukpenning och som söker jobb i ett län med genomsnittlig stramhet. Genomsnittet är beräknade för alla observationer, dvs. data från 2007 och 2015 ihop. Jämförelsegruppens jobbchans har försämrats med hela 2,8 procentenheter mellan 2007 och 2015 (se första kolumnen i tabell 2). Detta är mer än dubbelt så

⁴³ Tabell 2 innehåller resultat redovisade i grupper. Alla variablers enskilda kompositionsbidrag till den minskade jobbchansen redovisas i den första kolumnen i tabell 12 i bilaga 2. Skattningarna i tabell 12 summerar till siffran -1,03 procentenheter, dvs. det sammanlagda bidraget.

mycket som den sammanlagda betydelsen av kompositionsförändringar (–1,03 procentenheter) och står för drygt tre fjärdedelar av försämringen (77 %).

Sammantaget visar resultaten ovan att förändringar i individsammansättningen hos arbetslösa, som förväntat, har bidragit negativt till den försämrade jobbchansen i samband med och efter finanskrisen. Kompositionen förklarar dock inte mer än en tredjedel av jobbchansförsämringen. Till största delen är jobbchansförsämringen oförklarad; vi observerar en allmän försämring av jobbchansen hos en relativt väletablerad grupp på arbetsmarknaden, som står för ungefär tre fjärdedelar av försämringen. Hur rimliga är resultaten i förhållande till tidigare studier? Eftersom tidigare studier saknar en direkt skattning går det inte att hitta en specifik siffra att jämföra med. Som beskrevs i avsnitt 3.2 har skrivningarna i tidigare studier varit ganska otydliga, men i flera studier bedöms individsammansättningen vara en viktig faktor. Den studie som ligger närmast när det gäller metod är på mikrodata från USA och visar att kompositionen står för en stor del av matchningsförsämringen, vilket vid en första anblick tycks skilja sig från resultaten i granskningen.⁴⁴ En anledning till skillnaden kan naturligtvis vara att utvecklingen har varit annorlunda i Sverige jämfört med USA. En mer konkret skillnad är att arbetslöshetsduration för arbetslösa används som en individegenskap i studien från USA. Eftersom durationen är inversen av jobbchansen⁴⁵ är denna empiriska specifikation tveksam. Den innebär enkelt uttryckt att jobbchansen förklaras med avsaknad av jobbchans, ett cirkelresonemang. Ytterligare en viktig förklaringsvariabel i studien av Barnichon och Figura är skäl till arbetslöshet. Denna variabel är inte heller en renodlad egenskap, utan ett utfall av bland annat konjunkturläge. En granskning av resultaten visar i själva verket att demografiska variabler, som är rena individegenskaper, förklarar endast en liten del av matchningsförsämringen⁴⁶. Resultaten i denna granskning är i linje med detta.

Frågan som ställs i nästa avsnitt är om det går att förklara mer av jobbchansförsämringen med en mer detaljerad definition av stramhet.

5.3.2 Dekomponering av jobbchansförsämringen med en yrkesspecifik stramhet

I föregående avsnitt användes ett mått på stramheten som bygger på antalet arbetslösa och antalet lediga jobb i det län där den arbetssökande bor. I detta avsnitt genomförs en OB-dekomponering med en mer detaljerad och rimligen mer verklighetstrogen stramhetsdefinition, där hänsyn tas till sökt yrke (förutom län). Utifrån uppgifter från Af om individens sökta yrke bildas ett mått, som mäter

⁴⁴ Barnichon och Figura (2015), figur 6.

⁴⁵ Se t.ex. Petrongolo och Pissarides (2001).

⁴⁶ Jfr panel C med panel B i figur 6 i Barnichon och Figura (2015).

stramheten inom individens sökta yrke på länsnivå. Yrkeskategorierna bygger på SSYK-kod och beskrivs i dataavsnittet (se tabell 1). En nackdel med att också använda information om yrke är att en del data försvinner. Det kan inte uteslutas att saknad yrkeskategori korrelerar med observerade och icke-observerade individegenskaper, vilket försvårar jämförelsen med tidigare resultat. Detta hanteras genom att först skatta om samma modell som i avsnitt 5.3.2 men med data som begränsas efter tillgång till stramhet på yrkes- och länsnivå. Skattningar som bygger på den logistiska regressionen för detta nya urval finns i kolumn tre och fyra ("Population B") i tabell 8 i bilaga 2. Antalet observationer är nu 182 017 (2007) och 302 268 (2015), av vilket framgår att bortfallet är procentuellt större 2015. Själva skattningarna är dock mycket lika och det är svårt att se någon större skillnad mellan kolumn ett och tre respektive mellan kolumn två och fyra i tabell 8 i bilaga 2. Bortfallet tycks med andra ord inte ha påverkat resultaten nämnvärt.

Det finns dock en liten skillnad i jobbchansskattningarna för detta nya urval (kolumn två jämfört med kolumn ett i tabell 8 i bilaga 2). Denna skillnad uppenbarar sig i att de negativa skattningarna för utrikes födda från t.ex. Afghanistan, Etiopien/Eritrea, Irak, Somalia och Syrien alla är mindre i storlek med det nya urvalet. Detta tyder på att kravet på data över yrkeskategori resulterar i en något mer positivt selekterad grupp av utrikes födda. Det innebär i sin tur att när resultaten där *stramhet på länsnivå* ersätts av *stramhet på läns- och yrkesnivå* bör resultaten jämföras för samma urval, dvs. det begränsade.

Skattningarna från de regressioner som står till grund för OB-dekomponeringen med den nya variabeln redovisas i de sista två kolumnerna i tabell 8 ("Population B"). Jämfört med kolumn tre och fyra finns endast små förändringar i skattningarna. Skattningen för den nya variabeln *stramhet på läns- och yrkesnivå* är som förväntat positiv. Att den är lägre än skattningen för *stramhet på länsnivå* går dock inte att tolka direkt. För detta ändamål genomförs en analys i avsnitt 5.3.4.

Den genomsnittliga jobbchansförändringen för den nya populationen är $-3,73$ procentenheter. Dekomponeringen med den nya variabeln redovisas gruppvis i kolumn tre i tabell 2 samt variabel för variabel i kolumn tre i tabell 12 i bilaga 2. Sammantaget förklarar kompositionsförändringarna $-1,0$ procentenhet, av vilket $-1,1$ procentenhet beror på individsammansättning och $+0,1$ procentenhet beror på förbättrad stramhet. Motsvarande siffra för stramheten med samma urval men variabeln *stramhet på länsnivå* är högre ($+0,2$ procentenheter).

Individsammansättningens bidrag skiljer sig dock inte åt beroende på stramhetsmått ($1,1$ procentenhet i båda fallen). Sammantaget tycks det mer detaljerade måttet på stramhet på yrkes- och länsnivå inte påverka individsammansättningens bidrag. För stramhetens betydelse i sig tycks det dock viktigt att ta hänsyn till både län och yrke, och inte bara län.

5.3.3 Individegenskaper som inte observeras i data

En möjlig förklaring till att interceptet ("jämförelsegruppen") står för så stor del av försämringen i jobbchans kan vara att de arbetslösa 2015 skiljer sig från samma grupp 2007 med avseende på icke-observerade variabler ("ändrad sortering"). Ett sätt att undersöka betydelsen av sortering på icke-observerade variabler är att inkludera individkomponenten från en löneregression med individ- och företagsspecifik komponent (se avsnitt 3.3).⁴⁷ Individkomponenten skattas med data för perioden 1997–2007 för de arbetslösa 2007, och 2005–2015 för arbetslösa 2015. En svårighet är att många arbetslösa aldrig har haft ett arbete och därför går det inte att skatta en individkomponent för dem. Urvalet för en skattning där individkomponenten ingår begränsas med andra ord, och begränsningen är sannolikt inte slumpmässig. För att hantera detta är upplägget detsamma som i föregående avsnitt: först skattas en dekomponering med variabeln *stramhet på läns- och yrkesnivå* för det begränsade urvalet. Sedan jämförs denna skattning med en skattning där även den nya variabeln *individkomponent* ingår. Eftersom urvalet är detsamma i båda dessa skattningar går det att jämföra dem sinsemellan.

Logitskattningar redovisas i tabell 8 i bilaga 2 (jfr kolumn ett med kolumn tre samt två med fyra). Det är svårt att se någon större skillnad mellan modellen med och utan individkomponent. Som förväntat är ett högre värde på individkomponenten förknippat med högre jobbchans. Den exakta tolkningen görs i nästa avsnitt.

OB-dekomponeringen redovisas i sista kolumnerna i tabell 2 respektive tabell 12 i bilaga 2. Skattningen för individkomponenten från tabell 12 visar att de arbetslösas sammansättning med avseende på individkomponenten från en löneregression har försämrats marginellt. Ändring i kompositionen av arbetslösa med avseende på variabeln *individkomponent* har bidragit negativt till matchningen, men bidraget är mycket litet (–0,04 procentenheter). I detta urval har jobbchansen minskat med 3,2 procentenheter, och kompositionsförändringar förklarar 0,7 procentenheter av försämringen i jobbchans i båda modellerna (dvs. med respektive utan individkomponent från en löneregression). Av dessa –0,7 procentenheter står ändrad individsammansättning för –0,8 procentenheter och ändrad stramhet för +0,1 procentenheter.

Sammantaget verkar betingningen på tidigare anställning, som det begränsade urvalet innebär, i sig leda till en ändrad sortering (3,2 jämfört med 3,73 procentenheters minskning av jobbchansen). Men eftersom den nya variabeln inte påverkar resultaten tycks det som om observerade karaktäristika fungerar relativt väl för att genomföra en OB-dekomponering av den minskade jobbchansen.

⁴⁷ Liknande metod har använts i tidigare studier, se t.ex. Carlsson, Messina och Nordström Skans (2011), Hensvik (2014), Heyman och Sjöholm (2012) och Eliasson (2014).

5.3.4 Stramhetens och individkomponentens betydelse för jobbchansen

Som nämndes ovan är det något svårare att ge en intuitiv tolkning av skattningar som avser kontinuerliga variabler än vad fallet är för kategoriska variabler. En sådan tolkning kan vara viktig för att kunna förstå varför byte av stramhetsmåttet (avsnitt 5.3.2) och tillägg av en individkomponent från en tidigare skattad löneregression (avsnitt 5.3.3) inte ändrar resultaten av dekomponeringen. En anledning till detta kan helt enkelt vara att dessa variabler i sig inte påverkar jobbchansen nämnvärt. För att ta reda på om så är fallet genomförs en kontrafaktisk analys med hjälp av skattade parametrar för variablerna *stramhet (län)*, *stramhet (län och yrke)* och *individkomponent*. För en rättvis jämförelse har skattningarna gjorts på samma urval, nämligen det minsta urvalet, där det finns data för alla tre variabler.

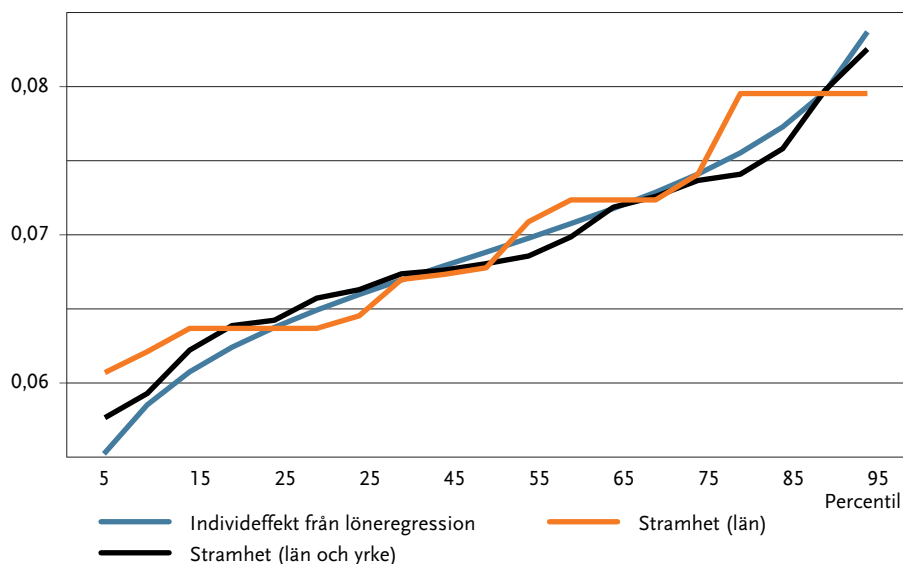
Den kontrafaktiska analysen med avseende på en viss variabel, säg Z, går ut på att predicera den genomsnittliga jobbchansen för olika percentiler av Z för att på det sättet mäta betydelsen av variabeln för jobbchansen. Utifrån skattningar från logistisk regression prediceras jobbchansen för varje individ i data givet individens faktiska variabelvärden för alla variabler utom Z. I ett första steg sätts värdet för Z till den femte percentilen för alla individer, och därefter beräknas den genomsnittliga predicerade jobbchansen. I nästa steg sätts värdet för Z till den tionde percentilen (med övriga variabler orörda) och en ny beräkning av den genomsnittliga predicerade jobbchansen genomförs. Detta görs för alla percentiler upp till den 95:e och för alla tre undersökta variabler.

Diagram 14 visar resultat från denna kontrafaktiska analys som har skattats på data från 2015. Att gå från botten till toppen av fördelningen i individkomponent hänger samman med en betydande skillnad i jobbchans (ökning från 5,5 % till drygt 8 %). Motsvarande skillnad mellan den första och tredje kvartilen hänger också ihop med högre jobbchans, men i mindre utsträckning (en ökning med cirka 1 procentenhet). Liknande bild gäller för de andra två variablerna, men sambandet mellan dem och jobbchansen tycks vara något svagare, dvs. kurvorna är aningen plattare.

Sammantaget verkar både individkomponenten från en löneregression ("oobserverad förmåga") och stramheten spela betydande roll för jobbchansen. Om skattningarna här jämförs med t.ex. utbildningens betydelse framstår de som något svagare. Jobbchansen för en person med högskoleutbildning var t.ex. $2,5 + 1,2 = 3,7$ procentenheter högre än för grundskoleutbildning 2015 (tabell 8 i bilaga 2, kolumn 2). Detta är något högre än ökningen i individkomponent från femte till 95:e percentilen (2,5 procentenheter). Men det går inte att förklara stramhetens och individkomponentens obetydelse för OB-dekomponeringen med att de inte skulle vara relevanta för jobbchansen i sig.

Diagram 14 Jobbchansens samvariation med stramheten samt individkomponenten från löneregression

Predicerad jobbchans



Källa: Egna bearbetningar av registerdata från Af och SCB.

5.4 Alternativa mått på vakanser och övergångar till arbete samt andra perioder

I granskningens huvudanalyser har vi använt samma mått på övergångar till arbete som i tidigare studier (dvs. osubventionerat arbete) och Af:s egna data på kvarstående lediga jobb som vakansmått. Vi har dessutom fokuserat på att undersöka individsammansättningens betydelse för perioden efter finanskrisen, eftersom det är då den största matchningsförsämringen observerats, vilket även tidigare studier har uppmärksammat. I detta delavsnitt redovisar vi resultat med ett alternativt jobbchansmått som även tar hänsyn till subventionerad anställning, ett alternativt vakansmått som bygger på data från SCB samt två andra perioder (oktober 1992 – oktober 1997 och oktober 1997 – oktober 2007). Att använda alternativa mått på vakanser och jobbchansen kan ses som känslighetsanalyser där syftet är att mäta om individsammansättningens betydelse påverkas av dessa alternativa mått. Att skatta individsammansättningens betydelse för jobbchansförändringen under andra perioder (t.ex. en förbättring av jobbchansen 1997 till 2007) kan vara intressant i sig.

I tabell 3 redovisas resultat med det alternativa måttet på jobbchans. Tabell 3 är upplagd på samma sätt som tabell 2, men i stället för att enbart mäta övergångar till osubventionerade jobb som tidigare studier har gjort, mäts även övergångar till

subventionerade arbeten.⁴⁸ Nedan kommenteras endast den första kolumnen i tabell 3. Jobbchansen har minskat med 3,18 procentenheter mellan oktober 2007 och oktober 2015 då även subventionerade arbeten läggs in i arbetsmålet. Individsammansättningen står för 36 procent av jobbchansminskningen vilket är endast något högre än i de tidigare skattningarna (33 %, kolumn ett i tabell 2). Resultaten tycks därmed inte vara särskilt känsliga för det mått för övergångar till arbete som används. I bilaga 3 redovisas även diagram över jobbchansförändringen över tid för olika grupper med det nya jobbchansmålet (se diagram 18–22). Dessa diagram ger i allt väsentligt samma bild som motsvarande diagram med osubventionerad anställning som jobbchansmätt (se avsnitt 5.2.2).

Tabell 3 Nedbrytning av jobbchansförändringen mellan oktober 2007 och oktober 2015 (jobbchansmätt där även subventionerade anställningar ingår)

Stramhetsmätt	Pop. A	Pop. B	Pop. B	Pop. C	Pop. C
	Län	Län	Län och yrke	Län och yrke	Län och yrke
Total skillnad	-0,0318***	-0,0320***	-0,0320***	-0,0247***	-0,0247***
	(0,0008)	(0,0008)	(0,0009)	(0,0009)	(0,0009)
	[100 %]	[100 %]	[100 %]	[100 %]	[100 %]
Komposition: totalt	-0,0098***	-0,0086***	-0,0094***	-0,0049***	-0,0057***
	(0,0005)	(0,0004)	(0,0005)	(0,0003)	(0,0004)
	[30,86 %]	[26,96 %]	[29,35 %]	[19,91 %]	[22,9 %]
Komposition: individsammansättning	-0,0115***	-0,0104***	-0,0103***	-0,0058***	-0,0065***
	(0,0005)	(0,0004)	(0,0004)	(0,0003)	(0,0003)
	[36,16 %]	[32,5 %]	[32,19 %]	[23,4 %]	[26,44 %]
Komposition: stramhet	0,0017***	0,0017***	0,0009***	0,0009***	0,0009***
	(0,00010)	(0,00011)	(0,00007)	(0,00007)	(0,00007)
	[-5,22 %]	[-5,44 %]	[-2,77 %]	[-3,54 %]	[-3,56 %]
Intercept	-0,0249***	-0,0256***	-0,0223***	-0,0241***	-0,0232***
	(0,0030)	(0,0032)	(0,0030)	(0,0032)	(0,0034)
	[78,42 %]	[80,06 %]	[69,71 %]	[97,62 %]	[94,19 %]
Ändrade parametrar	0,0029	0,0022	-0,0003	0,0043*	0,0042*
	(0,0029)	(0,0031)	(0,0030)	(0,0030)	(0,0032)
	[-9,28 %]	[-7,02 %]	[0,94 %]	[-17,53 %]	[-17,09 %]

⁴⁸ Se *Definitioner och förklaringar för Arbetsförmedlingens statistik*, hämtad 2017-10-30, <https://www.arbetsformedlingen.se/Om-oss/Statistik-och-publikationer/Statistik/Forklaring-av-statistiken/Definitioner-och-forklaringar.html>. Arbeten med stöd som ingår i definitionen beskrivs under rubrikerna *Anställningsstöd* och *Särskilda insatser för personer med funktionsnedsättning som medför nedsatt arbetsförmåga*.

Resultaten från en känslighetsanalys med ett alternativt mått på lediga jobb (och därmed stramhet) redovisas i tabell 4 (se tabell 13 i bilaga 2 för detaljerade resultat). Som nämndes i avsnitt 4 finns vissa svårigheter med att använda data från SCB (konjunkturstatistik över vakanser, KV) i granskningen. Därför har vi skattat individsammansättningens bidrag i procent av den totala jobbchansförsämringen för månads- respektive kvartalsdata (kolumn ett till tre respektive fyra till sex i tabell 4) samt för två olika KV-mått (lediga jobb respektive vakanser). Som framgår av den nedersta raden i tabell 4 innebär data från KV i stället för Af inga större förändringar i individsammansättningens bidrag till jobbchansförsämringen. Möjligen tycks KV-data leda till att en något mindre del av jobbchansförsämringen förklaras av individsammansättning (jfr kolumn två och tre med kolumn ett samt kolumn fem och sex med kolumn fyra). Det är värt att nämna att förändringar i stramheten har bidragit till en minskad jobbchans när KV-data används, medan det motsatta gäller Af-data (se tabell 13 i bilaga 2).

Tabell 4 Nedbrytning av jobbchansförändringen (alternativa vakansmått)

Vakansmått	Oktober 2007– oktober 2015			September 2007– september 2015		
	Kvar- varande platser	Lediga jobb	Vakanser	Kvar- varande platser	Lediga jobb	Vakanser
Statistikkälla	Af	SCB	SCB	Af	SCB	SCB
Total skillnad	-0,0366	-0,0366	-0,0366	-0,0595	-0,0595	-0,0595
Komposition: totalt	-0,0103	-0,0113	-0,0110	-0,0142	-0,0146	-0,0144
Komposition: individsammansättning	-0,0120	-0,0113	-0,0110	-0,0154	-0,0146	-0,0144
Komposition: individsammansättning (procent av total)	32,79 %	30,87 %	30,05 %	25,88 %	24,54 %	24,20 %

Not: Se tabell 13 i bilaga 2 för detaljerade resultat.

Sammantaget tyder känslighetsanalyserna i detta delavsnitt på att huvudresultatet i denna granskning – att individsammansättningen förklarar en mindre del av de senaste årens jobbchansminskning än vi tidigare trott – håller även för ett alternativt stramhets- och jobbchansmått.

Tabell 5 visar slutligen nedbrytningar av jobbchansförändringen under ytterligare två perioder: oktober 1992 – oktober 1997 (kolumn ett, uppgång med 1,8 procentenheter) och oktober 1997 – oktober 2007 (kolumn två, uppgång med 2,7 procentenheter). Kolumn tre i tabell 5 innehåller de tidigare huvudresultaten för 2007–2015 för jämförelsens skull. Ett tydligt resultat från tabellen är att stramhetens betydelse för jobbchansförändringen har minskat kraftigt, om än inte

monotont, över tid (45 %, 81 % och 5 % i absoluta termer). Detta resultat är analogt med residualen från matchningsfunktionen som redovisades tidigare i diagram 1. Vidare har individsammansättningens betydelse för jobbchansförändringen varierat över tid (4 %, -53 % och 33 %). Under 1990-talskrisen hade alltså individsammansättningen mindre betydelse, och betydelsen har sedan dess ökat. Under hela perioden sedan 1997 har individsammansättningen försämrats sett från ett jobbchansperspektiv med försämringar på -1,4 procentenhet och -1,2 procentenhet för 1997-2007 respektive 2007-2015. Med andra ord har individsammansättningen bland de inskrivna arbetslösa på Af försämrats under minst 18 år fram till 2015. Slutligen är 1997-2007 den enda perioden med statistiskt signifikant bidrag från ändrade parametrar; dessa står för hela 47 procent av uppgången i jobbchans under perioden.

Tabell 5 Nedbrytning av jobbchansförändringen för olika perioder

	1992-1997	1997-2007	2007-2015
Stramhetsmått	Län	Län	Län
Total skillnad	0,0179*** (0,0005) [100 %]	0,0273*** (0,0007) [100 %]	-0,0366*** (0,0007) [100 %]
Komposition: totalt	0,0089*** (0,0009) [49,32 %]	0,0075*** (0,0012) [27,42 %]	-0,0103*** (0,0005) [28,1 %]
<i>Komposition: individsammansättning</i>	0,0008** (0,0002) [4,41 %]	-0,0144*** (0,0003) [-52,75 %]	-0,0120*** (0,0004) [32,79 %]
<i>Komposition: stramhet</i>	0,00808*** (0,0009) [45,14 %]	0,0222*** (0,0013) [81,32 %]	0,0018*** (0,0001) [-4,92 %]
Intercept	0,0099*** (0,0017) [54,97 %]	0,0070*** (0,0027) [25,54 %]	-0,0283*** (0,0028) [77,26 %]
Ändrade parametrar	-0,0008 (0,0016) [-4,29 %]	0,0129*** (0,0026) [47,04 %]	0,002 (0,0027) [-5,36 %]

6 Slutsatser

I denna rapport studeras hur stor del av matchningsförsämringen efter finanskrisen som förklaras av kompositionsförändringar bland arbetslösa inskrivna på Af. Slutsatsen är att individsammansättningens roll är betydande men långt ifrån avgörande och förklarar ungefär 33 procent av den försämrade jobbchansen. Till stor del (23 av dessa 33 %) förklaras detta av ökad andel födda i de senaste årens stora flyktingländer Afghanistan, Etiopien/Eritrea, Irak, Somalia och Syrien.

Eftersom studien utgör den första direkta skattningen är det svårt att jämföra med tidigare resultat.⁴⁹ Af:s slutsatser utifrån makroanalyser har varierat⁵⁰, och även om det kan vara svårt att fastställa ett exakt mått utifrån Af:s formuleringar i text, så bedömer vi att 33 procent bör betraktas som mindre än den förklaringsgrad som angivits av Af. Därutöver är det viktigt att beakta att variablerna som ingår i granskningen, dvs. som står för siffran 33 procent, är långt fler än dem som Af använder i sina analyser. Den viktigaste faktorn, nämligen utrikes bakgrund, har fram till nyligen inte ingått inte i Af:s analyser på grund av att Af har bedömt att data saknas.⁵¹ Men med den metod som används i granskningen och med hjälp av individdata skulle de databegränsningar som Af tar upp inte vara ett problem. I den senaste arbetsmarknadsrapporten från Af används samma makrodata som i tidigare rapporter men med ett års extra data, och dessutom har Af inkluderat utrikes bakgrund i sina skattningar av individsammansättningens betydelse för den minskade jobbchansen.⁵² Af drar där slutsatsen att både arbetsmarknadsläget (dvs. stramheten) och sammansättningen av inskrivna arbetslösa kan förklara jobbchansutvecklingen sedan 2004. Efter kontakt med Af har vi dock konstaterat att analysen som sammanfattas i figur 1:8 i rapporten har vissa metodbrister. För det första är den skattade elasticiteten, dvs. sambandet mellan jobbchansen och stramheten, inte statistiskt signifikant över denna period, och punktskattningen är låg jämfört med tidigare skattningar. För det andra innehåller modellen även en skattning av skillnad i matchningseffektivitet före respektive efter finanskrisen. När jobbchansen prediceras med hjälp av den skattade matchningsförsämringen blir analysen därmed ett slags cirkelresonemang; av den redovisade figuren att döma tycks stramheten i stor utsträckning förklara rörelserna i jobbchans (med andra ord tycks matchningseffektiviteten inte ha minskat), men i denna förklaring

⁴⁹ I ett working paper från Af konstateras att sammansättningens betydelse för chansen till arbete utan stöd uppgår till 1 procentenhet (Harkman 2014). Det framgår dock inte i rapporten hur denna siffra tagits fram.

⁵⁰ Se avsnitt 3.2.

⁵¹ Se Arbetsförmedlingen (2015, s. 77) och Arbetsförmedlingen (2016b, s. 90).

⁵² Arbetsförmedlingen (2017b), figur 1:8.

ingår i själva verket den skattade minskningen av matchningseffektiviteten efter finanskrisen. Att detta inte nämns i texten som beskriver figur 1:8 i Af:s rapport⁵³ är missvisande och ger en felaktig bild av förklaringsstyrkan i matchningsfunktionen.

Riksrevisionens analys visar att jobbchansminskningen till stora delar inte går att förklara med ändrad individsammansättning. I stället handlar det om en generell minskning för en jämförelsegrupp bestående av inrikes födda män i ålderskategorin 35–45 år med gymnasieutbildning, utan funktionshinderskod, med genomsnittlig tidigare sjukpenning och som söker jobb i ett län med genomsnittlig stramhet. Då denna grupp är konstant med avseende på observerbara karaktäristika innebär detta att hela tre fjärdedelar av den minskade jobbchansen är oförklarad. Då fokus, såväl i Af:s uppföljning av hur matchningen utvecklas som i andra studier, har legat på sammansättningens betydelse, har jobbchansminskningen för denna genomsnittsgrupp fått alldeles för lite uppmärksamhet. En viktig slutsats från rapporten är därför att försämringen för denna grupp behöver undersökas i betydligt större utsträckning än vad som har varit fallet hittills.

En möjlig väg att gå är att genomföra nedbrytningar av jobbchansförsämringen med variabler som har direkt koppling till Af:s arbete med att matcha arbetslösa till lediga jobb. Nya skattningar visar t.ex. att antalet möten med arbetsförmedlare för utrikes födda i relation till inrikes födda har ökat.⁵⁴ En hypotes som är värd att testa är om Af har fått styra om resurser för att hantera det stora antalet nyanlända arbetslösa, vilket kan ha lett till att inrikes födda får mindre hjälp att få jobb. Detta skulle kunna vara en delförklaring till resultaten i denna rapport.

Ytterligare en angelägen fråga handlar om vilken typ av jobb som är lediga i dag jämfört med tidigare. I denna rapport tas ett första steg genom att vi kopplar de arbetslösas sökta yrke till stramheten på yrkes- och länsnivå för att förklara jobbchansen på individnivå. På detta område finns få studier gjorda och det borde finnas stora möjligheter att använda befintliga registerdata för att undersöka frågan närmare. Att vi inte förstår varifrån 77 procent av jobbchansförsämringen kommer är problematiskt ur policysynpunkt eftersom det rimligen betyder att Af och andra aktörer saknar ledning om var statens resurser gör mest nytta.

⁵³ Arbetsförmedlingen (2017b), figur 1:8.

⁵⁴ Se tabell 3 i Liljeberg och Söderström (2017).

Referenslista

Artiklar

- Arbetsförmedlingen (2015), *Arbetsmarknadsrapport 2015*.
- Arbetsförmedlingen (2016a), *Arbetsförmedlingens årsredovisning 2015*.
- Arbetsförmedlingen (2016b), *Arbetsmarknadsrapport 2016*.
- Arbetsförmedlingen (2017a), *Arbetsförmedlingens årsredovisning 2016*.
- Arbetsförmedlingen (2017b), *Arbetsmarknadsrapport 2017*.
- Abowd, J.M., F. Kramarz och D.N. Margolis (1999), *High wage workers and high wage firms*, *Econometrica*, 67, s. 251–333.
- Abowd, J.M., R.H. Creedy och F. Kramarz (2002), *Computing person and firm effects using linked longitudinal employer–employee data*, No. 2002-6, Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau.
- Angelov, N., och M. Eliason (2017), *Factors Associated with Occupational Disability Classification*, *Scandinavian Journal of Disability Research*, forthcoming.
- Barnichon, R. och A. Figura (2015), *Labor Market Heterogeneity and the Aggregate Matching Function*, *American Economic Journal: Macroeconomics* 2015, 7(4): 222–249.
- Blanchard, O. J., Diamond, P., Hall, R.E. och J. Yellen (1989), *The Beveridge curve*, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1989, No. 1, s. 1–76.
- Blinder, A. (1973), *Wage discrimination: reduced form and structural estimates*, *Journal of Human Resources* 8, s. 436–455.
- Borjas, G. (1999), *The economic analysis of immigration*, i *Handbook of Labor Economics*. Ed. by O. C. Ashenfelter and D. Card. Vol. 3. Elsevier, s. 1697–1760.
- Bring, J. och Carling, K. (1998), *Attrition and misclassification of drop-outs in the analysis of unemployment duration*, Working Paper 2001:3, IFAU, Uppsala.
- Carlsson, M., J. Messina, och O. Nordström Skans (2011), *Wage adjustment and productivity shocks*, Working Paper 2011:9, IFAU, Uppsala.
- Eliasson, T. (2014), *Immigrant wage assimilation – the importance of unobserved heterogeneity, workplaces and occupations*, *Economic Studies* No. 148, Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet.
- Elsby, M.W.L., Mickaels, R. och Ratner, D. (2015), *The Beveridge curve: a survey*, *Journal of Economic Literature* 53(3), s. 571-630.

- Fairlie, R.W. (1999), *The absence of the African-American owned business: an analysis of the dynamics of self-employment*, Journal of Labor Economics 17, s. 80–108.
- Fairlie, R.W. (2005), *An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models*, Journal of Economic and Social Measurement 30, s. 305–316.
- Fredriksson, P., L. Hensvik och O. Nordström Skans (2015), *Rätt man på rätt plats? Matchning, ingångslöner och separationer*, Rapport 2015:20, IFAU, Uppsala.
- Finanspolitiska rådet (2017), *Svensk finanspolitik*, Finanspolitiska rådets rapport 2017.
- Fortin, N., T Lemieux, och S. Firpo (2011), *Decomposition methods in economics*, Handbook of Labor Economics, Volym 4a, s. 1-102.
- Forslund, A. och Johansson, K. (2007), *Random and stock-flow models of labour market matching – Swedish evidence*, Working Paper 2007:11, IFAU, Uppsala.
- Forslund, A. och Vikström, J. (2011), *Arbetsmarknadspolitikens effekter på sysselsättning och arbetslöshet – en översikt*, Rapport 2011:7, IFAU, Uppsala.
- Gaure, S. (2013), *OLS with multiple high dimensional category variables*, Computational Statistics & Data Analysis, 66, s. 8–18.
- Harbo Hansen, N.-J. (2016), *Jobs, Unemployment, and Macroeconomic Transition*, doktorsavhandling i nationalekonomi, Stockholms universitet.
- Harkman, A. (2014), *Jobbchansens utveckling*, Working Paper 2014:1, Arbetsförmedlingen.
- Heyman F., och Sjöholm F. (2012), *Globalisering och matchning på arbetsmarknaden*, Ekonomisk Debatt, Vol. 40, No 1.
- Hensvik, L. (2014), *Manager impartiality? Worker-firm matching and the gender wage gap*, ILR Review 67.2, s. 395-421.
- Holmlund, B. (2016), *Estimating matching functions when recruiting intensity matters*, opublicerat manuskript 2016-09-09.
- Håkansson, C. (2014), *En tudelad arbetsmarknad – om matchningen på den svenska arbetsmarknaden efter den ekonomiska krisen*, Penning- och valutapolitik 2014:4, Riksbanken.
- Konjunkturinstitutet (2012), *Lönebildningsrapporten*.
- Kramarz, F. och O. Nordström Skans (2014), *When strong ties are strong: networks and youth labor market entry*, Review of Economic Studies 81, s. 1164–1200.
- Laun, L. och M. Palme (2017), *Vad förklarar de senaste 20 årens ökade arbetskraftsdeltagande bland äldre i Sverige?*, Rapport 2017:18, IFAU, Uppsala.
- Liljeberg, L. och M. Söderström (2017), *Hur ofta träffas arbetssökande och arbetsförmedlare?*, Rapport 2017:16, IFAU, Uppsala.

Mortensen, D. och C.A. Pissarides (1994), *Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment*, The Review of Economic Studies, Vol. 61, No. 3, s. 397–415.

Mortensen, D. och C.A. Pissarides (1999), *New developments in models of search in the labor market*, i Ashenfelter och Card (red.), Handbook of Labor Economics.

Nilsson, P. (2010), *Arbets sökande som lämnar Arbetsförmedlingen av okänd orsak*, Working Paper 2010:1, Arbetsförmedlingen.

Oaxaca, R. (1973), *Male-female wage differentials in urban labor markets*, International Economic Review 14, s. 693–709.

Petrongolo, B. och C. A. Pissarides (2001), *Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function*, Journal of Economic Literature 39, s. 390–431.

Åslund, O., A. Forslund och L. Liljeberg (2017), *Labour market entry of non-labour migrants – Swedish evidence*, Working Paper 2017:15, IFAU, Uppsala.

Riksdagstryck

Betänkande 2011/12:AU2.

Betänkande 2016/17:AU2.

Prop. 2011/12:1 Budgetpropositionen för 2012.

Prop. 2016/17:1 Budgetpropositionen för 2012.

Regleringsbrev för budgetåret 2015 avseende Arbetsförmedlingen.

Regleringsbrev för budgetåret 2016 avseende Arbetsförmedlingen.

Regleringsbrev för budgetåret 2017 avseende Arbetsförmedlingen.

Riksdagsskrivelse 2011/12:88.

Svensk författningssamling 2007:1030 Förordning med instruktion till Arbetsförmedlingen.

Trots att det råder enighet om att matchningen på den svenska arbetsmarknaden försämrats saknas kunskap om orsakerna till denna utveckling. Tidigare studier, däribland Arbetsförmedlingens analyser, gör gällande att matchningsförsämringen till stora delar beror på en ändrad individsammansättning bland de arbetslösa.

I Riksrevisionens granskning analyseras individsammansättningens betydelse för matchningsförsämringen. Syftet med granskningen är att undersöka om Arbetsförmedlingen har ett tillräckligt och väl genomlyst faktaunderlag för att utveckla sin matchningsverksamhet på ett effektivt sätt.

Resultaten visar bland annat att individsammansättningens roll är betydande men långt ifrån avgörande och förklarar ungefär en tredjedel av den försämrade jobbchansen efter finanskrisen. Enligt Riksrevisionens bedömning kan en mer rättvisande bild av individsammansättningens betydelse uppnås genom användning av bättre data än i tidigare studier och en mer ändamålsenlig metod.

Granskningen visar också, till skillnad från Arbetsförmedlingens analyser, att chansen att få ett jobb för arbetslösa som tillhör en grupp med utsatt ställning på arbetsmarknaden har förstärkts jämfört med chansen för en genomsnittsgrupp. Med anledning av det som framkommit i granskningen rekommenderar Riksrevisionen Arbetsförmedlingen att överväga att genomföra djupare analyser av matchningsförsämringen än de som görs idag, bland annat i syfte att få en bättre kunskap om matchningsförsämringens orsaker.

ISSN 1652-6597

ISBN 978-91-7086-456-8

Beställning: www.riksrevisionen.se

RIKSREVISIONEN

NYBROGATAN 55, 114 90 STOCKHOLM

08-5171 40 00

WWW.RIKSREVISIONEN.SE