

Hur effektiv är matchningen av arbetslösa till jobb?

Trender och mekanismer 1992 -
2022

© Arbetsförmedlingen
Författare: Anders Böhlmark och Gisela Waisman
Datum: 2024-02-06
Diarienummer: Af-2021/0034 3504
Arbetsförmedlingen analys 2024:2

Innehåll

Sammanfattning	4
1 Inledning.....	6
2 Hur mäts matchningseffektivitet?	7
2.1 Standard matchningsfunktion.....	7
2.2 Matchningsfunktion med heterogena arbetssökande och arbetsmarknadssegment.....	8
3 Data	10
3.1 Arbetsmarknadssegment	10
3.2 Utfallsvariabel.....	10
3.3 Stramhet	11
3.4 Individuella egenskaper.....	12
4 Resultat.....	12
4.1 Trender i matchningseffektivitet	12
4.1.1 Standard matchningsfunktion	13
4.1.2 Matchningsmodell med heterogenitet och segmentering.....	16
4.2 Mekanismer bakom förändringarna i matchningseffektivitet.....	17
4.2.1 Sammansättnings-, spridnings- och chockeffekter.....	17
4.2.2 Hur utvecklas matchningseffektiviteten om sökeffektiviteten respektive segmentsammansättningen hålls konstanta?	20
4.2.3 Matchningseffektivitet separat för utrikes och inrikes födda arbetssökande	22
4.2.4 Hur utvecklas jobbchansen om stramheten respektive sökeffektiviteten hålls konstanta?.....	25
4.3 Våra resultat i relation till tidigare studier	26
4.3.1 Resultaten vid makroekonomiska chocker	26
4.3.2 Resultaten för perioden 2011 – 2017	29
4.3.3 Resultaten för perioden 2017 – 2022	30
5 Avslutande diskussion	31
5.1 Resultatsammanfattning	31
5.2 Policydiskussion	32
Referenser	35
Bilaga A: Matchningsmodeller.....	39
A1 Standardmodell (aggregerad modell).....	39
A2 Modell med heterogena arbetssökande och arbetsmarknadssegment	39
Bilaga B: Koefficienter	45
Bilaga C: Modellens residualvariation	46
Bilaga D: Känslighetsanalys med alternativa data på antalet lediga jobb.....	47

Sammanfattning

I denna rapport studerar vi effektiviteten i matchningen till jobb bland arbetslösa personer inskrivna på Arbetsförmedlingen under 30 år mellan 1992 och 2022. Vi gör detta genom att använda stora mängder detaljerade individdata till att estimeras modeller där jobbchansen bland arbetslösa – sannolikheten att lämna arbetslösheten för jobb varje månad – beror på antalet lediga jobb per arbetslös (stramheten) och på hur effektiv matchningen är på arbetsmarknaden. Våra detaljerade data tillåter oss att studera olika mekanismer bakom förändringar i matchningseffektivitet.

Arbetsförmedlingen har i uppdrag att förbättra effektiviteten i matchningsprocessen genom att motverka olika matchningsfriktioner, så som informationsbrister, mismatchning mellan arbetssökandes kompetens och arbetsgivares behov, svaga kontaktnät bland arbetslösa, och incitamentsproblem kopplade till arbetslöshetsersättningen. Matchningseffektiviteten är ett mått som fångar den samlade betydelsen av alla sådana friktioner. Kunskap om hur matchningseffektiviteten har utvecklats historiskt, och om vilka mekanismer som kan förklara varför effektiviteten minskar eller ökar vid olika tidpunkter, förbättrar vår förståelse för arbetsmarknadens funktionssätt och ger vägledning om timingen för olika åtgärder.

Rapportens huvudresultat är att vi kan dokumentera stora förändringar i matchningseffektiviteten över tid, och att dessa går via olika mekanismer vid olika tidpunkter. Vi finner att vid makroekonomiska chocker som 90-talskrisen, pandemikrisen, och framför allt vid finanskrisen, påverkas konkurrensförmågan negativt på kort tid för breda demografiska grupper av arbetslösa. Vi kallar detta för chockeffekter. Vid andra tider är det stora förändringar av sammansättningen av de arbetslösa som haft störst betydelse. Resultaten är nya i litteraturen om matchningseffektivitet, men är i linje med nyare studier om varför långtidsarbetslöshet uppstår vid kraftiga konjunkturedgångar och med studier om utomeuropeiskt födda invandras etableringsmönster.

Mellan 2007 och 2017 minskade matchningseffektiviteten med mer än 50 procent. Vi finner att denna stora minskning är resultatet av två skeenden. Ungefär hälften av minskningen skedde snabbt under finanskrisen 2008 – 2009 (chockeffekter). Den andra hälften skedde efter 2010, då andelen nyanlända utomeuropeiskt födda bland de inskrivna arbetslösa ökade signifikant från år till år. Sammansättningen av de inskrivna arbetslösa förändrades mot att en högre andel hade en svag konkurrensförmåga initialt (en sammansättningseffekt), och den genomsnittliga matchningseffektiviteten fortsatte därför att minska.

Vi finner att matchningseffektiviteten förbättrades mellan 2017 och 2022. Det kan förklaras med att den stora gruppen nyanlända som skrevs in som arbetslösa från 2010 och framåt med tiden förbättrade sin konkurrensförmåga, samtidigt som inflödet av nyanlända bland de nyinskrivna minskade. Genom att förvärva kunskaper och färdigheter som är gångbara på den svenska arbetsmarknaden har utrikesfödda

personer i ökad utsträckning lämnat arbetslösheten. Utrikes födda utgjorde närmare hälften av alla inskrivna arbetslösa under en period. I takt med att utrikes födda förbättrade sin konkurrensförmåga så förbättrades matchningseffektiviteten i genomsnitt bland alla arbetslösa under dessa år.

Policyslutsatser

Rapporten ger en bild av hur effektiviteten i matchningen till jobb har utvecklats över 30 år bland dem som söker jobb med stöd från Arbetsförmedlingen. Baserat på rapportens resultat i kombination med vad vi vet från olika effektstudier drar vi följande policyslutsatser:

- Vi finner att vid stora konjunkturedgångar, som finanskrisen 2008 – 2009, får breda grupper av arbetslösa svårt att konkurrera om lediga jobb, vilket leder till snabba fall i matchningseffektiviteten. Tidiga insatser, riktade till breda grupper av arbetslösa, har potential att motverka att individer fastnar i arbetslöshet i sådana konjunkturlägen. Forskningen ger stöd för att traditionella förmedlingsinsatser, olika utbildningsinsatser som arbetsmarknadsutbildningar och en ökad användning av subventionerade anställningar och praktikplatser är lämpliga insatser.
- Vi finner att matchningseffektiviteten fortsatte minska under perioden efter finanskrisen och fram till 2017. Minskningen drevs under denna period inte av försämrad konkurrensförmåga bland breda grupper av arbetslösa, utan av en stor ökning av nyanlända utomeuropeiskt födda bland de inskrivna. Efter etableringsreformen 2010 gjordes flera anpassningar av arbetsmarknadspolitiken för att snabba på integrationen av nyanlända. Den viktigaste var sannolikt att kraftigt öka möjligheten till subventionerade anställningar. Den generella policyslutsatsen är att när en försämrad matchning drivs av en ökning av grupper med lägre konkurrensförmåga kan gruppspecifika anpassningar av arbetsmarknadspolitiken vara nödvändiga.
- Vi finner en uppåtgående trend i matchningseffektivitet sedan 2017, något som drivs av att många tidigare nyanlända med tiden har ökat sin konkurrensförmåga och kommit i sysselsättning. Trots denna positiva utveckling visar våra resultat att det finns en fortsatt omfattande mismatchning mellan arbetslösas kunskaper och färdigheter och de som efterfrågas av arbetsgivare. Ytterligare satsningar på utbildning är något som ofta förs fram som en lösning på mismatchning. Tidigare utvärderingar har visat att arbetsmarknadsutbildningar har goda effekter även för personer som står långt ifrån arbetsmarknaden.

1 Inledning

Att förbättra matchningen på arbetsmarknaden är Arbetsförmedlingens kärnuppdrag.¹ Myndigheten genomför sitt uppdrag genom att motverka olika hinder mot effektiv matchning. Ett sådant hinder är informationsbrister mellan arbetssökande och arbetsgivare i matchningsprocessen. Ett annat exempel är svaga egna kontaktnät bland inskrivna arbetslösa. Ett tredje exempel är missmatchning mellan arbetssökandes kompetens och arbetsgivares behov, och ett fjärde är incitamentsproblem kopplade till arbetslöshetsersättningen. För att motverka dessa hinder använder myndigheten verktyg som informationsinsatser, arbetsgivarkontakter, förmedlingsinsatser, kompetenshöjande insatser, subventionerade anställningar, samt kontroll av de arbetssökandes sökaktivitet. Jobbchansen bland arbetslösa – andelen som lämnar arbetslösheten för jobb varje månad – beror förenklat på arbetsmarknadens stramhet (antalet lediga jobb per arbetssökande) och på hur effektiv matchningen är på arbetsmarknaden. När matchningen på arbetsmarknaden blir mer effektiv så minskar olika hinder (matchningsfriktioner) i omfattning. Hur effektiviteten utvecklas och vad som driver den är därför centralt för myndigheten att studera.

Syftet med denna rapport är att dels dokumentera hur effektiviteten i matchningsprocessen bland arbetslösa inskrivna på Arbetsförmedlingen har varierat över tid och över konjunkturcykler. Och att dels belysa vilka mekanismer som kan förklara variationer över tid. Sådan kunskap är viktig för att bättre förstå arbetsmarknadens funktionssätt och för den aktiva arbetsmarknadspolitikens utformning.²

I rapporten mäter vi hur väl matchningen av arbetslösa inskrivna på Arbetsförmedlingen³ fungerar i relation till vad man skulle förvänta sig baserat på tillgången av lediga jobb. Vi studerar först trender i detta mått över 30 år mellan 1992 och 2022 med hjälp av en standardmodell. Måttet reflekterar förändringar i jobbchansen på nationell nivå som kan förklaras av en förändrad matchningseffektivitet, separat från förändringar i arbetsmarknadens stramhet (antalet lediga jobb per arbetssökande). Vi belyser därefter mekanismerna bakom förändringar över tid i jobbchansen och matchningseffektivitet. För att studera mekanismer behövs mer detaljerade data och en mer flexibel modell. Vi använder därför data på individnivå till att estimerar en modell som tillåter att arbetssökande kan vara olika effektiva i sitt jobbsökande (olika sannolika att matcha till jobb). Individuell sökeffektivitet modelleras med hjälp av olika individegenskapers statistiska samband med jobbchansen. Modellen fångar också att arbetssökande tenderar att vara geografiskt och yrkesmässigt trögrörliga. Jobbchansen, stramhet och sökeffektivitet varierar inom och mellan arbetsmarknadssegment (geografi-yrkessegment) över tid.

¹ Förbättrad matchning är målet som nämns först i Arbetsförmedlingens regleringsbrev 2015 till 2018. I de senaste årens regleringsbrev står i stället att andelen som övergår till arbete ska öka, något som betonar att jobbchansen ska öka. 2019 är ett undantag, då jämställdhetsintegrering nämns först.

² Arbetsförmedlingen har genom åren regelbundet och med olika mått studerat utvecklingen av matchningseffektiviteten. Se Arbetsmarknadsrapporten (2019) och dess förlagor.

³ I fortsättningen använder vi orden arbetslösa och arbetssökande synonymt för att förenkla framställningen. Genomgående avses dock arbetslösa inskrivna på Arbetsförmedlingen.

Det är sedan tidigare känt att jobbchansen bland arbetslösa har minskat över tid och att matchningseffektiviteten föll kraftigt i samband med finanskrisen 2008 – 2009. Vårt bidrag är dels att dokumentera trender under en längre tidsperiod än vad som tidigare gjorts, dels att studera de bakomliggande mekanismerna till förändringar i jobbchanser och matchningseffektivitet. Genom detta kan vi även förklara varför resultatens tolkningar i den tidigare litteraturen ibland skiljer sig åt.⁴

Rapportens disposition är som följer. I avsnitt 2 beskriver vi vår metod för att mäta matchningseffektivitet och de mekanismer som påverkar dess förändringar över tid. I avsnitt 3 beskriver vi våra data. I avsnitt 4 redovisar vi våra resultat och diskuterar hur dessa förhåller sig till tidigare litteratur. Avsnitt 5 är en avslutande diskussion i vilken vi sammanfattar resultaten och diskuterar policyimplikationer.

2 Hur mäts matchningseffektivitet?

2.1 Standard matchningsfunktion

Matchningsprocessen på arbetsmarknaden kan sammanfattas i en så kallad matchningsfunktion. Den mest renodlade formen av matchningsfunktion relaterar andelen övergångar till arbete bland arbetssökande per tidsperiod till antalet lediga platser och antalet arbetssökande under samma tidsperiod på aggregerad nationell nivå (se Petrongolo och Pissarides, 2001 för en översikt). I rapporten kallar vi denna typ av matchningsfunktion för en standard matchningsfunktion, för att skilja från den modell som vi estimerar med individdata och som vi introducerar i nästa avsnitt.

I de matchningsfunktioner vi estimerar studerar vi enbart arbetssökande som är arbetslösa och inskrivna hos Arbetsförmedlingen. Arbetslösa individer som inte är inskrivna, individer som träder in i arbetskraften, samt den stora gruppen arbetssökande som söker nytt jobb från ett befintligt arbete, studeras alltså inte direkt i rapporten. Indirekt ingår dock även dessa grupper i den mån de konkurrerar om jobben och påverkar jobbchanserna för arbetssökande som är inskrivna hos Arbetsförmedlingen.

Den standard matchningsfunktion som vi estimerar relaterar andelen övergångar till arbete bland inskrivna arbetssökande per månad (jobbchans) till antalet lediga platser per inskriven arbetssökande i början av samma månad (stramheten). Matchningen representerar hur effektivt utbudet och efterfrågan på

⁴ Det är väldokumenterat att arbetslösa personers jobbchanser föll och att långtidsarbetslösheten ökade under och efter finanskrisen 2008 - 2009 (Arbetsförmedlingen 2018; Arbetsförmedlingen 2022a; Arbetsförmedlingen 2022b). Tidigare studier har också visat att jobbchansen föll mer under perioden 2008 - 2013 än vad man skulle förvänta sig baserat på tillgången på lediga jobb (Håkansson 2014; Riksrevisionen 2017). Matchningsprocessen bland arbetslösa blev med andra ord mindre effektiv, chansen att matcha till lediga jobb minskade. En mycket snarlik utveckling, med ett samtida brant fall i matchningseffektiviteten, har också dokumenterats för USA (Barnichon och Figura, 2016). Hur utvecklingen ser ut under det senaste knappa decenniet vet vi dock inte så mycket om. Därutöver saknas det en tydlig konsensus kring mekanismerna bakom de stora rörelserna i matchningseffektivitet i Sverige (Riksrevisionen, 2017; Arbetsförmedlingen, 2018:1) och i USA (Barnichon och Figura, 2016; Hall & Schulhofer-Wohl, 2018).

arbetsmarknaden möts och i vilken utsträckning de som söker arbete har den kompetens som efterfrågas av arbetsgivarna. Matchningsfunktionen sammanfattar alla de komplicerade processer som ligger bakom en anställning så som rekryteringsbeteende, jobbsökningsbeteende och andra aspekter som påverkar jobbchansen. Den estimerade matchningsfunktionen och jobbchansen beskrivs i bilaga A1.

På en arbetsmarknad utan strukturella obalanser kan jobbchansens utveckling över tid helt förklaras av variation i antalet lediga platser och arbetssökande. En sådan arbetsmarknad präglas av få matchningsfriktioner. Om rörelser i jobbchans över tid, däremot, till stor del är oförklarad i modellen kan det tolkas som rörelser i matchningseffektivitet, och reflektera att olika matchningsfriktioner ökar eller minskar i betydelse. De bakomliggande orsakerna kan i sin tur vara ekonomiska kriser, strukturomvandling, demografiska förändringar, förändringar av utbildningssystem, ekonomisk politik eller av arbetsmarknadspolitiken.

2.2 Matchningsfunktion med heterogena arbetssökande och arbetsmarknadssegment

I standardmodellen är matchningseffektiviteten en residual, vilket är otillfredsställande om man är intresserad av att studera vilka mekanismer som kan förklara rörelserna i matchningseffektivitet över tid. Eftersom vi vill studera mekanismer följer vi Barnichon och Figura (2016) och estimerar en modell där matchningseffektiviteten inte (enbart) är en residual utan en funktion av heterogeniteten bland arbetssökande och arbetsmarknadssegment. Heterogenitet mellan arbetssökande innebär att modellen tillåter för att olika arbetssökande kan ha olika hög sökeffektivitet, det vill säga att vissa arbetssökande har en högre sannolikhet än andra att matcha med ett jobb. Segmentering ingår i modellen genom att tillåta för att arbetsmarknaden är uppdelad i delmarknader som kan skilja sig i stramhet, i sammansättning och i matchningseffektivitet. Segmentering i modellen bygger på antagandet att en arbetslös person bara kan matcha med lediga platser inom sitt specifika segment. Detta fångar det faktum att arbetssökandes rörlighet tenderar att vara begränsad till den region man bor i, och till det yrke man har utbildning och/eller tidigare erfarenhet i.

Vårt mått på individers sökeffektivitet är den del av individens jobbchans som kan förklaras (eller prediceras) av individegenskaper så som kön, utbildningsnivå, ålder, födelseregion och vistelsetid i Sverige för utrikes födda.⁵ Måttet på sökeffektivitet fångar en bred uppsättning faktorer som är relaterade till individens sannolikhet att matcha till ett jobb under månaden.⁶ Till skillnad från Barnichon och Figura (2016) har vi valt att inte inkludera tid i pågående arbetslöshet i modellen. Anledningen är

⁵ Vi estimerar koefficienterna med Maximum likelihood med data upp till och med 2007 (innan finanskrisen) och använder dem för att predicera individers sökeffektivitet 2008 – 2022 i våra huvudanalyser. Vi gör motsvarande med data upp till och med 2014 (innan migrationskrisen 2015) i separata skattningar.

⁶ Till exempel kan den lägre genomsnittliga sökeffektiviteten bland individer födda utanför Europa bero på lägre kunskaper i svenska språket och annat humankapital som efterfrågas på den svenska arbetsmarknaden. Men den lägre sökeffektiviteten kan även fånga förekomsten av diskriminering på arbetsmarknaden eller andra faktorer som påverkar jobbchanserna olika än för jämförelsegruppen födda i Sverige.

att det är ett alternativt utfallsmått i matchningsmodellen, det vill säga att en fortsatt och längre arbetslöshet är ett utfall av individens sökeffektivitet (endogen variabel).⁷ I vår modell utgörs det som eventuellt skulle fångas av variabeln arbetslöshetstid av residualvariation som ingår i måttet på matchningseffektivitet.

Matchningseffektiviteten som vi estimerar kan delas upp i två effekter (samt en residual):

1. En sammansättningseffekt som fångar det faktum att den genomsnittliga sökeffektiviteten bland de arbetslösa, kan variera över tid. Sammansättningseffekten kan uppstå till följd av:
 - Förändringar i stocken av arbetssökande. Till exempel om sammansättningen förändras så att grupper med lägre sökeffektivitet blir mer förekommande bland de arbetslösa så kommer den genomsnittliga jobbchansen att gå ner (även om inte enskilda arbetssökandes sökeffektivitet och jobbchanser går ner).
 - Förändringar i fördelningen av arbetssökande över segment. Om olika segment har olika hög genomsnittlig matchningseffektivitet så påverkas den genomsnittliga jobbchansen om arbetssökande byter segment. Ett exempel är om en högre andel av de arbetslösa koncentreras till segment med lägre matchningseffektivitet, då kommer den genomsnittliga jobbchansen att falla (även om den aggregerade stramheten på arbetsmarknaden är oförändrad).
2. En spridningseffekt som fångar en förändrad segmentering i arbetsmarknadsläge. Spridningseffekten mäter spridning i arbetsmarknadsläge mellan segment. Det fångar effekten av att om skillnaden i stramhet mellan segment ökar (minskar), pressar det ner (upp) matchningseffektiviteten på grund av att funktionsformen är konkav i matchningsmodellen (Se Barnichon och Figura, 2016).⁸ Eftersom spridningseffekten har att göra med modellens funktionsform väljer vi att inte lägga så stor vikt vid denna effekt i rapporten.⁹

I rapporten följer vi Barnichon och Figura (2016) och delar upp (dekomponerar) den aggregerade matchningseffektiviteten i dessa effekter när vi studerar mekanismerna bakom de trender som vi kan observera. Den estimerade matchningsfunktionen och dekomponeringen förklaras i detalj i bilaga A2.

⁷ Barnichon och Figura (2016) betraktar variabeln som exogen i analysen med argumentet att den fångar "path dependence", det vill säga att längre tid i arbetslöshet gör det svårare att hitta arbete.

⁸ Se bilaga A2 för en detaljerad beskrivning av spridningseffekten.

⁹ Barnichon och Figura (2016) gör en akademisk poäng av spridningseffekten. Vi estimerar denna effekt eftersom vi följer Barnichon och Figuras ansats, men vi lägger mindre vikt vid den när vi sammanfattar och diskuterar resultaten.

3 Data

I rapporten använder vi data från Arbetsförmedlingens egna register samt annan registerdata som samlats in av Statistiska centralbyrån (SCB). Från Arbetsförmedlingens register hämtar vi uppgifter om huruvida individen har lämnat arbetslösheten under månaden eller inte, om det yrke som individen söker i första hand och om det län där individen bor (för att skapa arbetsmarknadssegment), samt kön, ålder och utbildningsnivå. Från dessa register hämtar vi även data om stockar och flöden av inskrivna arbetslösa och lediga platser (inom olika yrken och län) månadsvis. Övriga data som vi använder kommer från SCB:s register. Vi begränsar analysen till individer i ålder 20 – 64 och inskrivna som arbetslösa på Arbetsförmedlingen.¹⁰ Vi skapar en panel med arbetsmarknadssegment och individobservationer månadsvis över åren 1992 (februari) – 2022 (december).

3.1 Arbetsmarknadssegment

Vi använder Sveriges län för den geografiska indelningen. De är tillräckligt stora för att fånga de flesta personers möjliga pendlingsområden, och de är tillräckligt detaljerade för att fånga geografiska skillnader.¹¹ Vi använder tre olika yrkesgrupper baserat på svensk yrkesklassificering (SSYK). I den första yrkesgruppen ingår: chefsyrken; arbete som kräver teoretisk specialistkompetens; arbete som kräver kortare högskoleutbildning eller motsvarande kunskaper. I den andra yrkesgruppen ingår: kontors- och kundservicearbete; Service-, omsorgs- och försäljningsarbete. I den tredje gruppen ingår: arbete inom jordbruk, trädgård, skogsbruk och fiske; hantverksarbete inom byggverksamhet och tillverkning; process- och maskinoperatörsarbete, transportarbete med mera; arbete utan krav på särskild yrkesutbildning. Vi har 75 arbetsmarknadssegment i vår data.¹² Som jämförelse använder Barnichon och Figura (2016) 36 arbetsmarknadssegment baserade på nio stora geografiska områden i hela USA och fyra breda yrkeskategorier.

3.2 Utfallsvariabel

I Arbetsförmedlingens register dokumenteras orsaken till att arbetssökande inte längre är inskrivna arbetslösa på Arbetsförmedlingen, så kallad avaktualiseringsorsak. Vi skapar en binär utfallsvariabel med värdet ett om individen lämnat arbetslösheten för ett arbete med eller utan subvention, med ett varaktighetskrav om tre månader (inte inskriven som arbetslös igen inom tre månader), annars noll. En utmaning är att många individer lämnar Arbetsförmedlingen utan att informera om varför, något som registreras som avaktualisering av okänd orsak. Tidigare studier

¹⁰ Individerna som ingår är antingen öppet arbetslösa eller arbetslösa i olika program med aktivitetsstöd.

¹¹ Pendlingsområden behöver naturligtvis inte alltid falla inom ett läns gränser. Arbetsmarknadsområden utgör en alternativ geografisk indelning, särskilt konstruerade baserade på pendlingsmönster. Vi har dock valt att använda län, som är en högre nivå av aggregering, eftersom län ändå är en extremt mycket lägre nivå av aggregering än de nio stora geografiska områden (the US Census Divisions) som Barnichon och Figura (2016) använder för att definiera delarbetsmarknader i hela USA.

¹² Definitionerna för ssyk ändrades 2014. Förändringen är hanterad med nyckel från SCB för att skapa jämförbarhet över tid. Länssammanslagningar är också hanterade för att skapa jämförbarhet över tid.

har visat att ungefär hälften av dessa personer har fått ett arbete. År 2019, till exempel, avslutades 30 procent av alla arbetslöshetsperioder av okänd orsak och den genomsnittliga sysselsättningsgraden inom gruppen var 49 procent (Se Arbetsförmedlingen, 2022d). Vi korrigerar utfallsvariabeln för individer med ”okänd orsak” med den imputeringsmetod som föreslås i Arbetsförmedlingen (2022d), vilken hämtar information om sysselsättningsstatus från SCB:s register.¹³

3.3 Stramhet

Vi konstruerar ett mått på stramhet på månad-arbetsmarknadssegment-nivå. Måttet baseras dels på information om antalet lediga platser i olika yrken på länsnivå (stramhetens täljare), dels på antalet arbetssökande med olika sökt yrke i samma län (stramhetens nämnare). Vi använder uppgifter om kvarvarande lediga platser och arbetssökande i slutet av månad m-1 för att definiera antalet lediga platser och antalet arbetssökande under månad m.¹⁴

En tydlig fördel med Arbetsförmedlingens data är att vi har tillgång till uppgifter om lediga platser per yrke och ort varje månad sedan februari 1992. I Barnichon och Figura (2016) saknas uppgifter om lediga jobb på segmentnivå i USA, vilket gör att de behöver använda en avancerad estimeringsmetod för att komma runt problemet. Vi kan använda en enklare metod som är att föredra när man har data på lediga jobb på segmentnivå.¹⁵

Tillförlitligheten i Arbetsförmedlingens data på lediga jobb är dock omgärdade av viss osäkerhet. En begränsning är att de endast innehåller information om platser anmälda till platsbanken, vilket inte är alla platser som arbetssökande har möjlighet att söka. Vi kan jämföra med SCB:s konjunkturstatistik, vilken även fångar lediga jobb som inte publiceras i platsbanken. I figur D1 i bilaga D jämför vi hur stocken av lediga jobb utvecklas över tid i platsbanken och i SCB:s data. Vi kan observera att den starkt uppåtgående trenden över tid i antalet lediga jobb är klart starkare i Arbetsförmedlingens data, och fram för allt att fluktuationerna är större i Arbetsförmedlingens data. I perioder då antalet lediga jobb ökar eller minskar är förändringarna större i Arbetsförmedlingens data.

SCB:s konjunkturstatistik bygger på frågor om faktiska lediga platser direkt till arbetsgivare, och har som primärt syfte att mäta efterfrågan på arbetskraft. Platsbankens primära syfte är inte statistikproduktion, utan att underlätta matchningen på arbetsmarknaden. Det ska vara enkelt för arbetsgivare att annonsera. Stora avvikelser i antalet lediga platser från SCB:s statistik tyder på mätfel

¹³ Det är i praktiken en enkel prediktionsmodell tränad på data med personer avregistrerade av okänd orsak under perioden 2015 - 2019. Utfallet är arbete definierat utifrån sysselsättningsstatus i SCB:s register, uppgifter som finns för åren 2015 - 2019. Modellen estimerar sannolikheter för arbete beroende på utbildningsnivå, eventuell funktionsnedsättning, ursprung, kön och ålder. Dessa sannolikheter används för att korrigera utfallsvariabeln för de som lämnar med ”okänd orsak” för alla år 1992 - 2022 i våra analyser.

¹⁴ Vi lägger även till halva inflödet av nya lediga platser och nyinskrivna arbetslösa under månad m. I praktiken har detta bara en marginell påverkan på måttet, och påverkar inte resultaten i rapporten.

¹⁵ Se sidan 245–246 i Barnichon och Figura (2016) där de använder den enklare metoden som robusthetskontroll med hjälp av data för en kortare period för vilken de har tillgång till de nödvändiga data.

i data från platsbanken.¹⁶ Fransson (2009) visar att platsbanken används i högre utsträckning för att annonsera lediga platser i högkonjunktur då det är svårare att rekrytera. Detta är något som kan stämma in på den senare delen av vår undersökningsperiod, vilken präglas av en överhettad arbetsmarknad i flera arbetsmarknadssegment. Det har även uppmärksammats internt på myndigheten att det finns en tendens till överrapportering av lediga platser på platsbanken under senare år. Vi gör två saker för att studera hur känsliga våra resultat är för de sannolika mätfelen i antalet lediga jobb: (1) Vi korrigerar extremvärden i stramheten i de segment-månad som de förekommer, något som har en liten betydelse för skattningarna; (2) I bilaga D, och i figur D2, visar vi resultat för ett alternativt sätt att beräkna stramheten där vi korrigerar antalet lediga jobb med hjälp av trenderna från SCB:s data. Vi finner att våra huvudresultat inte är speciellt känsliga för de sannolika mätfelen i data från platsbanken.

3.4 Individuella egenskaper

Vi använder uppgifter om individers kön, utbildningsnivå, ålder, födelseregion och vistelsetid för utrikes födda och skapar följande kategoriska variabler: En dummy för kön; sju åldersdummyvariabler (för intervaller: 25–29, 30–34, 35–39, 40–44, 45–49, 50–54 och 55–64); tre utbildningsnivådummyvariabler (förgymnasial, gymnasial eller eftergymnasial utbildning); tre födelseregiondummyvariabler (kategorierna Sverige, övriga Europa och utanför Europa); fem dummyvariabler för antal år i Sverige, om född utomlands (kategorierna 0–2 år, 3–4 år, 6–8 år, 9–12 år, 13 år eller mer).

4 Resultat

Avsnittet är uppdelat i tre delar. Först studerar vi trender i matchningseffektivitet över tid (4.1). I den andra delen studerar vi vilka mekanismer som ligger bakom förändringarna över tid (4.2). I den tredje delen diskuterar vi resultaten i relation till den tidigare litteraturen (4.3).

4.1 Trender i matchningseffektivitet

Vi studerar först trenderna över tid med en standard matchningsfunktion (4.1.1). Därefter studerar vi samma trender med vår matchningsfunktion med heterogenitet och segmentering (4.1.2). Vi förväntar oss att observera liknande mönster med de två modellerna vad gäller utvecklingen över tid på nationell nivå.

¹⁶ SCB:s data som bygger på enkäter/intervjuer är naturligtvis också behäftade med problem, framför allt svarsbortfall som kan variera över tid.

4.1.1 Standard matchningsfunktion

Figur 1 visar den månadsvisa utvecklingen, för åren 1992 – 2022, av: den faktiska jobbchansen (panel A); den predicerade jobbchansen från estimering av standard matchningsfunktion med data från åren 1992 – 2007 (panel B) och residualen, dvs skillnaden mellan faktisk och predicerad jobbchans (panel C).¹⁷ Alla analyser i detta avsnitt baseras på månadsdata med mått på jobbchans och stramhet (antal lediga platser / antal arbetslösa) som är genomsnitt för hela landet. Figuren visar procentuella förändringar över tid, där startmånaden februari 1992 är normaliserad till noll.

I panel A kan vi först notera att jobbchansen för arbetssökande inskrivna hos Arbetsförmedlingen sjönk kraftigt, med ca 0.4 log-punkter (ca 32 procent), från startmånaden februari 1992 till 1993 då 90-talskrisen var som djupast.¹⁸ Vi ser sedan en långvarig uppgång i jobbchansen: med tiden förbättras den markant och når en topp i början av 2007.¹⁹ I samband med finanskrisen 2008 faller sedan jobbchansen kraftigt, med ca 0.7 log-punkter (ca 50 procent) till botten 2009. Den röda vertikala linjen i figuren markerar januari 2008, vilket ungefär är tidpunkten för den stora finanskrisen. En återhämtning sker därefter under 2010. Under perioden 2011 - 2019 är utvecklingen av jobbchansen relativt konstant.²⁰ I samband med pandemikrisen 2020 sker ett ytterligare brant fall i jobbchansen, följt av en snabb återhämtning under 2021.

Panel B visar den predicerade jobbchansen baserat på vad man kan förvänta sig av den rådande stramheten på arbetsmarknaden. Vi kan observera att den predicerade jobbchansen i huvudsak följer den faktiska jobbchansen nära under perioden 1992 - 2007. Den enkla matchningsfunktionen med stramheten som enda förklarande variabel fungerar alltså väl för att förklara variationer i jobbchansen under denna period. I samband med finanskrisen, och redan under 2007, börjar dock den predicerade jobbchansen att avvika markant från den faktiska jobbchansen. Enligt stramhetens utveckling borde jobbchansen sjunka under finanskrisen för att sedan utvecklas positivt fram till pandemikrisen 2020. Vi kan dock observera i panel A att så inte var fallet. Den faktiska jobbchansen föll betydligt mer än den predicerade under finanskrisen, och efter en kort återhämtning var den relativt konstant fram till pandemikrisen. Den enkla matchningsfunktionen med stramheten som ensam förklarande variabel verkar alltså i huvudsak fungera dåligt för att förklara variationer i jobbchansen efter 2007. Under tidsperioden 2011 – 2019 ökar den förväntade jobbchansen (panel B), eftersom stramheten ökar, samtidigt som den faktiska jobbchansen i huvudsak var konstant bland de arbetssökande inskrivna hos Arbetsförmedlingen (panel A). 2019 var den faktiska jobbchansen ca 0.7 log-punkter lägre än den förväntade.

¹⁷ Tidsserierna är sex månaders rullande medelvärden för att jämna ut säsongvariationer.

¹⁸ Under 1993 då 90-talskrisen var som djupast var jobbchansen ca sex procent, vilket betyder att endast sex av hundra inskrivna arbetslösa en viss månad övergick till arbete samma månad.

¹⁹ Under 2007 nådde jobbchansen en nivå på ca 12 procent.

²⁰ Utveckling och absoluta nivåer av jobbchansen är i linje med tidigare rapporter från Arbetsförmedlingen: Harkman (2014); Arbetsförmedlingen (2018); Arbetsförmedlingen (2022a).

Figur 1 Jobbchans, predicerad jobbchans och matchningseffektivitet

Notera: Panel A visar log(faktisk jobbchans). Panel B visar predicerad log(jobbchans). Den predicerade jobbchansen skattas med en standard matchningsfunktion med stramheten i hela landet som ensam förklarande variabel. Panel C visar residualen från estimering av samma matchningsfunktion, uttryckt i log-punkter. Förändringar i residualen brukar tolkas som förändringar i matchningseffektivitet. Den vertikala röda linjen markerar januari 2008 vilket är året för finanskrisen, och modellens elasticitet - betydelsen av stramheten för jobbchansen - skattas med data för åren 1992 – 2007. I panel B drivs alltså förändringar i den predicerade jobbchansen endast av förändringar i stramheten, medan elasticiteten hålls konstant.

I linje med tidigare studier från USA (se Bernichon och Figura, 2016; Hall & Schulhofer-Wohl, 2018) och Sverige (se t.ex. Håkansson, 2014) estimerar vi elasticiteten för stramheten på jobbchansen genom att skatta matchningsfunktionen för en lång tidsperiod fram till och med 2007. Anledningen är att vi, liksom tidigare studier, framför allt är intresserade av att studera matchningseffektivitetens utveckling från finanskrisen och framåt. Tanken är att den viktiga parametern - hur stramheten påverkar jobbchansen (elasticiteten) - skattas med hjälp av en lång tidsserie, för att sedan kunna användas för prediktion. Den förväntade jobbchansen till höger om den röda linjen i panel B drivs alltså av utvecklingen av stramheten på arbetsmarknaden, medan betydelsen av stramheten för jobbchansen antas vara konstant och samma som tidigare. Det svarar på frågan hur jobbchansen skulle utvecklas om allt annat var lika som tidigare och det som förklarar jobbchansens fortsatta utveckling är stramheten. Vi finner att den estimerade elasticiteten är 0.30 (standardfel = 0.02). Motsvarande estimat för elasticiteten i Bernichon och Figura

(2016) för USA är 0.33 (0.01), och för Sverige finner Håkansson (2014) ett estimat på 0.41 (0.02) och Riksrevisionen (2017) ett estimat på 0.22 (0.01).²¹

Panel C, figur 1, visar log-skillnaden mellan faktisk (panel A) och predicerad jobbchans (panel B), det vill säga residualen i den estimerade standard matchningsfunktionen. Det är variationer i residualen i matchningsfunktionen som brukar tolkas som variationer över tid i matchningseffektivitet. Residualen fångar all variation i jobbchans som inte kan förklaras av variation i stramhet. Att förändringar i residualen tolkas som förändringar i matchningseffektivitet innebär att alla typer av matchningsfriktioner bakom oförklarade rörelser i jobbchansen fångas upp av denna indikator.

Panel C visar att matchningseffektiviteten föll från början av 2007, det vill säga från minst ett år innan finanskrisen drabbade Sverige, samt att fallet fortsatte fram till och med 2017. Vi kan också se att förändringar i matchningseffektivitet under perioden 1994 - 2006 är små, jämfört med den senare dramatiska nedgången. Notera dock att det senare fallet i matchningseffektivitet är så stort att även substantiellt viktiga rörelser under perioden 1992 - 2006 kan framstå som obetydliga i figuren.

Det fall i matchningseffektivitet som vi kan observera efter 2007 är nära det som tidigare har dokumenterats för Sverige av Håkansson (2014) och Riksrevisionen (2017). Riksrevisionen finner till exempel ett fall på ca 0.6 log-punkter mellan 2007 och 2015. I figur 1 ser vi att den nedgång vi observerar för motsvarande tidsperiod är i samma storleksordning. Intressant nog är resultaten för Sverige också relativt lika resultaten för USA. Bernichon och Figura (2016) finner att matchningseffektiviteten faller med ca 0.35 log-punkter mellan 2007 och 2013. I figur 1 ser vi att fallet i Sverige under samma tidsperiod är något större än så. Vi finner att nedgången för perioden 2007 - 2017 är drygt 0.7 log-punkter, eller drygt 50 procent.²² I slutet av perioden, från 2017, är trenden i matchningseffektivitet signifikant uppåtgående, dock med ett kraftigt hack i kurvan under pandemikrisen.

Det kan slutligen vara intressant att titta på hur stor del av nedgången i jobbchans under finanskrisen 2008 - 2009 som kan tillskrivas en minskad matchningseffektivitet. Notera igen att jobbchansen föll med ca 50 procent (ca 0.7 log-punkter) i samband med finanskrisen 2008 - 2009. Matchningseffektiviteten minskade samtidigt med ca 22 procent (ca 0.25 log-punkter). En försämrad matchningseffektivitet bidrog alltså till nära hälften av den försämrade jobbchansen under krisen. Resten kan förklaras av ett fall i stramheten.

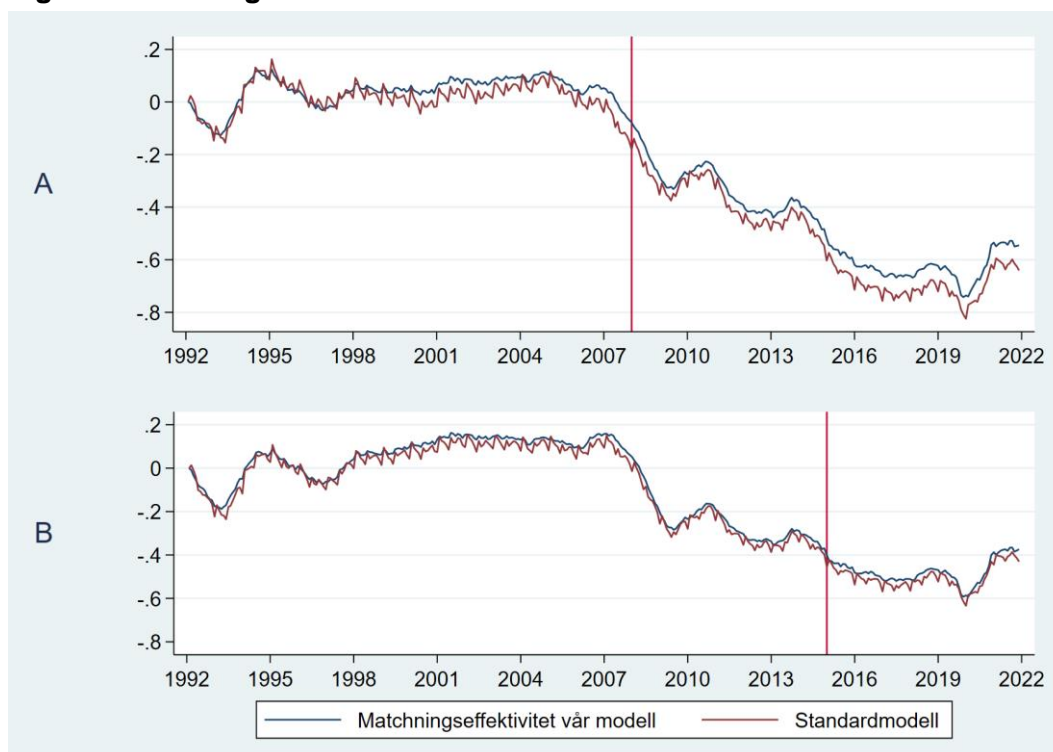
²¹ Petrolongo och Pissarides (2001) finner ett spann på 0,3-0,5 för elasticiteten i deras stora litteraturgenomgång.

²² Man kan fråga sig vad antagandet om samma elasticitet på stramheten efter 2007, som den som gällde fram till och med 2007, betyder för resultatet. Riksrevisionen (2017) finner att fallet i matchningseffektivitet 2007 - 2015 är lika stort oavsett om elasticiteten skattas med data för hela perioden 1992 - 2015 eller om den skattas enbart med data fram till och med 2007. Vi kan replikera detta mönster i våra data, vilket visar att antagandet inte är avgörande för storleken på det estimerade fallet i matchningseffektivitet över tid.

4.1.2 Matchningsmodell med heterogenitet och segmentering

Panel A i figur 2 visar matchningseffektivitetens utveckling 1992 – 2022 estimerad med modellen med heterogenitet och segmentering (fortsättningsvis ”vår modell”) och med standardmodellen (samma som panel C i figur 1). Modellernas parametrar är estimerade med data från februari 1992 till december 2007. Vi kan se att utvecklingen i huvudsak är lika med de två modellerna, men att vår modells estimat avviker tydligare uppåt från och med 2015. Vi estimerar därför också om modellernas parametrar med data 1992 - 2014 för att ”träna” modellerna med en längre tidsserie. Resultatet visas i panel B. Vi kan observera att utvecklingen nu är i det närmaste identisk med de två modellerna. Vi fortsätter med detta sätt att skatta modellparametrarna med två olika långa tidsserier och redovisa resultaten i resten av rapporten. Ett skäl till det är att illustrera hur känsliga resultaten är för att modellparametrarna ändras, och på vilket sätt modellparametrarna ändras när ”modellträningen” uppdateras med färskare information. Ett andra skäl är att studera, och fokusera framställningen runt, två väldigt olika kriser: finanskrisen 2008 och det som kommit att kallas migrationskrisen 2015. När vi studerar mekanismer vill vi titta på hur en förändrad heterogenitet och segmentering påverkar rörelserna i matchningseffektivitet, och hålla modellparametrarna konstanta.

Figur 2 Matchningseffektivitet



Notera: Panel A visar matchningseffektivitetens utveckling estimerad med vår modell och med standardmodellen där modellernas parametrar är estimerade med data från februari 1992 till december 2007. Den vertikala röda linjen i panel A markerar januari 2008, ungefärlig tidpunkt för den stora finanskrisen. Panel B visar motsvarande som panel A, men där modellernas parametrar är estimerade med data från februari 1992 till december 2014. Den vertikala röda linjen i panel B markerar januari 2015, ungefärlig tidpunkt för migrationskrisen. Y-axeln visar log-punkter.

I figur 2 observerar vi två övergripande trender under de femton senaste åren: (1) Matchningseffektiviteten försämrades under ett decennium mellan 2007 och 2017; (2) Matchningseffektiviteten har förbättrats sedan 2017. I figur 2 finner vi vidare att matchningseffektiviteten rör sig procykliskt över konjunkturcyklerna, med tydliga branta nedgångar i samband med 90-talskrisen, finanskrisen och pandemikrisen, följda av snabba återhämtningar i någon utsträckning direkt efter respektive kris. De snabba återhämtningarna återspeglar sannolikt att många individer med hög sökeffektivitet blir arbetslösa vid makroekonomiska chocker, och att dessa individer lämnar arbetslösheten direkt efter krisens akuta fas. Ett viktigt undantag till det procykliska mönstret är perioden 2011 – 2017 då matchningseffektiviteten sjönk netto samtidigt som efterfrågan på arbetskraft ökade.

4.2 Mekanismer bakom förändringarna i matchningseffektivitet

Vi studerar först mekanismerna i samma ramverk som Barnichon och Figura, med skillnaden att vi inte förklarar förändringar i matchningseffektivitet med förändringar i arbetslöshetstider. Vi introducerar i stället chockeffekter, då vi tolkar oförklarade rörelser i matchningseffektivitet i samband med konjunkturredgångar som chockeffekter av de arbetslösas konkurrensförmåga (4.2.1). Därefter studerar vi betydelsen av sammansättningsförändringar mer i detalj och på olika sätt i tre separata delar (4.2.2 – 4.2.4).

4.2.1 Sammansättnings-, spridnings- och chockeffekter

Figur 3 visar hur variationen över tid i matchningseffektivitet delvis kan tillskrivas sammansättningseffekter och spridningseffekter. Resterande del är oförklarad variation precis som i standardmodellen. Sammansättningseffekter fångar det faktum att den genomsnittliga sökeffektiviteten bland de arbetslösa kan variera över tid, och spridningseffekten fångar en förändrad segmentering i arbetsmarknadsläge (se avsnitt 2.2 ovan).

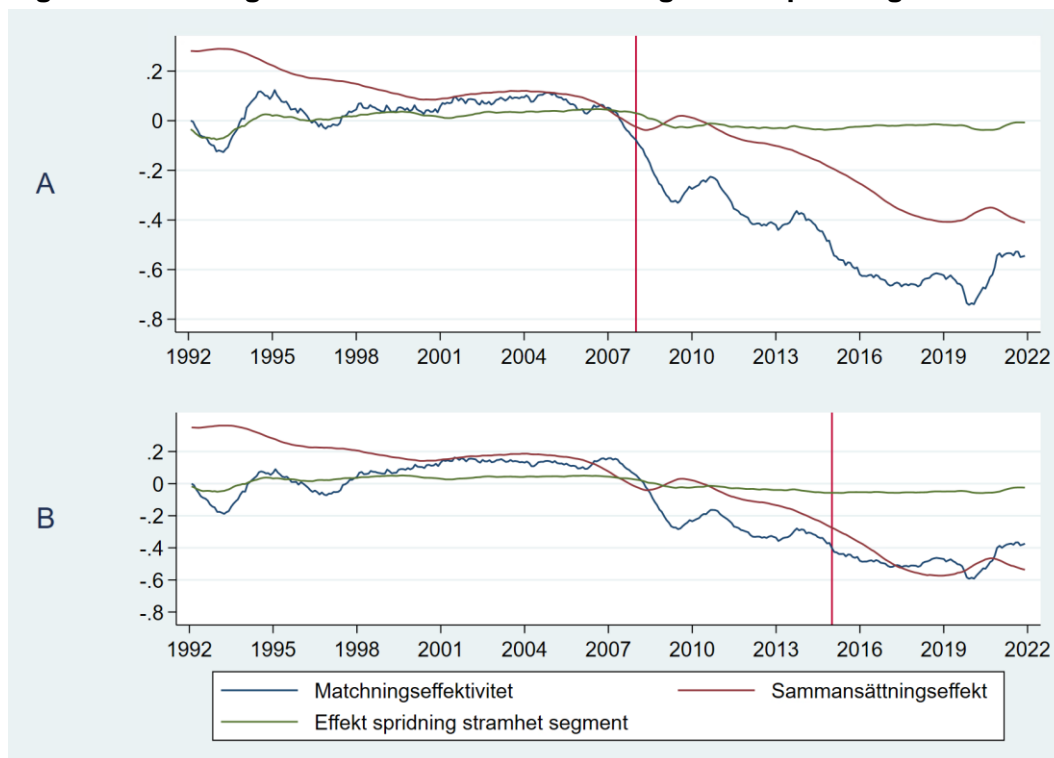
I figuren ser vi att sammansättningseffekter satte press nedåt på matchningseffektiviteten under perioden 1994 – 2001, men utan att trenden i den matchningseffektiviteten var nedåtgående under samma period. Vi kan se att spridningseffekter verkar något i motsatt riktning under perioden, vilket delvis kompenserar. Resten kompenseras av en rörelse uppåt i residualvariation, det vill säga av en förbättring i aggregerad jobbchans som inte kan förklaras av stramheten på segmentnivå eller av sammansättnings eller spridningseffekter (se figur C1 i bilaga C som visar modellens residualvariation).²³ Under perioden 2001 – 2007 är det en stark samvariation mellan matchningseffektiviteten och sammansättningseffekter.

Perioden 2007 - 2010 med den stora finanskrisen är intressant. Sammansättningseffekter förefaller spela en betydande roll för minskningen i matchningseffektivitet som sker under 2007 innan Sverige drabbas av finanskrisen på allvar under 2008. Spridningseffekter verkar sedan förklara en mindre del av minskningen i

²³ Determinationskoefficienten R^2 är 0,83 i skattningen med data från februari 1992 till december 2007 och 0,69 i skattningen med data från februari 1992 till december 2014.

matchningseffektivitet 2008 – 2009. Sammansättnings effekter förefaller dock spela en mycket liten roll under finanskrisen 2008 – 2009, men börjar sedan påverka uppåt och samvarierar med återhämtningen i matchningseffektivitet 2009 – 2010.

Figur 3 Matchningseffektivitet: sammansättnings- och spridningseffekter



Notera: Panel A visar matchningseffektivitetens utveckling estimerad med vår modell och med parametrar som är estimerade med data från februari 1992 till december 2007 (blå linje). De röda och gröna kurvorna visar utvecklingen i matchningseffektiviteten som kan förklaras av sammansättnings respektive spridningseffekter. Den vertikala röda linjen i panel A markerar januari 2008. Panel B visar motsvarande som panel A, men där modellens parametrar är estimerade med data från februari 1992 till december 2014. Den vertikala röda linjen i panel B markerar januari 2015. Y-axeln visar log-punkter.

Nedgången i matchningseffektivitet under finanskrisen 2008 – 2009 är alltså till största del oförklarad (se även figur C1 i bilaga C som visar modellens residualvariation). Av figur 3 förefaller de, till stora delar, oförklarade snabba fallen i matchningseffektiviteten också vara ett generellt mönster vid de stora makroekonomiska chockerna (90-talskrisen, finanskrisen och pandemikrisen). Dessa nedgångar följs av snabba återhämtningar (mindre eller större) kort därefter.

Det verkar alltså som att andra mekanismer, än observerbara förändringar i sammansättningen (eller spridningseffekter), är av större betydelse vid dessa ekonomiska kriser. En rimlig hypotes är att det handlar om just arbetslöshetschocker som även drabbar individer med normalt hög sökeffektivitet. Och att arbetslösa individer tenderar att få svårare att konkurrera om lediga jobb under den akuta krisen. Ett skäl till det kan vara att en ökning i varsel under kristider leder till en ökad

konkurrens från arbets sökande som söker jobb från ett befintligt jobb. Vi väljer att kalla dessa nedgångar i matchningseffektivitet bland arbetslösa vid makroekonomiska chocker för chockeffekter.

Vår dekomponering av förändringar över tid i matchningseffektiviteten i sammansättnings-, spridnings- och oförklarade effekter (chockeffekter i samband med makroekonomiska chocker) skiljer sig från Barnichon och Figura (2016). I samband med de stora ekonomiska chockerna finner vi särskilt att sammansättnings-effekter spelar liten eller ingen roll. Barnichon och Figura (2016) finner tvärtom att sammansättningseffekter är den viktigaste mekanismen. Skillnaden beror på att de betraktar variabeln arbetslöshetstid som en del av måttet på sammansättnings-effekter. Det visar sig också vara den dominerande förklarande variabeln i deras analys, den kan förklara en stor del av fallet i matchningseffektivitet efter finans-krisen. Liksom Riksrevisionen (2017) finner vi detta missvisande. Anledningen är att variabeln arbetslöshetstid är ett potentiellt utfall i modellen (inversen av jobbchans) och avspeglar en ökning i avsaknaden av jobbchans. Om man förklarar jobbchansen med avsaknaden av jobbchans blir residualvariationen i matchningsmodellen per definition låg.

I figur 3 ser vi att mönstret är annorlunda efter åren med finanskris. Under perioden 2011 – 2017 kan vi observera att den övergripande sjunkande trenden i matchningseffektiviteten nästan uteslutande förklaras av sammansättningseffekter (hög grad av samvariation).²⁴ Sammansättningseffekter förefaller även spela en stor roll för den positiva nettotrenden i matchningseffektivitet för nästa period, åren 2017 – 2022.

I figur 4 studerar vi vilka delkomponenter i måttet på sökeffektivitet som är viktigast för att förklara rörelserna i sammantagen sökeffektivitet vid olika tidsperioder. Vi kan observera att åldersförändringar i sökandesammansättningen påverkar negativt under perioden 1992 – 2001. Detta kan förklaras av att ungdomsarbetslösheten blev hög i samband med 90-talskrisen, och ungdomar har en högre sökeffektivitet än äldre. Under återhämningsperioden efter krisen lämnar de unga arbetslösheten i större utsträckning än äldre, och sökeffektiviteten sjunker då den genomsnittliga åldern bland de arbetslösa blir högre månad för månad, och år för år.

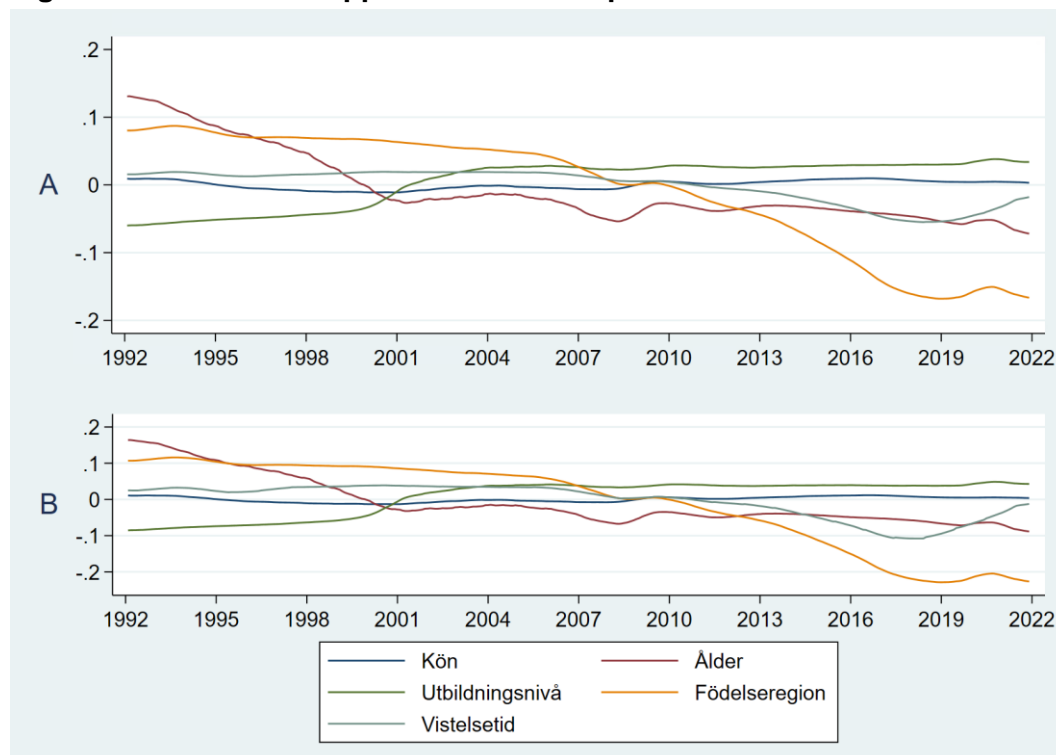
I figur 4 ser vi vidare att för perioden 2010 – 2017 är födelseregion samt vistelsetid i Sverige för utlandsfödda de viktigaste variablerna. Dessa förklarar nedgången i sökeffektivitet sammantaget, och därmed det mesta av nedgången i matchningseffektivitet, under denna period. Samma variabler förklarar även uppgången i sammantagen sökeffektivitet 2017 – 2022.

Förklaringen är den lägre genomsnittliga sökeffektiviteten bland nyanlända. När andelen inskrivna arbetslösa med den bakgrunden ökar över tid sjunker också sökeffektiviteten sammantaget bland de arbetslösa. Efter migrationskrisen 2015 upphörde ökningen av andelen utrikesfödda efter ett par år, och de genomsnittliga

²⁴ Se även figur C1 i bilaga C som visar att trenden i den estimerade modellens residualvariation är konstant under samma period.

vistelsetiderna i Sverige bland de utrikesfödda började också vända uppåt. Vi ser i figur 4 att de längre vistelsetiderna kan förklara uppgången i sammantagen sökeffektivitet 2017 – 2022.

Figur 4 Sökeffektivitet uppdelat i dess komponenter



Notera: Panel A visar hur sökeffektivitetens delkomponenter utvecklas över tid, med parametrar estimerade med data från februari 1992 till december 2007. Panel B visar motsvarande som panel A, men modellens parametrar är estimerade med data från februari 1992 till december 2014. Y-axeln visar log-punkter.

Vi kan också notera en skillnad mellan panel A och B i figur 4. Nedgången och den senare uppgången beroende på födelseregion och vistelsetid är kraftigare i panel B. Det visar att parametrarna (betydelsen av födelseregion, respektive vistelsetid på sannolikheten att lämna arbetslösheten) blir större i absoluta tal när data för åren 2008 - 2014 också inkluderas i skattningarna. Betydelsen av dessa faktorer underskattas alltså något när parametrarna skattas med data enbart fram till och med 2007.

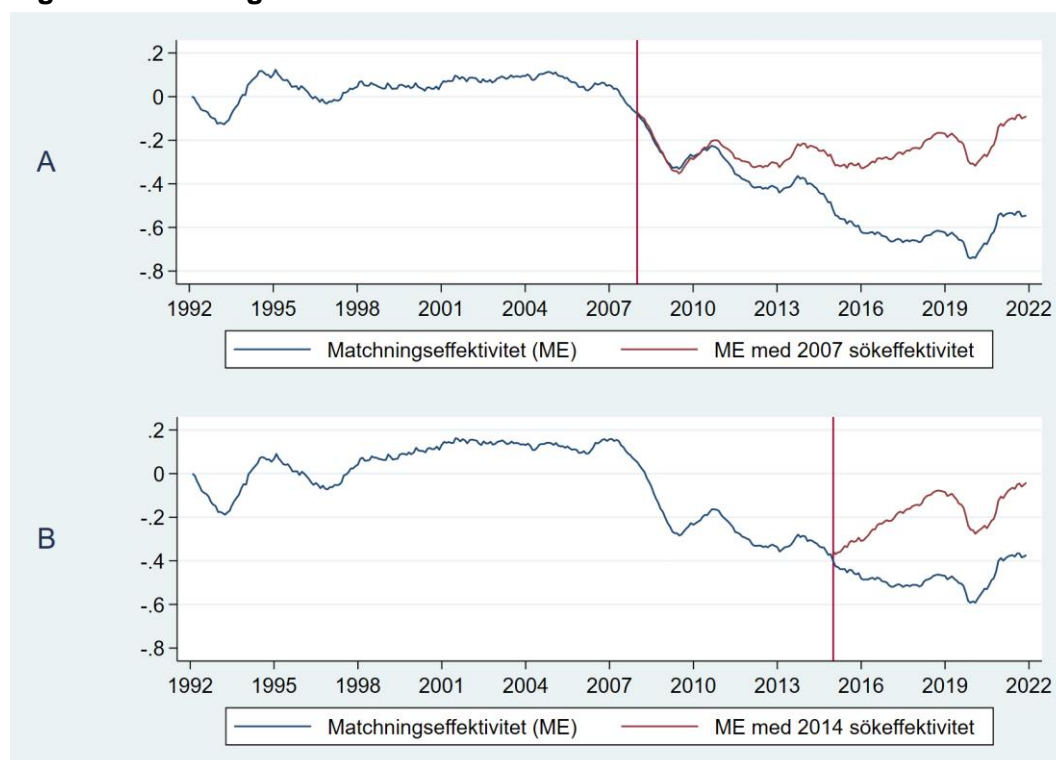
4.2.2 Hur utvecklas matchningseffektiviteten om sökeffektiviteten respektive segmentsammansättningen hålls konstanta?

I avsnittet studerar vi betydelsen av sammansättningseffekter mer i detalj. I avsnitt 2.2 beskrev vi att sammansättningseffekter kan delas upp i två delar: (1) Förändringar i stocken av arbetssökande; (2) Förändringar i fördelningen av arbetssökande över segment. I det förra avsnittet kunde vi se att förändringar i stocken av arbetssökande är en viktig förklaring till den övergripande utvecklingen

mellan 2011 och 2022. Denna bild förstärks av analyser som visas i figur 5. I dessa analyser håller vi inte enbart parametrarna (betydelsen av respektive egenskap) konstanta över tid, utan även andelen individer med de olika egenskaperna (vid 2007 respektive 2014 års nivåer). Den röda kurvan i panel A respektive panel B visar hur matchningseffektiviteten skulle ha utvecklats vid konstant sökeffektivitet.

Vi kan observera att ingenting av förändringen i matchningseffektivitet mellan 2007 och 2011 kan förklaras av sammansättningsförändringar, något som stärker vår tidigare tolkning om chockeffekter i anslutning till den stora finanskrisen. För perioden 2011 till 2022 finner vi dock att förändringar i stocken av arbetssökande gör en dramatisk skillnad. Utan sammansättningsförändringar (röd kurva i panel A) så skulle matchningseffektiviteten ha förbättrats med mer än 0.1 log-punkter (mer än 10 procent) mellan 2011 – 2022. Det är något som står i tydlig kontrast till den verkliga nettominskningen med nära 0.4 log-punkter (ca 30 procent) under samma period (blå linje i panel A).

Figur 5 Matchningseffektivitet med konstant sökeffektivitet

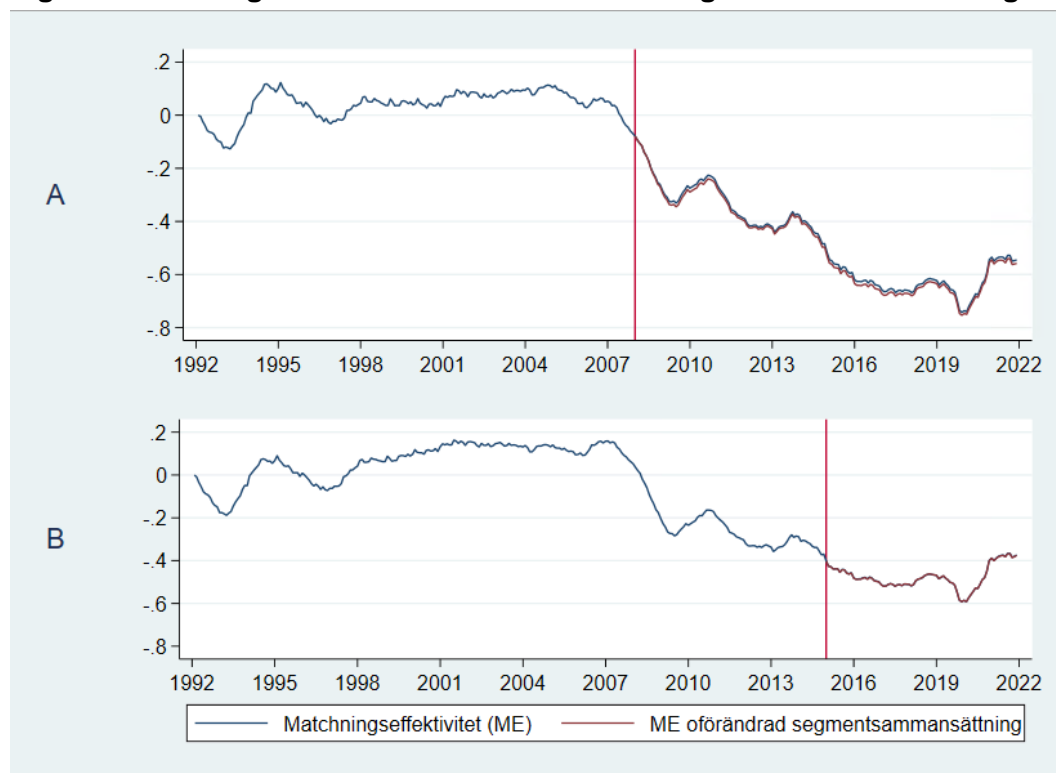


Notera: Panel A är med parametrar estimerade med data från februari 1992 till december 2007. Panel B är med parametrar estimerade med data från februari 1992 till december 2014. Y-axeln visar log-punkter.

I figur 6 visar vi motsvarande analys, men här studerar vi betydelsen av förändringar i fördelningen av arbetssökande över segment, genom att hålla segment-sammansättningen konstant över tid efter 2007 respektive 2014 (vid 2007 respektive 2014 års fördelning). De röda kurvorna i respektive panel visar hur matchnings-

effektiviteten skulle ha utvecklats sig vid konstant segmentsammansättning. Vi finner att en förändrad fördelning av arbetssökande med olika sökeffektivitet över segment inte kan förklara något av utvecklingen i matchningseffektivitet. Av sammansättningseffekterna betyder alltså förändringar i stocken av arbetssökande allt, och förändringar i fördelningen av arbetssökande över segment betyder väldigt lite.

Figur 6 Matchningseffektivitet med oförändrad segmentsammansättning



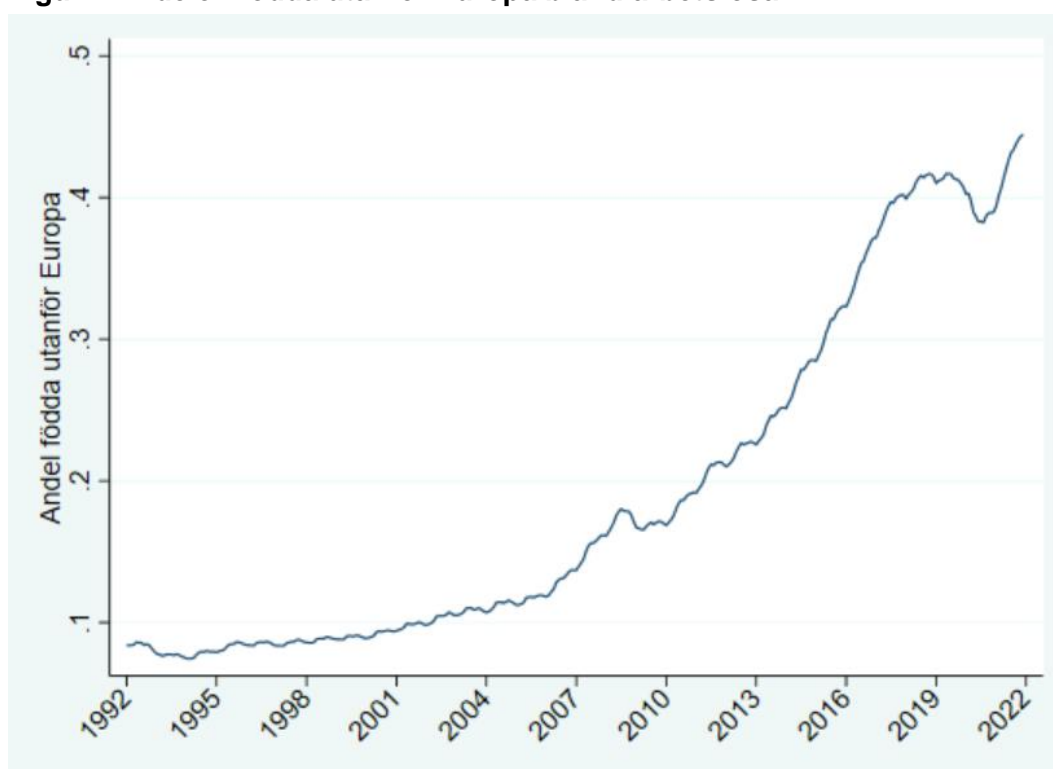
Notera: Panel A är med parametrar estimerade med data från februari 1992 till december 2007. Panel B är med parametrar estimerade med data från februari 1992 till december 2014. Y-axeln visar log-punkter.

4.2.3 Matchningseffektivitet separat för utrikes och inrikes födda arbetssökande

I de två föregående avsnitten kunde vi observera att sammansättningsförändringar är centrala för att förstå förändringar i matchningseffektivitet åren 2011 – 2022. Och att ett ökat inflöde av inskrivna arbetslösa födda utanför Europa förefaller vara den enskilt viktigaste förändringen. I detta avsnitt tittar vi närmare på detta genom att skatta matchningseffektiviteten med vår modell separat för utrikes och inrikes födda arbetssökande. Detta experiment bygger på ett antagande om att utrikes och inrikes födda söker arbete på åtskilda arbetsmarknader som kan beskrivas med separata matchningsfunktioner inom varje segment, samtidigt som vi antar att de ställs inför samma stramhet.

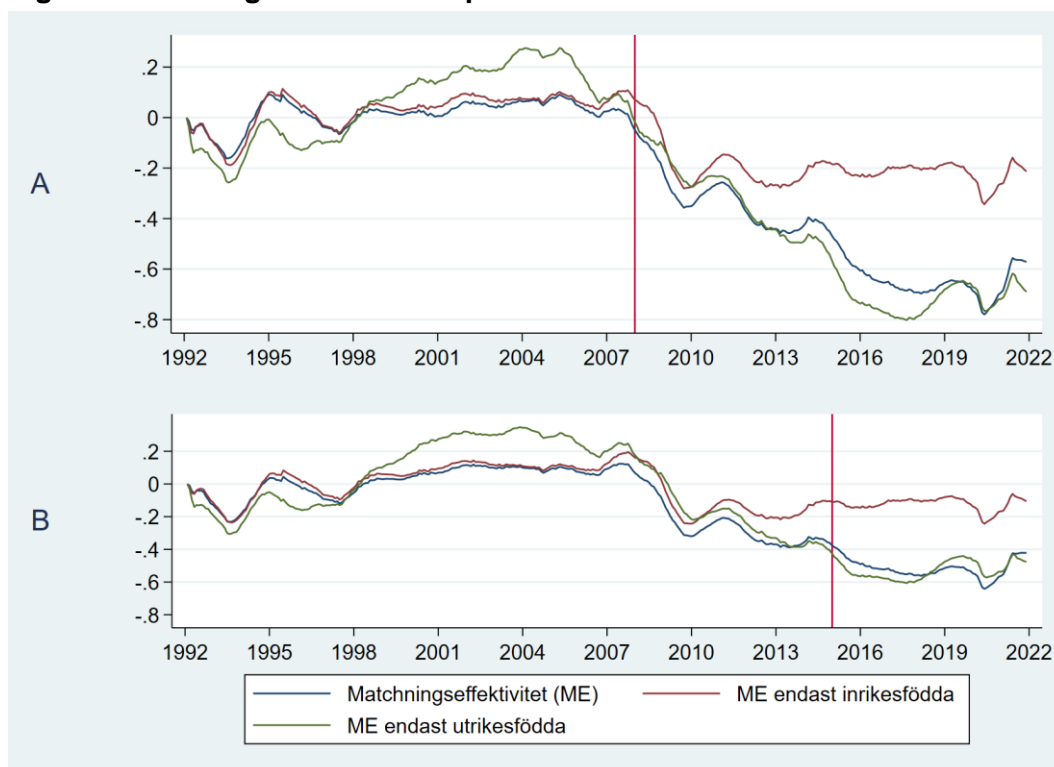
Figur 7 visar hur andelen födda utanför Europa har utvecklats över tid bland de arbetslösa inskrivna hos Arbetsförmedlingen. Andelen ökade kraftigt redan från början av 2006 till slutet av 2008. Från och med 2010, vilket också var första året med Arbetsförmedlingens etableringsuppdrag, följer sedan ca åtta år då andelen födda utanför Europa ökade från 16 - 17 procent till över 40 procent. Siffrorna stämmer väl med vad som anges i andra studier. Eriksson och Rooth (2022) finner till exempel en ökning från knappt 20 procent födda utanför Europa år 2010 till drygt 45 procent 2021, samt att denna grupp är överrepresenterad bland de med arbetslöshetstider som överstiger tolv månader (drygt hälften av dessa långtidsarbetslösa är födda utanför Europa).

Figur 7 Andelen födda utanför Europa bland arbetslösa



I figur 8 illustrerar den blå kurvan den aggregerade matchningseffektiviteten, den gröna kurvan är matchningseffektiviteten estimerad för utrikesfödda och den röda kurvan är matchningseffektiviteten estimerad för inrikes födda. Vi kan notera att matchningseffektiviteten uppvisar större fluktuationer över tid för utrikesfödda jämfört med inrikes födda. Vi kan vidare notera att likheterna mellan de två grupperna är stora i samband med de makroekonomiska chockerna 90-talskrisen, pandemikrisen och kanske allra tydligast vid den stora finanskrisen. Detta mönster stärker vår tolkning om chockeffekter som förefaller drabba brett definierade grupper av arbetslösa på liknande sätt.

Figur 8 Matchningseffektivitet separat för utrikes och inrikes födda



Notera: Panel A är med parametrar estimerade med data från februari 1992 till december 2007. Panel B är med parametrar estimerade med data från februari 1992 till december 2014. Y-axeln visar log-punkter.

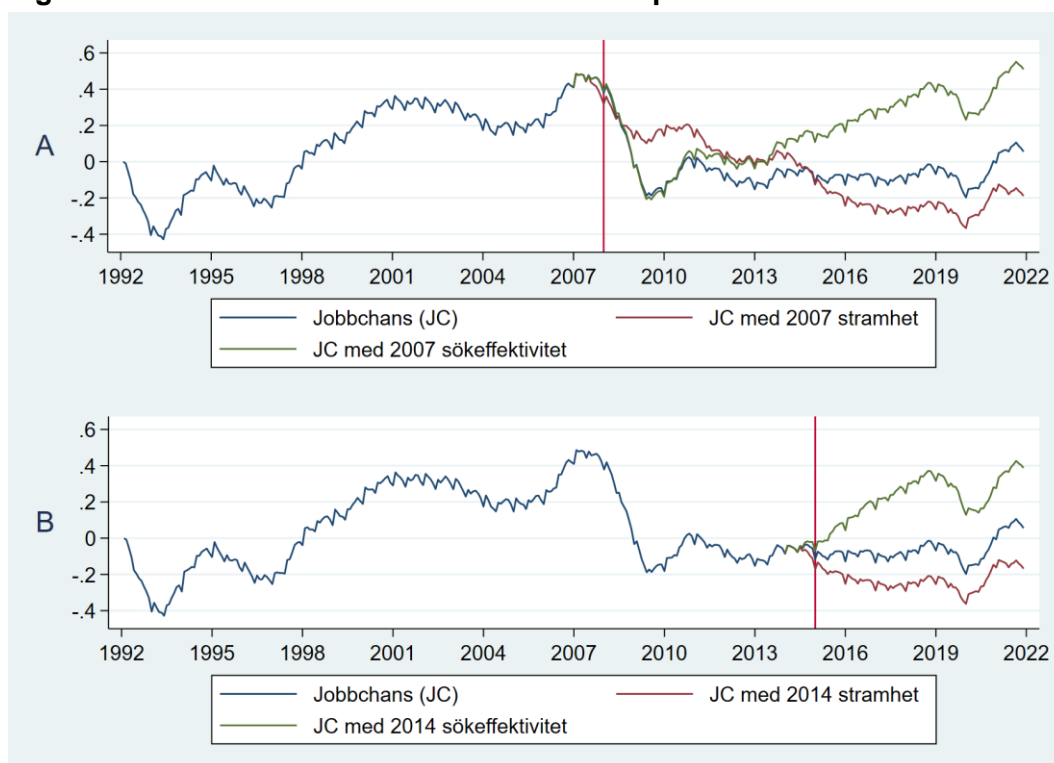
Slutligen kan vi se att den nedåtgående trenden i aggregerad matchningseffektivitet mellan 2011 och 2017 drivs av en nedgång bland utrikesfödda. På motsvarande sätt drivs den uppåtgående nettotrenden 2017 - 2022 också av utrikesfödda. Matchningseffektiviteten för utrikesfödda förbättras till exempel med drygt 0.17 log-punkter (drygt 18 procent) 2018 – 2019, strax innan pandemin. En trolig förklaring är att den genomsnittliga sökeffektiviteten inom gruppen som helhet ökade när ökningen av nyanlända upphörde och de genomsnittliga vistelsetiderna ökade. Det är väldokumenterat att arbetsmarknadsintegration i genomsnitt tar lång tid, och när vistelsetiderna ökar så ökar också andelen i sysselsättning (se t.ex. Forslund, Liljeberg och Åslund, 2017).²⁵

²⁵ Den genomsnittlige migranten i kohorterna 1990–2014 uppvisar en kraftigt ökad chans till sysselsättning med tid i Sverige (se Forslund, Liljeberg och Åslund, 2017). Skillnaden i sysselsättning jämfört med personer födda i Sverige är under första tiden i Sverige ungefär 70 procentenheter, för att sedan falla till 42 efter fem år i landet och till 27 efter tio år i landet. Andelen som finner sysselsättning ökar signifikant snabbare för män jämfört med kvinnor, särskilt under de tio första åren efter invandring.

4.2.4 Hur utvecklas jobbchansen om stramheten respektive sökeffektiviteten hålls konstanta?

I detta avsnitt analyserar vi hur den aggregerade jobbchansen hade utvecklats efter 2007 respektive 2014 om: (1) stramheten på arbetsmarknaden hade varit konstant och samma som 2007 respektive 2014; (2) sökeffektiviteten hade varit konstant och samma som 2007 respektive 2014. Vi gör detta genom att predicera jobbchansen med hjälp av vår modell, och visar dessa predicerade jobbchanser tillsammans med den faktiska jobbchansen.

Figur 9 Jobbchans med konstant stramhet respektive sökeffektivitet



Notera: Panel A är med parametrar estimerade med data från februari 1992 till december 2007. Panel B är med parametrar estimerade med data från februari 1992 till december 2014. Y-axeln visar log-punkter.

Vi börjar med att notera att den blå kurvan i figur 9 visar samma faktiska jobbchans som den i panel A i figur 1, och att jobbchansen föll med nära 0.7 log-punkter (nära 50 procent) i samband med finanskrisen 2008 – 2009. Figur 9 visar att ungefär hälften av fallet i jobbchans i samband med den stora finanskrisen hade skett ändå, även om inte stramheten hade gått ned från 2007 års nivå. Vi ser det genom att den röda kurvan i panel A, med predicerad jobbchans och konstant stramhet, faller ungefär hälften så mycket som den faktiska jobbchansen under krisen. Utvecklingen är i linje med det vi kan observera i standardmodellens figur 1, ungefär hälften av fallet i jobbchans under finanskrisen kan tillskrivas ett fall i stramheten, resten är oförklarad. Vi kan vidare se att i avsaknad av den faktiska stora uppgången i stramhet 2011 – 2017 så hade jobbchansen fallit med över 0.45 log-punkter (över 36 procent),

jämfört med att den faktiska jobbchansen föll med ca 0.1 log-punkter (ca 11 procent) under samma period. Den verkliga uppgången i stramhet förefaller alltså ha bromsat fallet i jobbchans bland arbetslösa under denna period.

Vi går vidare med att analysera betydelsen av försämrad sökeffektivitet över tid bland de arbetslösa. Vi noterar först att den gröna kurvan i panel A i figur 9, det vill säga predicerad jobbchans med konstant sökeffektivitet enligt 2007 års nivå, följer den faktiska jobbchansen från 2007 till slutet av 2010. Detta mönster bekräftar det resultat vi pekade på tidigare i rapporten: att sammansättningseffekter inte kan förklara det branta fallet i jobbchans i samband med finanskrisen. Däremot kan vi se att jobbchansen hade ökat kraftigt 2011 – 2022 om den genomsnittliga sökeffektiviteten hade legat kvar på 2007 års nivå och inte försämrats kraftigt. Resultaten indikerar att jobbchansen hade varit högre 2022 än den tidigare toppen 2007, om den genomsnittliga sökeffektiviteten bland de arbetslösa hade varit samma 2022 som 2007.

Mönstret är likartat för perioden 2015 - 2022 när modellens parametrar skattas med data fram till och med 2014, vilket visas i panel B i figur 9. Avsaknaden av en uppgång i stramhet hade inneburit en lägre jobbchans (den röda kurvan ligger under den blå kurvan), och avsaknaden av en försämrad sökeffektivitet skulle ha inneburit en signifikant högre genomsnittlig jobbchans (den gröna kurvan ligger över den blå kurvan).

4.3 Våra resultat i relation till tidigare studier

I detta avsnitt fokuserar vi på våra huvudresultat ett i taget, för att sätta dessa i relation till tidigare studier. Vi börjar med resultaten vid makroekonomiska chocker, och särskilt vid den stora finanskrisen 2008 (4.3.1). Sedan följer resultaten för perioden 2011 – 2017 (avsnitt 4.3.2). Sist följer sedan resultaten för perioden 2018 – 2022 (avsnitt 4.3.3).

4.3.1 Resultaten vid makroekonomiska chocker

Vi finner att matchningseffektiviteten rör sig procykliskt över konjunkturcyklerna. Tydligast är detta vid de stora makroekonomiska chockerna 90-talskrisen, den stora finanskrisen 2008 och vid pandemikrisen. Vid dessa chocker tenderar matchningseffektiviteten att först falla snabbt för att sedan återhämta sig helt eller delvis. Detta är ett mönster som även har dokumenterats för USA i Barnichon och Figura (2016).

När det kommer till vilka mekanismer som driver dessa procykliska mönster är litteraturen inte entydig. Barnichon och Figura (2016) fokuserar på utvecklingen efter den stora finanskrisen i USA. De finner att den stora nedgången i matchningseffektivitet mellan 2007 och 2012 delvis kan förklaras av spridningseffekter, att vissa arbetsmarknader drabbas hårdare än andra vilket leder till ökad spridning i stramhet mellan segment. Vi finner också en noterbar spridningseffekt i samband med finanskrisen, men den är något mindre än i USA.

Barnichon och Figura (2016) finner att det mesta av nedgången i matchningseffektivitet 2007 – 2012 kan förklaras av sammansättningseffekter, att de genomsnittliga egenskaperna bland de arbetslösa försämrades. De hittar att de vanliga demografiska variablerna (samma som vi använder i stora drag) förklarar väldigt lite av detta. Det som framför allt förklarar nedgången är en ökning av andelen arbetslösa som har längre arbetslöshetsperioder. Detta är dock något som sker mekaniskt när jobbchanserna minskar. Som förklaring till fallet i matchningseffektivitet är det inte tillfredsställande, något som även Riksrevisionen (2017) tidigare har påpekat. Våra resultat för Sverige liknar i all väsentlighet Barnichon och Figuras resultat för USA, med skillnaden att vi betraktar en stor del av fallet i matchningseffektivitet i samband med finanskrisen som oförklarad medan Barnichon och Figura kallar detta för ”duration dependence”, det vill säga att längre arbetslöshet leder till ännu längre arbetslöshet.

Barnichon och Figura (2016) finner vidare att sammansättningseffekter som drivs av att arbetslösa koncentreras till segment med lägre genomsnittlig matchningseffektivitet inte verkar ha något förklaringsvärde. Det är ett resultat som vi också kan bekräfta med svenska data, se figur 6 ovan. Hall och Schulhofer-Wohl (2018) studerar matchningseffektivitet i USA över perioden 2001 – 2013 och finner ett liknande mönster som Barnichon och Figura (2016) med en brant nedgång i samband med finanskrisen. Men när de utökar analysen till att även ta med alla typer av arbetssökande, inte enbart registrerade arbetslösa, så finner de en trendmässig nedgång i matchningseffektivitet över perioden utan någon skarp nedgång i samband med finanskrisen. De finner att det mesta av nedgången förklaras av att sammansättningen bland de arbetslösa har skiftat över tid mot grupper med lägre sökeffektivitet – och därmed ökad långtidsarbetslöshet.

Dessa studier som behandlar sammansättningseffekters betydelse för matchningseffektivitet vid finanskrisen har en nära koppling till litteraturen om vad som förklarar ökningen av långtidsarbetslöshet under lågkonjunkturer. Beror ökningen på en förändring i sammansättningen av gruppen av arbetslösa arbetstagare eller handlar det om en minskning av individernas möjligheter att hitta jobb under lågkonjunkturer, antingen för alla arbetslösa eller för vissa av dem?

Kroft m.fl. (2016) finner inget stöd för att sammansättningsförändringar bland de arbetslösa – mot högre andelar från grupper med traditionellt längre arbetslöshetsperioder – kan förklara ökningen av långtidsarbetslöshet i USA mellan 2008 och 2013. De visar tvärtom att långtidsarbetslösheten ökade för i stort sett alla grupper och att sammansättningsförändringar inte kan förklara ökningen av långtidsarbetslösheten i samband med finanskrisen. En ny studie, Mueller och Spinnewijn (2023), finner samma resultat för Sverige. Författarna använder än mer detaljerade individdata än Kroft m.fl. (2016) och kan ändå bekräfta att sammansättningsförändringarna i gruppen av arbetslösa inte är det som förklarar högre risk för långtidsarbetslöshet under djupa lågkonjunkturer. De finner precis som studien för USA stöd för den andra förklaringsmodellen, det vill säga att arbetslösa individer är

utsatta för betydande förändringar i risken för långtidsarbetslöshet över konjunkturcykeln.

Djupa lågkonjunkturer förefaller påverka sysselsättningsutsikterna för både arbetssökande med högre och lägre chanser att hitta jobb, och drabba grupper med traditionellt kortare och längre arbetslöshetsperioder, på liknande sätt. Det är också precis vad vi finner i våra analyser med en annan metod. I figur 3 visar vi att sammansättningsförändringar spelar liten roll vid finanskrisen, men även vid 90-talskrisen och vid pandemikrisen, och i figur 8 visar vi att utvecklingen av matchningseffektiviteten vid samma kriser är mycket likartad för utrikes respektive inrikes födda. Notera att detta i huvudsak även gäller vid de snabba återhämtningsfaserna efter varje kris. Återhämtningarna i matchningseffektivitet, som är av olika styrka efter varje kris, verkar alltså gynna till exempel utrikes respektive inrikes födda på liknande sätt.

Notera igen att Barnichon och Figura (2016) förklarar chockeffekten med längre tid i arbetslöshet som ingår i deras mått på sammansättningseffekter. Det som skiljer våra resultat åt är bara en tolkningsfråga. Vi betraktar alltså inte det som Barnichon och Figura (2016) ser som en sammansättningseffekt vid konjunkturedgångar (att de med lägre sökeffektivitet ökar i andel) som just en sammansättningseffekt. Vi ser det tvärtom som en genuin chock mot jobbchanserna för breda grupper av arbetslösa, inte bara mot dem som normalt har en svagare konkurrensförmåga. Vi kallar dessa oförklarade rörelser i matchningseffektiviteten för chockeffekter för att de är kopplade till makroekonomiska chocker.

Litteraturen ger en del ledtrådar till vad dessa chockeffekter kan bero på. En förklaring kan vara ökad mismatchning till följd av strukturomvandling som sker snabbare vid stora ekonomiska nedgångar (Howes, 2022). En sådan förklaring är förenlig med våra och andras observationer om att olika grupper verkar drabbas på liknande sätt (givet att segregeringen av grupper i olika branscher som drabbas är låg).

Andra förklaringar till chockeffekterna bygger på förändrat anställningsbeteende hos arbetsgivarna eller sökbeteende hos arbetstagarna under konjunkturedgångar. Det finns flera studier som visar att pågående arbetslöshet har en negativ effekt på sannolikheten att kallas till en anställningsintervju (se t.ex. Eriksson och Rooth, 2014). Denna form av arbetsgivardiskriminering kan uppkomma om arbetsgivare uppfattar långtidsarbetslösa som mindre produktiva anställda. Vi har dock inte hittat någon empirisk forskning som kan visa att denna effekt är större under stora ekonomiska nedgångar. Det finns dock teoretiska modeller som pekar i den riktningen. Ett exempel på en ny studie är Huckfeldt (2022), vilken föreslår en modell där rekrytering sker mer selektivt under lågkonjunkturer. Ett exempel på en empirisk studie som ger stöd till detta är Hensvik m.fl. (2023) som finner att informella kontakter och sociala nätverk är mycket viktigare för matchningen till jobb under djupa lågkonjunkturer än under goda tider, vilket tyder på att arbetslösa personer med svagare anknytning till arbetsmarknaden får svårare att matcha till jobb (givet stramheten).

Att det skulle finnas en större försiktighet hos arbetsgivare att anställa arbetslösa personer i snabba konjunkturedgångar är förenligt med det mönster vi observerar med kraftfulla återhämtningar i matchningseffektivitet när det sker en förbättring i konjunkturen. Det kan indikera att arbetsgivare blir mer öppna för att anställa arbetslösa arbetssökande igen och se mer till deras kvalifikationer. Vad gäller förändrat sökbeteende hos de arbetslösa under lågkonjunktur finns det direkta belegg för att sökintensiteten går ner (Hensvik, 2021), samt belegg för att antalet inskrivna arbetslösa ökar när arbetslöshetsersättningen utökas och täcker fler under djupa kriser (Farber m.fl., 2015). Slutligen kan en förklaring vara att när fler personer blir varslade om uppsägning i samband med en ekonomisk kris ökar sannolikt sökaktiviteten bland dessa individer, vilket innebär att redan arbetslösa möter än hårdare konkurrens om de lediga jobben.

4.3.2 Resultaten för perioden 2011 – 2017

En andra observation är att matchningseffektiviteten sjönk trendmässigt under perioden 2011 – 2017, en period då stramheten på arbetsmarknaden gick upp (en ökad stramhet har en positiv effekt på jobbchansen). Vi finner att sammansättningsförändringar i termer av försämrad sökeffektivitet i stocken av arbetslösa kan förklara denna nedgång. Den försämrade genomsnittliga sökeffektiviteten förklaras i sin tur främst av en snabbt ökande andel nyanlända arbetslösa födda utanför Europa. Det som den sjunkande matchningseffektiviteten under denna period sannolikt reflekterar är ökande missmatchning mellan arbetsgivarnas krav och de arbetslösas kvalifikationer. Vi vet från tidigare studier att arbetsmarknadsintegration för nyanlända ofta tar många år (se till exempel Forslund m.fl. 2017), och att viktiga anledningar till det är att arbetsgivare vill anställa personer med goda kunskaper i svenska språket (Eriksson och Rooth, 2022) samt att en gymnasieutbildning ofta är ett krav från arbetsgivarnas sida.

Vi finner alltså att mekanismerna som driver nedgången i matchningseffektivitet under den akuta finanskrisen (och återhämtningen 2010) förefaller vara olika från de mekanismer som driver nedgången 2011 – 2017. Våra resultat pekar på att sammansättningseffekter betyder lite under finanskrisen, men att de betyder mycket för utvecklingen efter krisen. Våra resultat bidrar även med klarhet till en tidigare diskussion mellan Riksrevisionen och Arbetsförmedlingen avseende vad som ligger bakom försämrad matchning och jobbchans mellan 2007 och 2015 (se Riksrevisionen, 2017; Arbetsförmedlingen, 2018:1). Riksrevisionen (2017) kritiserade specifikt slutsatsen att sammansättningen av de arbetssökande i hög utsträckning har bidragit till den försämrade matchningen. Riksrevisionen (2017) finner i sin analys att endast 33 procent av försämringen i *jobbchansen* 2007 – 2015 kan tillskrivas sammansättningsförändringar. Faktum är att Riksrevisionens resultat är i linje med vad vi finner i denna rapport för den sammantagna nedgången i *jobbchansen* 2007 – 2015. Vi behöver då hänvisa tillbaka till figur 9 i vilken vi studerar förändringar i jobbchansen:

Vi finner att inget av det stora fallet i jobbchansen 2008 – 2009 beror på sammansättningseffekter så som vi och Riksrevisionen (2017) definierar det. Men att

den fortsatta nedgången 2011 – 2015 kan tillskrivas sammansättningseffekter. Vi finner att andelen av den totala nedgången i jobbchans som kan tillskrivas sammansättningsförändringar mellan 2007 och 2015 är ca 26 procent, att jämföra med Riksrevisionens 33 procent.²⁶ Vi finner alltså likt Riksrevisionen (2017) att individsammansättningens roll för förändringen i *jobbchans* är betydande, men inte dominerande sett till hela perioden 2007 – 2015. Vi bidrar dock med en mer detaljerad bild, det vill säga att mekanismerna skiljer sig åt fundamentalt för olika delar av denna åttaårsperiod.²⁷

4.3.3 Resultaten för perioden 2017 – 2022

En tredje observation är att matchningseffektiviteten ökade netto med 0.1 – 0.15 log-punkter (11 – 16 procent) under perioden 2017 – 2022 (inkluderar alltså pandemikrisen). Det är för tidigt att säga om detta är början på en längre tid av förbättrad matchningseffektivitet. Något som talar för det är att den förbättring vi kan observera drivs av gruppen utrikesfödda, genom att de genomsnittliga vistelse-tiderna i Sverige ökar inom den gruppen. Om tidigare års integrationsmönster upprepas för flyktingar som anlände till Sverige åren runt 2015 så kan vi förvänta oss en lägre grad av missmatchning på arbetsmarknaden och en fortsatt förbättrad matchningseffektivitet.

Det finns dock tydliga utmaningar med arbetsmarknadsintegrationen, som att den genomsnittliga utbildningsnivån bland de utrikes födda har sjunkit över tid, och att arbetsgivarnas krav på goda kunskaper i svenska kan ha ökat i alla typer av jobb (Eriksson och Rooth, 2022)²⁸. Ett sätt att belysa om det ändå finns en fortsatt positiv sammansättningseffekt av att fler i gruppen utrikesfödda förbättrar sin sökeffektivitet är att studera den senaste tidens utveckling av långtidsarbetslösheten. Vi använder Arbetsförmedlingens verktyg Qlik Sense för att studera detta. Vi kan börja med att konstatera att antalet långtidsarbetslösa (minst 12 månader i arbetslöshet) totalt sett har minskat avsevärt mellan 1 januari 2022 och 1 januari 2023. För det andra var minskningen under denna period som allra störst för män i åldern 30 - 39 år födda utanför Europa. Bland dem minskade antalet långtidsarbetslösa med 29 procent på

²⁶ Den totala nedgången i jobbchans 2007 – 2015 i figur 9 är ca 39 procent (0.5 log-punkter), och nedgången 2011 – 2015 är ca 10 procent (0.1 log-punkter).

²⁷ Förutom att vi noterar den stora skillnaden i mekanismer inom tidsperioden är Riksrevisionens resultat lika våra. Riksrevisionen (2017) finner att: (1) födelseland står för nästan hela minskningen i jobbchans som kan tillskrivas sammansättningseffekter; (2) Angående den oförklarade försämringen skriver man: "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, 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". Vi finner också (1). Och (2) är samma som vi hittar, och även helt i linje med Kroft m.fl. (2016) och Mueller och Spinnewijn (2023), med skillnaden att vi och de nämnda referenserna kopplar fenomenet till kraftiga konjunkturbedgångar där jobbchanserna/risken för långtidsarbetslöshet drabbar breda grupper av arbetslösa arbetssökande.

²⁸ Eriksson och Rooth (2022) har frågat arbetsgivare om betydelsen av kunskaper i svenska. Svaren är mycket samstämmiga oavsett typ av arbetsplats och yrke (17 olika yrken). Men resultaten behöver tolkas med viss försiktighet. Andelen arbetsgivare som svarat att goda kunskaper i svenska är viktiga på den egna arbetsplatsen är t.ex. nästan lika stor för lagerpersonal som för kundtjänst, trots att man skulle förvänta sig att mer kontakt med kunder ökar behovet av språkliga färdigheter. I samma studie bedömer rekryterarna att en person med den lägsta språknivån som söker ett lagerpersonaljobb har cirka dubbel så stor sannolikhet att få jobbet än en person med samma språknivå som söker ett kundtjänstjobb. Detta indikerar att arbetsgivare trots allt värderar goda kunskaper i svenska högre för personal i kundtjänst än för lagerpersonal.

ett år, jämfört med en minskning på 16 procent för inrikes födda män i samma åldersgrupp. Motsvarande jämförelse för män i alla åldrar visar en mindre skillnad, 22 procent jämfört med 20 procent. Och för män och kvinnor sammantaget var minskningen 17 procent för långtidsarbetslösa födda utanför Europa, jämfört med 20 procent för inrikes födda. Det omvända mönstret för kvinnor kan förklaras av det faktum att utomeuropeiskt födda kvinnors långtidsarbetslöshet tenderar att vara mer beständig. För unga män födda utanför Europa förefaller alltså den positiva vistelsetidseffekten på jobbchansen vara fortsatt stark. Bilden av en fortsatt positiv vistelsetidseffekt bekräftas också av Delmi som har sammanställt sysselsättningsstatistik från SCB.²⁹ De visar hur andelen förvärvsarbete flyktingar utvecklas med antal år efter mottagningsår. Etableringsmönstren ser ut att upprepas för de olika kohorterna av nyanlända, från mottagningsår 1997 till början av 2020-talen. Om något förefaller etableringen gå snabbare för senare kohorter. Till exempel förvärvsarbetade 58 procent av männen som beviljats uppehållstillstånd på grund av skyddsskäl år 2015, i någon utsträckning tre år senare, jämfört med 38 procent för motsvarande grupp tre år efter mottagningsåret 1997.

5 Avslutande diskussion

5.1 Resultatsammanfattning

Vi finner att matchningseffektiviteten bland inskrivna arbetslösa rör sig procykliskt över konjunkturcyklerna, med branta nedgångar följt av återhämtningar i samband med 90-talskrisen, finanskrisen och pandemikrisen. Ett viktigt undantag är dock perioden 2011 – 2017 då matchningseffektiviteten sjönk samtidigt som efterfrågan på arbetskraft ökade. Vi kan observera två tydliga trender de femton senaste åren: (1) matchningseffektiviteten försämrades under ett decennium mellan 2007 och 2017; (2) Matchningseffektiviteten förbättrades 2017 – 2022.

När vi studerar mekanismer fokuserar vi på tidsperioden 2008 – 2022, och vi finner att olika mekanismer varit viktigast vid olika delperioder. Perioden inleds med en makroekonomisk chock. Finanskrisen ledde till ett snabbt fall i jobbchansen med ca 50 procent inom loppet av knappt två år. Ungefär hälften av detta fall kan vi tillskriva ett fall i stramheten. Antalet lediga platser minskade snabbt och antalet arbetslösa steg. Den andra hälften kan tillskrivas en försämrad matchningseffektivitet. Intressant nog, finner vi att ingen del av detta fall i matchningseffektivitet kan tillskrivas ett fall i sökeffektivitet kopplad till individegenskaper som vi kan observera i data. Vi finner inte heller belägg för att arbetslösa personer sorteras till arbetsmarknadssegment med en lägre genomsnittlig matchningseffektivitet. Vi finner att merparten av fallet i matchningseffektivitet under 2008 – 2009 är oförklarad.³⁰ Vi tolkar detta som en chockeffekt av de arbetslösas relativa sökeffektivitet

²⁹ Förvärvsarbete bland utrikes födda som beviljats uppehållstillstånd av skyddsskäl - Delmi

³⁰ En resterande mindre del kan tillskrivas en ökad segmentering på arbetsmarknaden, mätt som ökad spridning (varians) i stramhet mellan arbetsmarknadssegment.

(konkurrensförmåga), något som drabbade breda grupper av arbetslösa på liknande sätt (t.ex. unga som äldre, födda i Sverige som utrikesfödda). Vår tolkning om chockeffekter är i linje med en ny studie av Mueller och Spinnewijn (2023), som med detaljerade svenska data finner att den ökade risken för långtidsarbetslöshet vid konjunkturedgångar inte kan förklaras av sammansättningsförändringar i stocken av arbetslösa. Motsvarande resultat återfinns också för USA (Kroft m.fl. 2016).³¹

I kontrast till utvecklingen under finanskrisen, finner vi att det fortsatta fallet i matchningseffektivitet 2011 till 2017 kan tillskrivas sammansättningseffekter. Den genomsnittliga sökeffektiviteten bland de arbetslösa försämrades genom att stora grupper av nyinskrivna arbetslösa hade små jobbchanser initialt. Vi finner att detta i huvudsak kan förklaras av en stor ökning av andelen arbetslösa som var nyanlända, ofta med låg utbildningsnivå. Denna utveckling inleds med Arbetsförmedlingens etableringsuppdrag 2010, vilket påskyndade de nyanländas inträde i arbetskraften och registrering som arbetslösa, och kulminerar några år efter migrationskrisen 2015.³² När ökningen av nyanlända bland de arbetslösa sedan mattas av, samtidigt som de genomsnittliga vistelsetiderna i Sverige ökade i samma grupp, förbättrades den genomsnittliga matchningseffektiviteten i hela populationen arbetslösa 2017 – 2022. Orsaken är sannolikt den väldokumenterade positiva vistelsetidseffekten för nyanländas sysselsättning i kombination med att utrikes födda utgör nära hälften av de inskrivna arbetslösa vid denna tid. Fenomenet att längre tid i arbetslöshet ofta leder till lägre jobbchanser (så kallad path dependence) förefaller inte gälla för relativt nyanlända personer. För dem tenderar tid i arbetslöshet att vara en tid för nödvändigt lärande som möjliggör etablering på den svenska arbetsmarknaden.

5.2 Policydiskussion

Vid makroekonomiska chocker förefaller jobbchanserna falla för breda grupper av inskrivna arbetslösa på liknande sätt, givet arbetsmarknadens stramhet. Olika matchningsfriktioner som berör breda grupper förefaller öka snabbt i betydelse vid djupa lågkonjunkturer. Här finns ett behov av ytterligare forskning för att förstå mer i detalj vilka dessa friktioner är. En hypotes är att arbetsgivarnas beteende förändras i tider av ekonomisk turbulens och att arbetsgivare med anställningsbehov blir mindre benägna att anställa arbetslösa personer.³³ En annan hypotes är att de arbetslösas sökbeteenden förändras i lågkonjunktur i riktning mot att faktiskt söka mindre. En tredje hypotes är ökad konkurrens om lediga jobb från personer som varslats om

³¹ Att många personer kom att bli långtidsarbetslösa till följd av krisen är något som senare utgjort ett konstant tryck nedåt på matchningseffektiviteten, men det kan inte förklara det fortsatta fallet från 2011 till 2017 (och under 2010 sker en återhämtning då arbetssökande med hög sökeffektivitet återgår till sysselsättning).

³² Andra faktorer än enbart makroekonomiska chocker och en stor flyktinginvandring kan också ha haft betydelse för matchningseffektivitetens utveckling: Förändringar i sjukförsäkringen som gjort att fler med nedsatt arbetsförmåga har skrivit in sig som arbetslösa; En ökad arbetskraftsinvandring har troligen påverkat de arbetslösas jobbchanser genom ökad konkurrens om lediga jobb; Förstärkta incitament till att arbeta (t.ex. genom jobbskatteavdrag) har gjort att fler personer än tidigare har sökt sig till arbetsmarknaden och därmed har sannolikt fler personer som står långt från arbetsmarknaden skrivit in sig som arbetslösa.

³³ När fler personer blir varslade i konjunkturedgång ökar även jobbsökandet bland personer som är i sysselsättning. Det är sannolikt att arbetsgivare tenderar att anställa dessa personer i högre utsträckning än arbetslösa. Det behöver alltså inte handla om beteendeförändringar hos arbetsgivare, snarare att man konsekvent anställer de bästa kandidaterna vid varje konjunkturläge.

uppsägning och som står närmare arbetsmarknaden. Kunskap om denna typ av mekanismer skulle vara viktig för utformningen av olika förmedlingsinsatser. Detta för att motverka matchningsfriktioner som beror på bristande information och svaga kontaktnät – och som eventuellt förstärks genom beteendeförändringar vid ekonomiska nedgångar. Forskningslitteraturen visar att förmedlingsinsatser i form av stöd med sök och matchning är ett effektivt verktyg för att förkorta arbetslöshets-tider (se Card m.fl. 2018 som sammanfattar litteraturen, och resultat för Sverige i Cederlöf m.fl. 2021 och Cheung m.fl. 2019).

Djupa konjunkturedgångar kan även vara förknippade med snabb struktur-omvandling och en ökad mismatchning av kompetens på arbetsmarknaden. De chockeffekter på matchningseffektiviteten, som vi finner stöd för, pekar därför också på att tidiga insatser med utbildning är viktiga att satsa på för breda grupper av arbetslösa som riskerar att hamna i långtidsarbetslöshet. Litteraturen visar att insatser som innebär mycket lärande och förstärker individens humankapital har positiva effekter vid lågkonjunkturer (se Card m.fl. 2018). Det är också viktigt att notera att litteraturen ger stöd för att insatser med ett stort inslag av lärande även har goda effekter för personer som är långtidsarbetslösa (se t.ex., Card m.fl. 2018). Arbetsmarknadsutbildningar bör vara aktuella i större skala både för att underlätta omställning och för att bryta längre tider i arbetslöshet.

Den generella slutsatsen från våra resultat är att det vid makroekonomiska chocker som finanskrisen kan behövas en bredd av insatser tidigt i arbetslösheten för att förebygga att människor fastnar i långtidsarbetslöshet. Kriser i ekonomin är dock mycket svåra att förutse, och det kan vara svårt att snabbt skala upp en kraftfull arbetsmarknadspolitik vid behov. En avvägning för politiken är värdet av att ha en beredskap för dåliga tider kontra kostnaden för att upprätthålla en sådan beredskap. Sysselsättningsskapande åtgärder som att subventionera lönekostnader är dock enklare att skala upp vid behov än mer personalintensiva insatser som till exempel förmedlarstöd. Sysselsättningsskapande åtgärder har historiskt varit en viktig del av arbetsmarknadspolitik vid konjunkturedgångar.

Resultatet att trender i matchningseffektiviteten under perioden 2011 – 2022 i huvudsak drivs av nyanlända utrikes födda leder till delvis andra policy slutsatser. Åtgärder bör naturligtvis anpassas till att stödja arbetsmarknadsetableringen för denna grupp, något som etableringsprogrammet har syftat till. Men även här pekar forskningen på att en bredd av insatser kan behövas. Tidigare studier har visat att arbetsmarknadsutbildningar (Arbetsförmedlingen, 2023a), intensifierad sök- och matchningshjälp (Johansson och Åslund, 2011; Arbetsförmedlingen 2022:10), jobbcoachning (Liljeberg m.fl., 2012a), arbetspraktik (Forslund m.fl., 2013; Arbetsförmedlingen, 2023a³⁴), språkträning (Riksrevisionen, 2011 och 2015), validering (Universitets- och högskolerådet, 2014) och subventionerade arbeten som nystartsjobb (se t.ex. Liljeberg m.fl., 2012b; Sjögren och Vikström, 2015) är insatser som har positiva effekter på utrikes föddas arbetsmarknadsetablering.

³⁴ Arbetsförmedlingen (2023a) finner att arbetsmarknadsutbildningar har högre positiva effekter bland utrikes födda än bland personer födda i Sverige, medan arbetspraktik har lika stora effekter bland båda grupperna.

Att mekanismerna bakom förändringar över tid i jobbchanser och matchningseffektivitet kan skilja sig mycket åt mellan olika tidsperioder talar för att en effektiv arbetsmarknadspolitik bör anpassa verktygen över tid till de matchningsfriktioner man vill motverka. Till exempel behövs mer av specifika insatser som språkträning och validering av tidigare yrkeskunskaper i tider då friktionerna till stor del handlar om nyanländas etablering. Ett exempel på en sådan anpassning är att subventionerade anställningar kom att bli en viktig del av arbetsmarknadspolitikerna och växte snabbt i betydelse mellan 2008 och 2018. Det vill säga från finanskrisen och under samma period som andelen nyanlända ökade snabbt bland de arbetsökande.³⁵ Samtidigt har användningen av arbetsmarknadsutbildningar minskat över tid (se t.ex. Fredriksson m.fl. 2023 som visar utvecklingen över tid för både sysselsättningssubventioner och arbetsmarknadsutbildningar). En möjlig förklaring till denna utveckling är att sysselsättningssubventioner är en åtgärd som är enklare att skala upp vid behov jämfört med andra effektiva, men personalintensiva, insatser som arbetsmarknadsutbildningar och förmedlingsinsatser. En välkänd bieffekt med subventionerade anställningar är dock riskerna för undanträngningseffekter. Åtgärden är mer effektiv ju mer de subventionerade jobben liknar riktiga jobb, men undanträngningen av reguljära jobb blir då också större (se t.ex. Sjögren och Vikström, 2015).

Vi har visat att matchningseffektiviteten bland inskrivna arbetslösa har minskat dramatiskt över tid sedan 2007, och vi har kunnat identifiera de viktigaste mekanismerna bakom denna utveckling. Avslutningsvis vill vi blicka framåt och diskutera åtgärder för att förbättra jobbchansen genom bättre matchning. Vi kan börja med att konstatera att det finns en positiv trend i matchningseffektiviteten sedan 2017 som drivs av längre vistelsetider och ökade övergångar till arbete bland utrikesfödda. Denna utveckling är naturligtvis väldigt positiv. Samtidigt visar våra resultat att det finns en fortsatt omfattande mismatchning mellan arbetslösas kunskaper och färdigheter och de som efterfrågas av arbetsgivare.³⁶ Förekomsten av en omfattande långtidsarbetslöshet parallellt med kompetensbrist och fortsatt hög efterfrågan på arbetskraft i många yrken och regioner bekräftas också i flera andra aktuella rapporter.³⁷ För att motverka mismatchning behövs utbildningssatsningar, till exempel satsningar på arbetsmarknadsutbildningar inriktade mot bristyrken. Utvärderingar har visat att arbetsmarknadsutbildningar har goda effekter även för personer som står långt ifrån arbetsmarknaden (Arbetsförmedlingen, 2023a). Utbildningssatsningar är dessutom extra gynnsamma att göra i en lågkonjunktur eftersom inlåsnings effekterna blir mindre kostsamma.

³⁵ Sysselsättningssubventionernas inriktning kom även att förändras för att gynna etableringen av utrikes födda med kort tid i landet. I februari 2016 tillkom kvalificering till nystartsjobb genom etableringsplan. I februari 2017 blev det dessutom mer förmånligt att anställa personer som har etableringsplan samt personer som fått uppehållstillstånd de senaste tre åren, genom att ersättningsnivån höjdes.

³⁶ Stramheten på arbetsmarknaden (antal lediga jobb per arbetslös) har ökat under lång tid och är högre än 2007, samtidigt som jobbchansen bland inskrivna arbetslösa är tydligt under den tidigare toppen 2007.

³⁷ Se Arbetsförmedlingens rapporter Arbetsmarknadsutsikterna hösten 2023 och Regionala utsikter hösten 2023. Samt att det finns en fortsatt generellt hög efterfrågan på arbetskraft i flera regioner (särskilt i flera norrlandslän). Samtidigt har många inskrivna arbetslösa en svag ställning på arbetsmarknaden.

Referenser

- Arbetsförmedlingen (2018), *Jobbchansen för inskrivna vid Arbetsförmedlingen*, Arbetsförmedlingen analys 2018:4, dnr Af-2018/0030 8874.
- Arbetsförmedlingen (2018:1), *Riksrevisionens granskning av Arbetsförmedlingens analys av matchningseffektiviteten – några kommentarer*, Working Paper 2018:1, dnr Af-2018/0004 2084.
- Arbetsförmedlingen (2019), *Arbetsmarknadsrapporten 2019*, Af-2019/0023 4534.
- Arbetsförmedlingen (2020), *Säkerställa kompetens för ett fungerande stöd. Återrapport om stöd och insatser till personer med funktionsnedsättning*, dnr: Af-2020/0006 0192.
- Arbetsförmedlingen (2021), *Ett decennium med etableringsuppdraget*, Arbetsförmedlingen analys 2021:24, dnr Af-2021/0074 0906.
- Arbetsförmedlingen (2022a), *Jobbchansen 2010–2021: Chansen att få ett arbete för olika grupper av arbetslösa inskrivna vid Arbetsförmedlingen*, Arbetsförmedlingen analys 2022:6, dnr Af-2021/0077 2426.
- Arbetsförmedlingen (2022b), *Perspektiv på långtidsarbetslösheten 2022: En deskriptiv analys*, dnr Af-2022/0038 3741.
- Arbetsförmedlingen (2022c), *Arbetsmarknadsutsikterna våren 2022: Utvecklingen på arbetsmarknaden 2022–2023*, Arbetsförmedlingen analys 2022:13, dnr Af-2022/0042 0464.
- Arbetsförmedlingen (2022d), *Nya metoder för att hantera avaktualisering av okänd orsak*, Arbetsförmedlingen analys 2022:5, dnr Af-2021/0049 6067.
- Arbetsförmedlingen (2022:10), *Matchningsinsatser för personer som nyligen fått uppehållstillstånd*, Arbetsförmedlingen analys 2022:10, dnr Af-2021/0080 5267.
- Arbetsförmedlingen (2023a), *Effekter av tre arbetsmarknadspolitiska program 2010–2020: Arbetsmarknadsutbildning, arbetspraktik och stöd till start av näringsverksamhet*, Arbetsförmedlingen Analys 2023:2, Af-2023/0003 2435.
- Arbetsförmedlingen (2023b), *Arbetsmarknadsutsikterna hösten 2023 - Utvecklingen på arbetsmarknaden 2023–2025*, Arbetsförmedlingen analys 2023:14, Af-2023/0117 0172.
- Arbetsförmedlingen (2023c), *Regionala utsikter hösten 2023 - Utvecklingen på arbetsmarknaden 2023–2025*, Arbetsförmedlingen analys 2023:15, Af-2023/0117 0176.
- Barnichon, R. and A. Figura (2015), *Labor Market Heterogeneity and the Aggregate Matching Function*, American Economic Journal: Macroeconomics 7(4): 222 – 249.

- Card, D., J. Kluve and A. Weber (2018), *What Works? A Meta Analysis of Recent Active Labor Market Program Evaluations*, Journal of the European Economic Association, Volume 16, Issue 3, June 2018, Pages 894 – 931.
- Cederlöf, J., M. Söderström och J. Vikström (2021), *Vad kännetecknar en framgångsrik förmedlare?*, IFAU Rapport 2021:13.
- Cheung, M., J. Egebark, A. Forslund, L. Laun, M. Rödin och J. Vikström (2019), *Does Job Search Assistance Reduce Unemployment? Experimental Evidence on Displacement Effects and Mechanisms*, IFAU Working Paper 2019:25.
- Eriksson, S. och D.-O. Rooth (2014) *Do Employers Use Unemployment as a Sorting Criterion When Hiring? Evidence from a Field Experiment*, American Economic Review, 104(3): 1014 – 1039.
- Eriksson, S. och D.-O. Rooth (2022), *God svenska – vägen till arbete för utrikes födda?*, SNS Forskningsrapport. SNS Förlag, Stockholm.
- Farber, H. S., J. Rothstein and R. G. Valletta (2015), *The Effect of Extended Unemployment Insurance Benefits: Evidence from the 2012-2013 Phase-Out*, American Economic Review, 105(5): 171 – 76.
- Forslund, A., L. Liljenberg och O. Åslund (2017), *Flykting- och anhöriginvandrades etablering på den svenska arbetsmarknaden*, IFAU Rapport 2017:14.
- Forslund, A. och J. Vikström (2011), *Arbetsmarknadspolitikens effekter på sysselsättning och arbetslöshet - en översikt*, IFAU Rapport 2011:7.
- Forslund, A., L. Liljeberg och L. von Trott zu Solz (2013), *Arbetspraktik – en utvärdering och en jämförelse med arbetsmarknadsutbildning*, IFAU Rapport 2013:4.
- Fransson, K. (2009). *Matchningsfunktionen – en indikator för matchningsprocessen*, Working Paper 2009:1, Arbetsförmedlingen.
- Fredriksson, P., G. Graetz, L. Hensvik och D. Seim (2023), *SNS Konjunkturrådsrapport 2023. Strukturomvandling på svensk arbetsmarknad: konsekvenser och policyåtgärder*, Forskningsrapport, SNS.
- Hall R. E. and S. Schulhofer-Wohl (2018), *Measuring Job-Finding Rates and Matching Efficiency with Heterogeneous Job-Seekers*, American Economic Journal: Macroeconomics 10(1): 1 – 32.
- Harkman, A. (2014), *Jobbchansens utveckling*, Working Paper 2014:1, Arbetsförmedlingen.
- Hensvik L., T. Le Barbanchon and R. Rathelot (2021) *Job Search During the COVID-19 Crisis*, Journal of Public Economics, vol. 194 (2021): 104349.

- Hensvik L, D. Müller and O. Nordström Skans (2023) *Connecting the young: high school graduates' matching to first jobs in booms and great recessions* Economic Journal, 133(652): 1466 – 1509.
- Howes, C. (2022), *Why does structural change accelerate in recessions? The credit reallocation channel*, Journal of Financial Economics, 144(3): 933 – 952.
- Huckfeldt C. (2022), *Understanding the Scarring Effect of Recessions*, American Economic Review, 112(4): 1273 – 1310.
- Håkanson, C. (2014), *En tudelad arbetsmarknad, om matchningen på den svenska arbetsmarknaden efter den ekonomiska krisen*, Penning- och Valutapolitik, 2014:2, Riksbanken, Stockholm.
- Johansson, P. och O. Åslund, (2011) *Virtues of SIN: Can increased public efforts help disadvantaged immigrants?* , Evaluation Review 35(4), 399 – 427.
- Kroft, K., F. Lange, M.J. Notowidigdo and L.F. Katz (2016), *Long-Term Unemployment and the Great Recession: The Role of Composition, Duration Dependence, and Nonparticipation*, Journal of Labor Economics, 2016, vol. 34, issue S1, S7 – 54.
- Liljeberg, L., S. Martinsson och J. Thelander (2012a), *Vad innebär det att bli coachad? En utvärdering av jobbcoachningen vid Arbetsförmedlingen*, IFAU Rapport 2012:24.
- Liljeberg, L., A. Sjögren och J. Vikström, (2012b) *Leder nystartsjobben till högre sysselsättning*, IFAU Rapport 2012:6.
- Mortensen, D.T. and C.A. Pissarides (1994) *Job creation and job destruction in the theory of unemployment*, The Review of Economic Studies 61.3: 397 – 415.
- Mueller, A.I. and J. Spinnewijn (2023), *The Nature of Long-Term Unemployment: Predictability, Heterogeneity and Selection*, NBER Working Paper 30979.
- Charles, K.K., E. Hurst and M.J. Notowidigdo (2016) *The Masking of the Decline in Manufacturing Employment by the Housing Bubble*, Journal of Economic Perspectives 30(2): 179 – 200.
- Petrongolo B. and C.A. Pissarides (2001), *Looking into the black box: A survey of the matching function*, Journal of Economic Literature 39 (2), 390 – 431.
- Riksrevisionen (2017), *Matchningen på arbetsmarknaden – sökandesammansättningens betydelse*, Riksrevisionen 2017:26, Stockholm.
- Riksrevisionen (2011) *Statliga insatser för akademiker med utländsk utbildning*, Riksrevisionen 2011:16, Stockholm.
- Riksrevisionen (2015), *Nyanländas etablering – är statens insatser effektiva?* , Riksrevisionen 2015:17, Stockholm.

Sjögren, A. and J. Vikström (2015) *How long and how much? Learning about the design of wage subsidies from policy changes and discontinuities*, Labour Economics 34, issue C: 127 – 137.

Universitets- och högskolerådet (2014), *Effekter av utlåandet över utländsk högskoleutbildning*, Redovisning av regeringsuppdrag till Universitets- och högskolerådet.

Bilaga A: Matchningsmodeller

A1 Standardmodell (aggregerad modell)

Matchning är en process på arbetsmarknaden som visar samspelet mellan hur lediga jobb (vakanser) tillsätts med personer som söker jobb (arbetssökande). Ett traditionellt antagande är att matchningsfunktionen är av typen Cobb-Douglas med konstant skalavkastning:

$$m_t = \mu_t U_t^\sigma V_t^{1-\sigma} \quad (1)$$

där m_t = antalet matchningar (tillsatta jobb), U_t = arbetssökande, V_t = vakanser. Matchningseffektiviteten på arbetsmarknaden ges då av parametern μ_t och $(1-\sigma)$ är elasticiteten med avseende på arbetsmarknadens stramhet.

Om vi definierar arbetsmarknadens stramhet θ som antalet vakanser i förhållande till antalet sökande kan vi skriva matchningsfunktionen på följande sätt:

$$\begin{aligned} m_t &= \mu_t U_t^\sigma V_t^{1-\sigma} = \mu_t U_t^\sigma \left(\frac{V_t}{U_t}\right)^{1-\sigma} U_t^{1-\sigma} \\ m_t &= \mu_t U_t \theta_t^{1-\sigma} \end{aligned} \quad (2)$$

Då kan den aggregerade jobbchansen, det vill säga antalet matchningar i förhållande till antalet sökande, relateras till arbetsmarknadens stramhet enligt:

$$f_t = \frac{m_t}{U_t} = \mu_t \theta_t^{1-\sigma} \quad (3)$$

A2 Modell med heterogena arbetssökande och arbetsmarknadssegment

Vi följer Barnichon och Figura (2016) och estimerar en aggregerad matchningsfunktion som tillåter för (1) heterogenitet mellan arbetssökande och (2) heterogenitet mellan segment på arbetsmarknaden definierade som en kombination av geografiska regioner och yrkesgrupper.

Matchningseffektiviteten

När vi tar hänsyn till heterogenitet i både individegenskaper och segment blir matchningsfunktionen i segment i under period t :

$$m_{it} = \bar{\mu}_i (s_{it} U_{it})^\sigma V_{it}^{1-\sigma} \quad (4)$$

där m_{it} är antalet matchningar (tillsatta jobb) inom segment i , $\bar{\mu}_i$ representerar en konstant komponent av matchningseffektiviteten inom segment i , s_{it} representerar den genomsnittliga sökeffektiviteten i segment i , U_{it} är antalet arbetssökande inom segment i , V_{it} är antalet lediga jobb inom segment i och $(1-\sigma)$ är elasticiteten med

avseende på segmentens arbetsmarknadens stramhet, som antas vara samma i hela landet.

Den genomsnittliga sökeffektiviteten i segment i , s_{it} , är:

$$s_{it} \equiv \sum_j s_{jit} \frac{U_{jit}}{U_{it}} \quad (5)$$

där s_{jit} är sökeffektiviteten av arbetssökande med egenskaper j inom segment i , U_{jit} är antalet arbetssökande med egenskaper j inom segment i och $U_{it} = \sum_j U_{jit}$.

Den individuella sökeffektiviteten av arbetssökande med egenskaper j inom segment i definieras i sin tur som:

$$s_{jit} = e^{\beta x_{jit}} \quad (6)$$

där $x_{jit} = [1, x_{jit}^1, x_{jit}^2, \dots, x_{jit}^K]$ är en vektor av individuella egenskaper.

Det aggregerade antalet matchningar i ekonomin, $m_t = \sum_i m_{it}$, är resultat av en aggregerad matchningsfunktion:

$$m_t = \sum_i m_{it} = \sum_i \bar{\mu}_i (s_{it} U_{it})^\sigma V_{it}^{1-\sigma} \quad (7)$$

Det aggregerade antalet matchningar (tillsatta jobb) i hela ekonomin är summan av antalet matchningar i alla segment i . Matchningsfunktionen i ekvation (7) kan transformeras för att bli en funktion av stramheten i hela ekonomin, som var fallet i standardmodellen, i ekvation (2).

$$m_t = \sum_i \bar{\mu}_i (s_{it} U_{it})^\sigma (\theta_{it})^{1-\sigma} U_{it}^{1-\sigma} (\theta_t)^{\sigma-1} \left(\frac{V_t}{U_t}\right)^{1-\sigma}$$

$$m_t = \sum_i \left(\frac{U_{it}}{U_t}\right) \bar{\mu}_i s_{it}^\sigma \left(\frac{\theta_{it}}{\theta_t}\right)^{1-\sigma} U_t^\sigma V_t^{1-\sigma}$$

$$m_t = \hat{\mu}_t U_t^\sigma V_t^{1-\sigma} = \hat{\mu}_t U_t \theta_t^{1-\sigma} \quad (8)$$

med aggregerad matchningseffektivitet:

$$\hat{\mu}_t = \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \bar{\mu}_i s_{it}^\sigma \left(\frac{\theta_{it}}{\theta_t}\right)^{1-\sigma} \quad (9)$$

Målet med transformationen är att kunna använda vår modell för att förklara den aggregerade matchningseffektiviteten.

Hur estimeras matchningseffektiviteten?

Vi använder data om andelen arbetslösa som övergår till arbete per månad (jobbchansen) för att skatta matchningseffektiviteten.

Jobbchansen för en individ av typ j inom segment i påverkas av jobbchansen i segment i ($\frac{m_{it}}{U_{it}}$, antalet matchningar i förhållande till antalet sökande) och av

individens sökeffektivitet (s_{jit}) relativ den genomsnittliga sökeffektiviteten i segment i (s_{it}). Jobbchansen för en individ av typ j inom segment i är konstant under varje period t och följer:

$$f_{jit} = \frac{s_{jit} m_{it}}{s_{it} U_{it}}$$

$$f_{jit} = \bar{\mu}_i \frac{s_{jit}}{s_{it}} s_{it}^\sigma \theta_{it}^{1-\sigma} \quad (10)$$

Den genomsnittliga jobbchansen inom segment i blir då:

$$f_{it} = \frac{m_{it}}{U_{it}} = \bar{\mu}_i s_{it}^\sigma \theta_{it}^{1-\sigma} \quad (11)$$

Sannolikheten att en individ av typ j inom segment i hittar ett jobb under månad t är:

$$F_{jit} = 1 - e^{-\frac{s_{jit}}{s_{it}} f_{it}} \quad (12)$$

med $\frac{s_{jit}}{s_{it}} = \frac{e^{\beta x_{jit}}}{\sum_j \left(\frac{U_{jit}}{U_{it}}\right) e^{\beta x_{jit}}}$ och f_{it} oberoende av F_{it} eftersom individer är atomistiska (våldigt små) i sina respektive arbetsmarknadssegment.

För varje individ j inom segment i och period t kan vi observera om individen fick ett jobb ($y_{jit} = 1$) eller inte ($y_{jit} = 0$). Vi antar att alla observationer är oberoende och identiskt fördelade över individer och tid så att log-sannolikhetsfunktionen blir:

$$l(\beta) = \sum_t \sum_i \sum_j \{y_{jit} \log(1 - F_{jit}) + (1 - y_{jit}) \log(F_{jit})\} \quad (13)$$

Vi estimerar koefficienterna β genom att minimera $l(\beta)$. Koefficienterna skattas under det vi antar är "normala" förhållande, till exempel med data upp till finanskrisen. De termer som representerar de olika beståndsdelarna i ekvation (9) skattas senare för hela den studerade perioden med hjälp av dessa koefficienter.

Dekomponering i sammansättnings och spridningseffekter

Vi följer Barnichon & Figura (2016) och gör en dekomponering av matchningseffektiviteten. Detta görs med hjälp av en Taylorutveckling av ordning 2 och blir en approximation av matchningseffektiviteten runt genomsnittet i hela landet av de olika beståndsdelarna.

En Taylorutveckling av ordning 2 av en funktion $f(x)$ där x är endimensionell innebär följande approximation:

$$f(x) \sim f(a) + f'(a)(x - a) + \frac{1}{2} f''(a)(x - a)^2$$

Om funktionen är flerdimensionell, till exempel om x består av tre variabler x_1, x_2, x_3 , då blir en Taylorutveckling av ordning 2 runt värden $x_1 = \hat{x}_1, x_2 = \hat{x}_2$ och $x_3 = \hat{x}_3$:

$$\begin{aligned}
 f(x) = f(x_1, x_2, x_3) \sim f(x) \Big|_{x_1=\hat{x}_1, x_2=\hat{x}_2, x_3=\hat{x}_3} &+ \frac{\partial f}{\partial x_1} \Big|_{x_1=\hat{x}_1, x_2=\hat{x}_2, x_3=\hat{x}_3} (x_1 - \hat{x}_1) \\
 &+ \frac{\partial f}{\partial x_2} \Big|_{x_1=\hat{x}_1, x_2=\hat{x}_2, x_3=\hat{x}_3} (x_2 - \hat{x}_2) + \frac{\partial f}{\partial x_3} \Big|_{x_1=\hat{x}_1, x_2=\hat{x}_2, x_3=\hat{x}_3} (x_3 - \hat{x}_3) \\
 &+ \frac{1}{2} \frac{\partial^2 f}{\partial x_1^2} \Big|_{x_1=\hat{x}_1, x_2=\hat{x}_2, x_3=\hat{x}_3} (x_1 - \hat{x}_1)^2 + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 f}{\partial x_2^2} \Big|_{x_1=\hat{x}_1, x_2=\hat{x}_2, x_3=\hat{x}_3} (x_2 - \hat{x}_2)^2 \\
 &+ \frac{1}{2} \frac{\partial^2 f}{\partial x_3^2} \Big|_{x_1=\hat{x}_1, x_2=\hat{x}_2, x_3=\hat{x}_3} (x_3 - \hat{x}_3)^2 + \frac{\partial^2 f}{\partial x_1 \partial x_2} \Big|_{x_1=\hat{x}_1, x_2=\hat{x}_2, x_3=\hat{x}_3} (x_2 - \hat{x}_2) \\
 &+ \frac{\partial^2 f}{\partial x_1 \partial x_3} \Big|_{x_1=\hat{x}_1, x_2=\hat{x}_2, x_3=\hat{x}_3} (x_3 - \hat{x}_3) + \frac{\partial^2 f}{\partial x_2 \partial x_3} \Big|_{x_1=\hat{x}_1, x_2=\hat{x}_2, x_3=\hat{x}_3} (x_3 - \hat{x}_3)
 \end{aligned}$$

En Taylorutveckling av ordning 2 av ekvation (9) innebär att $f(x) = \hat{\mu}_t$, x blir de olika beståndsdelarna $\bar{\mu}_i$, s_{jit} och θ_{it} och dekomponeringen görs runt genomsnittet i hela landet: $\bar{\mu}_0$, s_0 och θ_t .

$$f(x) = \hat{\mu}_t = \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \bar{\mu}_i \left[\sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} s_{jit} \right]^\sigma \left(\frac{\theta_{it}}{\theta_t} \right)^{1-\sigma}$$

Först visar vi derivatorna av första och andra ordningen:

$$\frac{\partial \hat{\mu}_t}{\partial \bar{\mu}_i} = \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \left[\sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} s_{jit} \right]^\sigma \left(\frac{\theta_{it}}{\theta_t} \right)^{1-\sigma}$$

$$\frac{\partial \hat{\mu}_t}{\partial s_{ijt}} = \sigma \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \bar{\mu}_i \left[\sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} s_{jit} \right]^{\sigma-1} \left(\frac{\theta_{it}}{\theta_t} \right)^{1-\sigma}$$

$$\frac{\partial \hat{\mu}_t}{\partial \theta_{it}} = (1 - \sigma) \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \bar{\mu}_i \left[\sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} s_{jit} \right]^\sigma \left(\frac{\theta_{it}}{\theta_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{1}{\theta_t} \right)$$

$$\frac{\partial^2 \hat{\mu}_t}{\partial \bar{\mu}_i^2} = 0$$

$$\frac{\partial^2 \hat{\mu}_t}{\partial s_{ijt}^2} = \sigma(\sigma - 1) \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \bar{\mu}_i \left[\sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} s_{jit} \right]^{\sigma-2} \left(\frac{\theta_{it}}{\theta_t} \right)^{1-\sigma}$$

$$\frac{\partial^2 \hat{\mu}_t}{\partial \theta_{it}^2} = -\sigma(1 - \sigma) \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \bar{\mu}_i \left[\sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} s_{jit} \right]^\sigma \left(\frac{\theta_{it}}{\theta_t} \right)^{-\sigma-1} \left(\frac{1}{\theta_t} \right)^2$$

Som Barnichom och Figura bortser vi från de resterande andraderivatorna genom att anta att $\frac{\partial^2 \hat{\mu}_t}{\partial \mu_i \partial s_{ijt}} = \frac{\partial^2 \hat{\mu}_t}{\partial \mu_i \partial \theta_{it}} = \frac{\partial^2 \hat{\mu}_t}{\partial s_{ijt} \partial \theta_{it}} = 0$.

$$\begin{aligned}\hat{\mu}_t|_{s_{ijt}=s_0, \bar{\mu}_i=\bar{\mu}_0, \theta_{it}=\theta_t} &= \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \bar{\mu}_0 \left[\sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} s_0 \right]^\sigma \left(\frac{\theta_t}{\theta_t} \right)^{1-\sigma} = \mu_0 s_0^\sigma \\ \frac{\partial \hat{\mu}_t}{\partial \bar{\mu}_i} \Big|_{s_{ijt}=s_0, \bar{\mu}_i=\bar{\mu}_0, \theta_{it}=\theta_t} &= \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \left[\sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} s_0 \right]^\sigma \left(\frac{\theta_t}{\theta_t} \right)^{1-\sigma} = s_0^\sigma \\ \frac{\partial \hat{\mu}_t}{\partial s_{ijt}} \Big|_{s_{ijt}=s_0, \bar{\mu}_i=\bar{\mu}_0, \theta_{it}=\theta_t} &= \sigma \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \bar{\mu}_0 \left[\sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} s_0 \right]^{\sigma-1} \left(\frac{\theta_t}{\theta_t} \right)^{1-\sigma} = \sigma \bar{\mu}_0 s_0^{\sigma-1} \\ \frac{\partial \hat{\mu}_t}{\partial \theta_{it}} \Big|_{s_{ijt}=s_0, \bar{\mu}_i=\bar{\mu}_0, \theta_{it}=\theta_t} &= (1-\sigma) \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \bar{\mu}_0 \left[\sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} s_0 \right]^\sigma \left(\frac{\theta_t}{\theta_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{1}{\theta_t} \right) = (1-\sigma) \bar{\mu}_0 s_0^\sigma \left(\frac{1}{\theta_t} \right) \\ \frac{\partial^2 \hat{\mu}_t}{\partial s_{ijt}^2} \Big|_{s_{ijt}=s_0, \bar{\mu}_i=\bar{\mu}_0, \theta_{it}=\theta_t} &= \sigma(\sigma-1) \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \bar{\mu}_0 \left[\sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} s_0 \right]^{\sigma-2} \left(\frac{\theta_t}{\theta_t} \right)^{1-\sigma} = \sigma(\sigma-1) \bar{\mu}_0 s_0^{\sigma-2} \\ \frac{\partial^2 \hat{\mu}_t}{\partial \theta_{it}^2} \Big|_{s_{ijt}=s_0, \bar{\mu}_i=\bar{\mu}_0, \theta_{it}=\theta_t} &= -\sigma(1-\sigma) \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \bar{\mu}_0 \left[\sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} s_0 \right]^\sigma \left(\frac{\theta_t}{\theta_t} \right)^{-\sigma-1} \left(\frac{1}{\theta_t} \right)^2 \\ &= -\sigma(1-\sigma) \bar{\mu}_0 s_0^\sigma \left(\frac{1}{\theta_t} \right)^2\end{aligned}$$

För att approximera $\hat{\mu}_t$ behöver vi addera till $\hat{\mu}_t|_{s_{ijt}=s_0, \bar{\mu}_i=\bar{\mu}_0, \theta_{it}=\theta_t}$ de olika derivatorna av första graden gånger skillnaden mellan beståndsdelarna och deras genomsnittliga värde och de olika derivatorna av andra graden gånger kvadraten av skillnaden mellan beståndsdelarna och deras genomsnittliga värde.

$$\begin{aligned}\hat{\mu}_t \approx \bar{\mu}_0 s_0^\sigma + s_0^\sigma \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} (\bar{\mu}_i - \bar{\mu}_0) + \sigma \bar{\mu}_0 s_0^{\sigma-1} \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} (s_{jit} - s_0) \\ - \frac{1}{2} \sigma(\sigma-1) \bar{\mu}_0 s_0^{\sigma-2} \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} (s_{jit} - s_0)^2 \\ - \frac{1}{2} \sigma(1-\sigma) \bar{\mu}_0 s_0^\sigma \sum_i \frac{U_{it}}{U_t} \sum_j \frac{U_{jit}}{U_{it}} \left(\frac{\theta_{it}}{\theta_t} - 1 \right)^2\end{aligned}$$

Den första ordningen i Taylorutvecklingen visar att matchningseffektiviteten $\hat{\mu}_t$ påverkas av sammansättningen av:

- den konstanta komponenten av matchningseffektiviteten, $\bar{\mu}_i$, som uppskattats via segment-fixa effekter (den andra termen i ekvationen),
- individegenskaper, x_{jit} , via deras effekt på individens och segmentens sökeffektivitet, enligt ekvation (6) (den tredje termen i ekvationen),

Den andra ordning av Taylorutvecklingen visar att matchningseffektiviteten $\hat{\mu}_t$ också påverkas av spridningen av:

- individegenskaper, x_{jit} , igen via deras effekt på individens och segmentens sökeffektivitet (den fjärde termen i ekvationen),
- den relativa stramheten i segment i , $\left(\frac{\theta_{it}}{\theta_t}\right)$ (den femte termen i ekvationen).

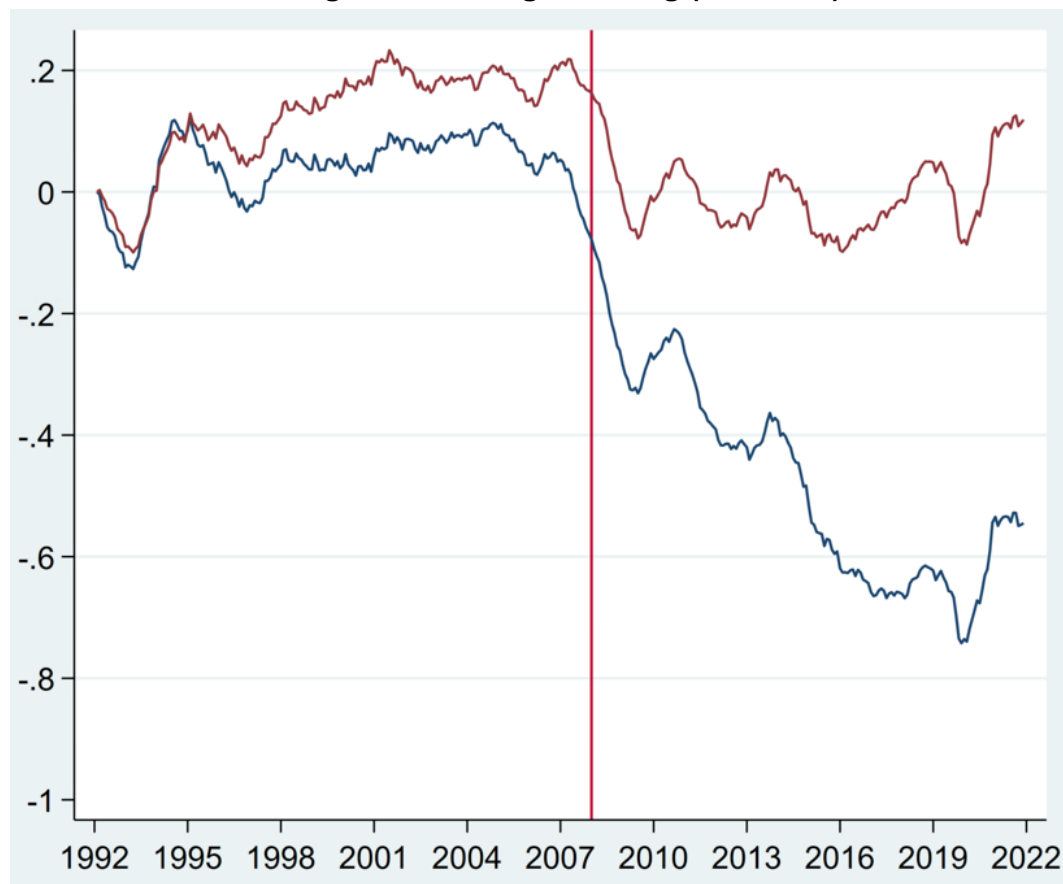
De olika komponenter i dekomponeringen skattas från beståndsdelarna i ekvation (9) (uppestimerade med hjälp av koefficienterna i ekvation (13)) och förklarar den uppestimerade matchningseffektiviteten enligt modellen med heterogena arbetssökande och arbetsmarknadssegment.

Bilaga B: Koefficienter

	Modell skattad med data till och med 2007	Modell skattad med data till och med 2014
Variabel	Koefficient	Koefficient
Ln(stramhet)	0,347	0,262
Man	0,199	0,193
Gymnasial utbildning	0,084	0,126
Eftergymnasial utbildning	0,381	0,389
Född i Europa	-0,330	-0,311
Född utanför Europa	-0,554	-0,620
0-2 år i Sverige	-0,310	-0,622
3-5 år i Sverige	-0,263	-0,259
6-8 år i Sverige	-0,178	-0,160
9-12 år i Sverige	-0,134	-0,091
Ålder: 25-29	0,932	0,917
Ålder: 30-34	0,862	0,861
Ålder: 35-39	0,734	0,738
Ålder: 40-44	0,660	0,652
Ålder: 45-49	0,597	0,565
Ålder: 50-54	0,516	0,456
Ålder: 55-59	0,385	0,318
Segmentsfixa effekter	Ja	Ja
Månadsfixa effekter	Ja	Ja
Observationer	74 744 029	103 669 743

Bilaga C: Modellens residualvariation

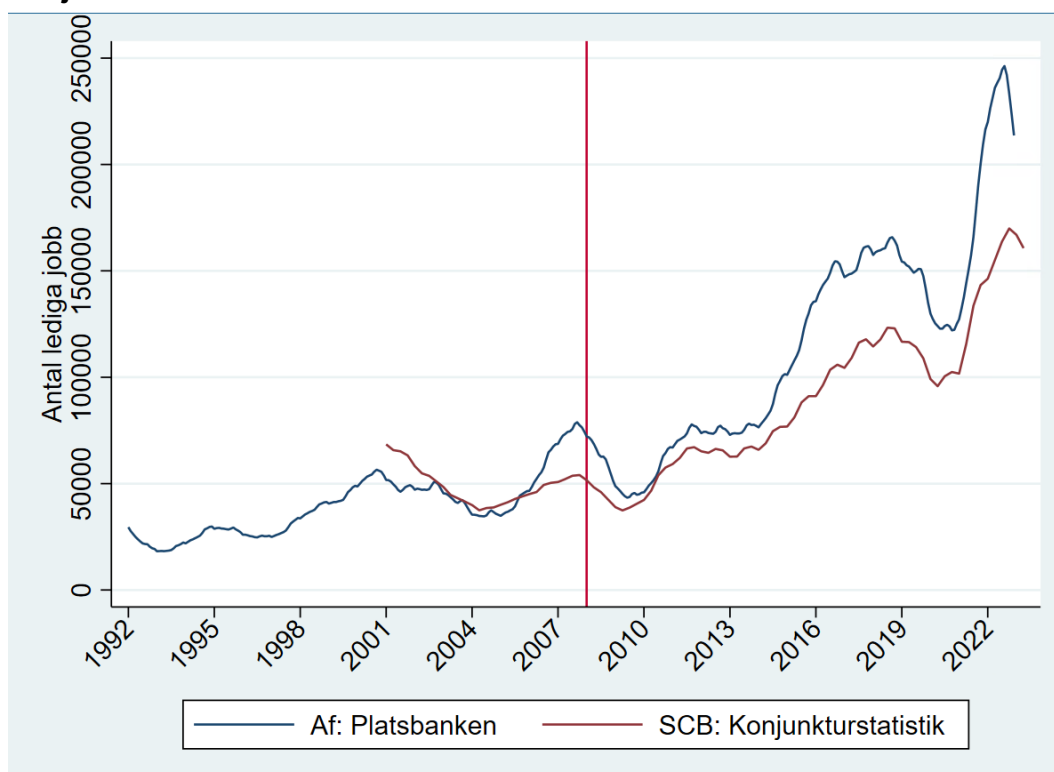
Figur 10 (C1) Residualen i standardmodellen (blå kurva) och residualen i vår modell med heterogenitet och segmentering (röd kurva)



Bilaga D: Känslighetsanalys med alternativa data på antalet lediga jobb

SBC:s statistik om lediga jobb baseras på en urvalsundersökning till företag inom både privat och offentlig sektor (Konjunkturstatistiken). Antalet lediga jobb avser tjänster till vilka arbetsgivaren har påbörjat extern rekrytering av en medarbetare men ännu inte tillsatt någon. I denna bilaga jämför vi våra data på lediga jobb mot SCB:s data och använder även den senare datakällan i en känslighetsanalys. SCB:s data syftar till att mäta efterfrågan på arbetskraft. Men dessa data som bygger på enkäter eller intervjuer är naturligtvis också behäftade med problem, framför allt svarsbortfall som kan variera över tid. Hur som helst är de den naturliga källan att jämföra våra data mot. En viktig begränsning i SCB:s data jämfört med våra data från Arbetsförmedlingen är att de förra inte finns på yrkesnivå. Andra begränsningar är att dessa data enbart finns kvartalsvis på nationell nivå från 2001, och på länsnivå från 2006 och framåt.

Figur 11 (D1) Antalet lediga jobb i platsbanken respektive SCB:s konjunkturstatistik



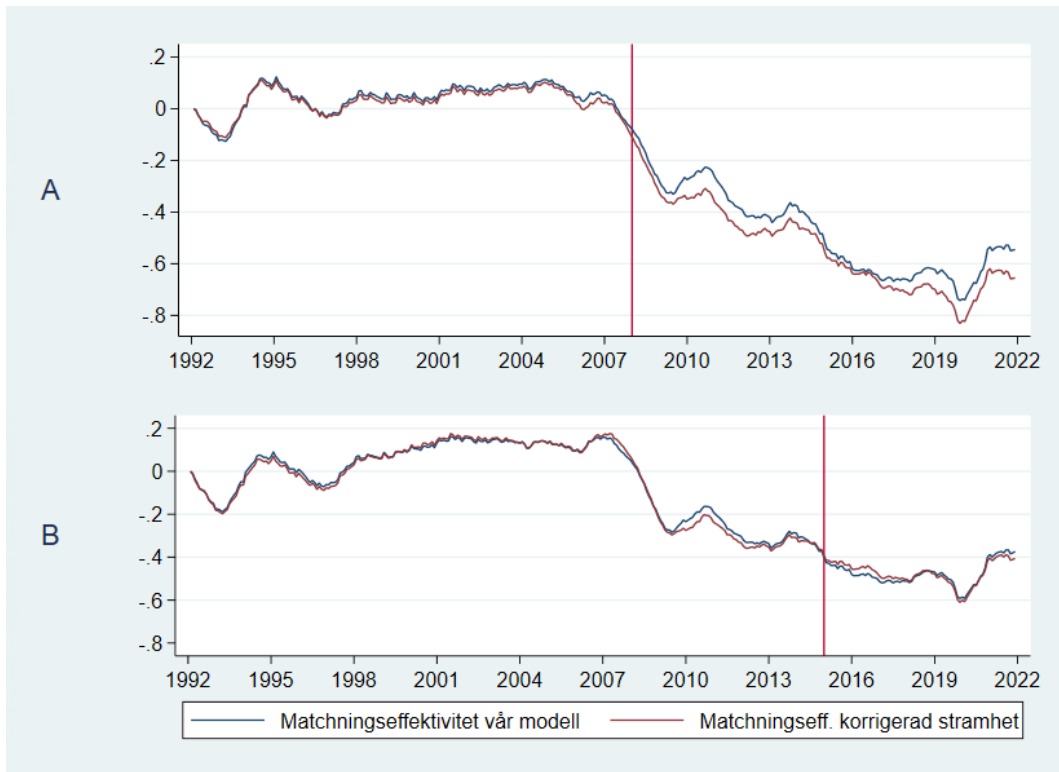
Notera: SCB:s data över vakanser i konjunkturstatistiken finns för perioden 2001 - 2023. Den anger antalet lediga jobb totalt vid mätillfället och avser tjänster till vilka arbetsgivaren har påbörjat extern rekrytering av en medarbetare men ännu inte tillsatt någon. SCB:s data kommer från intervjuundersökningar. Arbetsförmedlingens data är lediga platser som annonseras i platsbanken.

Figur D1 visar trender och nivåer av stocken av lediga jobb i platsbanken och i SCB:s konjunkturstatistik. Jämfört med SCB:s data ser Arbetsförmedlingens data ut att periodvis vara inflaterad, särskilt runt 2008 samt från 2015 och framåt. I den här bilagan studerar vi om våra huvudresultat påverkas av en eventuell överrapportering av lediga jobb i platsbanken. Frågan är om resultaten är annorlunda om lediga jobb i platsbanken hade utvecklats mer likt SCB:s data om lediga jobb. I våra huvudanalyser har vi tillgång till uppgifter om lediga jobb per yrke och län varje månad sedan februari 1992. Notera också i figur D1 att nivåerna av lediga jobb är relativt lika på nationell nivå i de två datakällorna under perioden 2002 – 2006.

Vi skapar därför ett hybridmått på antal lediga jobb per segment baserat på våra data från Arbetsförmedlingen, men där vi låter ökningstakten av lediga platser vara densamma som i SCB:s data i samma län och kvartal. Vi börjar med denna transformation från 2006, det vill säga första året med SCB:s data på länsnivå. Med denna transformation följer antagandet att lediga jobb ökar över tid med samma takt för alla yrkesgrupper i varje län. Olika yrkesgrupper kan dock fortfarande ha olika antal lediga jobb över tid eftersom utvecklingen i SCB:s data appliceras till nivåerna i vår data från Arbetsförmedlingen i början av 2006. Vi använder det transformerade måttet på antal lediga jobb för att skapa en alternativ stramhetsvariabel. Som en känslighetsanalys skattar vi hur matchningseffektiviteten utvecklar sig över tid med och utan denna korrigerad stramhetsvariabel. Resultaten visas i figur D2.

Figur D2, panel A visar att matchningseffektivitetens utveckling 1992 – 2022 inte skiljer sig dramatiskt från våra huvudskattningar när vi korrigerar stramhetsmålet med SCB:s data på lediga jobb. Det totala nettofallet i matchningseffektivitet mellan 2008 och 2022 förefaller dock att underskattas i våra huvudskattningar med ca 10 procentenheter, om man skulle utgå ifrån att SCB:s data på lediga jobb är mer korrekt. I panel B kan vi observera att skillnaden mellan att använda icke-korrigerad och korrigerad stramhet är marginell när vi använder den längre tidsperioden (fram till och med 2014) för att skatta modellparametrarna. Vår slutsats från denna känslighetsanalys är att våra huvudresultat inte är speciellt känsliga för det sannolika mätfelet uppåt i data från platsbanken under delar av tidsperioden.

Figur 12 (D2) Matchningseffektiviteten skattad med ett alternativt mått på stramhet där lediga platser har tvingats följa samma trend som i SCB:s data från konjunkturstatistiken



Notera: Panel A visar matchningseffektivitetens utveckling skattad med vår modell och Arbetsförmedlingens data utan någon korrigering (blå kurva) respektive med korrigering av stramhetsvariabeln för att följa trenden i SCB:s data över lediga platser (röd kurva). Modellernas parametrar är skattade med data från februari 1992 till december 2007. Den vertikala röda linjen i panel A markerar januari 2008, ungefärlig tidpunkt för den stora finanskrisen. Panel B visar motsvarande som panel A, men där modellernas parametrar är skattade med data från februari 1992 till december 2014. Den vertikala röda linjen i panel B markerar januari 2015, ungefärlig tidpunkt för migrationskrisen. Y-axeln visar log-punkter.