

# Att mäta jobbchansen

WORKING PAPER 2016:3

Johnny Zetterberg



## Innehållsförteckning

<b>1</b>	<b>Inledning .....</b>	<b>5</b>
<b>2</b>	<b>Mått på jobbchansen .....</b>	<b>5</b>
<b>3</b>	<b>Tillämpningar av måtten .....</b>	<b>9</b>
<b>4</b>	<b>Referenser .....</b>	<b>12</b>
<b>5</b>	<b>Appendix .....</b>	<b>13</b>

## 1 Inledning

Den så kallade ”jobbchansen” är vid Arbetsförmedlingen ett deskriptivt resultatmått som relaterar utflödet av arbetssökande som har fått ett arbete i förhållande till det totala beståndet (stocken) av arbetssökande och delar av inflödet av arbetssökande. Måttet avser att mäta chansen att få ett arbete för en genomsnittlig arbetssökande som är inskriven vid Arbetsförmedlingen. Denna information är av relevans för att bedöma utfallet av Arbetsförmedlingens verksamhet och redovisas bland annat i Arbetsmarknadsrapporten. Det är därför av vikt att måttet så långt som möjligt har en korrekt och adekvat beräkningsgrund. För närvarande pågår det en diskussion om att förenkla det mått som nu används vid myndigheten. Mot bakgrund av detta finns det anledning att diskutera konsekvensen och lämpligheten av att förenkla måttet på jobbchansen.

Syftet med denna rapport är att redovisa och diskutera olika sätt att mäta jobbchansen och jämföra utfallen av måtten. Den jämförelse som står i fokus är det mått som för närvarande används vid myndigheten och ett förenklat mått som har föreslagits som alternativ till det nu använda måttet. För att tydliggöra vilka förutsättningar som ligger till grund för olika mått på jobbchansen tar diskussionen sin utgångspunkt i det så kallade tidsaggregeringsproblemet i data som också är centralt vid skattningen av Arbetsförmedlingens matchningsindikator.<sup>1</sup> Måtten bygger på samma statistiska teorier som skattningarna av matchningsindikatorn använder för att hantera detta problem och redovisas utförligare i ett *Appendix*. Det statistiska underlaget för jämförelsen av utfallen av de olika jobbchansmåtten utgörs av Arbetsförmedlingens månadsstatistik för perioden 1992-2014.

## 2 Mått på jobbchansen

Empiriska mått på jobbchansen som redovisas i Arbetsförmedlingens Arbetsmarknadsrapport bygger på uppgifter från myndighetens

---

<sup>1</sup> Se Fransson (2009).

månatliga statistik. Statistiken redovisar varje månad uppgifter om antalet personer kvarstående arbetslösa och deltagare i program (beståndet), antalet personer som under månaden skrivs in som arbetssökande (inflödet) och antalet personer som avaktualiseras som arbetssökande (utflödet). Som mått på utflödet använder myndigheten inte enbart personer som har avregistrerats som arbetssökande utan även kvarstående arbetssökande som har fått ett subventionerat arbete.

Det empiriska mått på jobbchansen ( $JC_{1t}$ ) som för närvarande används vid Arbetsförmedlingen bygger på månadsstatistiken och definieras av följande uttryck:

$$JC_{1t} = \frac{f_t}{(US_{t-1} + 0.5us_t)} \quad (1)$$

där  $f$  är utflödet till arbete som avser utflödet till osubventionerade arbeten och/eller subventionerade arbeten.  $US$  är beståndet av öppet arbetslösa och deltagare i program med aktivitetsstöd medan  $us$  är motsvarande summering av inflödet av nyinskrivna öppet arbetslösa och inflödet av nyinskrivna personer till program med aktivitetsstöd,  $t$  som är tidsindex. Observera att bestandsvariablerna avser antalet arbetslösa och deltagare i program vid ingången av perioden (månaden) medan flödestermerna avser personer som flödar in respektive ut under månaden.

Uttrycket (1) föranleder frågan varför den andel av inflödet som finns i nämnaren är multiplicerad med en koefficient om 0,5? En utgångspunkt för att motivera och förklara detta är att det finns ett så kallat tidsaggregeringsproblem som uppkommer vid beräkningar av mått som inkluderar både bestandsvariabler och flödesvariabler när man använder data med en viss aggregeringsnivå.<sup>2</sup> Om beräkningar av mått på jobbchansen bygger på t ex månadsdata - vilket ofta är fallet – uppkommer åtminstone två problem. För det första inkluderar utflödesvariabeln inte bara övergångar till arbete från beståndet av

---

<sup>2</sup> Tidsaggregeringsproblem uppkommer inte bara vid beräkningar av deskriptiva mått utan också vid skattningar av matchningsfunktioner som innehåller flödesvariabler och bestandsvariabler. Av central betydelse är här valet av den tidsmässiga aggregeringsnivån i det statistiska underlaget, dvs. om beräkningarna bygger på veckovisa, månadsvisa eller kvartalsvisa data. Ett empiriskt viktigt skäl för att aggregeringsnivån över tiden bör vara så liten som möjligt är att omfattningen av de flöden som har ägt rum kan mätas med en större precision än vid en högre aggregeringsnivå. Det ligger således i sakens natur att tidsaggregeringsproblemet ökar i takt med aggregeringsnivån i data.

arbetslösa och deltagare i program vid ingången av månaden utan även övergångar av dem som blivit inskrivna under månaden. Det finns med andra ord ett utflöde av de som skrivits in (inflödet) som arbetslösa eller programdeltagare under månaden.

Det andra problemet - som uppkommer som en konsekvens av att det finns ett inflöde av nyinskrivna under månaden - är att beståndet arbetssökande inte är entydigt definierat under månaden. Information finns om hur stort beståndet är vid ingången av månaden och för utgången av månaden. Däremot saknas det information om hur stort beståndet är *under* månaden och hur inflödet är fördelat under månaden. Dessa observationer reser frågan hur större inflöden av nyinskrivna som kan medföra omedelbara utflöden ska beaktas i ett mått på jobbchansen.

Det finns beräkningsmetoder som närmare beskrivs i *Appendix* från vilket det är möjligt att utifrån vissa antaganden härleda ett generellt deskriptivt mått på jobbchansen. Måttet bygger på samma statistiska teorier som används för att beakta tidsaggregeringsproblemet vid skattningar av Arbetsförmedlingens matchningsindikator. Det generella måttet utgår från två viktiga antaganden. Det första är att inflödet av nya arbetssökande är konstant under perioden (månaden). Det andra antagandet är att under samma period är den proportionerliga förändringen i beståndet (stocken) arbetssökande liten under månaden. Av detta följer då att utflödessannolikheten under perioden varierar litet och är mer eller mindre konstant. Beroende på vilka antaganden som görs om utflödessannolikheten för de arbetssökande att lämna arbetslöshet under månaden implicerar det generella jobbchansmåttet två möjliga "extrema" mått på jobbchansen.

Säg först att utflödessannolikheten eller jobbchansen för de arbetssökande är (konstant) noll vilket innebär att inte någon av de arbetssökande eller nyinskrivna finner något arbete under perioden. Under dessa förutsättningar kommer de som är nyinskrivna att i genomsnitt vara arbetssökande under halva tiden av mätperioden (se *Appendix*). Detta betyder att inflödesandelens storlek i nämnaren motsvaras av den förväntade tiden i arbetslöshet för de nyinskrivna, dvs.

inflödet multipliceras med koefficienten 0,5 varför måttet på jobbchansen således kan beräknas som:

$$JC_n^a = \frac{M_n}{U_n + 0,5u_n} \quad (2)$$

där  $M_n$  är matchningsutfallet som mäts i termer av utflödet av arbetssökande som lämnar arbetslöshet vilket är liktydigt med  $f$  enligt (1),  $U_n$  är beståndet arbetslösa vid ingången av perioden (månaden) och  $u_n$  är inflödet av arbetssökande under perioden. Som framgår är detta jobbchansmått alltså identiskt med det som nu används enligt (1).

Det andra extremfallet som visas i *Appendix* är att i stället anta att utflödessannolikheten eller jobbchansen för de arbetssökande är (konstant) oändligt stor. Innebörden av detta är att varje arbetssökande då omgående får ett arbete under mätperioden. Eftersom alla individer omedelbart finner ett arbete kommer det totala antalet matchningar eller utflödet att vara lika stort som det totala antalet arbetslösa inklusive nyinskrivna är vid varje tidpunkt under månaden. Detta betyder att under dessa förutsättningar kan inflödet av nyinskrivna multipliceras med en koefficient om 1 och måttet på jobbchansen kan skrivas som:

$$JC_n^b = \frac{M_n}{U_n + u_n} \quad (3)$$

Sammantaget visar ovanstående observationer att den andel av inflödet som finns i nämnaren i måttet på jobbchansen kan multipliceras med en koefficient 0,5 eller med en koefficient 1 beroende på vilket antagande som görs om utflödessannolikheten för de arbetssökande.

Samtidigt finns det dock inget stöd i statistiken för att den förväntade tiden i öppen arbetslöshet eller deltagande i program är oändligt lång som det första måttet på jobbchansen implicerar eller att den förväntade arbetslöshetstiden är negligierbar som är implikationen av det andra måttet. Mot den bakgrunden är slutsatsen att givet de förutsättningar som det generella jobbchansmåttet bygger på bör i ett "sant" mått på jobbchansen andelen av inflödet i nämnaren på måttet snarare multipliceras med en koefficient som ligger mellan extremvärdena 0,5

och 1. Det är dock en empirisk fråga att bestämma ett sådant "sant" värde. En utgångspunkt för att närma sig ett mer korrekt värde vore att helt enkelt "gissa" värdet genom att ta medelvärdet av koefficienterna i de två extremfallen. Den praktiska betydelsen av valet av faktorkoefficient diskuteras i några tillämpningar som redovisas nedan.

I syfte att förenkla det nu använda måttet på jobbchansen finns det förslag vid myndigheten på att förändra de ovanstående måtten genom att helt enkelt exkludera flödestermen i nämnaren och i stället redovisa måttet:

$$JC2_t = \frac{f_t}{US_{t-1}} \quad (4)$$

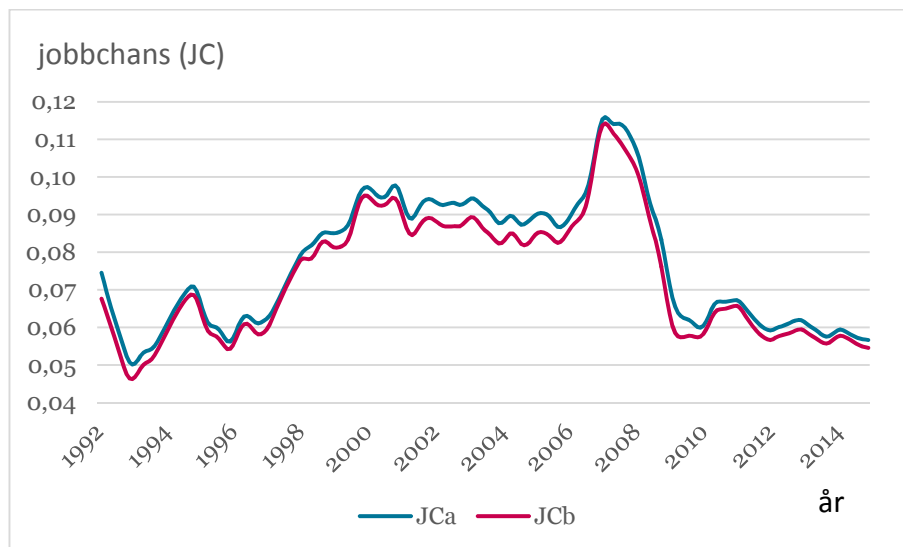
Att exkludera flödestermen innebär att måttet bortser från att det finns ett tidsaggregeringsproblem i data och därmed blir måttet i en statistisk mening snedvridet (biased). Genom att inte beakta för det inflöde som sker under perioden (månaden) kommer måttet inte konsistent beakta för de potentiella omedelbara utflöden som är inkluderade i variabeln  $f_t$  och som beror av inflödet under månaden. Eftersom måttets täljare då blir "för stor" i förhållande till nämnaren blir konsekvensen av att utelämna inflödesvariablerna att ett sådant förenklat mått kommer att överskatta den "sanna" jobbchansen under månaden. Vilken praktisk betydelse en sådan förenkling är dock en empirisk fråga som diskuteras i det följande.

### 3 Tillämpningar av måtten

I det följande jämförs utifrån månadsstatistik utfallen av de jobbchansmått som ovan har diskuterats och avser jobbchansen för öppet arbetslösa och deltagare i program med aktivitetsstöd. Måtten är beräknade utifrån uppgifter om utflödet till osubventionerade arbeten eller arbete utan stöd, antal arbetssökande i beståndet öppet arbetslösa eller i program med aktivitetsstöd samt nyinskrivna i de båda sökandekategorierna.



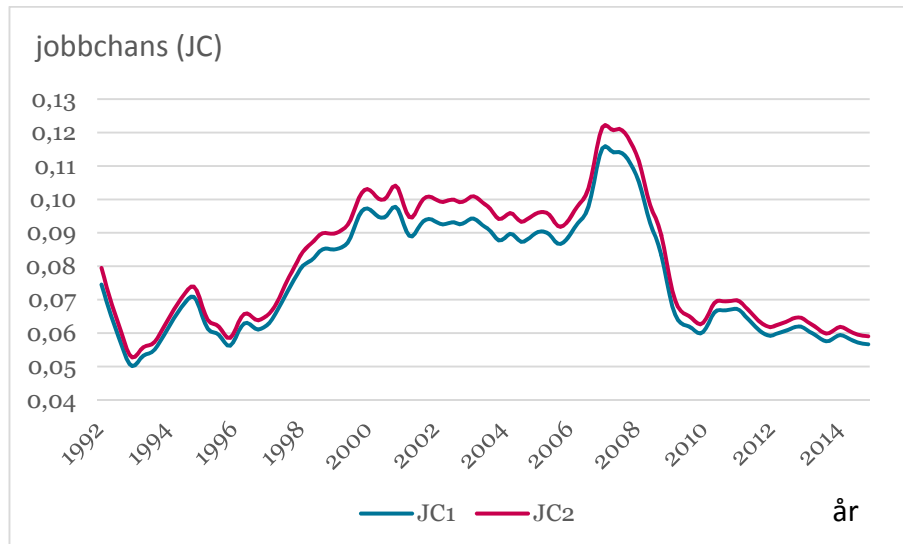
**Figur 1** Utvecklingen av jobbchansen 1992-2014 enligt måttet (JCa) och måttet (JCb)



**Anm:** De beräknade måtten har trendats med Eviews Census x12.

**Källa:** Arbetsförmedlingens månadsstatistik.

**Figur 2** Utvecklingen av jobbchansen 1992-2014 enligt måttet (JC1 (JCa)) och måttet (JC2)



**Anm:** De beräknade måtten har trendats med Eviews Census x12.

**Källa:** Arbetsförmedlingens månadsstatistik.

*Figur 1* visar en jämförelse av utfallet mellan det nuvarande måttet JC1 som alltså är identiskt med JCa – definierade av uttrycken (1) eller (2) –

och måttet  $JC^b$  definierat av uttrycket (3).<sup>3</sup> Som framgår är som väntat jobbchansen genomgående högre med det nuvarande måttet där inflödet är halverat än med det alternativa måttet där hela inflödet ingår, beroende på att det sistnämnda måttet har ett högre värde på nämnaren. Den faktiska skillnaden mellan de två jobbchansmåtten,  $JC^a$  och  $JC^b$ , är dock mycket små och närmast negligierbar. I praktiken är således valet av koefficient till inflödesandelen i nämnaren på jobbchansmättet av mindre betydelse med nuvarande relationer mellan antalet arbetslösa och deltagare i program i beståndet och inflödet av antalet nyinskrivna.

Av större intresse är att jämföra utfallen av något av dessa mått med det föreslagna förenklade måttet,  $JC_2$ , där inflödet är helt exkluderat från nämnaren. *Figur 2* jämför utvecklingen av jobbchanserna som är beräknat med det förenklade måttet och med det nu använda måttet,  $JC_1$  ( $JC^a$ ) där halva inflödet ingår i nämnaren. Som framgår är skillnaden mellan måtten för jobbchanserna inte obetydligt. Det är uppenbart att det förenklade måttet ger en överskattning av jobbchansen jämfört med det nuvarande måttet som inkluderar halva inflödet i nämnaren. Skillnaden blir ännu större vid en jämförelse med det alternativa måttet ( $JC^b$ ) där hela inflödet ingår i nämnaren. Särskilt stor är skillnaden under den första delen av 2000-talet då det förenklade måttet indikerar en jobbchans som är 1-1,5 procentenheter högre än det alternativa måttet. Under perioden därefter - när jobbchansen har minskat till betydligt lägre nivåer än tidigare - är däremot skillnaden i utfall mellan måtten väsentligt mindre. Under de senaste åren indikerar det förenklade måttet en jobbchans som nivåmässigt "bara" är cirka 0,5 procentenheter högre än det alternativa måttet.

Att skillnaden mellan måtten minskat och för närvarande är mindre än under första delen av 2000-talet talar för att det trots allt inte skulle ha någon större praktisk betydelse om det förenklade måttet i stället används för att bedöma jobbchansens utveckling över tid. I ljuset av Arbetsförmedlingens strävan att bli en expertmyndighet inom arbetsmarknadsområdet som bör bygga på vetenskaplig grund och beprövad erfarenhet skulle det dock knappast öka förtroendet för

---

<sup>3</sup> För att förenkla framställningen utelämnas tidsindexeringen på måtten fortsättningsvis.

myndigheten att använda mått eller indikatorer som överskattar utfallet av den egna verksamheten. Dessutom är det inte uteslutet att jobbchansen framöver kan komma att öka i nivå. Om det förenklade måttet då används kommer alltså konsekvensen av överskattningen av jobbchansen att synliggöras i betydligt högre grad än vad den för närvarande gör. Oavsett detta finns det också ett självständigt värde av att använda beskrivande mått på jobbchansen som bygger på en gemensam statistisk tankesammanhang som den matchningsindikator som används vid myndigheten för att spegla utfallet av verksamhetens effektivitet att matcha de arbetssökande med de lediga platser som finns tillgängliga. Av dessa skäl är det därför lämpligare att på empiriska grunder använda mått på jobbchansen som är definierade enligt sambanden (1)-(3).

## 4 Referenser

Coles, M. & B. Petrongolo, (2003), "A Test Between Unemployment Theories Using Matching Data, *Centre for Economic Performance*, LSE, London, June.

Coles, M. & B. Petrongolo, (2008), "A Test Between Stock-Flow Matching and the Random Matching Function Approach", *International Economic Review*, Vol.49, November, s 1113-1141.

Fransson, K., (2009), "Matchningsfunktionen – en indikator för matchningsprocessen", Working Paper 2009:1, *Arbetsförmedlingen*.

## 5 Appendix

### Tidsaggregering och mått på jobbchansen

Syftet med detta *Appendix* är att klargöra under vilka förutsättningar som de två föreslagna jobbchansmått som diskuteras i texten bygger på. I detta sammanhang bör det också noteras att problemet med tidsaggregering i data också beaktas vid skattningarna av Arbetsförmedlingens matchningsindikator och de föreslagna jobbchansmått utgår från den statistiska referensram som används för att hantera detta problem. Av detta skäl tar diskussionen sin utgångspunkt i den härledning av en generell tidsaggregerad matchningsfunktion som redovisas i Coles & Petrongolo (2003,2008).

Utgångspunkten är att återanställnings(utflödes-)sannolikheterna för inflödet av arbetslösa och beståndet arbetslösa i tidpunkten  $t$  kan betecknas med  $p(t)$  respektive  $\lambda(t)$ . Utflödessannolikheten  $p(t)$  är andelen avskedade individer som i tidpunkten  $t$  tämligen omgående finner en anställning eller lämnar arbetslöshet medan  $\lambda(t)$  är sannolikheten för en individ som varit arbetslös under en viss tidsperiod att bli anställd eller lämna arbetslösheten. Om  $p(t)$  och  $\lambda(t)$  är de sanna underliggande utflödessannolikheterna och om  $M(t)$  betecknar det förväntade (matchnings-) utflödet i tidpunkt  $t$  så gäller att

$$M(t) = \lambda(t) * U(t) + p(t) * u(t) \quad (A1)$$

där  $U(t)$  är beståndet (stocken) arbetslösa och  $u(t)$  är inflödet till arbetslöshet. Den första termen visar utflödet från den rådande stocken arbetslösa medan den andra visar det utflöde som härrör från inflödet arbetslösa som lämnar arbetslöshet under månaden.

Den statistiska frågan handlar sedan om att identifiera detta kontinuerliga matchningssamband genom att använda tidsserier på månadsdata. I detta fall registreras stocken arbetslösa  $U_n$  i början på varje månad  $n$  och det totala inflödet av nya arbetslösa  $u_n$  under varje månad ( $n$ ). På motsvarande sätt gäller detta data över vakanser. Därmed uppkommer en tidsaggregeringsbias eftersom månadsdata bara

registrerar det totala antalet matchningar varje månad som beror på hur stockvariablerna har ändrats under månaden. För att statistiskt kunna kontrollera för denna bias måste vi först modellera hur stocken arbetslösa  $U(t)$  generellt förändras över tiden under månad  $n$ . Givet  $p(t)$ ,  $\lambda(t)$  och inflödet av nya arbetslösa individer  $u(t)$  kan stocken arbetslösa i tidpunkten  $t$  beskrivas som

$$U(t) = U_n e^{-\int_n^t \lambda(s) ds} + \int_n^t u(t') [1 - p(t')] e^{-\int_{t'}^t \lambda(s) ds} dt' \quad (\text{A2})$$

Den första termen visar antalet arbetslösa i början på månaden ( $U_n$ ) som förblir i arbetslöshet i tidpunkten  $t$  tillsammans med fördelningen av utflödessannolikheter för beståndet. Den andra termen beskriver inflödet av alla avskedade individer vid en tidpunkt  $t'$  under perioden ( $n, t$ ) som kvarstår i arbetslöshet i tidpunkten  $t$  med motsvarande fördelning av utflödessannolikheter.

För att kunna identifiera ( $p(t)$ ,  $\lambda(t)$ ) införs i (A2) två olika identifierande antaganden. Det första antagandet är att inflödet av nya arbetslösa ( $u$ ) och nya lediga platser ( $v$ ) är konstant under perioden. Detta betyder att  $u(t')=u_n$  och  $v(t')=v_n$  för alla  $t'$  under perioden. Det andra antagandet är att den proportionerliga förändringen i stocken arbetslösa och stocken vakanser är liten. Följaktligen varierar varken  $p$  eller  $\lambda$  heller särskilt mycket under månaden utan är konstanta dvs.  $\lambda(t)=\lambda_n$  och  $p(t)=p_n$ . Dessa två antaganden innebär att (A2) kan förenklas till

$$U(t) = U_n e^{-\lambda_n(t-n)} + u_n [1 - p_n] \frac{1 - e^{-\lambda_n(t-n)}}{\lambda_n} \quad (\text{A3})$$

Vidare gäller att för en godtycklig månad att det förväntade totala antalet matchningar ges av  $M_n = \int_n^{n+1} M(t) dt$ . Insättning av (A1) och (A3) implicerar att det förväntade utflödet vid ingången av en månad kan skrivas

$$M_n = \int_0^1 \lambda_n U_n e^{-\lambda t} + u_n [1 - p_n] - e^{-\lambda t} u_n [1 - p_n] + p_n u_n dt \quad (\text{A4})$$

Expansion av (A4) ger ekvationen för den generella tidsaggregerade matchningsfunktionen.

$$M_n = U_n(1 - e^{-\lambda_n}) + p_n u_n + \frac{u_n[1-p_n][e^{-\lambda_n}-1+\lambda_n]}{\lambda_n} \quad (\text{A5})$$

Som framgår utgörs den tidsaggregerade matchningsfunktionen av tre komponenter. Den första visar de individer i den ursprungliga stocken arbetslösa som matchas under månaden. Den andra komponenten är de som avskedats och som omedelbart får ett arbete medan den tredje visar utflödet av den resterande delen av de som avskedats och som därefter matchas mot ett nytt ledigt arbete under månaden. Ekvation (A5) är det generella sambandet för att identifiera tidsaggregering under olika matchningsansatser där alltså den sista termen i (A5) fångar upp tidsaggregeringen. Vid slumpmässig matchning antas  $p_n=0$  och vid stock-flow antas  $p_n>0$ .

Den aggregerade jobbchansen utgår från en matchningsfunktion som antar slumpmässig matchning ( $p_n=0$ ) varför (A5) kan skrivas som

$$M_n = U_n(1 - e^{-\lambda_n}) + \frac{u_n[e^{-\lambda_n}-1+\lambda_n]}{\lambda_n} \quad (\text{A6})$$

Definiera sedan  $\bar{U}_n$  som det förväntade antalet arbetslösa som har en sannolikhet att få ett arbete under månaden och som uppfyller att  $M_n = \bar{U}_n(1 - e^{-\lambda_n})$ . Ekvation (A6) implicerar då att detta relevanta mått på  $\bar{U}$  är

$$\bar{U}_n = U_n + \frac{u_n[e^{-\lambda_n}-1+\lambda_n]}{\lambda_n(1-e^{-\lambda_n})} \quad (\text{A7})$$

Den andra termen i högerledet kan användas för att tydliggöra under vilka antaganden som tidsaggregeringen implicerar adekvata förväntade värden på arbetslöshet under månaden med tidsaggregerade data. Ett antagande är att  $\lambda_n \rightarrow 0$  vilket innebär att varje arbetslös matchas mycket långsamt vilket implicerar att  $\tilde{U}_n \rightarrow U_n + 0,5u_n$ . Givet att ingen arbetssökande finner ett arbete ( $\lambda_n=0$ ) kommer varje ny arbetslös under månad  $n$  i genomsnitt att vara arbetslös halva månaden, förutsatt att inflödet av arbetslösa sker i en konstant lika takt. Ett andra antagande är

att om  $\lambda_n \rightarrow \infty$  innebär detta att individer bara är arbetslösa momentant vilket implicerar att  $\tilde{U}_n \rightarrow U_n + u_n$ . Tolkningen i detta fall är alltså att givet att alla individer omedelbart finner ett arbete är det totala antalet matchningar lika stort som det totala antalet arbetslösa är vid varje tidpunkt under månaden.

Låt sedan  $\pi \equiv \frac{[e^{-\lambda_n} - 1 + \lambda_n]}{\lambda_n(1 - e^{-\lambda_n})}$  vilket innebär att (A7) kan skrivas som  $\bar{U}_n = U_n + \pi u_n$  där  $\pi$  är inflödesandelens storlek och  $0,5 \leq \pi \leq 1$ . Genom att dividera båda sidorna i sambandet (A6) med det förväntade antalet arbetslösa som har en sannolikhet att få ett arbete under månaden ( $\bar{U}_n$ ) kan detta skrivas som

$$\frac{M_n}{\bar{U}_n} \equiv \frac{M_n}{U_n + \pi u_n} = (1 - e^{-\lambda_n}) \quad (\text{A8})$$

Logaritmering av sambandet ger

$$\lambda_n = \ln\left(\frac{M_n}{U_n + \pi u_n}\right) \quad (\text{A9})$$

som alltså är utflödessannolikheten (hasarden) för en individ som varit arbetslös under en viss tidsperiod att bli anställd eller lämna arbetslösheten.

Som framgår är högerledet i (A9) i princip detsamma som högerledet enligt (1) som är det mått på jobbchansen som för närvarande används vid Arbetsförmedlingen eftersom matchningsutfallet  $M_n$  empiriskt brukar mätas i termer av utflödet till arbete som i (1) betecknas med  $f$ . Beräknas (1) och (A9) utifrån samma bas ger antilogaritmering att  $JC \approx e^{\ln(\lambda_n)}$  och ett generellt mått på jobbchansen ( $JC_n$ ) som tar hänsyn till tidsaggregeringen i data kan bestämmas som:

$$JC_n \approx \frac{M_n}{U_n + \pi u_n} \quad \text{där } 0,5 \leq \pi \leq 1 \quad (\text{A10})$$

Sambandet är alltså identiskt med sambandet (1) i det specifika fallet då matchningsutfallet  $M_n$  mäts som utflödet till arbete,  $f$ , och inflödesandelen  $\pi = 0,5$ .



## WORKING PAPER 2016:3

AV: JOHNNY ZETTERBERG

Arbetsförmedlingens Working Paper serie presenterar rapporter som rör analys av arbetsmarknadens funktionssätt och effekter av arbetsmarknadspolitiska insatser.

Working papers kan laddas ned från  
[www.arbetsformedlingen.se](http://www.arbetsformedlingen.se)

Du kan beställa Arbetsförmedlingens informationsmaterial i alternativa format på  
[www.arbetsformedlingen.se/alternativaformat](http://www.arbetsformedlingen.se/alternativaformat)

### Synpunkter?

Rapporterna är pågående arbete och författarna tar tacksamt emot synpunkter.

Arbetsförmedlingens huvudkontor  
Forsknings- och utvärderingsenheten  
113 99 Stockholm  
E-post: [analysavdelningen@arbetsformedlingen.se](mailto:analysavdelningen@arbetsformedlingen.se)



113 99 Stockholm  
Telefon 0771-60 00 00  
[www.arbetsformedlingen.se](http://www.arbetsformedlingen.se)