

Frida Videll, SSA/SU/MET
Thomas Önskog, SSA/SU/MET

Länkning av AKU:s tidsserier

Bakgrund

AKU är sedan 1 januari 2021 anpassad till EU:s nya ramlag (förordning 2019/1700) för den sociala statistiken. Den nya förordningen innebär bland annat förändringar avseende populationen, definitioner och blankettens utformning. Utöver de förändringar som den nya ramlagen medfört har även AKU:s hjälpinformation förändrats. Förändringen av hjälpinformationen implementerades samtidigt som införandet av den nya ramlagen i syfte att minimera antalet brott i tidsserien.

AKU:s design

Syftet med AKU är att beskriva aktuella arbetsmarknadsförhållanden för hela befolkningen som tillhör målpopulationen. AKU är den enda källan som löpande ger en sammanhållen bild av arbetsmarknaden (sysselsättningen, arbetslösheten, arbetade timmar mm.).

AKU är en individbaserad urvalsundersökning som genomförs via telefonintervjuer varje månad under hela året. Månadsurvalet var 2021 ungefär 18 200 personer och är från och med januari 2022 ungefär 17 000 personer. Urvalspersonerna besvarar frågor om sin arbetsmarknadssituation under en specifik vecka, kallad referensvecka, i referensmånaden. Upplägget är sådant att samtliga veckor under året undersöks. Resultaten av de månadsvisa undersökningarna publiceras kort efter referensperiodens slut. Dessa ligger också till grund för skattningar av kvartals- och årsgenomsnitt.

AKU är en panelundersökning med roterande urval där urvalspersonerna deltar en gång per kvartal vid totalt åtta tillfällen. Detta medför att 7/8 av urvalet återkommer med tre månaders mellanrum och att 1/8 av urvalet byts ut mot nya urvalspersoner.

Ändringar i AKU från och med januari 2021

Här beskrivs kortfattat de förändringar som införts i AKU från och med januari 2021. En mer detaljerad dokumentation återfinns på AKU:s produktsida¹.

¹ Övergripande om ändringarna i AKU i samband med ramlagen [ändringar-i-aku-i-samband-med-ramlagen_202102.pdf \(scb.se\)](https://www.scb.se/meddelanden/2022/02/21/andringar-i-aku-i-samband-med-ramlagen_202102.pdf) (Hämtad 2022-02-21)

Definitionsförändring

Den främsta definitionsförändringen avser sysselsatta, närmare bestämt sysselsatta som är frånvarande från arbetet. Det rör sig om personer som av vissa frånvaroskäl är helt frånvarande från arbetet och där frånvaron förväntas vara i mer än tre månader. Detta gäller bland annat helt tjänstlediga utan lön, permitterade, frånvarande pga. arbetsbrist, uppsagda utan arbetsplikt, föräldralediga som inte är berättigade till föräldrapenning samt säsongsarbetande som inte utfört något arbete under innevarande säsong. Dessa personer exkluderas ur gruppen sysselsatta, varför definitionsförändringen leder till färre sysselsatta.

Förändringar har även genomförts för de frågor som används för att klassificera arbetslösa. Till skillnad från definitionsförändringen för sysselsatta är det svårt att på förhand avgöra hur dessa förändringar kommer att påverka skattningarna av antalet arbetslösa. Frågan om en respondent har sökt arbete har stärkts upp i syfte att tydliggöra vad som avses med frågan. Dessutom har frågan om hur man sökt arbete ändrats. Tidigare var detta en öppen fråga, men efter i den nya blanketten finns en egen fråga för varje möjligt söksätt. Om respondenten svarar ja på någon av söksättsfrågorna, så ställs inte några ytterligare frågor om söksätt.

Populationsförändring

Enligt den nya ramlagen består målpopulationen endast av boende i privata hushåll, så att bland annat värnpliktiga ska exkluderas från målpopulationen. Tidigare bestod målpopulationen av samtliga bosatta vilket leder till att målpopulationen enligt den nya ramlagen är mindre än tidigare. SCB har inte någon förhandsinformation om antalet personer i privata hushåll, så denna grupp måste därför identifieras i samband med intervjun.

Ytterligare en ändring som införts avseende populationen är att åldersgruppen utökats från 15-74 till 15-89 år.

Blankettförändring

Den nya ramlagen har medfört att frågeordningen i blanketten har ändrats så att blanketten som används i AKU ska följa ett visst flöde. Denna ändring har bidragit till att möjligheten till så kallade beroende intervjuer nu är mer begränsade. Tidigare förlitade sig AKU:s blankett på beroende intervjuer med kontrollfrågor där respondenten ombads bekräfta tidigare uppgifter. I den nya blanketten är detta ej längre möjligt i samma utsträckning.

Förändrad hjälpinformation

Skattningarna i AKU baseras på en regressionsestimator som använder hjälpinformation från olika register. Hjälpinformationen består av variabler som identifierar viktiga redovisningsgrupper och/eller

samvarierar med viktiga undersökningsvariabler och/eller samvarierar med svarssannolikheten.

Information om kön i kombination med ålder samt information om boenderegion respektive födelseland hämtas från registret över totalbefolkningen, RTB, och används som hjälpinformation i AKU.

Information från Arbetsförmedlingens sökanderegister används också i hjälpinformationen och är föremål för en av ändringarna som implementerats. Från och med januari 2021 inkluderas fler sökandekategorier i klassificeringen av arbetslösa i hjälpinformationen. Syftet med denna förändring är att förbättra samvariationen mellan arbetslösa i hjälpinformationen och arbetslösa i AKU.

Tidigare har information från registerbaserad arbetsmarknadsstatistik, RAMS, använts som hjälpinformation. Uppgifter från detta register har indelats i åtta grupper, sju grupper efter näringsgren och en grupp för de som inte finns med i RAMS. RAMS framställs på årsbasis och vid användning i AKU:s hjälpinformationen har informationen i bästa fall varit 13 månader gammal och i sämsta fall 24 månader gammal. Från och med januari 2021 ersätts RAMS i hjälpinformationen av månatliga arbetsgivardeklarationer på individnivå, AGI, och dessa är alltid en månad gamla. Hjälpinformationen blir därmed mycket mer aktuell och samvariationen mellan sysselsatta i hjälpinformationen och sysselsatta i AKU förbättras. Vid införandet av AGI som hjälpinformation i AKU fanns inte tillgång till information om näringsgren kopplad till uppgifterna och därför är informationen från AGI inte uppdelad efter näringsgren. I stället indelas informationen från AGI efter åldersgrupp, eftersom olika svarsmönster har observerats för olika åldersgrupper.

Tillgänglig information

Analys av tidsseriebrott i AKU kan genomföras på många olika sätt. I de genomförda analyserna har fyra huvudsakliga källor använts och de beskrivs kortfattat nedan.

Dubbelmätning

För samtliga månader under 2021 genomfördes en dubbelmätning där det månatliga urvalet på ungefär 18 200 urvalspersoner delades upp i två delar. Ena delen av dubbelmätningen utgjordes av 80 procent av urvalet och genomfördes enligt den nya blanketten medan den andra delen utgjordes av 20 procent av urvalet och genomfördes enligt den gamla blanketten. Detta innebär att insamling har skett enligt både den nya och den gamla blanketten under 2021 och motsvarande skattningar finns tillgängliga för samtliga årets månader.

Skattningar enligt ny respektive gammal hjälpinformation

Uppgifterna från AGI finns tillgängliga från och med januari 2019, men de har inte använts vid framställningen av AKU förrän från och med

januari 2021. Detta medför att skattningar med ny hjälpinformation kan tas fram från och med februari 2019. Att det inte går att gå tillbaka till januari 2019 beror på att AGI används med en månads eftersläpning i AKU. För perioden februari 2019–december 2021 finns således skattningar med ny och gammal hjälpinformation med den gamla blanketten. Dessutom finns, från och med januari 2021, skattningar med ny och gammal hjälpinformation för den nya blanketten.

Information om definitionsändring

För att kvantifiera vilken effekt som definitionsändringen avseende sysselsatta som är frånvarande från arbetet har genomfördes ett test mellan februari 2020 och december 2020. Inom ramen för detta test ställdes ytterligare frågor till de som klassificerades som sysselsatta men som riskerade att klassificeras som arbetslösa eller utanför arbetskraften enligt den nya ramlagen. Dessa ytterligare frågor ställdes i slutet av intervjun och liknar frågorna i nya blanketten.

Därutöver går det att i den nya blanketten identifiera de som skulle klassificerats som sysselsatta enligt den gamla blanketten men som ej gör det enligt den nya blanketten.

Flödesdata

Eftersom AKU är en panelundersökning där urvalspersonerna deltar under åtta efterföljande kvartal går det att följa personerna över tid. Denna design möjliggör analyser av flödesdata för att beskriva hur arbetskraftsstatus ändras från ett kvartal till ett annat.

I syfte att analysera effekten av nya ramlagen är det av särskilt intresse att jämföra flöden mellan kvartal 4 2020 och kvartal 1 2021 med de flöden som vanligtvis observeras. På så sätt ges möjlighet att se om det finns någon indikation på skillnader mellan nya och gamla ramlagen.

Metod för skattning av tidsseriebrott

För att avgöra om blankettbytet och bytet av hjälpinformation har givit upphov till brott i AKU:s tidsserier har en så kallad differensmetod använts. För att beskriva differensmetoden i AKU:s kontext, så behöver vi först införa viss notation. Låt $X_t^{b,h}$ beteckna värdet på tidsserien X vid tiden t . Indexen b och h betecknar här blankett respektive hjälpinformation och båda dessa index antar värden i mängden $\{g, n\}$, där g står för gammal och n står för ny. Detta ger totalt fyra varianter av varje tidsserie. Det totala tidsseriebrottet ges av

$$X_t^{n,n} - X_t^{g,g},$$

där t är godtycklig tidpunkt från och med januari 2021. Vi har tillgång till skattningar av $X_t^{g,g}$ och $X_t^{n,n}$ för alla 12 månader under 2021, men eftersom vi har data för gammal och ny hjälpinformation under en längre tidsperiod, så väljer vi att göra uppdelningen

$$X_t^{n,n} - X_t^{g,g} = \underbrace{(X_t^{n,n} - X_t^{g,n})}_{\text{blankettbyte}} + \underbrace{(X_t^{g,n} - X_t^{g,g})}_{\text{byte av hjälpinfo}}.$$

Den första termen i högerledet motsvarar tidsseriebrottet till följd av blankettbytet och den kan vi skatta med hjälp av dubbelmätningen under 2021. Den andra termen i högerledet motsvarar tidsseriebrottet till följd av bytet av hjälpinformation och den kan vi skatta med hjälp av skattningar med gammal och ny hjälpinformation.

Byte av hjälpinformation

Vi skattar först storleken för det tidsseriebrott som uppkommit vid byte av hjälpinformation. Skattningen av detta brott betecknas $\hat{\Delta}^h$ och ges av

$$\hat{\Delta}^h = \sum_{t \in [T_0^h, T_1]} \alpha_t (X_t^{g,n} - X_t^{g,g}),$$

där T_0^h betecknar februari 2019 och T_1 december 2021. Koefficienterna α_t är icke-negativa tal som uppfyller villkoret $\sum_{t \in [T_0^h, T_1]} \alpha_t = 1$. Vid beräkning av kvartalsmedelvärden och årsmedelvärden för AKU:s tidsserier viktas de två första månaderna i varje kvartal med 4 och den sista månaden i varje kvartal med 5². Vi använder vikter med dessa proportioner även i skattningen $\hat{\Delta}^h$. Med hjälp av grundläggande sannolikhetsteori kan man visa att variansen för brottskattningen minimeras om vikten för en given månad är omvänt proportionell mot variansen för den månads skattning. Eftersom urvalsstorleken för den gamla blanketten under 2021 är 1/5 av urvalsstorleken under 2019 och 2020 och variansen är proportionell mot urvalsstorleken, så multiplicerar vi vikterna för alla 2021 års månader med en faktor 1/5.

Eftersom $X_t^{g,n}$ och $X_t^{g,g}$ skattas baserat på samma stickprov, så kan vi använda det gängse skattningsprogrammet för att skatta medelfelet σ_t av $X_t^{g,n} - X_t^{g,g}$. Korrelationen mellan $X_t^{g,n} - X_t^{g,g}$ och $X_s^{g,n} - X_s^{g,g}$ för olika tidpunkter s och t är mycket svag för AKU:s tidsserier och detta gäller även då $s - t$ är en multipel av tre månader, dvs då urvalen vid tidpunkterna s och t delvis överlappar varandra. Följaktligen kan vi skatta variansen av brottskattningen $\hat{\Delta}^h$ som

$$\hat{V}^h \approx \sum_{t \in [T_0^h, T_1]} \alpha_t^2 \sigma_t^2 \approx 0.0362 \bar{V}_1 + 0.00073 \bar{V}_2 \approx 0.0399 \bar{V}_1,$$

där \bar{V}_1 är stickprovsmedelvärdet av varianserna för $X_t^{g,n} - X_t^{g,g}$ under 2019–2020 och \bar{V}_2 är stickprovsmedelvärdet av varianserna för $X_t^{g,n} - X_t^{g,g}$ under 2021. Sambandet längst till höger i ovanstående ekvation gäller eftersom $\bar{V}_2 \approx 5\bar{V}_1$ till följd av dubbelmätningens design.

² För år med 53 månader viktas ytterligare en av årets månader med 5.

Blankettbyte

Vi skattar härnäst storleken för det tidsseriebrott som uppkommit vid blankettbytet. Skattningen av detta brott betecknas $\hat{\Delta}^b$ och ges av

$$\hat{\Delta}^b = \sum_{t \in [T_0^b, T_1]} \beta_t (X_t^{n,n} - X_t^{g,n}),$$

där T_0^b betecknar januari 2021 och T_1 december 2021. Koefficienterna β_t är icke-negativa tal som uppfyller villkoret $\sum_{t \in [T_0^b, T_1]} \beta_t = 1$. Vi låter vikterna β_t ha samma inbördes proportioner som vikterna α_t . Variansen \hat{V}^b av brottskattningen $\hat{\Delta}^b$ ges då av

$$\hat{V}^b = \sum_{t \in [T_0^b, T_1]} \beta_t^2 \sigma_t^2 + \sum_{s, t \in [T_0^b, T_1]} \beta_s \beta_t \lambda_{s,t} \rho_{s,t} \sigma_s \sigma_t \approx \gamma^2 \bar{V},$$

där γ är en parameter som varierar mellan AKU:s olika tidsserier och \bar{V} är stickprovsmedelvärdet av varianserna av $\{X_t^{n,n} - X_t^{g,n}\}_{t \in [T_0^b, T_1]}$, dvs stickprovsmedelvärdet av $\{(\sigma_t^{n,n})^2 + (\sigma_t^{g,n})^2\}_{t \in [T_0^b, T_1]}$. Vidare gäller det, i ekvationen ovan, att $\lambda_{s,t}$ är andelen av urvalet som överlappar mellan tiderna s och t samt att $\rho_{s,t}$ är korrelationen mellan $X_s^{n,n} - X_s^{g,n}$ och $X_t^{n,n} - X_t^{g,n}$. För att bestämma parametern γ har vi använt historiska värden som tidigare har beräknats för AKU:s tidsserier³.

Syftet med dubbelmätningen är att skatta den totala effekten av alla förändringar som gjorts i blanketten. Denna totala effekt består dels av effekter som är direkt kvantifierbara, såsom definitionsförändringen för antalet sysselsatta, dels av effekter som inte är kvantifierbara, såsom förändrad frågeordning. Eftersom dubbelmätningen bara består av tolv månaders data med relativt små urvalsstorlekar, särskilt för den gamla blanketten, så är osäkerheten i brottskattningarna $\hat{\Delta}^b$ mycket stor. Följaktligen är det mycket få tidsserier som uppvisar en signifikant blanketteffekt i dubbelmätningen.

Definitionsförändring

För att ändå kunna skatta blanketteffekten, så har vi separat undersökt definitionsförändringen, vilken är den enda direkt kvantifierbara blanketteffekten. Enligt den nya definitionen av sysselsatta, så kommer vissa personer som har varit frånvarande från sitt arbete i minst tre månader ej längre att klassas som sysselsatta. För att skatta antalet personer som påverkas av denna definitionsförändring, så använder vi

³ Följande värden på γ har använts vid i detta arbete. För antalet sysselsatta är $\gamma = 0.451$, för antalet arbetslösa och antalet arbetslösa heltidsstuderande är $\gamma = 0.367$, för antalet i arbetskraften och antalet utanför arbetskraften är $\gamma = 0.452$, för antalet i befolkningen är $\gamma = 0.488$, för antalet sysselsatta i arbete är $\gamma = 0.377$, för antalet sysselsatta frånvarande är $\gamma = 0.342$, för antalet fast anställda är $\gamma = 0.473$, för antalet tidsbegränsat anställda är $\gamma = 0.423$, för antalet företagare och medhjälpande hushållsmedlemmar är $\gamma = 0.481$ och för antalet anställda, både totalt och uppdelat på sektorer, så är $\gamma = 0.459$.

månatliga skattningar av denna grupp baserat på de svar som inhämtats i den nya blanketten under 2021. Vi beräknar brottskattningar $\hat{\Delta}^d$ av definitionsförändringen som viktade medelvärden av dessa månatliga skattningar (med vikterna β_t ovan). För vissa åldersgrupper har vi observerat ett tydligt säsongsmönster i antalet personer som påverkas av definitionsförändringen. Av denna anledning har vi i analysen beräknat viktade medelvärden för sommarmånaderna (juni-augusti), viktade medelvärden för övriga månader samt viktade medelvärden för årets samtliga månader.

Från de svar som inhämtats i den nya blanketten kan vi skatta hur många som påverkats av definitionsförändringen och även vilken arbetsmarknadsstatus de får i den nya blanketten. Men eftersom dessa personer ej längre klassas som sysselsatta i den nya blanketten, så har de inte fått frågor som kan ge svar på vilken sysselsättningsstatus de hade haft i den gamla blanketten. Med andra ord kan vi inte avgöra om dessa personer med den gamla definitionen hade varit fast anställda, tidsbegränsat anställda eller företagare och inte heller vilken sektor de verkade inom. För att kunna skatta definitionsförändringens påverkan på samtliga variabler behöver vi ha tillgång till sådan information och för att lösa detta problem finns två möjliga datakällor. Dels finns flödesdata som beskriver vilken sysselsättningsstatus de personer som under kvartal 1 2021 påverkades av definitionsförändringen hade under kvartal 4 2020. Dels finns svar från den extrafråga som ställdes i AKU under perioden februari–december 2020 för att uppskatta antalet personer som påverkades av definitionsförändringen. Båda dessa datakällor ger relativt likstämiga resultat, men vi har valt att basera skattningarna helt och hållet på den sistnämnda källan eftersom den baseras på fler urvalspersoner och är mindre säsongsberoende samt att resultaten från flödesanalyserna kan förvrängas av personer som har bytt sysselsättningsstatus mellan kvartal 4 2020 och kvartal 1 2021.

Skattningarna av hur definitionsförändringen har påverkat olika undergrupper av sysselsatta 2020 har sedan skalats om för att matcha skattningen av det totala antalet sysselsatta som påverkades av definitionsförändringen under 2021. Variansen \hat{V}^d av $\hat{\Delta}^d$ skattas med hjälp av samma formel som för \hat{V}^b , men \bar{V} är här stickprovsmedelvärdet av variansen av antalet personer som påverkas av definitionsförändringen.

Skattningen av definitionsförändringen $\hat{\Delta}^d$ och skattningen av det totala blankettbytet $\hat{\Delta}^b$ har kombinerats på följande sätt för att ta fram en skattning av tidsseriebrottet till följd av blankettbytet. Vi använder skattningen av definitionsförändringen som brottskattning under förutsättning att villkoret

$$\hat{\Delta}^a - 1.96\sqrt{\hat{V}^a} \leq \hat{\Delta}^d \leq \hat{\Delta}^a + 1.96\sqrt{\hat{V}^a},$$

är uppfyllt, dvs om skattningen av definitionsförändringen inte avviker signifikant från resultatet av dubbelmätningen. Om ovanstående villkor inte är uppfyllt, så har vi lagt till en extra blanketteffekt $\hat{\Delta}^e$, så att

$$\hat{\Delta}^q - 1.96\sqrt{\hat{V}^q} \leq \hat{\Delta}^d + \hat{\Delta}^e \leq \hat{\Delta}^q + 1.96\sqrt{\hat{V}^q},$$

är uppfyllt. Storleken på $\hat{\Delta}^e$ har valts med hänsyn till bland annat flöden och egenskaper hos de länkade tidsserierna och beskrivs i detalj senare i denna rapport.

Populationsförändring

Förändringen i AKU:s målpopulation innebär att bara personer boende i privata hushåll numera räknas in i AKU-befolkningen. Personer som inte bor i privata hushåll tas dock inte bort ur urvalet eftersom SCB saknar tillgång till registerinformation om vilka som bor i privata hushåll. Under 2021 har SCB i stället använt förfarandet att personer som, baserat på sina svar i AKU, inte bedöms bo i ett privat hushåll räknas bort från befolkningen under innevarande AKU-omgång och även under alla framtida AKU-omgångar. Eftersom det finns en viss omsättning mellan att bo i privat hushåll och inte, så har förfarandet fått till följd att skattningen av hur många personer som inte bor i privat hushåll har ökat för varje kvartal.

SCB arbetar med att se över förfarandet avseende hanteringen av de som ej bor i privata hushåll. En effekt av detta arbete skulle kunna bli att alla personer i urvalet som vid föregående undersökningstillfälle klassificerats som ej boende i privat hushåll även kommer att kontaktas vid nästföljande undersökningstillfälle. Med ett sådant förfarande blir skattningen av hur många personer som inte bor i privat hushåll nära konstant över tid. Skattningen av det tidsseriebrott som populationsförändringen givit upphov till är konstruerat så att den är konsistent med det nya förfarandet. SCB kommer även senare att länka tidsserierna för AKU-befolkningen under perioden från och med april 2021 till och med sista månaden som det tidigare förfarandet använts.

För att skatta tidsseriebrottet i befolkningen, så inför vi följande notation. Låt p beteckna sannolikheten att en slumpmässigt vald urvalsperson ej bor i ett privat hushåll (fortsättningsvis betecknat IP, som i "icke-privat") vid första intervjutillfället. Låt vidare q beteckna sannolikheten att en slumpmässigt vald urvalsperson är IP vid ett intervjutillfälle utan att ha varit IP vid föregående intervjutillfälle. Låt slutligen r beteckna sannolikheten att en slumpmässigt vald urvalsperson inte är IP vid ett intervjutillfälle, men var IP vid föregående intervjutillfälle. Vi antar att dessa tre sannolikheter är konstanta över ett år och att $q = r$.

Andelen urvalspersoner som är IP i AKU under första kvartalet 2021 är en skattning av p . Eftersom urvalspersoner som var IP under första

kvartalet antogs vara det även andra kvartalet, så är andelen urvalspersoner som är IP i AKU under andra kvartalet 2021 en skattning av $p + \frac{7}{8}q$. Med liknande resonemang, så är andelen urvalspersoner som är IP i AKU under tredje kvartalet 2021 en skattning av

$$\frac{7}{8}\left(p + \frac{7}{8}q\right) + \frac{1}{8}p + \frac{7}{8}q = p + \left(\frac{7}{8} + \left(\frac{7}{8}\right)^2\right)q = p + \frac{105}{64}q,$$

och andelen urvalspersoner som är IP i AKU under fjärde kvartalet 2021 är en skattning av

$$\begin{aligned} \frac{7}{8}\left(p + \left(\frac{7}{8} + \left(\frac{7}{8}\right)^2\right)q\right) + \frac{1}{8}p + \frac{7}{8}q &= p + \left(\frac{7}{8} + \left(\frac{7}{8}\right)^2 + \left(\frac{7}{8}\right)^3\right)q \\ &= p + \frac{1352}{512}q. \end{aligned}$$

För att använda informationen om andelen urvalspersoner som varit IP under 2021 för att skatta p , så beräknar vi först, för varje indelning i ålder och kön som är av intresse, kvartalsmedelvärden (med 4-4-5-viktning) av andelen IP. Vi betecknar dessa kvartalsmedelvärden Q_1, \dots, Q_4 och ställer upp regressionsmodellen

$$\begin{pmatrix} Q_1 \\ Q_2 \\ Q_3 \\ Q_4 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 7/8 \\ 1 & 105/64 \\ 1 & 1352/512 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p \\ q \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{pmatrix},$$

där $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_4$ är slumpmässiga fel. Minsta kvadratmetoden ger sedan en skattning av p från ovanstående modell. Skattningen av p multipliceras slutligen med RTB-befolkningen för att härleda en skattning $\hat{\Delta}^p$ av tidsseriebrottet som orsakats av populationsförändringen. Genom att undersöka flödena för personer som klassificerats som IP under 2021, så ser vi att dessa personer så gott som uteslutande tidigare har befunnit sig utanför arbetskraften. I länkningsgruppen har vi därför låtit populationsförändringen i befolkningen tas från gruppen ej i arbetskraften (varvid antalet personer i arbetskraften ej påverkats av populationsförändringen).

Förändring av säsongsmönster

Såväl bytet av hjälpinformation som blankettbytet kan ge upphov till ett förändrat säsongsmönster. Eftersom dubbelmätningen och analysen av definitionsförändringen bara ger oss en mätning per månad, så kan vi inte särskilja en eventuell förändring i säsongsmönstret från slumpmässiga avvikelser. Vi är därför tvungna att försumma eventuella förändringar i säsongsmönstret till följd av blankettbytet.

För bytet av hjälpinformation är situationen något mer gynnsam eftersom vi där har tillgång till totalt 35 månaders data. Detta är något mindre än de tre års data som normalt krävs för att skatta en förändring

i säsongsmönstret. För att ändå försöka avgöra om säsongsmönstret påverkats av bytet av hjälpinformation, så har vi, för var och en av årets tolv månader, beräknat viktade medelvärden av de differenser $X_t^{g,n} - (X_t^{g,g} + \hat{\Delta}^h)$ som finns tillgängliga för den månaden. För ett antal av AKU:s variabler, såsom antalet sysselsatta, antalet i arbetskraften, antalet sysselsatta i arbete och antalet fast anställda ser det ut att finnas en linjärt samband över året för dessa viktade medelvärden. Detta linjära samband kan dock inte observeras i data från den nya blanketten och vi har därför utfört ytterligare analyser för att avgöra om eventuella skillnader i säsongsmönster till följd av bytet av hjälpinformation ska tas med i de länkade tidsserierna. Dessa analyser finns beskrivna i detalj senare i denna rapport (se exempelvis Figur 1).

Flödesanalyser

Som nämnts ovan har flödesdata analyserats med flera olika syften i arbetet med att skatta eventuella tidsseriebrott. I några fall har dessa analyser påvisat avvikelser som varken har kunnat förklaras av bytet av hjälpinformation eller av förändringarna av sysselsättningsdefinitionen eller populationen. I dessa fall har vi gjort mindre justeringar av brottskattningarna i enlighet med flödesanalysen. Dessa justeringar finns beskrivna i detalj senare i denna rapport.

Metod för länkning av tidsserier

Med hjälp av analyserna i föregående avsnitt, så kan vi skatta storleken för de tidsseriebrott som blankettbytet och bytet av hjälpinformation har givit upphov till. För att använda dessa brottskattningar för att konstruera länkade tidsserier använder vi följande metodik.

Låt X_t vara en av AKU:s tidsserier. Vi omvandlar först den totala brottskattningen för denna tidsserie (som uttrycks i antal tusental personer eller antal miljoner timmar) till en faktor av befolkningen. Mer specifikt, så beräknar vi medelvärdet \bar{Y} under 2021 av RTB-befolkningen Y_t^g för samma åldersgrupp som X_t . Vi har alltså att

$$\bar{Y} = \frac{1}{T_1 - T_0^b} \sum_{t \in [T_0^b, T_1]} Y_t^g.$$

Den totala brottskattningen uttryckt som en faktor av \bar{Y} blir då

$$\hat{\Delta} = \frac{\hat{\Delta}^h + \hat{\Delta}^d + \hat{\Delta}^e + \hat{\Delta}^p}{\bar{Y}}.$$

Därefter härleder vi länkade tidsserier för perioden april 2005–december 2020 genom att justera tidsserien $X_t^{g,g}$ enligt

$$X_t^{link} = X_t^{g,g} + Y_t^g \hat{\Delta}.$$

Eftersom alla brottskattningar är summakonsistenta och eftersom de, för varje åldersgrupp, viktas med samma faktor Y_t^g , så kommer de

resultaterande länkade tidsserierna att vara summakonsistenta. Länkade tidsserier för åldersgruppen 15-74 år erhålls genom att summera de länkade tidsserierna för alla undergrupper i ålder. De korrektioner som införts i de länkade tidsserierna är proportionella mot storleken på befolkningen i motsvarande åldersgrupp. Eftersom befolkningen har ökat över tid, så innebär detta att korrektionerna generellt är mindre i början av länkingsperioden 2005–2020 än i slutet av densamma.

Värdena på de länkade tidsserierna i december 2020 är framtagna på ett något annorlunda sätt än enligt formlerna ovan. Praxis i AKU har varit att uppdatera RAMS-versionen i hjälpinformationen i december månad och säsongsmönstret i AKU är därför anpassat till detta förfarande. I december 2020 uppdaterades dock inte hjälpinformationen från RAMS 2018 till RAMS 2019 i de publicerade tidsserierna⁴. För att undvika att orsaka en avvikelse i säsongsmönstret, så utgår värdena på de länkade tidsserierna i december 2020 från skattningar med RAMS 2019 som hjälpinformation i stället för de publicerade skattningarna som har RAMS 2018 som hjälpinformation.

Skattningar av tidsseriebrott

I detta avsnitt redovisar vi resultaten från den utförda analysen av tidsseriebrott i AKU. Vi inleder med att redovisa några generella ställningstaganden. I AKU:s säsongrensningssystem delas det totala urvalet bestående av personer i åldrarna 15–74 år upp i åldersgrupper enligt: 15 år, 16–17 år, 18–19 år, 20–24 år, 25–34 år, 35–44 år, 45–54 år, 55–59 år, 60–64 år samt 65–74 år. Vi har tagit fram separata brottskattningar för alla dessa åldersgrupper och sedan låtit brottskattningen för 15–74 år vara summan av brottskattningarna för alla ingående åldersgrupper. På motsvarande sätt används könsuppdelningen män respektive kvinnor i AKU. Vi har tagit fram separata brottskattningar för respektive kön och får den totala brottskattningen som summan av brottskattningarna för båda könen.

Eftersom urvalet för åldersgruppen 15 år är mycket begränsat, särskilt i dubbelmätningen, så har alla brottskattningar för denna åldersgrupp satts till noll. För de båda åldersgrupperna 16–17 år respektive 18–19 år, så har vi inte kunnat göra separata brottskattningar eftersom vi inte har en finare åldersindelning av hjälpinformationen än 16–19 år. Detta hade till följd att direkta brottskattningar för åldersgrupperna 16–17 år respektive 18–19 år blev alltför volatila. Vi har därför valt att göra brottskattningar för åldersgruppen 16–19 år och sedan fördela dessa brottskattningar lika över åldersgrupperna 16–17 år respektive 18–19 år. För ytterligare några serier har brottskattningarna satts till noll även

⁴ Att byte av RAMS-version inte genomfördes för AKU i december 2020 såsom brukligt berodde på att framställningen av RAMS ändrats mellan 2018 och 2019.

för några andra åldersgrupper, exempelvis arbetslösa i åldersgruppen 65–74 år samt fast anställda och företagare i åldersgruppen 16–19 år.

Byte av hjälpinformation

Vi redovisar först skattningar av tidsseriebrott till följd av byte av hjälpinformation. Tabell 1 visar brottskattningarna för sysselsatta och tabell 2 dito för arbetslösa uppdelat på ålder och kön.

Tabell 1. Skattningar av tidsseriebrott till följd av byte av hjälpinformation (ny minus gammal hjälpinformation) för antalet sysselsatta, uppdelat på kön och ålder, mätt i tusentals personer. Signifikanta brott på 5 %-nivån indikeras med en asterisk.

Sysselsatta	Män	Kvinnor	Båda könen
16–19 år	-0.2 (±0.8)	0.0 (±0.9)	0.0 (±0.9)
20–24 år	5.2 (±1.3)*	4.0 (±1.1)*	9.2 (±2.3)*
25–34 år	-4.9 (±0.9)*	-4.6 (±1.0)*	-9.5 (±1.7)*
35–44 år	-1.3 (±0.6)*	-1.7 (±0.9)*	-3.0 (±1.3)*
45–54 år	-1.9 (±0.7)*	-1.8 (±0.9)*	-3.6 (±1.4)*
55–59 år	-1.7 (±0.5)*	-0.8 (±0.5)*	-2.5 (±0.9)*
60–64 år	-5.9 (±0.8)*	-6.2 (±0.9)*	-12.1 (±1.5)*
65–74 år	-4.7 (±0.8)*	-3.8 (±0.7)*	-8.5 (±1.4)*
15–74 år	-15.3 (±3.8)*	-15.0 (±4.3)*	-30.3 (±7.8)*

Tabell 2. Skattningar av tidsseriebrott till följd av byte av hjälpinformation (ny minus gammal hjälpinformation) för antalet arbetslösa, uppdelat på kön och ålder, mätt i tusentals personer. Signifikanta brott på 5 %-nivån indikeras med en asterisk.

Arbetslösa	Män	Kvinnor	Båda könen
16–19 år	-0.4 (±0.2)*	-0.1 (±0.2)	-0.5 (±0.3)*
20–24 år	-2.4 (±0.6)*	-1.3 (±0.3)*	-3.7 (±0.8)*
25–34 år	0.4 (±0.5)	0.1 (±0.5)	0.5 (±0.9)
35–44 år	0.1 (±0.5)	-0.8 (±0.5)*	-0.7 (±0.8)
45–54 år	-0.1 (±0.5)	-0.3 (±0.5)	-0.4 (±0.8)
55–59 år	0.2 (±0.3)	-0.3 (±0.3)*	0.0 (±0.5)
60–64 år	-0.3 (±0.3)*	-0.2 (±0.3)	-0.6 (±0.4)*
65–74 år	0.0 (±0.1)	0.0 (±0.1)	0.0 (±0.1)
15–74 år	-2.5 (±1.8)*	-2.8 (±1.5)*	-5.3 (±3.1)*

För sysselsatta är alla brottskattningar utom för åldersgruppen 16–19 år signifikanta. För arbetslösa, däremot, är endast brottskattningarna för 16–19 år, 20–24 år och 60–64 år signifikanta. Eftersom de skattningar som är icke-signifikanta är mycket små i absoluta tal (som mest 0,7 tusen), så har även dessa använts i länkningen.

Tabell 3 visar brottskattningarna för åldersgruppen 15–74 år för samtliga tidsserier för antal personer som har betraktats i länken utom för sysselsatta och arbetslösa, som beskrivits i tabell 1-2, samt för befolkningen, som inte påverkas av bytet av hjälpinformation.

Tabell 3. Skattningar av tidsseriebrott till följd av byte av hjälpinformation (ny minus gammal hjälpinformation) för samtliga tidsserier för personer utom för sysselsatta, arbetslösa och befolkningen, för åldersgruppen 15–74 år uppdelat på kön, mätt i tusentals personer. Signifikanta brott på 5 %-nivån indikeras med en asterisk.

Tidsserie	Män	Kvinnor	Båda könen
Arbetslösa, heltidsstuderande	-0.8 (±0.6)*	-0.7 (±0.5)*	-1.5 (±0.9)*
I arbetskraften	-17.8 (±3.1)*	-17.8 (±3.8)*	-35.6 (±6.6)*
Ei i arbetskraften	17.8 (±3.1)*	17.8 (±3.8)*	35.6 (±6.6)*
Sysselsatta, i arbete	-19.3 (±3.5)*	-29.1 (±4.0)*	-48.3 (±7.1)*
Sysselsatta, frånvarande	3.9 (±1.1)*	14.1 (±1.4)*	18.0 (±2.1)*
Fast anställda	-6.6 (±3.2)*	2.6 (±3.8)	-4.1 (±6.5)
Tidsbegränsat anställda	-12.5 (±1.5)*	-16.3 (±1.7)*	-28.8 (±2.8)*
Anställda	-19.2 (±3.7)*	-13.7 (±4.4)*	-32.9 (±7.7)*
Företagare och medhj. hush.medl.	3.8 (±1.6)*	-1.3 (±0.9)*	2.5 (±2.1)*
Privat anställda	-30.0 (±4.4)*	-26.2 (±4.2)*	-56.2 (±8.3)*
Statligt anställda	5.0 (±1.2)*	2.2 (±0.8)*	7.3 (±1.9)*
Kommunalt anställda	4.0 (±2.1)*	9.3 (±4.3)*	13.3 (±6.2)*
Primärkommunalt anställda	2.3 (±1.6)*	5.7 (±3.2)*	8.0 (±4.6)*
Landstingskommunalt anställda	1.7 (±0.6)*	3.6 (±1.3)*	5.3 (±1.7)*

Samtliga brottskattningar för 15–74 år är signifikanta bortsett från fast anställda för kvinnor respektive båda könen. Vi noterar även att för fast anställda samt företagare och medhjälpare hushållsmedlemmar har brottskattningarna olika tecken för män och kvinnor.

Generellt används alla brottskattningar för bytet av hjälpinformation, även de som inte är signifikanta, i länken. Avvikelsen mot att bara använda signifikanta skattningar understiger ett tusen personer för samtliga tidsserier. För några enstaka tidsserier i vissa åldersgrupper, exempelvis frånvarande i åldersgruppen 16–19 år har brottskattningen satts till noll eftersom de länkade serierna annars skulle få negativa värden enstaka månader.

Blankettbyte

Vi redovisar nu brottskattningarna från dubbelmätningen. Tabell 5 ovan visar brottskattningarna för åldersgruppen 15–74 år för samtliga tidsserier som har betraktats i länken. Som synes är samtliga redovisade brottskattningar från dubbelmätningen icke-signifikanta. Brottskattningarna för män och kvinnor är också generellt väldigt olika, både till storlek och tecken, och samma mönster kan ses även för

brottskattningar för olika åldersgrupper (ej redovisat i tabellen). Att det inte går att urskilja ett tydligt mönster efter ålder eller kön indikerar att brottskattningarna från dubbelmätningen i hög utsträckning orsakats av slumpmässiga effekter, såsom urvalsfel.

Tabell 5. Skattningar av tidsseriebrott till följd av blankettbyte (ny minus gammal blankett) för samtliga tidsserier för antal personer och åldersgruppen 15–74 år uppdelat på kön, mätt i tusentals personer. Signifikanta brott på 5 %-nivån indikeras med en asterisk.

Tidsserie	Män	Kvinnor	Båda könen
Sysselsatta	-5.2 (±48.0)	6.5 (±48.0)	1.3 (±55.7)
Arbetslösa	22.4 (±24.4)	-10.2 (±25.8)	12.2 (±31.1)
Arbetslösa, heltidsstuderande	3.7 (±15.2)	-2.7 (±17.5)	1.0 (±22.8)
I arbetskraften	17.2 (±45.4)	-3.7 (±46.8)	13.5 (±58.7)
Befolkningen	-17.7 (±5.8)*	-9.8 (±4.5)*	-27.5 (±7.3)*
Ej i arbetskraften	-34.9 (±45.3)	-6.1 (±46.8)	-41.0 (±58.8)
Sysselsatta, i arbete	11.4 (±45.6)	12.2 (±44.6)	23.5 (±56.3)
Sysselsatta, frånvarande	-16.6 (±28.3)	-5.6 (±29.5)	-22.2 (±40.6)
Fast anställda	-43.9 (±57.2)	-7.0 (±54.9)	-50.9 (±71.0)
Tidsbegränsat anställda	14.9 (±34.3)	25.8 (±36.7)	40.7 (±49.7)
Anställda	-29.0 (±53.5)	18.9 (±51.2)	-10.1 (±63.2)
Företagare och medhj. hush.medl.	23.8 (±41.4)	-12.3 (±26.9)	11.5 (±49.4)
Privat anställda	-46.8 (±59.4)	48.8 (±56.8)	2.0 (±78.0)
Statligt anställda	-0.3 (±25.0)	-5.6 (±27.6)	-6.0 (±37.1)
Kommunalt anställda	3.9 (±36.2)	-26.8 (±51.7)	-22.9 (±62.3)
Primärkommunalt anställda	12.9 (±31.9)	-3.3 (±46.3)	9.5 (±55.8)
Landstingskommunalt anställda	-9.0 (±18.8)	-23.5 (±32.1)	-32.4 (±37.1)

Definitionsförändring

Vi redovisar härnäst brottskattningar för definitionsförändringen av sysselsatta. För åldersgruppen 25–34 år är skattningarna av antalet personer som påverkas av definitionsförändringen signifikant större under sommarmånaderna (juni–augusti) än under årets övriga månader. Av denna anledning är även brottskattningarna för åldersgruppen 15–74 år, som redovisas i Tabell 6 nedan, uppdelad i en skattning för sommar och en för vinter.

Tabell 6 visar att brottskattningarna från definitionsförändringen ligger inom konfidensintervallen från dubbelmätningen för en majoritet av huvudserierna. Att tidsserierna för antalet utanför arbetskraften inte uppfyller detta villkor beror på att skattningarna från dubbelmätningen påverkas av populationsförändringen, men att detta inte gäller för skattningarna från definitionsförändringen. Om vi subtraherar skattningarna av populationsförändringen (-17,7 tusen för män och

-9,7 tusen för kvinnor, se tabell 7) från dubbelmätningen, så hamnar skattningarna från definitionsförändringen inom konfidensintervallen från dubbelmätningen även för tidsserierna för antalet utanför arbetskraften. I övrigt är det bara för privat anställda kvinnor som skattningen av definitionsförändringen motsäger resultaten från dubbelmätningen.

Tabell 6. Skattningar av tidsseriebrott till följd av definitionsförändring (ny minus gammal definition) för samtliga tidsserier för personer utom för befolkningen, för åldersgruppen 15–74 år uppdelat på kön, mätt i tusentals personer. Första siffran anger skattning för sommarmånaderna (juni–augusti) och andra siffran skattning för resterande månader. Skattningar där definitionsförändringen ligger inom ett konfidensintervall från dubbelmätningen med konfidensgrad 95 % indikeras med en asterisk.

Tidsserie	Män	Kvinnor	Båda könen
Sysselsatta	-12.4* / -18.3*	-16.4* / -21.7*	-28.8* / -40.0*
Arbetslösa	3.0* / 4.1*	2.4* / 3.0*	5.3* / 7.2*
Arbetslösa, heltidsstuderande	0.6* / 1.2*	0.4* / 1.0*	1.0* / 2.3*
I arbetskraften	-9.5* / -14.1*	-14.0* / -18.6*	-23.5* / -32.8*
Ei i arbetskraften	9.5* / 14.1	14.0* / 18.6*	23.5 / 32.8
Sysselsatta, i arbete	0.0* / 0.0*	0.0* / 0.0*	0.0* / 0.0*
Sysselsatta, frånvarande	-12.4* / -18.3*	-16.4* / -21.7*	-28.8* / -40.0*
Fast anställda	-6.1* / -11.8*	-13.2* / -17.9*	-19.3* / -29.6*
Tidsbegränsat anställda	-1.5* / -1.7*	-1.8* / -2.4*	-3.2* / -4.0*
Anställda	-7.6* / -13.4*	-14.9* / -20.2*	-22.5* / -33.7*
Företagare och medhj. hush.medl.	-4.8* / -4.8*	-1.4* / -1.4*	-6.3* / -6.3*
Privat anställda	-4.6* / -9.0*	-10.9 / -14.8	-15.5* / -23.8*
Statligt anställda	-0.5* / -0.5*	-0.3* / -0.3*	-0.8* / -0.8*
Kommunalt anställda	-1.5* / -3.0*	-3.6* / -4.9*	-5.2* / -7.9*
Primärkommunalt anställda	-1.2* / -2.7*	-3.0* / -4.3*	-4.2* / -7.0*
Landstingskommunalt anställda	-0.3* / -0.3*	-0.7* / -0.7*	-1.0* / -1.0*

Generellt används alla brottskattningar för definitionsförändringen, även de som inte är signifikanta, i länkningen. Vilka skattningar som är signifikanta och ej redovisas inte explicit här, men de icke-signifikanta skattningarna är alla små i absoluta tal och har tagits med i länkningen för att summakonsistens ska kunna uppnås utan att skattningarna på totalnivå behöver korrigeras. Vi beskriver längre ner vilka ytterligare blanketteffekter som har tagits med i länkningen utöver definitionsförändringen.

Populationsförändring

Vi redovisar här resultatet av den regressionsanalys som utfördes för att skatta storleken på förändringen av AKU:s målpopulation. Alla personer som påverkas av förändringen antas vara klassificerade som

utanför arbetskraften enligt den gamla blanketten. Tabell 7 visar skattningar av antalet personer som påverkats av förändringen av målpopulationen.

Tabell 7. Skattningar av antalet personer som påverkas av förändringen i målpopulation, uppdelat på kön och ålder, mätt i tusentals personer. Inom parentes redovisas p-värdet för nollhypotesen att förändringen i målpopulationen är skild från noll.

Målpopulation	Män	Kvinnor	Båda könen
16–19 år	-1.0 (0.28)	-1.0 (0.02)	-2.0 (0.09)
20–24 år	-2.9 (0.04)	-2.3 (0.001)	-5.2 (0.02)
25–34 år	-4.7 (0.04)	-0.9 (0.28)	-5.6 (0.006)
35–44 år	-1.9 (0.07)	-1.3 (0.002)	-3.2 (0.02)
45–54 år	-2.6 (0.06)	-1.3 (0.02)	-3.9 (0.08)
55–59 år	-1.4 (0.02)	-1.1 (0.04)	-2.5 (0.03)
60–64 år	-0.5 (0.001)	-0.7 (0.003)	-1.2 (0.002)
65–74 år	-2.6 (0.08)	-1.2 (0.16)	-3.8 (0.04)
15–74 år	-17.7 (0.005)	-9.7 (0.02)	-27.4 (0.006)

Minskningen i målpopulationen är signifikant på totalnivå och även för de flesta ålders- och könsuppdelningarna. Regressionsanalysen visar också att skattningarna av antalet personer som inte bor i privata hushåll med det nuvarande förfarandet ökar med 11,5 tusen personer per kvartal. En skattning som utgår från ett viktat medelvärde över 2021 skulle därmed överskatta förändringen i målpopulationen avsevärt.

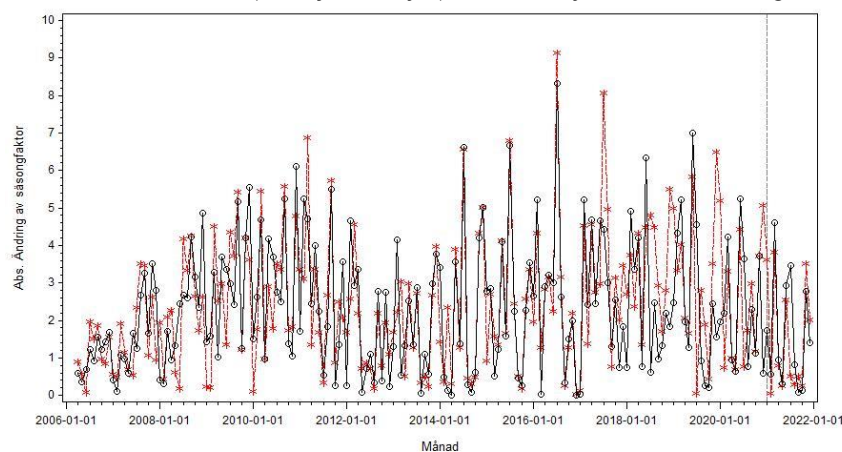
Förändring av säsongsmönster

För att undersöka om säsongsmönstret har förändrats till följd av bytet av hjälpinformation har vi skattat förändringen i säsongsmönster i den gamla blanketten i enlighet med beskrivningen i metodavsnittet. Vi har sedan tagit fram en uppsättning med länkade tidsserier som inkluderar skattningen av förändringen i säsongsmönster och en annan uppsättning med länkade tidsserier som exkluderar denna skattning. För båda dessa uppsättningar av tidsserier, så har vi undersökt hur mycket säsongseffekterna förändrats mellan en månad och samma månad föregående år. Tanken bakom denna analys är att den uppsättning av länkade tidsserier som bäst fångar säsongsmönstret kommer att ha mer stabila säsongseffekter över tid.

Figur 1 visar resultatet från analysen av säsongseffekter för huvudserien för antalet sysselsatta (för vilken det gick att se ett ändrat säsongsmönster vid byte av hjälpinformation i den gamla blanketten). Som synes finns ingen avsevärt skillnad mellan stabiliteten hos säsongsmönstret för de båda uppsättningarna av tidsserier. Detta mönster gäller för de flesta undersökta tidsserier. Eftersom kvaliteten

hos de länkade tidsserierna inte förefaller öka nämnvärt genom att vi justerar för en förändring i säsongsmönster, så har en sådan justering inte gjorts i de länkade tidsserierna.

Figur 1. Absolutbelopp av förändringen i säsongseffekt mellan en månad och samma månad föregående år för länkade tidsserier för antalet sysselsatta, båda könen 15–74 år, mätt i tusentals personer. Den ena länkade serien (svart linje med cirklar) tar hänsyn till en skattning av förändringen i säsongseffekt till följd av bytet av hjälpinformation och den andra länkade serien (röd linje med kryss) tar inte hänsyn till denna skattning.



Extra blanketteffekter

Det återstår att beskriva de extra blanketteffekter som har tagits med i länkningen baserat på skattningar i dubbelmätningen, flödesanalys och avvikande värden för länkade serier. Extra blanketteffekter har lagts till för åldersgrupperna 20–24 år, 25–34 år och 65–74 år.

För åldersgruppen 20–24 år är skattningen av definitionsförändringen för antalet frånvarande på -3,4 tusen personer inte kompatibel med konfidensintervallet från dubbelmätningen som mäter $-15,5 \pm 11,7$ tusen personer. För antalet sysselsatta syns dock ingen liknande avvikelse. En minskning av antalet frånvarande med 4 tusen personer, jämnt fördelad mellan könen, har därför införts och samtidigt har en ökning av antalet i arbete med motsvarande storlek införts.

För åldersgruppen 25–34 år är skattningen av definitionsförändringen för antalet arbetslösa på 2,2 tusen personer inte kompatibel med konfidensintervallet från dubbelmätningen som mäter $22,4 \pm 18,0$ tusen personer. Dubbelmätningen indikerar dessutom en signifikant ökning av antalet arbetslösa i denna grupp. Det syns dock ingen motsvarande avvikelse för antalet sysselsatta i denna grupp, varför tillskottet i arbetslösa torde komma från personer som tidigare klassificerats som utanför arbetskraften. En möjlig förklaring till förändringen kan vara den nya formuleringen av frågorna angående arbetssökande.

I resultatet från dubbelmätningen syns också en stor, men icke-signifikant, överflyttning från tidsbegränsat anställda till fast anställda.

Denna överflyttning som stöds även av såväl flödesanalyser som det faktum att ett icke försumbart antal urvalspersoner i denna åldersgrupp har angivit att de är fast anställda på en och samma arbetsplats under alla kvartal 2020 för att sedan ange att de är tidsbegränsat anställda vid samma arbetsplats under första kvartalet 2021. Det är troligt att denna övergång är en blanketteffekt. Tabell 8 sammanfattar de extra blanketteffekter som införts för åldersgruppen 25–34 år i länkningsperioden.

Tabell 8. Extra blanketteffekter för åldersgruppen 25–34 år, mätt i tusentals personer.

Tidsserie	Män	Kvinnor	Båda könen
Arbetslösa	3.0	3.0	6.0
Arbetslösa, heltidsstuderande	1.0	1.0	2.0
I arbetskraften	3.0	3.0	6.0
Ej i arbetskraften	-3.0	-3.0	-6.0
Fast anställda	-5.0	-5.0	-10.0
Tidsbegränsat anställda	5.0	5.0	10.0

För åldersgruppen 65–74 år är skattningen från dubbelmätningen för antalet sysselsatta, båda könen, $11,7 \pm 29,3$ tusen personer. Om skattningen av definitionsförändringen subtraheras från denna skattning, så fås en skattning på $17,6 \pm 29,3$ tusen personer, vilket är en relativt hög, men likväl icke-signifikant, skattning. Flödesanalysen indikerar dock ett flöde från pensionärer till sysselsatta på ca 10 tusen personer, vilket kan ha orsakats av frånvaron av beroende intervjuer i den nya blanketten.

Tabell 9. Extra blanketteffekter för åldersgruppen 65–74 år, mätt i tusentals personer.

Tidsserie	Män	Kvinnor	Båda könen
Sysselsatta	5.0	4.0	9.0
I arbetskraften	5.0	4.0	9.0
Ej i arbetskraften	-5.0	-4.0	-9.0
Sysselsatta, i arbete	0.6	1.3	1.9
Sysselsatta, frånvarande	4.4	2.7	7.1
Fast anställda	1.0	0.0	1.0
Tidsbegränsat anställda	4.0	4.0	8.0
Anställda	5.0	4.0	9.0
Privat anställda	5.0	4.0	9.0

En följd av att inte införa en extra blanketteffekt för antalet sysselsatta i åldersgruppen 65–74 år skulle vara att den procentuella förändringen av tidsserien för antalet sysselsatta blir alltför stor, särskilt i början av länkningsperioden. Den extra blanketteffekten för sysselsatta har fördelats mellan personer i arbete och frånvarande på så sätt att den

total blanketteffekten för frånvarande blir nära noll. Detta val har gjorts eftersom tidsserien för antalet frånvarande i åldersgruppen 65–74 år är mycket liten i absoluta tal i början av länkingsperioden. Tabell 9 sammanfattar de extra blanketteffekter som införts för åldersgruppen 65–74 år i länkningen.

Arbetade timmar

Tidsserierna för arbetade timmar påverkas varken av förändringen i definitionen av sysselsatta (som bara har effekt för personer som var frånvarande från arbetet hela referensveckan och därmed inte arbetade) eller populationsförändringen. Dubbelmätningen indikerar dessutom att blankettbytet inte har haft någon effekt på antalet arbetade timmar. Det följer därmed att tidsserierna för arbetade timmar bara behöver korrigeras för bytet av hjälpinformation.

Tabell 4 visar brottskattningarna för tidsserierna för arbetade timmar vid byte av hjälpinformation. Brottskattningarna är signifikanta för en majoritet av tidsserierna. Samtliga brottskattningar, även de som inte är signifikanta, har använts vid länkningen.

Tabell 4. Skattningar av tidsseriebrott till följd av byte av hjälpinformation (ny minus gammal hjälpinformation) för samtliga tidsserier för arbetade timmar för åldersgruppen 15–74 år uppdelat på kön, mätt i miljontals timmar. Signifikanta brott på 5 %-nivån indikeras med en asterisk.

Tidsserie	Män	Kvinnor	Båda könen
Sysselsatta	-0.60 (±0.13)*	-0.87 (±0.13)*	-1.47 (±0.25)*
Anställda	-0.69 (±0.12)*	-0.81 (±0.13)*	-1.50 (±0.24)*
Fast anställda	-0.36 (±0.11)*	-0.40 (±0.11)*	-0.76 (±0.21)*
Företagare och medhj. hush.medl.	0.09 (±0.06)*	-0.06 (±0.03)*	0.02 (±0.08)
Företagare i aktieföretag	0.06 (±0.04)*	-0.04 (±0.02)*	0.02 (±0.08)
Privat anställda	-1.01 (±0.14)*	-0.95 (±0.12)*	-1.95 (±0.24)*
Statligt anställda	0.15 (±0.04)*	0.04 (±0.03)*	0.19 (±0.06)*
Kommunalt anställda	0.12 (±0.07)*	0.07 (±0.12)	0.19 (±0.18)*
Primärkommunalt anställda	0.07 (±0.05)*	0.03 (±0.09)	0.09 (±0.13)
Landstingskommunalt anställda	0.05 (±0.02)*	0.04 (±0.03)*	0.09 (±0.05)*

Sammanfattning av brottskattningar

Tabell 10 sammanfattar alla brottskattningar som införts för tidsserier för antal personer i AKU, för båda könen, 15–74 år. Brottskattningarna ger upphov till en ökning av det relativa arbetslöshetsstalet med 0,2 procentenheter, en minskning av det relativa arbetskraftstalet med 0,4 procentenheter och en minskning av sysselsättningsgraden med 0,5 procentenheter. Vi hänvisar till de publicerade tabellerna för värden på de länkade tidsserierna.

Tabell 10. Brottskattningar som använts i länkningen av AKU:s tidsserier för personer för båda könen, 15–74 år, mätt i tusentals personer. Separata skattningar för bytet av hjälpinformation ($\hat{\Delta}^h$), definitionsförändringen ($\hat{\Delta}^d$), populationsförändringen ($\hat{\Delta}^p$) och resterande effekter av blankettbytet ($\hat{\Delta}^e$). Siffrorna för $\hat{\Delta}^d$ och den totala effekten är ett viktat medelvärde av skattningen för sommarmånaderna (juni–augusti) och skattningen för resterande månader.

Tidsserie	$\hat{\Delta}^h$	$\hat{\Delta}^d$	$\hat{\Delta}^p$	$\hat{\Delta}^e$	Totalt
Sysselsatta	-30.3	-37.2	0.0	9.0	-58.5
Arbetslösa	-5.4	6.7	0.0	6.0	7.3
Arbetslösa, heltidsstud.	-1.1	1.9	0.0	2.0	2.8
I arbetskraften	-35.7	-30.5	0.0	15.0	-51.2
Befolkningen	0.0	0.0	-27.5	0.0	-27.5
Ej i arbetskraften	35.7	30.5	-27.5	-15.0	23.7
Sysselsatta, i arbete	-48.4	0.0	0.0	5.9	-42.5
Sysselsatta, frånv.	18.1	-37.2	0.0	3.1	-16.0
Fast anställda	-4.0	-27.1	0.0	-9.0	-50.1
Tidsbegränsat anst.	-28.8	-3.8	0.0	18.0	-14.6
Anställda	-32.8	-30.9	0.0	9.0	-54.7
Företagare och mh.	2.5	-6.3	0.0	0.0	-3.8
Privat anställda	-56.1	-21.8	0.0	9.0	-68.9
Statligt anställda	7.3	-0.8	0.0	0.0	6.5
Kommunalt anställda	13.3	-7.3	0.0	0.0	6.0
Primärkom. anst.	8.0	-6.3	0.0	0.0	1.7
Landstingskom. anst.	5.3	-1.0	0.0	0.0	4.3