



PM 2022:12

# Korttidsarbetets effekter på sysselsättningen under pandemiåret 2020

En empirisk utvärdering baserad på regionala skillnader i användandet av det statliga stödet under coronapandemin.

Dnr: 2021/5

Myndigheten för tillväxtpolitiska utvärderingar och analyser

Studentplan 3, 831 40 Östersund

Telefon: 010 447 44 00

E-post: [info@tillvaxtanalys.se](mailto:info@tillvaxtanalys.se)

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

För ytterligare information kontakta: Magnus Gustavsson

Telefon: 010 447 44 38

E-post: [magnus.gustavsson@tillvaxtanalys.se](mailto:magnus.gustavsson@tillvaxtanalys.se)

# Förord

Tillväxtanalys uppdrag är att utvärdera och analysera effekterna av statens insatser för en hållbar nationell och regional tillväxt. Vi ska också ge underlag och rekommendationer för utveckling, omprövning och effektivisering av politiken.

Coronakrisen är på flera sätt en speciell händelse. Till skillnad från andra ekonomiska nedgångar i modern tid hade den sitt ursprung i en pandemi. De statliga insatserna riktade mot svenska företag var också ovanligt omfattande.

Det är viktigt för beslutsfattare att dra lärdomar och bygga ny kunskap från hanteringen av krisen så att förbättringar kan göras inför en eventuell ny kris av liknande slag. Som en del i ett lärande gav regeringen i 2021 års regleringsbrev Tillväxtanalys i uppdrag att påbörja en strukturerad uppföljning och utvärdering av de ekonomiska stöden riktade till företagen med anledning av coronapandemin.

Den här rapporten utvärderar de kortsiktiga sysselsättningseffekterna av statligt stöd vid korttidsarbete under pandemiåret 2020, och utgör en delstudie i Tillväxtanalys regeringsuppdrag "*Uppföljning av stöd till näringslivet med anledning av den pågående pandemin*". Rapporten är skriven av Magnus Gustavsson, analytiker på Tillväxtanalys.

Ett varmt tack till Oskar Nordström Skans, professor i nationalekonomi vid Uppsala universitet, som varit extern kvalitetsgranskare och bidragit med värdefulla kommentarer och inspel.

Östersund, oktober 2022

Sverker Härd  
Generaldirektör, Tillväxtanalys

# Innehållsförteckning

Förord .....	2
Sammanfattning .....	4
Summary .....	5
1. Inledning.....	6
2. Empiriskt angreppssätt.....	9
2.1 KTA och regionala arbetsmarknader .....	9
2.2 Empirisk grundmodell .....	10
2.3 Utvidgningar av grundmodellen.....	12
3. Data .....	16
3.1 Datakällor och bearbetning .....	16
3.2 Beskrivande statistik och makroekonomisk överblick .....	16
4. Regressionsresultat.....	20
4.1 Negativa effekter vid en konjunkturuppgång .....	20
4.2 Predikterade sysselsättningseffekter .....	23
5. Avslutande reflektioner .....	28
Referenser .....	33
Bilagor .....	36

# Sammanfattning

Statligt stöd vid korttidsarbete var det enskilt största direkta ekonomiska stödet till svenska företag under coronapandemin. Över 75 000 företag beviljades över 40 miljarder i stöd under 2020 och 2021 – ett belopp motsvarande ungefär 0,75 procent av Sveriges årliga BNP. Med stödet kunde företagen minska sina arbetskraftskostnader genom att de anställda gick ner i arbetstid. De anställda behöll samtidigt nästan hela sin ordinarie lön.

I den här rapporten gör vi en empirisk utvärdering av korttidsarbetets kortsiktiga sysselsättningseffekter i Sverige under pandemiåret 2020. För att kunna uttala oss om stödets effekter använder vi statistiska paneldatametoder och regionala skillnader i användandet av korttidsarbete kopplat till regionala skillnader i sysselsättningsutfall.

Våra huvudresultat kan sammanfattas som följer:

1. **Stödet hade sammantaget en positiv sysselsättningseffekt.** Korttidsarbetets kvantitativa sysselsättningseffekter i Sverige under 2020 är förknippade med osäkerhet, men våra resultat visar tydligt att stödet sammantaget hade en positiv effekt på sysselsättningen. I avsaknad av korttidsarbete hade sannolikt runt 40 000 fler personer i Sverige varit utan jobb i slutet av 2020.
2. **Sysselsättningseffekten var positiv under den ekonomiska nedgångsfasen, men negativ under återhämtningen.** I linje med tidigare internationell forskning från finanskrisen 2008–09 ser vi att korttidsarbetets sysselsättningseffekter berodde på den ekonomiska utvecklingen. Våra resultat indikerar att stödet hade positiva regionala sysselsättningseffekter vid regionala ekonomiska nedgångar, medan effekterna var negativa under perioder med ekonomisk återhämtning. För Sverige som helhet implicerar det att korttidsarbetet hade positiva sysselsättningseffekter under coronakrisens inledning men negativa effekter under den ekonomiska återhämtning som följde under andra halvåret 2020.
3. **Stödet kan potentiellt bli mer ekonomiskt effektivt.** Våra resultat indikerar att 100 personer i korttidsarbete i genomsnitt ökade sysselsättningen med runt 10 personer – en dödviktskostnad, i relation till de kortsiktiga sysselsättningseffekterna, på 90 procent. Det vill säga, för 90 procent av personerna i korttidsarbete förefaller stödet inte ha påverkat huruvida de i slutändan var sysselsatta eller ej. Vi uppskattar att bruttokostnaden per (netto) räddat jobb under 2020 uppgår till 0,66 miljoner kronor. Om färre personer hade använt korttidsarbete under coronakrisens återhämtningsfas hade, enligt våra estimat, kostnaden per räddat jobb varit lägre.

Vår huvudsakliga policyrekommendation, baserat på våra resultat i kombination med kunskap från tidigare forskning, är att användandet av korttidsarbete *i möjligaste mån* ska begränsas till ekonomiska krisers nedgångsfaser. Vår slutsats är *inte* att det nödvändigtvis var fel att ge stöd under längre perioder till svenska företag under pandemin. Däremot framstår inte stöd vid korttidsarbete, i termer av sysselsättningseffekter, som en effektiv stödform när ekonomin som helhet tydligt återhämtar sig. Det ska dock även betonas att det kan finnas andra positiva ekonomiska effekter av korttidsarbete som inte undersöks i denna rapport – framför allt att stödet potentiellt bidrar till att bevara värdefulla relationer och kunskap i långsiktigt lönsamma företag.

## Summary

Short-time work allowance was the single largest financial support measure for Swedish companies affected by the corona pandemic. In 2020 and 2021, over 40 billion SEK were distributed to over 75 000 companies, corresponding to 0,75 percent of Swedish annual GDP. Under this job retention scheme, employers could reduce labor costs by reducing employees' working hours. At the same time, employees maintained most of their usual salary.

In this report (referred to as *The employment effects of short-time work during the pandemic year 2020*), we evaluate the effects of short-time work on aggregate employment in 2020. Based on panel data methods, we use differences in levels and timing of take-up rates across local labor markets to identify the employment effects of short-time work.

Our main results are summarized as follows:

1. **The overall employment effect was positive.** The quantitative employment effects of short-time work in 2020 is associated with uncertainty, but our results clearly show that the overall effect was positive. In the absence of short-time work, it is likely that an additional 40 000 individuals would have been non-employed by the end of 2020.
2. **The effects were positive during the economic downturn, but negative during the recovery.** In line with results from previous international evaluations of short-time work pertaining to the financial crisis of 2008-09, we find that the employment effects are contingent on the overall economic development. Our results indicates that the regional employment effects were positive during economic downturns but negative during economic recoveries. For Sweden as a whole, this implies that the positive effects stem from the use of short-time work during the rapid and broad economic downturn in the early phase of the pandemic. During the economic recovery that followed in the second half of 2020, the employment effects were likely negative.
3. **The support scheme could potentially be more economically efficient.** The support scheme is associated with deadweight costs. Our results indicate that 100 employees in short-time work on average increase overall employment by 10 individuals – a deadweight loss, *in relation to the short-term employment effects*, of 90 percent. Our estimates indicate that the gross cost per job saved amounts to 0,66 million SEK. If short-time work to a larger extent had been used only during the economic downturn in the early phase of the pandemic, this cost would, according to our estimates, have been lower.

Based on our results and previous research, our main policy recommendation is that short-time work should primarily be used during the downturn phase of an economic crisis. Our conclusion *is not* that it was necessarily wrong to provide longer periods of economic support to Swedish firms during the pandemic. But short-time work allowance does not appear to be an effective support scheme during periods of economic recovery – at least in terms of employment effects. It should however be noted that there might be positive effects associated with short-time work that are not investigated in this report – in particular, the value of potentially preserving valuable employee-employer matches.

# 1. Inledning

I mars 2020 blev det uppenbart att Sverige drabbats av en pandemi med risk för omfattande negativa effekter på jobb och företagande (SOU 2022:10). Som svar införde regering och riksdag flera olika direkta ekonomiska stöd till svenska företag; se Tillväxtanalys (2022a).

Det enskilt största av dessa pandemistöd till företag blev statligt stöd vid korttidsarbete – en stödform som tidigare aldrig använts i Sverige. Stödet möjliggjorde för företag att minska sina arbetskraftskostnader genom att de anställda minskade sin arbetstid. Under pandemin behöll den anställde samtidigt en stor del av sin ordinarie lön genom att staten stod för merparten av kostnaden för den nedsatta arbetstiden.<sup>1</sup> Under 2020 beviljades 75 000 företag stöd vid korttidsarbete motsvarande drygt 31 miljarder kronor. Ansökningar om stöd för 2021 uppgår preliminärt till ca 10 miljarder.

Införandet av korttidsarbete (också känt som korttidspermitteringar) under pandemin motiverades i huvudsak av två uttalade syften. Det ena var att bevara värdefulla matchningar mellan företag och anställda. Genom minskade arbetskraftskostnader skulle företagen undvika långsiktigt onödiga uppsägningar vid en tillfällig ekonomisk nedgång. Värdefull personal och kunskap skulle därmed bevaras i långsiktigt livskraftiga företag och möjliggöra en snabbare återstart när de ekonomiska utsikterna förbättrades; se Proposition 2019/20:132.

Det andra argumentet för korttidsarbete under pandemin och som också utgör fokus i denna rapport – och det argument som framför allt förefaller ha lyfts fram i debatten och av regeringen själv – var att det förväntas ge positiva sysselsättningseffekter. I t.ex. finansplanen i budgetpropositionen för 2021 (Proposition 2020/21:1 s.47–48) lyfts det fram att "Regeringen har vidtagit flera åtgärder för att dämpa den kraftiga nedgången på arbetsmarknaden, bl.a. införandet av korttidspermitteringar".<sup>2</sup>

I nuläget finns dock ännu inget försök till empirisk utvärdering av korttidsarbetets kausala och kvantitativa sysselsättningseffekter i Sverige. Det vill säga, det finns inga estimat av *hur mycket* korttidsarbetet påverkade sysselsättningen under pandemin, där estimatet bygger på ett orsakssamband sådant att resultaten beror på korttidsarbete och inte på några andra faktorer. De ledtrådar som finns om stödets möjliga kausala effekter härrör i stället i huvudsak från internationell forskning kopplat till finanskrisen 2008–09. Denna forskning visar att likande stöd då sammantaget hade tydligt positiva sysselsättningseffekter; se forskningsöversikten i Tillväxtanalys (2021).

---

<sup>1</sup> Det system som sjösattes under pandemins inledning – s.k. "korttidspermitteringar" – var, jämfört med det permanenta system som fortsatt gälla efter pandemin, en förstärkt version där staten tog en större andel av kostnaden för den nedsatta arbetstiden. Beräknat på bruttolön och lagstadgad arbetsavgift stod staten för 75 procent av kostnaden för arbetstidsnedsättningen. Den anställde och företagets del av den återstående kostnaden varierade beroende på arbetstidsnedsättningen. Det förstärkta (mer generösa) korttidsstödet upphörde efter september 2021. Det korttidsarbete som sjösattes under pandemin är ett permanent system och företag kan även framöver ansöka om korttidsstöd. Då uppgår dock den statliga subventionen till en tredjedel av kostnaden för den nedsatta arbetstiden.

<sup>2</sup> Även Konjunkturinstitutet (2020b, s.7–8) bedömer att "Framför allt det införda systemet med korttidspermitteringar har bidragit till att bromsa fallet i sysselsättningen och begränsa uppgången i arbetslösheten". Se även argumenten i Proposition 2019/20:166.

Forskningen från finanskrisen visar dock även att korttidsarbetets sysselsättningseffekter varierade beroende på den konjunkturella utvecklingen och att stödet till och med hade negativa effekter under finanskrisens återhämtningsfas. De positiva effekterna var koncentrerade till krisens inledning när konjunkturen (sammanlagda ekonomiska aktiviteten i ekonomin) kraftigt sjönk på bred front. Under den efterföljande ekonomiska återhämtningsfarten bromsade stödet i stället återhämtningen på arbetsmarknaden; se Tillväxtanalys (2021).

I den här rapporten gör vi en första empirisk utvärdering, med en kontrafaktiskt ekonometrisk ansats, av korttidsarbetets sysselsättningseffekter i Sverige under pandemiåret 2020. För att kunna uttala oss om stödets effekter studerar vi i vilken mån regionala skillnader i användandet av korttidsarbete kan förklara regionala skillnader i sysselsättningsutfall. Och om regionala konjunkturskillnader spelar någon roll för dessa samband. Vi använder paneldatametoder – där vi utnyttjar att varje region kan följas över tid – för att kontrollera för andra regionala faktorer som också påverkar sysselsättningsförändringar under pandemin, vilka annars skulle riskeras ”blandas ihop” med den estimerade effekten från korttidsarbete. Det vill säga, vi använder paneldatametoder för att försöka identifiera/renodla korttidsarbetets kausala sysselsättningseffekter under 2020.

Våra resultat indikerar att stödet hade positiva sysselsättningseffekter under coronakrisens nedgångsfas, andra kvartalet 2020, men negativa effekter under återhämtningsfasen som följde under resten av året.<sup>3</sup> Att korttidsarbete sannolikt hade positiva effekter enbart under krisens nedgångsfas, medan effekterna annars var negativa, stämmer således väl överens med de resultat och lärdomar som erhöles av motsvarande utvärderingar av det internationella användandet av korttidsarbete under finanskrisen 2008–09.

Den ledande förklaringen till varför korttidsarbete under en ekonomisk återhämtningsfas kan medföra negativa sysselsättningseffekter är att stödet då förhindrar allokering av arbetskraft från krympande till expanderande företag. Stödet kan ses som en subvention för att den anställde ska vara kvar i ett specifikt företag. Vid en bred ekonomisk nedgång förhindrar det primärt uppsägningar och motverkar fallande sysselsättning. Men vid en ekonomisk återhämtning – när det finns sektorer med tydligt ökad efterfrågan på arbetskraft – ger denna ”inlåsning” av arbetskraft sannolikt minskad rörlighet på arbetsmarknaden. Det bromsar nyanställningar i växande sektorer med negativa sysselsättningseffekter i ekonomin som helhet (Hijzen & Venn, 2011; Cahuc m.fl., 2014; Cahuc, 2019). Ett stort användande av korttidsarbete under en ekonomisk återhämtningsfas kan därför medföra negativa sysselsättningseffekter såväl som bidra till sämre resursallokering och därmed till sämre produktivets- och BNP-utveckling; se vidare forskningsöversikten i Tillväxtanalys (2021). Det ligger dock bortom ramen för denna uppsats att empiriskt undersöka vad som mer exakta driver korttidsarbetets

---

<sup>3</sup> Coronakrisens kraftiga svenska nedgångsfas började under andra halvan av mars och manifesteras av att BNP – realvärdet av den samlade varu- och tjänsteproduktionen – minskade med historiska 7,8 procent under andra kvartalet samtidigt som sysselsättningen föll med 100 000 personer. Men produktionen uppvisade en påtaglig återhämtning redan nästa kvartal; BNP steg med 7,0 procent tredje kvartalet och återtog därmed mer än 4/5 av den initiala nedgången. Även arbetsmarknaden uppvisade en viss återhämtning under andra halvan av 2020, dock inte lika påtaglig som för BNP.



negativa sysselsättningseffekter under coronakrisens återhämtningsfas 2020. Detta är därför en viktig fråga att undersöka för framtida forskning.

Våra kvantitativa estimat av korttidsarbetets totala kortsiktiga sysselsättningseffekter i Sverige under 2020 är förknippade med osäkerhet, men visar tydligt att stödet sammantaget haft en positiv effekt på sysselsättningen. Enligt våra estimat hade 40 000 fler personer sysselsättning i slutet av 2020 tack vare korttidsarbete. Eller med andra ord, i avsaknad av korttidsarbete hade sannolikt 40 000 fler personer varit utan sysselsättning i slutet på 2020.

Våra resultat indikerar dock även påtagliga dödviktskostnader i relation till antalet kortsiktigt räddade sysselsättningsstillfällen. Det vill säga, att anställda var i korttidsarbete utan att det i slutändan påverkade huruvida de hade ett jobb eller ej. Vi finner att varje person med KTA räddade ca 0,1 jobb, netto. Eller med andra ord, att 100 personer i korttidsarbete ökade sysselsättningen med 10 personer. Det ger en estimerad dödviktskostnad på 90 procent – för 90 procent av personerna i korttidsarbete förefaller stödet inte ha påverkat huruvida de i slutändan var sysselsatta eller ej. Denna siffra kan potentiellt förklaras av att en betydande andel av de anställda med korttidsstöd i avsaknad av stödet ändå hade fått behålla sitt jobb och/eller att de som i avsaknad av stöd hade blivit uppsagda ändå snabbt hade kunnat erhålla ny sysselsättning. En ytterligare möjlig delförklaring är att personer som uppbar korttidsstöd under en period ändå stod utan sysselsättning i slutändan. I rapporten undersöker vi inte vilken/vilka av dessa faktorer som ligger bakom dödviktskostnaden, men detta utgör en viktig fråga för framtida forskning.

Den huvudsakliga policyrekommendation som impliceras av våra resultat – och som också stämmer med dem som tidigare getts i OECD (2009, 2010) – är att användandet av korttidsarbete *i möjligaste mån* ska begränsas till ekonomiska krisers nedgångsfaser. Våra estimat indikerar t.ex. att den svenska bruttokostnaden (utgiften) per räddat jobb hade varit lägre om användandet av korttidsarbete i högre grad hade koncentrerats till den ekonomiska nedgångsfasen i pandemins inledning. Ett användande som i möjligaste mån begränsas till nedgångsfasen av en ekonomisk kris minskar också risken för negativa sysselsättningseffekter. Det ska dock betonas att det kan finnas andra positiva ekonomiska effekter av korttidsarbete som inte undersöks i denna rapport – framför allt att stödet potentiellt bidrar till att bevara värdefulla relationer och kunskap i långsiktigt lönsamma företag. För att empiriskt undersöka relevansen av detta krävs att företagen kan följas under tillräckligt lång tid efter att pandemins ekonomiska effekter försvunnit. Då denna typ av längre dataserier ännu är tillgängliga utgör detta ett viktigt område för framtida forskning.

Resten av rapporten är upplagd som följer. I nästa avsnitt redogör vi för vårt empiriska angreppssätt. Avsnitt 3 redovisar datakällor samt ger en överblick över den makroekonomiska utvecklingen under 2020. Avsnitt 4 presenterar våra estimat samt redogör för deras sysselsättningsimplikationer. Rapporten avslutas med ett antal reflektioner.

## 2. Empiriskt angreppssätt

I det inledande delavsnittet nedan redogör vi för begreppet "regionala arbetsmarknader"<sup>4</sup> och varför dessa är användbara för att kartlägga hur variationer i användandet av KTA generellt påverkar sysselsättningen på kort sikt. Därefter redogör vi för vår grundläggande regressionsmodell. För att vår regressionsmodell ska ge korrekta slutsatser är det viktigt att kontrollera för regionala skillnader som *både* påverkar sysselsättningsutvecklingen och det regionala användandet av KTA. Om dessa faktorer inte kontrolleras för i modellen kommer estimaten att lida av s.k. bias p.g.a. utelämnade variabler ("omitted variable bias") och riskera ge felaktiga slutsatser (se t.ex. Stock & Watson, 2015). I det avslutande delavsnittet motiverar och redovisar vi därför olika tillägg till den grundläggande modellen för att ytterligare kontrollera för regionala skillnader, med syftet att öka sannolikheten för att estimaten återspeglar KTA:s kausala sysselsättningseffekter. Det vill säga, att vi fångar ett orsakssamband där vi kan uttala oss om att orsaken till resultaten beror på KTA och inte på några andra faktorer. Delavsnitt 2.2 och 2.3 är av mer teknisk natur än övriga innehållet i rapporten, men kan hoppas över av den som enbart är intresserad av implikationerna av våra efterföljande empiriska resultat.

### 2.1 KTA och regionala arbetsmarknader

SCB:s indelning i regionala arbetsmarknader syftar till att fånga geografiska områden som är relativt oberoende av omvärlden med avseende på utbud och efterfrågan av arbetskraft; se t.ex. Hedin & Tegsjö (2006). Indelningen är funktionell och bygger på hur människor verkligen betar sig, i termer av pendlingsmönster mellan arbetsställe och bostad. Indelningen ses över årligen och tillåts förändras över tid.

I och med att regionala arbetsmarknader är relativt oberoende av omvärlden med avseende på utbud och efterfrågan av arbetskraft förväntas dessa väl kunna fånga KTA:s generella mer *kortsiktiga* sysselsättningseffekter – som hur sysselsättningen påverkats under pandemin.<sup>5</sup> De förväntas kunna återspegla hur användandet av KTA håller uppe efterfrågan på *antalet* anställda och därmed förhindrar en nedgång i sysselsättningen. De förväntas också kunna återspegla KTA:s potentiellt negativa sysselsättningseffekter, som i huvudsak förväntas bero på att stödet kan minska utbudet av tillgänglig arbetskraft för expanderande företag på en given regional arbetsmarknad.

Vår empiriska modell – som redovisas nedan – bygger således på att det finns regionala skillnader i användandet av korttidsstödet. En uppenbar anledning till att så är fallet är att regioner drabbades olika hårt av pandemin. I vår empiriska modell kontrollerar vi dock för den regionala ekonomiska utvecklingen genom att även, förutom KTA, låta (bl.a.) aggregerade regionala omsättningsförändringar påverka den regionala sysselsättningen. För att statistiskt kunna skilja ut KTA:s sysselsättningseffekter från de som härrör från omsättningsförändringar krävs då att det finns faktorer som gör att användandet av KTA varierar mellan två regioner som, hypotetiskt, har exakt samma omsättningsfall.

---

<sup>4</sup> SCB:s benämning på dessa är "lokala arbetsmarknader". I rapporten använder vi av pedagogiska skäl genomgående termen "regionala arbetsmarknader".

<sup>5</sup> Hur KTA påverkar sysselsättningen på några års sikt kan inte förväntas fångas lika väl av regionala arbetsmarknader eftersom arbetsmarknadsläget på längre sikt påverkar flyttströmmar. Att undersöka KTA:s långsiktiga effekter är en viktig fråga för framtida forskning.

Två faktorer som kan bidra till regionala skillnader i användande av KTA trots likvärdiga aggregerade omsättningsförändringar är dels det lönetak (44 000 kronor) som finns för företagens möjliga stödbelopp per anställd, dels att företag endast kan erhålla stöd för personer som var anställda tre månader innan stödet beviljas; se Tillväxtanalys (2021). Löner är i genomsnitt t.ex. högre i storstadsregioner (Björklund m.fl., 2014). Även arbetskraftens rörlighet mellan företag – vilket påverkar hur många personer som varit anställda i minst tre månader – är högre inom storstadsregioner (Hedin & Tegsjö, 2006).

En faktor som kan vara av stor betydelse för det regionala användandet av KTA är den lokala branschammansättningen. Stödet förefaller generellt vara bättre utformat för tillverkningsindustrin än för servicesektorn (Tillväxtverket, 2021; Tillväxtanalys, 2022b). Om vi då rent hypotetiskt antar att region A enbart består av tillverkningsindustri medan region B enbart består av restauranger (OBS! teoretiskt exempel) men att båda regionerna uppvisar samma omsättningsfall (inte helt orimligt antagande under pandemins inledning), förväntar vi oss att region A har fler i KTA än region B, eftersom KTA är bättre utformat för tillverkningsindustrin än restaurangsektorn; för jämförelser mellan dessa två branschers möjligheter att använda KTA, se Tillväxtanalys (2022b).

## 2.2 Empirisk grundmodell

### Definition av variabler

I vår empiriska modell är den beroende variabeln (den vi vill förklara) sysselsättningens förändring på en regional arbetsmarknad jämfört med närmast föregående kvartal. I modellen definieras detta som  $\Delta L_{jt} = L_{jt} - L_{jt-1}$ , där  $L_{jt}$  är logaritmen av antalet sysselsatt på regional arbetsmarknad  $j$  under kvartal  $t$  och  $L_{jt-1}$  är logaritmen av antalet sysselsatta på samma arbetsmarknad under närmast föregående kvartal ( $t-1$ ). I och med att vi använder logaritmer kan  $\Delta L_{jt}$  approximativt tolkas som den procentuella sysselsättningsförändringen mellan nuvarande och närmast föregående kvartal (om vi multiplicerar med 100). Alla personer med en total arbetsinkomst på minst 1 000 kronor under en månad räknas som sysselsatta under samma månad; se vidare bilaga A.

För att fånga den kvartalsvisa ekonomiska utvecklingen på en regional arbetsmarknad används den aggregerade omsättningsförändringen för regionens företag mellan kvartal  $t$  och närmast föregående kvartal,  $t-1$ . I den empiriska modellen definieras detta enligt  $\Delta Y_{jt} = Y_{jt} - Y_{jt-1}$ , där  $Y_{jt}$  och  $Y_{jt-1}$  är logaritmerad aggregerad omsättning för företagen på regional arbetsmarknad  $j$  under kvartal  $t$  respektive  $t-1$ .

Andelen av de sysselsatta på en regional arbetsmarknad som befinner sig i KTA definieras som

$$(1) \quad KTA_{jt} = \frac{\text{Antal pers i KTA}_{jt}}{\text{Antal sysselsatta}_{j2018}}$$

där täljaren är antalet personer i KTA på regional arbetsmarknad  $j$  under kvartal  $t$  och nämnaren är antalet sysselsatta personer på arbetsmarknad  $j$  under år 2018. Vi fixerar antalet sysselsatta vid 2018-års nivå för att värdet på  $KTA_{jt}$  inte ska påverkas/blandas ihop (bli endogen) med de estimerade effekter som ingår i vår empiriska modell (som baseras på data för åren 2019–2020).

### Regressionsmodell

Utifrån ovanstående tre variabler, d.v.s. regionala sysselsättningsförändringar ett visst kvartal ( $\Delta L_{jt}$ ), omsättningsförändringar ( $\Delta Y_{jt}$ ), och andelen av de sysselsatta i KTA ( $KTA_{jt}$ ), studerar vi hur KTA och regionala konjunkturförändringar påverkar sysselsättningsförändringar på kort sikt från andra kvartalet 2019 till fjärde kvartalet 2020. Inspirerat av studier som jämför effekter av KTA mellan länder under finanskrisen utgår vi från följande paneldatamodell:

$$(2) \quad \Delta L_{jt} = \gamma_1 KTA_{jt} + \gamma_2 KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt} + \beta \Delta Y_{jt} + \alpha_j + \alpha_t + \varepsilon_{jt}.$$

I (2) är  $\varepsilon_{jt}$  en residual (sysselsättningsförändringar som inte förklaras av de variabler som ingår i modellen). Övriga komponenter i (2) och deras tolkningar redogörs för nedan.

### Effekten av KTA tillåts variera med den regionala konjunkturförändringen

I ekvation (2) – vår empiriska grundmodell – tillåts KTA ha dels en fristående sysselsättningseffekt, i form av  $\gamma_1 KTA_{jt}$ , dels en effekt som beror på omsättningsförändringar, i form av  $\gamma_2 KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt}$ . Dessa två komponenter kan sammanfogas som:  $(\gamma_1 + \gamma_2 \cdot \Delta Y_{jt}) \cdot KTA_{jt}$ . I (2) tillåts således att effekten av KTA varierar beroende på regionala konjunkturförändringar, i form av tecknet (plus eller minus) och storleken på omsättningsförändringarna  $\Delta Y_{jt}$ . Detta diskuteras vidare i samband med de empiriska resultaten i avsnitt 4.

### Fixa effekter kontrollerar för konstanta regionala skillnader

I ekvation (2) är  $\alpha_j$  är en fix effekt för respektive regional arbetsmarknad  $j$ . Dessa kontrollerar för alla faktorer på en regional arbetsmarknad som är konstanta över tid (den tid som ingår i urvalet) och påverkar sysselsättningsförändringar. I praktiken innebär dessa att varje region tillåts ha olika sysselsättningstrender – olika trender i hur *nivån* på sysselsättningen utvecklas över tid.<sup>6</sup> Om användandet av KTA påverkas av huruvida en region har en positiv kontra negativ mer långsiktig sysselsättningsutveckling så kontrollerar de fixa effekterna för detta och vi undviker således bias p.g.a. utelämnade variabler ("omitted variable bias") till följd av detta. Som exempel är det t.ex. rimligt att anta att företag i långsiktigt kraftigt växande regioner är mer benägna att använda KTA p.g.a. ett framtida växande behov av personal.

### Tidsspecifika effekter kontrollerar för gemensamma förändringar

Parametern  $\alpha_t$  representerar tidsspecifika effekter (sju unika dummyvariabler för varje kvartal i data). De kontrollerar för allt som förändras över tid som påverkar alla regionala arbetsmarknader på liknande sätt (t.ex. landets konjunktur, smittspridningsrestriktioner, säsongsvariation, etc.).

Användandet av KTA påverkades tydligt av den makroekonomiska utvecklingen under 2020. Under krisens inledning när BNP föll på bred front och osäkerheten om framtiden var närmast monumental använde samtliga regioner KTA i hög utsträckning (se vidare nästa avsnitt). När ekonomin återhämtade sig under tredje kvartalet minskade användandet av KTA på bred front. Med de tidsspecifika effekterna rensar vi bort dessa makrosamband, som annars skulle riskera leda till bias p.g.a. utelämnade variabler. I och

<sup>6</sup> Notera att skillnader i sysselsättningsnivåer direkt rensas bort genom att vår beroende variabel är i form av sysselsättningsförändringar över tid och inte i sysselsättningsnivåer.

med detta kommer det, rent tekniskt, vara regionala *skillnader* i användandet av KTA och sysselsättningsförändringar vid *varje givet kvartal* som identifierar KTA:s sysselsättningseffekter i (2).

### Estimeringsmetod

Vår huvudmetod för att estimerar (2) är OLS. I en känslighetsanalys, som diskuteras vidare i avsnitt 4 och mer utförligt i bilaga D, används även en alternativ estimator, i form av s.k. shift-share IV ("instrumental variables"). Syftet med denna är att försöka undersöka förekomsten av betydande s.k. simultan kausalitetsbias – att KTA påverkar sysselsättningsförändringar men sysselsättningsförändringar även potentiellt påverkar användandet av KTA; detta diskuteras utförligt i bilaga D.

Vi estimerar (2) baserat på kvartalsdata från andra kvartalet 2019 till sista kvartalet 2020.<sup>7</sup>  $KTA_{it}$  antar positiva värden fr.o.m. andra kvartalet 2020 men är noll dessförinnan; se vidare bilaga A. Data innan andra kvartalet 2020 (innan pandemin) används därmed för att bättre identifiera effekten av omsättningsförändringar,  $\beta$ , samt för att estimerar de fixa effekterna,  $\alpha_j$ .

Vi viktat inte estimaten av (2) utifrån antalet sysselsatta i olika regioner. Detta eftersom två av de tre största och i så fall dominerande regionerna i den viktade regressionen (Stockholm och Malmö) i princip innehåller noll användbar empirisk variation för att statistiskt identifiera KTA:s effekter. Nära besläktade argument och strategi återfinns t.ex. i Angrist & Lavy (1999).<sup>8</sup> Se bilaga B för en diskussion kring viktning och användbar variation i våra data.

## 2.3 Utvidgningar av grundmodellen

Inkluderandet av region- och tidsspecifika effekter i (2) gör modellen till en "klassisk" fix-effektregression (en s.k. "two-way fixed-effect model"). De fixa effekterna i kombination med regionala omsättningsförändringar kontrollerar för flera faktorer som förväntas påverka den regionala sysselsättningsutvecklingen och samtidigt vara korrelerade med det regionala KTA-användandet. Det vill säga, faktorer som om de *inte* ingick i (2) skulle ge bias i OLS-estimaterna p.g.a. utelämnade variabler – ge estimat som systematiskt över- eller underskattar KTA:s faktiska sysselsättningseffekt.

Det finns dock ytterligare faktorer som kan påverka den regionala sysselsättningsutvecklingen under pandemin och samtidigt vara korrelerade med det regionala användandet av KTA – och således potentiellt också behöver kontrolleras för i regressionsmodellen. Mer specifikt kan det finnas systematiska regionala skillnader i tillgång till övriga pandemistöd, pandemins ekonomiska konsekvenser kan ha varit

<sup>7</sup> Vi har tillgång till kvartalsdata för hela 2019 och 2020 (se avsnitt 3 nedan). Det första kvartalet 2019 kan dock bara användas för att skapa förändringsvariablerna (t.ex.  $\Delta L_{jt} = L_{jt} - L_{jt-1}$ ).

<sup>8</sup> Om man ändå viktat estimaten blir resultatet och slutsatser känsliga för små och godtyckliga förändringar i hur sysselsättning och övriga variabler definieras. Notera även att så länge man inte är beredd att göra realistiska antaganden kring den "sanna" (teoretiska) modellen som kopplar KTA till sysselsättningsförändringar ger statistisk teori inget tydligt svar till om, och i så fall hur estimaten bäst bör viktas (Angrist & Lavy, 1999; Angrist & Pischke 2009; Solon m.fl., 2013). Notera vidare att även om vi viktat eller ej krävs det att vi, så länge funktionsformen i (2) används, antar att effekten av KTA inte systematiskt skiljer sig åt mellan stora och små regioner för att erhålla korrekta estimat (Solon m.fl., 2013). Om effekten av KTA är systematiskt olika mellan regioner krävs att vi explicit modellerar detta i (2).

mildare/värre för vissa regioner av skäl som inte helt ut fångas av omsättningsförändringar samt sysselsättningen kan vara mer eller mindre känslig för omsättningsförändringar i olika regioner. Nedan redovisas hur vi använder vår paneldatadimension – att vi kan följa samma region över tid – för att försöka kontrollera för dessa faktorer genom ytterligare tillägg av regionspecifika parametrar och fixa effekter.

### Övriga pandemistöd

Det fanns ett flertal olika företagsstöd under pandemin, som bl.a. omställnings- och omsättningsstöd, tillfälligt nedsatta arbetsgivaravgifter, hyresstöd och anstånd med skatt (ett lån). Det finns här ingen realistisk möjlighet att på ett adekvat sätt inkludera explicita kontrollvariabler för dessa enskilda övriga pandemistöd i ekvation (2). I stället kompletteras (2) med pandemispecifika regionala fixa effekter med syfte att approximativt kontrollera för den sammantagna regionspecifika effekten av dessa övriga stöd. Detta görs genom att (2) byggs ut med  $\tilde{\alpha}_j \cdot PAND_t$ , där  $\tilde{\alpha}_j$  är en fix effekt och  $PAND_t$  är en dummyvariabel som antar värdet ett under perioden kvartal 2–4 2020, men är noll dessförinnan. Den utbyggda versionen av (2) blir då:

$$(3) \quad \Delta L_{jt} = \gamma_1 KTA_{jt} + \gamma_2 KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt} + \beta \Delta Y_{jt} + \alpha_j + \tilde{\alpha}_j \cdot PAND_t + \alpha_t + \varepsilon_{jt}.$$

Då (3) estimeras baserat på kvartalsdata för 2019 och 2020 utgör  $\alpha_j$  arbetsmarknad  $j$ :s fixa effekt för perioden kvartal 2 2019–kvartal 1 2020 medan samma arbetsmarknads fixa effekt för kvartal 2–4 2020 blir  $\alpha_j + \tilde{\alpha}_j$ .

I den mån andra krisstöd i genomsnitt systematiskt gynnat vissa regioner mer, kommer detta att fångas av  $\tilde{\alpha}_j$ . I den mån pandemins sysselsättningskonsekvenser varit mildare/värre för vissa regioner, av skäl som inte fångas av omsättningsförändringar, så kommer detta också att fångas av  $\tilde{\alpha}_j$ .

### Heterogen konjunkturkänslighet

Det finns skäl att förvänta sig att vissa regioners aggregerade sysselsättning är mer känslig för omsättningsförändringar än andras. Denna känslighet kan eventuellt också samvariera med regionala skillnader i användandet av KTA. Det innebär att vi kan behöva komplettera vår empiriska grundmodell med regionspecifika samband mellan omsättnings- och sysselsättningsförändringar för att undvika bias i våra KTA-estimat.

Anledningen till att vissa regioner kan uppvisa större konjunkturrella svängningar i sysselsättningen förklaras bäst på företagsnivå. Att säga upp personal vid en tillfällig ekonomisk nedgång innebär att ett företags investeringar i den anställda, i form av utbildning, går förlorade. I dessa fall kan det vara mer lönsamt för företaget att ändå behålla personal trots en ekonomisk nedgång (som då har mindre att göra på jobbet) i väntan på att efterfrågan vänder upp igen, s.k. "labour hoarding" (se Cahuc m.fl. 2014). Å andra sidan nyanställs inte personal lika "lättvindigt" i dessa företag vid en tillfällig ekonomisk uppgång, eftersom nyanställningar också innefattar kostsam utbildning. I företag där de anställda i hög grad lärs upp på jobbet (via kollegor, erfarenhet och mer formell internutbildning) förväntas sysselsättningen därför vara mindre känslig för tillfälliga omsättningsförändringar.

Motsvarande skillnader kan också förväntas gälla för företag som har lättare kontra svårare att finna ny personal att anställa. För företag som har lätt att hitta ny personal finns, allt annat lika, mindre incitament till att behålla personal vid en tillfälligt ekonomisk nedgång, eftersom det är lättare att hitta ny personal när efterfrågan vänder upp igen.

Om företag där sysselsättningen är mindre känslig för kortsiktiga omsättningsförändringar är mer vanliga i vissa regioner, t.ex. p.ga. bransch- och/eller yrkessammansättningen och/eller tillgång personal, förväntas regionen inte uppvisa en sysselsättning som är lika konjunkturkänslig. Om dessa skillnader mellan regioner också är korrelerade med användandet av KTA kommer våra KTA-estimat delvis återspegla regionala skillnader i sysselsättningens konjunkturkänslighet snarare än KTA:s renodlade sysselsättningseffekt. Vi vet t.ex. att vissa branscher, som hotell och restaurang samt kultur och nöje, har drabbats hårdare ekonomiskt under pandemin och därför i högre grad varit de branscher som använt KTA. Om dessa branscher också är överrepresenterade i vissa regioner och har omsättnings- och sysselsättningssamband som avviker från andra branscher kommer våra regionala KTA-estimat blandas ihop med dessa samband. Hur detta i slutändan påverkar estimaten beror på vilka antaganden som görs mellan de olika korrelationerna och KTA:s sanna effekter. I slutändan är detta därför en empirisk fråga.<sup>9</sup>

Ovanstående problem kan undvikas genom att komplettera modellen i (2) med regionspecifika omsättning- och sysselsättningssamband. Detta görs med regionspecifika  $\beta$ -paramterar,  $\beta_j$ , enligt:

$$(4) \quad \Delta L_{jt} = \gamma_1 KTA_{jt} + \gamma_2 KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt} + \beta_j \Delta Y_{jt} + \alpha_j + \alpha_t + \varepsilon_{jt}.$$

I ekvation (4) innebär  $\beta_j \Delta Y_{jt}$  således att sambandet mellan omsättnings- och sysselsättningsförändringar tillåts vara helt regionspecifikt. Notera dock att vi, på samma sätt som för de regionspecifika effekterna,  $\alpha_j$ , varken kan eller har för avsikt att säga något om de sanna regionspecifika parametrarna (parametrar med subindex  $j$ ); för detta krävs betydligt längre tidsserier än de som används i denna rapport. I stället är dessa parametrar rena s.k. kontrollvariabler, vars enda syfte är ge mer korrekta estimat av KTA-variablernas effekter.<sup>10</sup>

### Krävs mer dynamiska modeller?

I samtliga specifikationer ovan så estimeras hur KTA och omsättningsförändringar under ett kvartal påverkar sysselsättningsförändringar under samma kvartal, utan några tidsförskjutningar (laggar). Det vill säga, sysselsättningsförändringar påverkas inte av föregående kvartals omsättningsförändringar och nivå på KTA. Tidigare forskning indikerar att detta sätt att modellera KTA:s möjliga sysselsättningseffekter förvisso är förenklat, men ändå väl fångar stödets huvudsakliga effekter.

<sup>9</sup> Som exempel utifrån ekvation (2), antag att  $\gamma_2 < 0$  och  $\gamma_1 = 0$  så att KTA har positiva sysselsättningseffekter när  $\Delta Y_{jt} < 0$  samt negativa effekter när  $\Delta Y_{jt} > 0$ . Antag vidare att varje region har ett specifikt samband mellan  $\Delta Y_{jt}$  och  $\Delta L_{jt}$  enligt  $\beta_j \Delta Y_{jt}$  som inte ingår i (2) och därför återfinns i residualen. Antag att högre  $\beta_j$ , d.v.s. högre omsättningskänslighet, är förknippat med högre nivåer av KTA. Vid given positiv nivå på  $\Delta Y_{jt}$  erhålls då  $\beta_j \uparrow \rightarrow \beta_j \Delta Y_{jt} \uparrow \rightarrow \varepsilon_{jt} \uparrow \rightarrow KTA_{jt} \Delta Y_{jt} \uparrow \rightarrow \text{corr}(\varepsilon_{jt}, KTA_{jt} \Delta Y_{jt}) > 0$ , d.v.s. vi får en positiv bias i vårt estimat av  $\gamma_2$ . Det kan även visas att vi även får en positiv bias vid en given negativ nivå på  $\Delta Y_{jt}$ . Givet att vi erhåller ett negativt estimat av  $\gamma_2$  innebär det således att vi då kommer att underskatta KTA:s positiva sysselsättningseffekter vid en ekonomisk nedgångsfas men också underskatta KTA:s negativa sysselsättningseffekter vid en ekonomisk återhämtningsfas.

<sup>10</sup> Se Stock & Watson (2015) för en utförlig kartläggning och diskussion kring innebörden av kontrollvariabler.

Majoriteten av de empiriska modellerna för utvärderingar från finanskrisen innehåller inga tidsförskjutna sysselsättningseffekter av KTA (Boeri & Bruecker, 2011; Hijzen & Venn 2011, Cahuc & Carcillo, 2011). Liksom vår studie var dessa uppsatser tidiga utvärderingar av KTA:s effekter under en ekonomisk kris varför längden på tillgängliga tidsserier var begränsad, vilket i sin tur innebär begränsningar för hur mycket dynamik som kan inkluderas i den empiriska modellen.

Hijzen & Martin (2013) har tillgång till längre tidsserier och tillåter för mer dynamik i form av olika tidsförskjutningar. Deras slutsatser om KTA:s huvudsakliga kvalitativa såväl som kvantitativa sysselsättningseffekter är dock väldigt snarlika de som erhålls från de mer statiska modellerna/studierna för finanskrisen; se vidare diskussionen i Tillväxtanalys (2021). Detta stöder antagandet att KTA:s huvudsakliga sysselsättningseffekter kan fångas även utan att inkludera tidsförskjutna variabler. Det kan dock naturligtvis inte uteslutas att våra estimerade effekter kan påverkas av att införa mer dynamik i de estimerade modellerna. Dessa möjliga effekter likväl som faktiska estimerat från mer dynamiska modeller diskuteras därför i samband med de empiriska resultaten i avsnitt 4 samt redovisas i mer detalj i bilaga D.



## 3. Data

De empiriska modellerna estimeras med kvartalsdata på regional arbetsmarknadsnivå från andra kvartalet 2019 t.o.m. sista kvartalet 2020. Avsnitt 3.1. beskriver datakällor och bearbetning för att skapa denna data. Avsnitt 3.2 visar beskrivande statistik samt ger en överblick av den makroekonomiska utvecklingen under 2019 och 2020.

### 3.1 Datakällor och bearbetning

De huvudsakliga datakällorna som används i analysen är:

- Företags- och individdata för beviljat och avstämt stöd vid korttidsarbete 2020 från Tillväxtverket.
- SCB:s GIN-databas, vilken innehåller kopplad företags- och individinformation om samtliga utbetalda löner i Sverige på månadsbasis sedan 2019.
- Momsregistret, som innehåller uppgifter om samtliga svenska företags omsättning på månadsbasis sedan 2012. Uppgifterna ingår i SCB:s företagsregister.
- SCB:s LISA-databas, vilken innehåller kopplad företags- och individregisterdata på årsbasis för hela Sveriges befolkning, bl.a. med information om arbetsställekommun samt företagets branschtillhörighet.

De kvartalsdata som används i estimeringen skapas i två steg. Först sammanlänkas datakällorna så att KTA-användande, sysselsättning och omsättning kan knytas till en regional arbetsmarknad under en viss period. I ett andra steg aggregeras denna information för att skapa aggregerade kvartalsdata för 2019–2020 för 68 regionala arbetsmarknader. Detta, datakällorna och hur data har bearbetats beskrivs i mer detalj i bilaga A.<sup>11</sup>

### 3.2 Beskrivande statistik och makroekonomisk överblick

Det finns olika sätt att koppla aggregerad ekonomisk aktivitet till sysselsättningsförändringar. I utvärderingar av KTA som bygger på länderjämförelser från finanskrisen används BNP-förändringar på kvartalsnivå. I vår studie används i stället omsättningsförändringar. Det är inte uppenbart att det ena måttet är bättre än det andra för att studera sysselsättningsförändringar. Men det är relevant att försöka belysa i vilken mån dessa två mått skiljer sig åt under den period som studeras i rapporten.

#### **Omsättnings- och BNP-fallen var ungefär lika stora, men dynamiken skiljde sig åt**

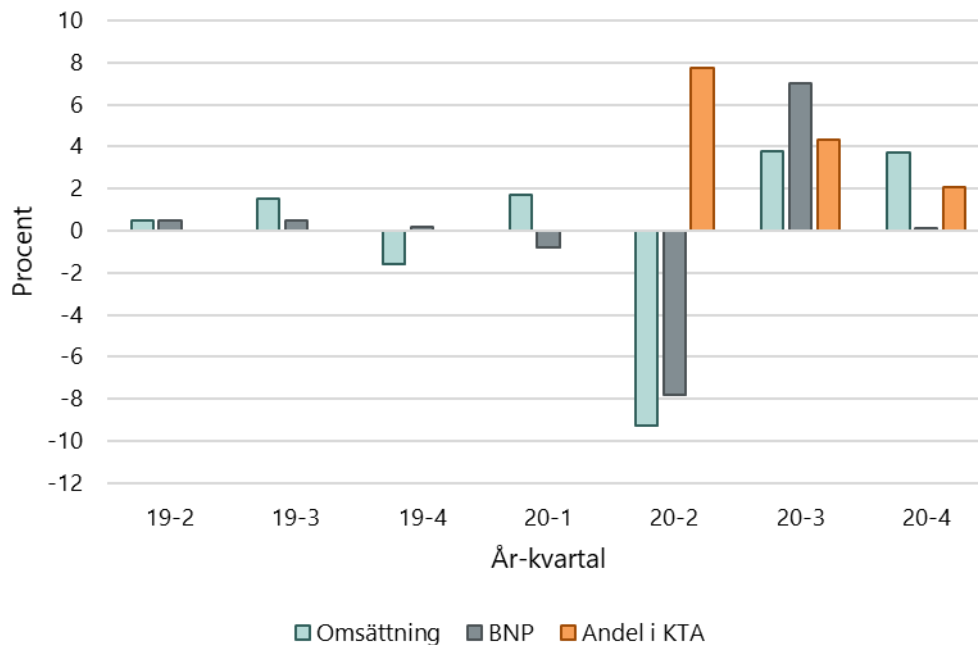
I figur 1 redovisas procentuell omsättningsförändring på kvartalsnivå för Sverige som helhet under 2019 och 2020 (hur total omsättning i Sverige förändras jämfört med närmast föregående kvartal) tillsammans med motsvarande BNP-förändringar. Vi har säsongrensade omsättningsförändringar baserat på logaritmerade aggregerade kvartalsdata från momsregistret 2012–2019 och en regressionsmodell med kvartalsdummys. Den relativt korta tidsserien och begränsade modellen innebär att de

---

<sup>11</sup> Ett steg i databearbetningen är att en av Sveriges 69 regionala arbetsmarknader exkluderas, nämligen Malung-Sälen – därav används 68 regionala arbetsmarknader i analysen. Malung-Sälen exkluderas eftersom den är en s.k. outlier; se bilaga A för mer information.

resultaterande rensade förändringarna är behäftade med osäkerhet.<sup>12</sup> Säsongrensningen görs för att serien ska vara mer jämförbar med det mått på BNP-förändringar som tas fram av SCB – där BNP är säsongrensad – och som också åskådliggörs i figur 1.

**Figur 1: Omsättnings- och BNP-förändringar samt andel av sysselsatta i KTA för Sverige som helhet, kvartal 2 2019–kvartal 4 2020**



*Anm.* Omsättningsförändringar är i procent och jämfört med föregående kvartal och bygger på aggregerade uppgifter för Sverige som helhet från momsregistret. Omsättningsdata har säsongrensats; se huvudtexten för mer information. Säsongrensade BNP-förändringar är från SCB och nationalräkenskaperna. Andel av de sysselsatta i KTA är framräknat i relation till antalet sysselsatta under 2018; se ekvation (1) i huvudtexten.

Innan andra kvartalet 2020 uppvisar både omsättning och BNP relativt små förändringar (figur 1).<sup>13</sup> Under den kraftiga ekonomiska nedgången andra kvartalet 2020 visar omsättningen ett något större fall än BNP. Under de två sista kvartalen 2020 skiljer sig måttens dynamik. BNP växer kraftigt under tredje kvartalet men är i princip oförändrad under sista kvartalet. Återhämtningen i omsättning är däremot jämnt fördelad mellan de två sista kvartalen.

<sup>12</sup> Den begränsade datamängden innebär att en enkel regressionsmodell används där förändringen av logaritmen av aggregerad omsättningsnivå är beroende variabel och en konstant och tre kvartalsdummys är förklarande variabler. Data för 2020 ingår inte i modellen för att undvika att estimaten fångar upp pandemieffekter. Visuellt inspektion av data visar tydligt att det finns tydligt återkommande säsongvariation av liknande storlek för varje kvartal. Eftersom regressionen baseras på 35 observationer och varje kvartal endast ingår 8 gånger finns utrymme för enstaka observationer att få stort genomslag. Av detta skäl har regressionen estimerats med en "robust"-regressionsmetod, i form av medianregression via Statas QREG-kommando.

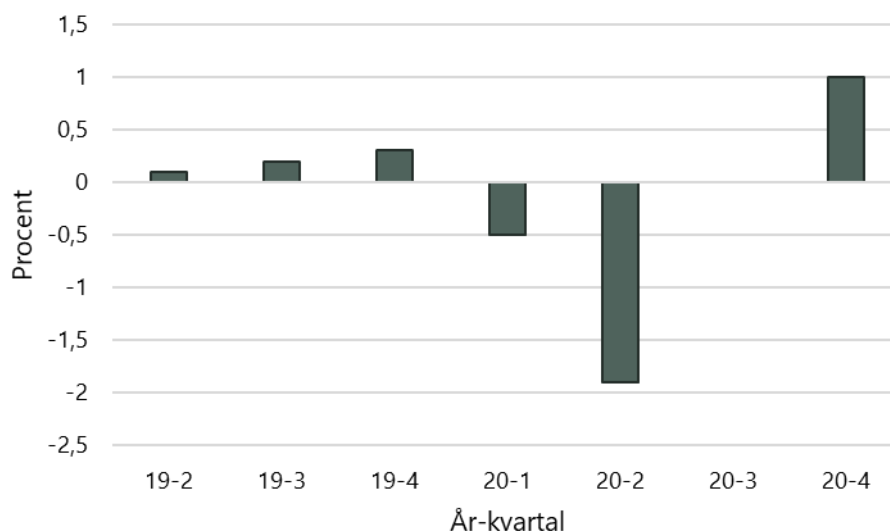
<sup>13</sup> Tecknet på omsättnings- och BNP-förändringar skiljer sig åt i två av dessa kvartal. Det kan bero på att de två måtten inte mäter samma sak och att en nedgång i vissa sektorer kan ha en större eller mindre påverkan på BNP än på aggregerade omsättningsförändringar. Det kan också delvis bero på brister i säsongrensningen av omsättningsdata.

De tre sista kvartalen i figur 1 redovisar också hur stor andel av de sysselsatta i Sverige som befinner sig i KTA varje kvartal, enligt den definition som beskrivs i avsnitt 3.2 (sysselsättning mäts 2018). Under den kraftiga ekonomiska nedgången i början av pandemin, under andra kvartalet 2020, var användandet som högst, med ca åtta procent av de sysselsatta i KTA. Under återhämtningen de två följande kvartalen halveras användandet vid varje kvartal, för att vara nere på ca två procent det sista kvartalet.

### Påtagligt minskad sysselsättning under andra kvartalet 2020

Som en överblick av den aggregerade utvecklingen på svensk arbetsmarknad visar figur 2 procentuella säsongrensade kvartalsförändringar (förändring jämfört med närmast föregående kvartal) av antalet sysselsatta baserat på AKU. Vi visar inga motsvarande siffror baserat på våra GIN-data; då vi enbart har tillgång kvartalsdata på sysselsättningsförändringar via GIN från 2019 har vi ingen möjlighet att ta fram en motsvarande säsongrensad serie. Notera dock att när vi estimerar vår empiriska modell kommer de tidsspecifika effekterna för varje kvartal rensa bort (bl.a.) säsongvariation i sysselsättningen.

**Figur 2: Aggregerade sysselsättningsförändringar i procent, enligt AKU, kvartal 2 2019–kvartal 4 2020**



*Anm.* Säsongrensade förändringar i procent, jämfört med närmast föregående kvartal. Tredje kvartalet 2020 saknar stapel eftersom den avrundade förändringen då är lika med noll. Uppgifterna är från AKU; se huvudtexten.

Det finns en viss sysselsättningsnedgång redan första kvartalet 2020, men merparten sker under andra kvartalet då sysselsättningen minskar med nästan två procent, motsvarande ungefär 100 000 personer (figur 2). Under tredje kvartalet ligger sysselsättningen still (noll i förändring) för att återhämta sig något under sista kvartalet.

Den påtagliga sysselsättningsnedgången under andra kvartalet drivs framför allt av ett ökat inflöde till arbetslöshet snarare än minskat utflöde till arbete, då utflödet till arbete inte alls påverkades negativt i samma utsträckning av den ekonomiska nedgången (Eliasson, 2021). Inflödet till arbetslöshet var däremot ungefär dubbel så högt under

andra kvartalet 2020 jämfört med samma kvartal föregående år för att därefter vara mer i linje med inflödet för tidigare år (Eliasson, 2021).<sup>14</sup>

### Stor spridning mellan regionala arbetsmarknader

Tabell 1 redovisar medelvärden och standardavvikelser för säsongs- och trendrensade omsättningsförändringar baserat på våra framtagna data för regionala arbetsmarknader; se bilaga C för en beskrivning av metoden för säsongs- och trendrensning.

**Tabell 1: Medelvärden (standardavvikelser i parentes) på regional nivå**

	2019 kv2	2019 kv3	2019 kv4	2020 kv1	2020 kv2	2020 kv3	2020 kv4
Omsättningsförändring	-1,5	0,4	-3,9	2,7	-9,8	3,2	1,2
	(8,4)	(7,0)	(8,0)	(6,7)	(10,2)	(6,5)	(5,8)
Sysselsättningsförändring, ej säsongsrensad	1,8	3,7	-4,5	-1,4	-0,8	3,0	-3,0
	(0,9)	(1,5)	(1,4)	(1,0)	(1,0)	(1,4)	(1,2)
Andel i KTA	-	-	-	-	6,5	3,6	2,0
					(3,1)	(1,9)	(1,5)
Antal observationer	68	68	68	68	68	68	68

*Anm.* Medelvärden över aggregerade uppgifter för 68 regionala arbetsmarknader baserat på våra framtagna data. Omsättningsförändring och sysselsättningsförändring anger procentuell förändring av nivå jämfört med närmast föregående kvartal. Omsättningsförändringar är säsongs- och trendrensade, medan detta inte är fallet för sysselsättningsförändringar; se huvudtexten för vidare information. Andel i KTA anger hur stor procentandel av de sysselsatta som befinner sig i KTA under ett kvartal, där antalet sysselsatta mäts 2018; se huvudtexten för information.

Genomsnittliga regionala omsättningsförändringar visar på en stor nedgång under pandemins inledning under andra kvartalet 2020 (tabell 1). Det är även ett relativt stort fall under fjärde kvartalet 2019, vilket är svårare att förklara. Sannolikt beror detta på att viss säsongsvariation kvarstår i data.

Eftersom regionala sysselsättningsdata på kvartalsnivå endast kan tas fram från och med 2019 har vi – som även diskuteras ovan – ingen möjlighet att säsongsjustera dessa i tabell 1. En uppfattning om säsongsrensade genomsnittliga regionala förändringar under pandemin kan dock erhållas genom att ta kvartalsvärdet för 2020 minus samma kvartals värde för 2019. Denna approximation ger att antalet sysselsatta personer på de regionala arbetsmarknaderna i genomsnitt minskade med 2,6 och 0,7 procent under andra respektive tredje kvartalet 2020 för att sedan öka med i genomsnitt 1,5 procent under årets sista kvartal.

Standardavvikelseerna i tabell 1 är ett mått på hur mycket variation som finns mellan regionala arbetsmarknader (i t.ex. en normalfördelning finns 75 procent av variationen inom plus/minus en standardavvikelse). Dessa visar på betydande regional heterogenitet i både omsättnings- och sysselsättningsförändringar. Standardavvikelseerna visar också på icke-försumbar heterogenitet i användandet av KTA. Som exempel befann sig i genomsnitt 6,5 procent av de sysselsatta på regionala arbetsmarknader i KTA under andra kvartalet 2020, men detta plus/minus en standardavvikelse visar att regionala nivåer runt 3 respektive 10 procent inte var ovanliga. Denna typ av regionala heterogenitet vid ett givet kvartal är vad som används för att identifiera KTA:s effekter i våra paneldataregressioner; se vidare avsnitt 2.

<sup>14</sup> Eliason (2021) redovisar data fram till vecka 30.

## 4. Regressionsresultat

### 4.1 Negativa effekter vid en konjunkturuppgång

#### Estimat med olika specifikationer

Tabell 2 visar estimat av KTA:s sysselsättningseffekter baserat på fyra olika regressionsmodeller. Den första kolumnen innehåller vår empiriska grundmodell, d.v.s. våra estimat av ekvation (2). I den andra kolumnen utökas grundmodellen med de pandemispecifika regionala effekterna, d.v.s. enligt ekvation (3). I den tredje utökas grundmodellen i stället med de regionspecifika omsättnings- och sysselsättningssambanden, d.v.s. enligt ekvation (4). I den fjärde kolumnen har grundmodellen utökats med både pandemispecifika regionala effekter och regionspecifika omsättnings- och sysselsättningssamband.

Tabell 2: Regressionsestimater av KTA:s sysselsättningseffekter

	(1)	(2)	(3)	(4)
$KTA_{jt}$	0,027	-0,045	0,013	-0,072
	(0,045)	(0,069)	(0,054)	(0,070)
$KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt}$	-0,539***	-0,769***	-0,666***	-1,002***
	(0,187)	(0,203)	(0,219)	(0,258)
$\Delta Y_{jt}$	0,077***	0,080***		
	(0,020)	(0,022)		
Tids-FE	✓	✓	✓	✓
Region-FE	✓	✓	✓	✓
Region-pand-FE		✓		✓
Regionspec $\Delta Y_{jt}$			✓	✓
R <sup>2</sup>	0,878	0,885	0,914	0,922
Antal obs	476	476	476	476

Anm. Estimaterna är för perioden kvartal 2 2019–kvartal 4 2020. Robusta standardfel klustrade på regionala arbetsmarknader i parenteser. Beroende variabel är förändring i logaritmen av totalt antal sysselsatta på regional arbetsmarknad  $j$  mellan kvartal  $t$  och  $t-1$ .  $KTA_{jt}$  är andelen av de sysselsatta i region  $j$  som befinner sig i korttidsarbete under kvartal  $t$ .  $\Delta Y_{jt}$  är förändring i logaritmen av total omsättning i region  $j$  mellan kvartal  $t$  och  $t-1$ . FE står för "fixa-effekter". Regionspecifika  $\Delta Y_{jt}$  innebär att sambandet mellan omsättningsförändringar och sysselsättningsförändringar tillåts vara unikt för varje regional arbetsmarknad.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Estimaterna indikerar sammantaget att den fristående KTA-termen inte har någon effekt på sysselsättningen (tabell 2). Dess estimat är aldrig statistiskt signifikant. Estimatet skiftar också tecken mellan de olika specifikationerna, vilket är konsistent med att det sanna värdet på koefficienten är lika med noll.

Estimaterna för interaktionstermen mellan andelen av de sysselsatta i KTA och omsättningsförändringar ( $KTA_{it} \cdot \Delta Y_{it}$ ) är negativ och statistiskt signifikant i alla specifikationer (tabell 2). Det implicerar att KTA har en positiv sysselsättningseffekt när omsättningen faller, d.v.s. när  $\Delta Y_{it} < 0$ , medan effekten annars är negativ; detta följer av att den fristående KTA-termen samtidigt är lika med noll och diskuteras mer utförligt nedan. Absolutvärdet av det negativa estimatet är dubbelt så stort i den fullt utbyggda

modellen (fjärde kolumnen) jämfört med grundmodellen (första kolumnen). Det visar att kontroller för regional heterogenitet är av betydelse för estimatets storlek och därmed för dess ekonomiska signifikans.<sup>15</sup>

### Känslighetsanalyser

I bilaga D diskuterar och redovisar vi fyra känslighetsanalyser som samtliga indikerar att resultaten i tabell 2 är giltiga för att dra slutsatser om KTA:s sysselsättningseffekter.

Mer specifikt:

1. I stället för OLS använder vi en s.k. shift-share IV-estimator, med syftet att undersöka förekomsten av s.k. simultan kausalitetsbias. Det vill säga, påtaglig bias till följd av att KTA påverkar sysselsättningsförändringar *samtidigt* som sysselsättningsförändringar påverkar användandet av KTA.<sup>16</sup> Våra IV-estimat är dock väldigt snarlika motsvarande OLS-estimat. Baserat på ett C-test kan vi inte heller förkasta hypotesen att våra KTA-variabler är exogena ( $p$ -värde=0,89), d.v.s. vi kan inte förkasta hypotesen att OLS-estimatet är giltiga.<sup>17</sup>
2. Vi visar att det finns försumbar regional variation i den genomsnittliga arbetstidsnedsättningen bland personer med KTA och att inkludandet av denna variation i regressionsmodellerna inte ändrar några slutsatser. Användandet av andelen sysselsatta *personer* i KTA i tabell 2 fångar således all regional variation i KTA-användandet som är av reell betydelse för sysselsättningen.
3. Baserat på en placeboanalys visar vi att resultaten för KTA i tabell 2 inte förefaller förklaras av någon normalt förekommande regional säsongsvariation i sysselsättning och omsättning.
4. Vi tillåter för mer dynamik i den empiriska modellen genom att KTA och omsättningsförändringar under ett kvartal även kan påverka sysselsättningsförändringar under nästföljande kvartal. Estimatet för KTA-variablerna indikerar dock fortsatt att KTA endast påverkar sysselsättningen under innevarande kvartal. Och då enbart via interaktionstermen mellan KTA och omsättningsförändringar. Det vill säga, samma typ av dynamik som fångas av resultaten i tabell 2. Samtidigt går det inte att *helt* utesluta förekomsten av tidsförskjutna KTA-effekter via interaktionen med omsättningsförändringar. Detta eftersom de dynamiska estimaten indikerar att omsättningsförändringar, i sig, inte bara har en effekt på sysselsättningen under samma kvartal utan även har en viss effekt nästföljande kvartal, dock av betydligt mindre storleksordning. I avsnitt 4.2 nedan, där vi predikterar sysselsättningseffekter för Sverige

<sup>15</sup> Skillnaden mellan estimaten för interaktionstermen i första och fjärde kolumnen är dock inte statistiskt signifikant. Att interaktionstermen blir mer negativ i specifikationer med regionspecifika samband implicerar att regioner med högt användande av KTA också är regioner där sysselsättningen normalt är mer känslig för omsättningsförändringar. När detta inte beaktas erhålls en positiv bias i estimatet; se fotnot 9 för en mer detaljerad förklaring. Att estimaten påverkas av inkludandet av den pandemispecifika fixa effekten implicerar att det finns systematiska regionala skillnader i hur sysselsättningen utvecklades under pandemin som inte förklaras av omsättningsförändringar och att detta även är korrelerat med användandet av KTA.

<sup>16</sup> Biasen beror då på att vi aldrig kan kontrollera för allt som påverkar sysselsättningsförändringar och således alltid kommer att ha en residual – oförklarade förändringar av sysselsättningsnivån – som är korrelerat med KTA-användandet. För att se detta, antag följande två förenklade exempel på simultan kausalitet: (a)  $\Delta L_{it} = \gamma_1 KTA_{it} + \beta \Delta Y_{it} + \varepsilon_{it}$  samt (b)  $KTA_{it} = \pi_1 \Delta L_{it} + \pi_2 \Delta Y_{it} + \mu_{it}$ , där  $\mu_{it}$  är en residual. Antag vidare  $\pi_2 < 0$ . Vi har då  $\varepsilon_{it} \uparrow \rightarrow \Delta L_{it} \uparrow \rightarrow$  (via [b])  $KTA_{it} \downarrow \rightarrow \text{corr}(KTA_{it}, \varepsilon_{it}) < 0$ , vilket ger en negativ bias i vårt estimat av  $\gamma_1$ .

<sup>17</sup> Detta baseras på det *endogtest* som finns i Statas XTIVREG2-kommando; se Baum m.fl. (2003, 2007). Testet är bara giltigt om instrumenten är giltiga.

som helhet, beaktas denna potentiella effekt. Notera även att databegränsningar gör att vi inte kan ta hänsyn till fullt lika mycket regional heterogenitet i de mer dynamiska modellerna som i den fullt utbyggda modellen i tabell 2; se bilaga D.

### **Tolkning av estimaten: KTA:s effekter beror på den ekonomiska utvecklingen**

Resultaten i tabell 2 indikerar att KTA endast medförde positiva regionala sysselsättningseffekter under kvartal då den regionala konjunkturen föll (minskad regional aggregerad omsättning). När den regionala konjunkturen förbättrades medförde KTA i stället negativa sysselsättningseffekter.

Denna tolkning följer av att interaktionstermen mellan KTA och omsättningsförändringar genomgående är negativ och statistiskt signifikant samtidigt som den fristående KTA-termen aldrig är statistiskt signifikant. Det vill säga, vårt estimat av uttrycket  $(\gamma_1 + \gamma_2 \cdot \Delta Y_{jt}) \cdot KTA_{jt}$  (se avsnitt 2.2) implicerar  $\gamma_1 = 0$  och  $\gamma_2 < 0$ , vilket innebär att  $\Delta Y_{jt}$  måste vara negativ för att KTA ska medföra positiva sysselsättningseffekter. I annat fall har KTA negativa sysselsättningseffekter.

Att KTA hade positiva sysselsättningseffekter endast under kvartal med ekonomisk nedgång – kvartal med negativ  $\Delta Y_{jt}$  – är väl i linje med resultaten från motsvarande internationella länderjämförelser under finanskrisen (Tillväxtanalys, 2021). Boeri & Brucker (2011) finner till och med, baserat på jämförelser av 13 OECD-länder, att BNP behövde minska med minst 1,5 procent på kvartalsbasis för att KTA skulle medföra positiva sysselsättningseffekter under finanskrisen (notera att vår motsvarande estimerade gräns ligger vid noll, d.v.s. vid alla negativa omsättningsförändringar ger KTA positiva effekter). Resultaten i tabell 2 är därmed en indikation på att KTA:s kvalitativa sysselsättningseffekter och mekanismer i Sverige under pandemin sannolikt inte påtagligt avviker från dem som observerades internationellt under finanskrisen.

Notera att begreppet "negativa sysselsättningseffekter" av KTA här inte ska tolkas som att den observerade sysselsättningsnivån minskade. Det innebär i stället att användandet av KTA under en återhämtningsfas medförde att den regionala sysselsättningen utvecklades *sämre*, mindre positivt, än vad den skulle ha gjort om användande av KTA hade varit lägre. Positiva regionala sysselsättningseffekter av KTA under en nedgångsfas innebär således, på motsvarande sätt, att sysselsättningen utvecklades *bättre*, här mindre negativt, än vad den hade gjort om användandet av KTA hade varit lägre.

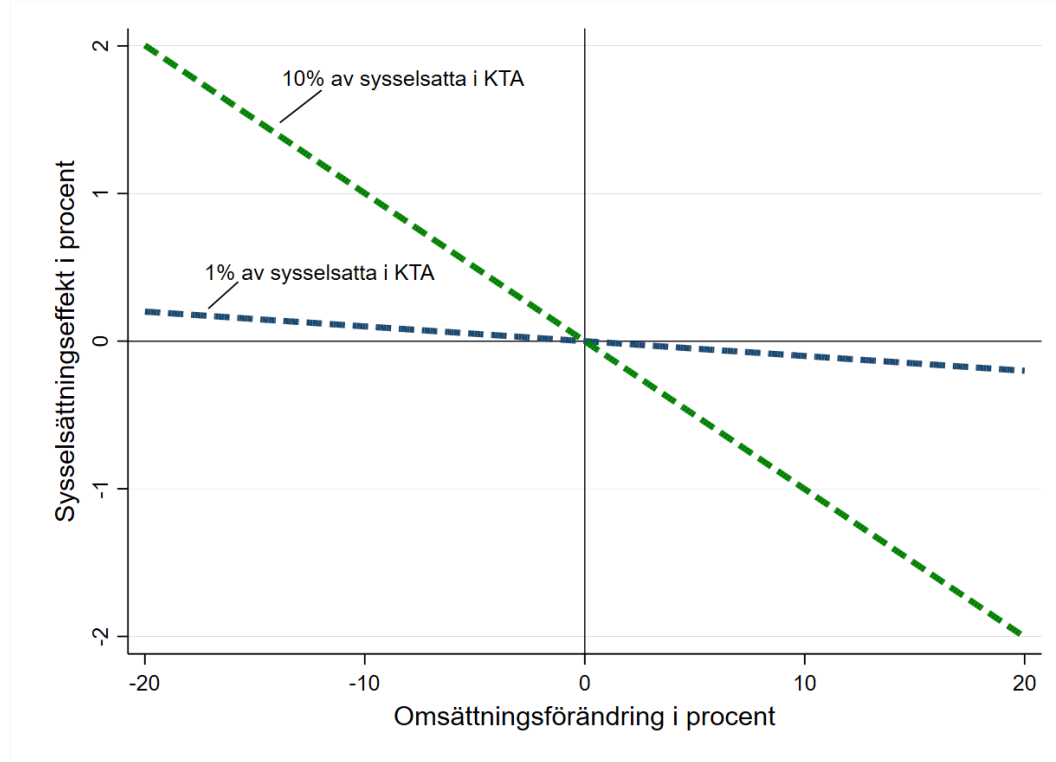
Figur 3 förtydligar hur KTA:s sysselsättningseffekter beror på kombinationen av KTA-användande och omsättningsförändringar, utifrån estimaten i sista kolumnen i tabell 2. Linjen med svag lutning (blå) visar KTA:s sysselsättningseffekter i procent (Y-axeln) vid olika omsättningsförändringar (X-axeln), givet att en procent av de sysselsatta använder KTA. Den brantare linjen (grön) visar motsvarande samband när tio procent av de sysselsatta använder KTA.

Båda linjerna i figur 3 visar på mer positiva sysselsättningseffekter vid större omsättningsfall och mer negativa effekter vid större omsättningsökningar. Linjerna skär nollan (origo) eftersom det estimerade villkoret för positiva sysselsättningseffekter är att omsättningsförändringen är negativ ( $\Delta Y_{jt} < 0$ ). Detta följer av att estimatet för den fristående KTA-termen, överst i tabell 2, inte är statistiskt signifikant och bäst bedöms

vara lika med noll (se diskussion ovan).<sup>18</sup> Det finns naturligtvis en statistisk osäkerhet kring denna bedömning.

Figur 3 implicerar, utan hänsyn till andra möjliga mekanismer än de som fångas av våra estimat, att vid en given statlig kostnad för KTA maximeras sysselsättningseffekterna när stödets användande koncentreras till perioder med de största omsättningsfallen – ekonomin bör under dessa perioder i så fall befinna sig på något som liknar den branta linjen i figur 3. När omsättningen ökar bör däremot användandet av stödet ligga så nära noll som möjligt, så att ekonomin befinner sig på något som liknar den flackare linjen i figur 3. Allra helst bör dock, enligt estimaten i tabell 2, användandet av stödet vara lika med noll när omsättningen växer eftersom sysselsättningseffekterna annars blir negativa.

**Figur 3: Estimerade sysselsättningseffekter av KTA vid olika omsättningsförändringar**



*Anm.* Baserat på estimaten i fjärde kolumnen i tabell 2 visar figuren hur KTA:s sysselsättningseffekter beror på kombinationen av KTA-användande och omsättningsförändringar. Sambandet är ritat för två olika nivåer av KTA-användande: Linjen med svag lutning (blå) gäller då en procent av de sysselsatta använder KTA, den brantare linjen (grön) gäller när tio procent av de sysselsatta använder KTA.

## 4.2 Predikterade sysselsättningseffekter

### KTA mest effektivt i regioner med stora omsättningsfall

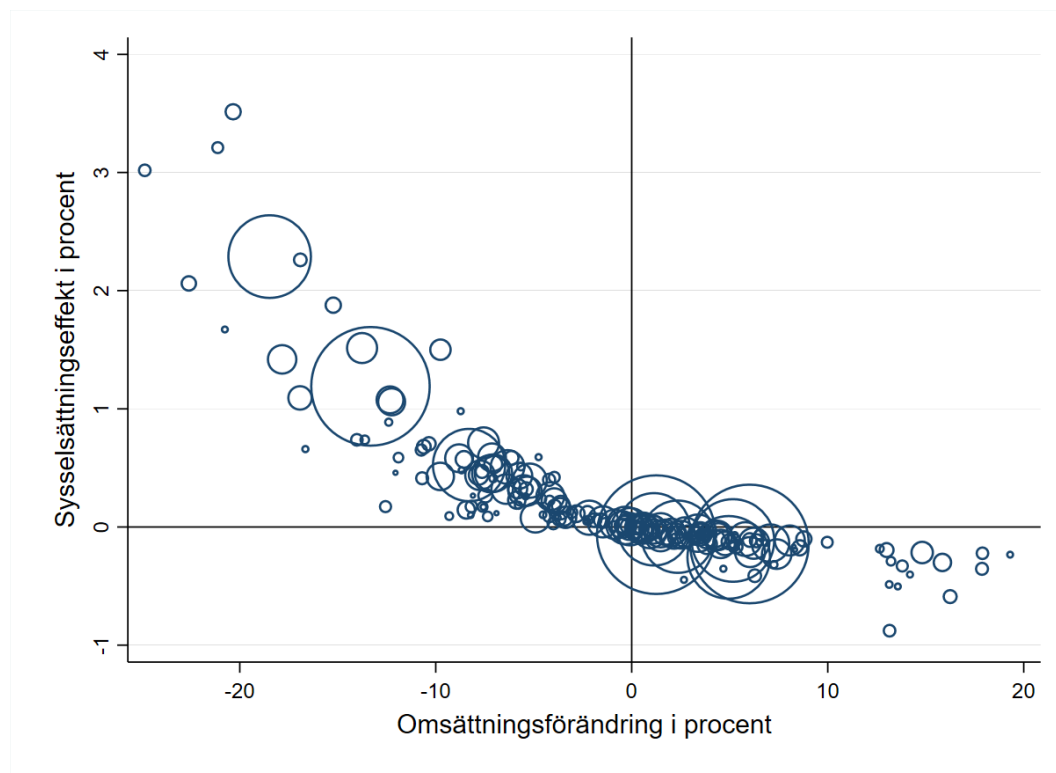
Figur 4 visar det empiriska sambandet mellan KTA:s regionala sysselsättningseffekter och omsättningsförändringar – den kan således ses som den empiriska motsvarigheten till figur 3. Det vill säga, figuren visar med hur många procent som antalet sysselsatta har

<sup>18</sup> De ritade sambanden i figur 3 är  $\Delta L_{jt} = \gamma_1 KTA + \gamma_2 KTA \cdot \Delta Y$  för två givna nivåer av KTA men där  $\Delta Y$  (x-axeln) varierar. Interceptet ges då av  $\gamma_1 KTA$ , men eftersom  $\gamma_1$  inte är statistiskt eller ekonomiskt signifikant sätts denna lika med noll, vilket således ger att sambanden går genom origo.



ökat eller minskat för varje region och kvartal till följd av användandet av KTA vid olika omsättningsförändringar. Figuren baseras på prediktioner för varje regional arbetsmarknad baserat på kombinationen av våra regressionsresultat, användandet av KTA i varje region under andra till fjärde kvartalet 2020 och faktiska säsongs- och trendrensade omsättningsförändringar (se bilaga C).<sup>19</sup> Storleken på ringarna i figuren motsvarar den relativa storleken på varje regional arbetsmarknad. De tydligt största ringarna är prediktioner för Stockholm (som inkluderar Uppsala och Södertälje), Göteborg samt Malmö. Att vissa regioner har en mer positivt (negativt) predikerad sysselsättningseffekt vid ett givet omsättningsfall (omsättningsökning) förklaras av att regionen haft ett högre användande av KTA.

**Figur 4: Predikterade regionala sysselsättningseffekter av KTA vid olika faktiska regionala omsättningsförändringar**



*Anm.* Figuren visar prediktioner för varje regional arbetsmarknad baserat på kombinationen av regressionsresultat i fjärde kolumnen i tabell 2, användandet av KTA i varje region under andra till fjärde kvartalet 2020 och faktiska säsongs- och trendrensade omsättningsförändringar (se bilaga C). Storleken på ringarna motsvarar den relativa storleken på varje regional arbetsmarknad.

Figur 4 implicerar att KTA haft både positiva och negativa regionala sysselsättningseffekter under pandemiåret 2020. De positiva regionala sysselsättningseffekterna av KTA är dock i genomsnitt större än de negativa effekterna. Detta förklaras av att användandet av KTA generellt varit högre under perioder med fallande omsättning.

<sup>19</sup> För att få en tydligare figur har observationer där absolutbeloppet av omsättningsförändringen överstiger 25 procent exkluderats. Det tar bort fyra observationer. Inga slutsatser ändras av detta.

I och med att användandet av KTA har varit högre under större ekonomiska nedgångar blir det empiriska mönstret mellan omsättningsförändringar och sysselsättningseffekter i figur 4 icke-linjärt; KTA:s positiva effekter har förstärkts vid större omsättningsfall tack vare ökat användande av stödet vid dessa perioder och de negativa effekterna har försvagats vid större omsättningsökningar tack vare minskat användande av stödet under dessa perioder.

### Positiva sysselsättningseffekter för Sverige som helhet

Baserat på estimaten i fjärde kolumnen i tabell 2 predikterar vi hur sysselsättningen i Sverige som helhet har påverkats av KTA under varje kvartal 2020. Vi översätter de procentuella effekterna i figur 4 till ökning respektive minskningar av antalet sysselsatta i varje region och summera sedan över varje region och kvartal.<sup>20,21</sup> Prediktionerna återfinns i tredje och fjärde kolumnen i tabell 3.

För ekonomin som helhet föll konjunkturen kraftigt under andra kvartalet 2020 (se figur 1). KTA hade därför, enligt våra estimat, en positiv sysselsättningseffekt och räddade 48 000 jobb detta kvartal (tabell 3) – tack vare KTA hade 48 000 fler personer sysselsättning än vad som annars hade varit fallet. Det motsvarar en ökning av antalet sysselsatta personer med ungefär en procent. I de två efterföljande kvartalen återhämtade sig dock konjunkturen. KTA bidrog därför till att minska sysselsättningens återhämtning med motsvarande 3 800 personer under vardera tredje och fjärde kvartalet 2020.

### Men med dödviktskostnader

Det finns flera möjliga sätt att räkna fram effektiviteten/dödviktsförlusten av KTA, d.v.s. hur stor procent av de anställda som hade KTA utan några effekter på sysselsättningen. För att kunna jämföra med den internationella litteraturen från finanskrisen utgår vi från den metod som används där, nämligen att sätta antalet räddade jobb i slutet av perioden i relation till antalet personer i KTA under det kvartal då användandet var som högst.

<sup>20</sup> Mer specifikt, prediktionen för andra kvartalet 2020 görs i följande fyra steg: 1) Interaktionen av säsong- och trendrensade omsättningsförändringar och användandet av KTA (d.v.s. motsvarande variabeln  $KTA_{jt} \cdot \Delta Y_j$ ) för varje enskild regional arbetsmarknad multipliceras med estimatet för effekten av  $KTA_{jt} \cdot \Delta Y_j$ ; 2) log-förändringarna räknas om till procent – detta motsvarar vad som återges i figur 4 för varje region; 3) den procentuella förändringen för varje lokal arbetsmarknad multipliceras med den regionala arbetsmarknadens sysselsättningsnivå under första kvartalet 2020, vilket ger antal räddade jobb (med hur många personer sysselsättningen förändrats) tack vare KTA på varje lokal arbetsmarknad; 4) antalet räddade jobb summeras över alla lokala arbetsmarknader och ger totalt antal räddade jobb för Sverige som helhet under andra kvartalet. För tredje kvartalet görs motsvarande procedur, med skillnaden att den implicerade procentuella förändringen för varje lokal arbetsmarknad multipliceras med summan av sysselsättningsnivån första kvartalet och antalet räddade jobb till följd av KTA andra kvartalet. Motsvarande procedur görs även för fjärde kvartalet 2020.

<sup>21</sup> Sysselsättningsnivåer bygger på uppgifter i de data som används i estimeringen, vilket innebär att exkluderandet av vissa observationer, till följd av databearbetning, kan ge marginellt lägre nivåer än den faktiska nivån. Sysselsättningsnivån under första kvartalet i data är inte heller säsongrensad. Ett alternativ är justera upp sysselsättningsnivån genom att jämföra den totala sysselsättningen i Sverige baserat på våra data med de säsongrensade data som finns i AKU. Om detta görs ska antalet räddade jobb i tabell 3 justeras upp med 11 procent. Dock räknas en person som sysselsatt i AKU om denne enbart arbetat en timme under månaden, medan den sysselsättningsdefinition som används i estimeringen ställer kravet att personen tjänat minst 1 000 kronor under månaden. Det gör att AKU-siffrorna inte rakt av kan tillämpas på våra estimat.

Våra estimat implicerar att KTA i slutet av 2020 hade räddat 40 400 jobb, d.v.s. att 40 400 fler personer hade sysselsättning, samtidigt som det högsta användandet var under andra kvartalet med 420 000 personer i KTA (tabell 3). Det innebär att varje person med KTA räddade ca 0,1 jobb. Eller med andra ord, 100 personer i KTA ökade sysselsättningen med 10 personer. Det ger en dödviktskostnad på 90 procent.

Notera att en dödviktskostnad på 90 procent inte står ut som extrem i jämförelse med de framräknade internationella effekterna från finanskrisen. I Boeri & Brucker (2011) har en tredjedel av de undersökta länderna en likvärdig eller högre dödviktsförlust. Även Tyskland, som ofta har ansetts vara ett "mirakelland" i termer av KTA:s effekter under finanskrisen, har där en estimerad dödviktsförlust på 80 procent.

**Tabell 3: KTA:s predikterade totala kortsiktiga sysselsättningseffekter för Sverige som helhet**

Kvartal 2020	Antal personer i KTA	Procentuell sysselsättningseffekt	Effekt på antalet sysselsatta	Möjlig uppräknig, effekt på antalet sysselsatta
2	420 000	1,04	48 000	64 000
3	234 600	-0,09	-3 800	-5 100
4	111 300	-0,09	-3 800	-5 100
<b>Totalt i slutet på året</b>		<b>0,87</b>	<b>40 400</b>	<b>53 800</b>

Anm. Procentuell sysselsättningseffekt och effekt på antalet sysselsatta bygger på estimaten i fjärde kolumnen i tabell 2 i kombination med andel av de sysselsatta i KTA och omsättningsförändringar på regional nivå som rensats för säsongvariation och trend; se huvudtexten för detaljer. I kolumnen "Möjlig uppräknig, effekt på antalet sysselsatta" har det antagits att vi missar ¼ av KTA:s sysselsättningseffekter till följd av att databegränsningar förhindrar estimerandet av mer dynamiska empiriska modeller; se avsnitt 4.2 för detaljer.

En möjlig felkälla som kan leda till underskattning av KTA:s sysselsättningseffekter är om KTA i ett kvartal också har en påverkan på sysselsättningsförändringen i nästa kvartal. Resultaten i bilaga D ger dock inget statistiskt stöd för denna typ av dynamik. Men som diskuteras i bilaga D och avsnitt 4.1 implicerar resultaten för omsättningsförändringar att det *möjligtvis* ändå kan finnas en tidsförskjuten effekt av interaktionen mellan KTA och omsättningsförändringar – som då möjligtvis skulle bli identifierad om vi hade längre tidsserier. Detta eftersom bilaga D visar att omsättningsförändringar under föregående kvartal ( $\Delta Y_{jt-1}$ ) har en statistisk signifikant sysselsättningseffekt under innevarande kvartal. Dock så domineras sysselsättningseffekten av omsättningsförändringar under innevarande kvartal ( $\Delta Y_{jt}$ ); sett till enbart variablerna för omsättningsförändringar så står omsättningsförändringar under innevarande kvartal för ¾ av sysselsättningseffekten samma kvartal. Ett möjligt antagande för att inte riskera underskatta KTA:s sysselsättningseffekter skulle därför kunna vara att ungefär motsvarande också gäller för effekten från  $KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt}$  (¾) kontra  $KTA_{jt-1} \cdot \Delta Y_{jt-1}$  (¼).

I den sista kolumnen redovisas därför antalet räddade jobb under antagandet att våra estimat i tabell 2 missar ¼ av KTA:s sysselsättningseffekt till följd av utelämnade effekter

från tidsförskjutna variabler.<sup>22</sup> Det justerade antalet räddade jobb blir då 53 800, vilket ger en dödviksförlust på 87 procent. Även med rimliga uppräknings- och återhämtningsfas – men enbart hade positiva effekter under nedgångsfasen – kan även belysas genom att räkna fram olika mått på bruttokostnaden per räddat jobb. Vi räknar då fram statens utgift för KTA dividerat med antal räddade jobb, utan hänsyn till stödets indirekta effekter på statens övriga intäkter och utgifter. Detta görs dels baserat på det faktiska användandet av KTA, dels baserat på ett kontrafaktiskt scenario där vi antar att användandet av KTA upphörde efter den ekonomiska nedgångsfasen, d.v.s. efter andra kvartalet 2020, *allt annat lika*.

### **Färre i KTA under återhämtningsfasen hade minskat kostnaden per räddat jobb**

Implikationerna av att KTA användes under både 2020-års ekonomiska nedgångs- och återhämtningsfas – men enbart hade positiva effekter under nedgångsfasen – kan även belysas genom att räkna fram olika mått på bruttokostnaden per räddat jobb. Vi räknar då fram statens utgift för KTA dividerat med antal räddade jobb, utan hänsyn till stödets indirekta effekter på statens övriga intäkter och utgifter. Detta görs dels baserat på det faktiska användandet av KTA, dels baserat på ett kontrafaktiskt scenario där vi antar att användandet av KTA upphörde efter den ekonomiska nedgångsfasen, d.v.s. efter andra kvartalet 2020, *allt annat lika*.

Baserat på prediktionerna i fjärde kolumnen i tabell 3 var i genomsnitt 44 200 fler personer sysselsatta varje kvartal 2020 (från andra kvartalet) tack vare KTA  $[(48\ 000 + (48\ 000 - 3\ 800) + (48\ 000 - 3\ 800 - 3\ 800)) / 3 = 44\ 200]$ . Statens totala utgift för KTA 2020 i de data som vi använder i estimeringen uppgår till drygt 29 miljarder kronor. Det ger en årskostnad (tre kvartal) per räddat jobb på cirka 0,66 miljoner kronor. Om användandet av KTA i stället hade upphört efter andra kvartalet 2020 – efter coronakrisens nedgångsfas – hade, enligt våra estimat, 48 000 fler personer varit sysselsatta varje kvartal med en total utgift för staten på drygt 17 miljarder kronor. Det hade gett en kostnad per räddat jobb på cirka 0,35 miljoner kronor – det vill säga drygt hälften så mycket som den faktiska (estimerade) kostnaden.

Det är vanskligt att jämföra bruttokostnader per räddat jobb för olika typer av anställningssubventioner och under olika tidsperioder. Lång- och kortsiktiga sysselsättningseffekter skiljer sig åt liksom de indirekta effekterna på statens övriga intäkter och utgifter.<sup>23</sup> Men som en referens, visserligen en imperfekt sådan, finner Egebark & Kaunitz (2013) att de nedsatta arbetsgivaravgifterna för unga (19–25 år) under finanskrisåret 2008 hade en bruttokostnad per räddat jobb på 1,2 miljoner kronor.<sup>24</sup> Omräknat till tre kvartal (för att vara mer jämförbart med KTA under 2020), ger det en kostnad på 0,9 miljoner kronor per räddat jobb. Vår motsvarande siffra för KTA är 0,66 miljoner kronor. Notera dock att ungdomsnedsättningen var lagstiftad som en permanent nedsättning och inte som någon tillfällig krisåtgärd, vilket ytterligare försvårar jämförelser.

<sup>22</sup> I prediktionen har effekten för  $KTA_{jt} \cdot \Delta Y_t$  och  $KTA_{jt-1} \cdot \Delta Y_{t-1}$  bokförts under kvartal  $t$ . Det vill säga, den effekt från KTA-användande under andra kvartalet 2020 som infaller under tredje kvartalet har bokförts som en effekt under andra kvartalet.

<sup>23</sup> Som exempel förefaller t.ex. nystartsjobb ha betydande kortsiktiga undanträngningseffekter, men förväntas å andra sidan ge positiva effekter på lång sikt genom att förhindra utslagning av svaga personer på arbetsmarknaden (Forslund, 2018).

<sup>24</sup> Detta är deras punkttestimat. De rapporterar även ett 95-procentigt konfidensintervall där kostnaden ligger i intervallet 1–1,6 miljoner kronor.

## 5. Avslutande reflektioner

### Räddade jobb, men enbart under coronakrisens nedgångsfas

I rapporten har vi gjort en första empirisk utvärdering av korttidsarbetets (KTA:s) sysselsättningseffekter i Sverige under 2020. Våra resultat indikerar att KTA medfört positiva sysselsättningseffekter under pandemins ekonomiska nedgångsfas, men att effekterna har varit negativa under den efterföljande ekonomiska återhämtningsfasen. Att KTA har positiva effekter enbart när konjunkturen faller, medan effekterna annars är negativa, stämmer väl överens med resultaten från utvärderingar och lärdomar från det internationella användandet av KTA under finanskrisen 2008–09.

Våra estimat av det exakta antalet räddade jobb av KTA är förknippat med osäkerhet. Våra estimat indikerar att stödet totalt bidragit till att ca 40 000 fler personer hade sysselsättning i slutet av 2020. I relation till antalet personer som haft korttidsarbete innebär det att 100 personer i korttidsarbete i genomsnitt ökade sysselsättningen med 10 personer – en dödviktskostnad, *i relation till de kortsiktiga sysselsättningseffekterna*, på 90 procent. Det kan dock inte uteslutas att begränsningar i tillgängliga data leder till att vi underskattar det totala antalet räddade jobb. Men även med rimliga antaganden om storleken på den möjliga underskattningen finner vi en dödviktskostnad på 87 procent – en fortsatt påtaglig siffra.

Våra estimat indikerar att bruttokostnaden (statens utgift för enbart KTA utan hänsyn till hur andra intäkter och utgifter påverkas) per räddat jobb under 2020 uppgick till ca 0,66 miljoner kronor. Om KTA i stället enbart hade använts under nedgångsfasen i pandemins inledning hade motsvarande kostnad, *allt annat lika*, potentiellt varit cirka 0,35 miljoner kronor per räddat jobb – det vill säga drygt hälften så mycket som den faktiska (estimerade) kostnaden.

### Vad kan förklara dödviktskostnaden?

För 90 procent av de anställda som använde korttidsarbete förefaller åtgärden, enligt våra estimat, inte ha påverkat huruvida de i slutändan var sysselsatta eller ej. Detta resultat kan bero på att många anställda med korttidsstöd även utan stödet hade fått behålla sitt jobb. Det kan också potentiellt förklaras av att vissa personer som saknade stödet och blev uppsagda snabbt kunde erhålla ny sysselsättning utan påtagliga undanträngningseffekter för andra arbetssökande. En ytterligare möjlig faktor bakom dödviktskostnaden kan vara att vissa personer som haft KTA under en viss period sen ändå stått utan anställning i slutändan. Genom ett infört undantag från den ordinarie lagen om korttidsarbete har företagen under pandemin även kunnat få stöd för uppsagd personal under dennes uppsägningstid. Att stödet betalats ut även för personal där anställningen sedan ändå avslutas kan vara en ytterligare delförklaring till stödets estimerade dödviktskostnad under 2020.

Det finns även tidigare indikationer på betydande dödviktskostnader av korttidsarbetet. Enligt Ekholm m.fl. (2022) har ca 25 procent av det utbetalda korttidsstödet under 2020 gått till branscher som inte tydligt påverkats negativt av pandemin och att ungefär 15 procent av allt korttidsstöd gått till företag med större omsättning under 2020 än 2019.

Kartläggningen av personer med korttidsarbete i SOU (2022:30) pekar också mot att stödet framför allt gått till personer med stark förankring på arbetsmarknaden. Arbetsmarknadsforskningen visar relativt tydligt att subventioner mot starka grupper generellt har begränsade eller inga sysselsättningseffekter; se vidare t.ex. Björklund m.fl. (2014) samt Forslund (2018) för forskningsöversikter. Det kan naturligtvis argumenteras för att detta är en sanning som nödvändigtvis inte gällde under pandemin. Huruvida så var fallet är en fråga för framtida forskningsrapporter, men våra resultat är i alla fall konsistenta med att subventioner av personer med stark arbetsmarknadsförankring hade påtagliga dödvikskostnader även under pandemin.

Att empiriskt undersöka vilka faktorer och mekanismer som ligger bakom KTA:s dödvikskostnader är en viktig fråga för framtida forskning. Kunskap kring detta kan eventuellt möjliggöra en mer effektiv utformning av framtida system för KTA.

### **Våra estimat fångar inte potentiella positiva makroeffekter**

Det går dock inte helt att utesluta att stödets dödviktseffekter faktiskt är lägre än vad som diskuteras ovan till följd av att stödet kan ha indirekta positiva effekter på makronivå. Det vi estimerar i vår rapport är hur skillnader i nivåer och timing av användandet av KTA påverkar regionala arbetsmarknader, givet att samtliga regioner använder KTA. Det vill säga, vi estimerar sysselsättningseffekter längs den så kallade intensiva marginalen – hur sysselsättningsförändringar förändras när nivån på KTA förändras, givet att KTA redan används. Det ger dock begränsad information om makroekonomiska effekter av att gå från ett kontrafaktiskt Sverige helt utan KTA-system till ett Sverige med tillgängligt KTA-system under pandemin – effekter vid den så kallade extensiva marginalen.

Det kan finnas positiva makroeffekter i form av kortsiktiga sysselsättningseffekter av *införandet* av korttidsarbetet under pandemins inledning när ekonomin föll på bred front och osäkerheten om framtiden var närmast monumental. En omfattande litteratur visar att ökad "inkomstrisk" ökar hushållens "försiktighetssparande" (Meghir & Pistaferri, 2011). I och med att KTA ger en minskad risk för framtida uppsägningar – även för den arbetskraft som sen kanske aldrig deltar i KTA – förväntas det bidra till att bromsa hushållens försiktighetssparande i en lågkonjunktur. Det minskar även riskerna för företagen i och med att KTA ger möjlighet att snabbt minska arbetskraftskostnaderna vid en negativ ekonomisk chock. Dessa effekter bidrar i sin tur till att upprätthålla värdet på de så kallade multiplikatoreffekterna av finanspolitik (hur mycket ökade offentliga utgifter eller lägre skatter på kort sikt ökar BNP). En bibehållen effektivitet av finanspolitiska stimulanser, ett reducerat fall i hushållens konsumtion och att företagen upplever mindre risk bidrar till att bromsa en ökad arbetslöshet.

Det är dock osäkert hur stora effekterna av ovanstående kan ha varit under pandemins inledning. Speciellt som det även infördes andra åtgärder med liknande effekter, som höjd akassa och mer generösa regler och ersättning vid sjukskrivning. Enligt Konjunkturinstitutets (2020a, s. 6) bedömning i april 2020 var även den förväntade effekten av finanspolitiska åtgärder (där korttidsarbete kan vara en möjlig del, enligt ovan) för att stimulera efterfrågan små: "I det rådande läget är möjligheterna att stimulera ekonomin med åtgärder riktade mot att öka efterfrågan små. Den vikande efterfrågan beror inte på att hushåll och företag i utgångsläget har svaga finanser. Människors ändrade beteende för att undvika att smittas och bidra till smittspridningen, samt ett ökat försiktighetssparande, håller tillbaka hushållens konsumtion kraftigt samtidigt som efterfrågan från omvärlden viker."

Ovanstående eventuella makroeffekter under pandemins inledning förändrar dock inte vår slutsats från estimaten att ett *högre* användande av korttidsarbete under en viss given nivå på den ekonomiska återhämtningen medförde en *sämre* sysselsättningsutveckling. Det vill säga, vid en ekonomisk återhämtning framstår ett lägre användande av stödet som mer fördelaktigt för sysselsättningsutvecklingen.

### **Bevara värdefulla matchningar kontra bromsad strukturomvandling**

Det finns dock naturligtvis andra potentiella positiva effekter av KTA som inte går via sysselsättningseffekter och kan motivera längre perioder av stöd, även under en generell ekonomisk återhämtningsfas. Förutom att bidra till att bromsa fallet i sysselsättning under pandemin har stödet i förarbetena också tydligt motiverats med att det kan bevara värdefulla matchningar mellan företag och anställda. Genom att bevara värdefulla relationer och kunskap i företag med tillfälliga nedgångar möjliggörs därmed potentiellt en snabbare återstart efter krisen med positiva produktivitetseffekter som följd.

Å andra sidan påpekar även förarbetena till korttidsstödet att det finns risker med stödet eftersom det kan förhindra önskvärd strukturomvandling (Prop 2019/20:132 s.81): "Stöd vid korttidsarbete kan vidare försvåra för expansiva företag att finna kvalificerad arbetskraft, då dessa kan vara "inlåsta" i företag med stöd för korttidsarbete."

Tillgänglig forskning har få svar att erbjuda kring betydelsen av stödets negativa kontra positiva produktivitetseffekter. Resultaten i Cahuc m.fl. (2018) indikerar att korttidsstöd hjälpte franska företag att snabbare återstarta efter finanskrisen. Giupponi & Landais (2018) resultat pekar i stället mot att stödet förhindrade expansion av lönsamma företag i Italien med negativa produktivitetseffekter som följd. Liknade negativa effekter baserade på simuleringar för Tyskland finns även i Cooper m.fl. (2017).

Det krävs mer forskning kring korttidsarbetets produktivitetseffekter för att säga om och när de negativa effekterna kan förväntas överväga de positiva effekterna. Men en rimlig slutsats är att längre perioder av högt användande av korttidsarbete ökar risken för att stödets negativa effekter på produktiviteteten dominerar. Detta eftersom längre perioder med KTA innebär att den ständigt pågående strukturomvandlingen i ekonomin begränsas under en längre period.

Det finns således reella risker med den typ av långvariga och stora användande av korttidsarbete i Sverige som i huvudsak inleddes under andra kvartalet 2020 och pågick under 18 månader fram till och med tredje kvartalet 2021. Som indikeras av resultaten i denna rapport innebär det betydande statsfinansiella kostnader för perioder där stödet sannolikt hade negativa sysselsättningseffekter. Men utifrån diskussionen ovan går det inte heller att utesluta att stödet kan ha medfört icke-försumbara förseningar av nödvändig strukturomvandling genom att bidra till att konservera befintlig företagsstruktur och indirekt bromsa expansionen av lönsamma företag.

Att stödet, med facit i hand, under pandemin användes i för stor utsträckning under för lång tid är också en bedömning som i stort delas av "Kommittén om stöd vid korttidsarbete" (SOU 2022:30). De anser att stödet idealiskt kunde ha gjorts mindre tillgängligt redan efter pandemins inledande fas, men att detta var både praktiskt och lagtekniskt svårt. De anser dock att det i efterhand hade varit både möjligt och önskvärt att trappa ned stödtillgången vid inledningen av 2021. Att stödtillgången borde ha fasats ut vid ett tidigare skede motiverar

de bl.a. med (SOU 2022:30, s.201): "Att återhämtningen pågick i såväl ekonomin i stort som på arbetsmarknaden redan under av andra halvåret 2020 talar för att det [fanns] skäl, utifrån stödets ursprungliga syften, att göra en sådan utfasning. Inte minst med avseende på den stora efterfrågan på arbetskraft som fanns under 2021.". Samt att (s.32) "Stödet var kostsamt och förstärkningen av stödet ökade riskerna för negativa effekter för samhällsekonomin.". Kommittén betonar dock att detta är en slutsats som är lättare att göra i efterhand då utfallet av pandemin tydligare kan bedömas.

### **Policyrekommendationer**

Utifrån våra estimat, resultat i tidigare studier och diskussionen ovan är vår huvudsakliga policyrekommendation att framtida korttidsarbete i första hand och *i möjligaste mån* ska begränsas till ekonomiska krisers nedgångsfaser. Ett eventuellt framtida tillfälligt förstärkt stöd bör vidare inte finnas tillgängligt under så lång tid som varit fallet under pandemin. Förutom att användande som begränsas till den ekonomiska nedgångsfasen förväntas rädda fler jobb och minska risken för negativa effekter på strukturomvandlingen, har det även statsfinansiella implikationer – om inget annat frigörs medel som kan användas till potentiellt mer effektiva stöd- och/eller arbetsmarknadsåtgärder. Dessa policyrekommendationer är i stort i linje med tidigare rekommendationer i OECD (2009, 2010).

Vår slutsats är *inte* att det nödvändigtvis var fel att ge stöd under längre perioder till svenska företag som drabbades av svåra ekonomiska konsekvenser till följd av pandemin. Särskilt inte om regeringens restriktioner var huvudorsaken till företagens svårigheter. Däremot framstår inte stöd vid korttidsarbete som en effektiv stödform, i alla fall i termer av sysselsättningseffekter, när ekonomin som helhet tydligt återhämtar sig.

Ovanstående policyrekommendation kan dock problematiseras. Det kan inte uteslutas att en allt för kort möjlig period med KTA, i sig, kan medföra negativa sysselsättningseffekter. Under pandemins dramatiska inledning kan det initiala löftet om möjlighet till förstärkt KTA i nio månader (det blev sen totalt möjligt under 18 månader) eventuellt bidragit till att företagen vågade "vänta och se" innan de tog beslut om eventuella personalminskningar. Det kan således inte uteslutas att en alltför kort möjlig period med KTA kan medföra negativa sysselsättningseffekter – detta kan vi dock inte uttala oss om utifrån våra estimat eller från några resultat i tidigare forskningslitteratur kring KTA.

En begränsning av längden och nivån på företagens användande av korttidsarbete behöver dock inte nödvändigtvis uppnås genom att begränsa stödperioden till en kortare period via lagstiftning. I det svenska KTA-systemet finns, till skillnad från flertalet andra länder under pandemin, en "självrisk" i form av att företagen själva får bekosta en del av den nedsatta arbetstiden (OECD, 2020). Det kan antas ha hjälpt till att begränsa det svenska användandet under 2020-års ekonomiska återhämtning och därmed bidragit till de relativt begränsade estimerade negativa sysselsättningseffekterna under andra halvåret 2020.

En självrisk som förutbestämt och trovärdigt ökar över tid kan vara en policyförändring – värd att fundera på inför framtida liknande kriser – som potentiellt skulle kunna bidra till att maximera stödet positiva nettoeffekter. Det kan minska behovet för politiker att behöva bedöma och fatta potentiellt impopulära beslut kring lämplig tid för utfasning av



stödet; detta är naturligtvis också bedömningar som i sak är mycket svåra att göra vid stor osäkerhet om den framtida ekonomiska utvecklingen. I stället läggs beslutet i högre grad på företagen, som rimligen är mer välinformerade om sin egen framtida ekonomiska situation, men med en incitamentsstruktur som syftar till att begränsa stödperiodens längd.

En inledningsvis låg självrisk – t.ex. nära noll eller i nivå med den som gällt under pandemin – kan möjliggöra för företagen att snabbt minska på arbetskraftskostnader och undvika onödiga uppsägningar vid en oförutsedd och bred ekonomiska nedgång i kombination med stor osäkerhet om framtiden – det vill säga det som var fallet under pandemins inledning. En förutbestämd och trovärdigt stegvis ökande kostnad över tid ger samtidigt företagen allt starkare incitament att fasa ut stödet och genomföra nödvändiga strukturella åtgärder om nedgången visar sig bli mer ihållande. Samma profil skulle även kunna övervägas för de anställdas självrisk (kostnadsandel för den nedsatta arbetstiden), för att öka incitamenten att söka sig bort från företag med mer långsiktiga svårigheter.

Ett annat alternativ som har diskuterats av bl.a. Cahuc (2019) är användandet av så kallad "experience rating". Ju mer en arbetsgivare använt stödet under t.ex. de senaste 10 åren (el. dyl.), desto mer måste denne då bidra till den långsiktiga finansieringen av systemet. Enligt Cahuc (2019) kan ett sådant system, med rätt utformning, ge incitament att begränsa användandet av stödet till de fall när företagen genuint förväntar sig att nedgången och korttidsarbetet är tillfälligt.

### **Framtida forskning kan ge ytterligare kunskap**

Slutligen ska det betonas att våra empiriska resultat utgör en första av förhoppningsvis flera framtida utvärderingar av korttidsarbetets sysselsättningseffekter. Vår utvärdering bygger även på begränsade data och använder en av flera potentiellt möjliga metoder att försöka utvärdera kortsiktiga sysselsättningseffekter av korttidsarbete. Det stora antalet olika företagsstöd under pandemin medför också utmaningar i att utvärdera enskilda stöd, inklusive korttidsstödet. Det kan därför naturligtvis inte uteslutas att framtida forskning kan leda till påtagliga revideringar av våra slutsatser. Det som dock talar för att våra resultat är rimliga och robusta – och då speciellt slutsatsen att korttidsarbete endast hade tydligt positiva sysselsättningseffekter under pandemins inledande ekonomiska nedgångsfas – är att de stämmer väl överensstämmer med tidigare internationella mönster och lärdomar från finanskrisen.

## Referenser

- Angrist J & Pischke J-S (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Angrist J & Lavy V (1999). Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement. *Quarterly Journal of Economics* 114, 533–575.
- Baum C, Schaffer M & Stillman S (2003). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *Stata Journal* 3, 1–31.
- Baum C, Schaffer M & Stillman S (2007). Enhanced routines for instrumental variables/generalized method of moments estimation and testing. *Stata Journal* 7, 465–506.
- Björklund A, Edin P-A, Fredriksson P, Holmlund B & Wadensjö (2014). *Arbetsmarknaden*. Lund: Studentlitteratur
- Boeri T & Bruecker H (2011). Short-Time Work Benefits Revisited: Some Lessons from the Great Recession. *Economic Policy* 26, 697–765.
- Bollen K & Jackman R (1990). Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity. I Fox J & Long J (red.). *Modern Methods of Data Analysis*. Newbury Park: SAGE.
- Cahuc P (2019). Short-Time Work Compensation Schemes and Employment. IZA World of Labor 2019: 11v2.
- Cahuc P & Carcillo S (2011). Is Short-Time Work a Good Method to Keep Unemployment Down?. *Nordic Economic Policy Review* 1/2011, 133–165.
- Cahuc P, Carcillo S & Zylberberg A (2014), *Labor Economics*. Cambridge: MIT Press.
- Cahuc P, Kramarz F & Nevoux S (2018). When Short-Time Work Works. Banque De France Working Paper 692.
- Cameron C & Trivedi P (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Cooper R, Meyer M & Schott I (2017). The Employment and Output Effects of Short-Time Work in Germany. NBER Working Paper 23688.
- Dahlberg M & Gustavsson M (2008). Inequality and Crime: Separating the Effects of Permanent and Transitory Income. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 70, 129–153.
- Egebark J & Kaunitz N (2013). Do payroll tax cuts raise youth employment? IFAU Working paper 2013:27.
- Ekholm K, Nordström Skans O, Persson T & Åkerman A (2022). Företagsstöden under pandemin. Underlagsrapport till SOU 2022:10 Sverige under pandemin.
- Eliason M (2021). Den ojämlika (?) arbetslöshetsbördan under den första vågen av covid-19-pandemin i Sverige. IFAU Rapport 2021:19.

- Forslund A (2018). Subventionerade anställningar: Avvägningar och empirisk evidens. IFAU Rapport 2018:14.
- Giupponi G & Landais C (2018). Subsidizing Labor Hoarding in Recessions: The Employment & Welfare Effects of Short Time Work. CEP Discussion Paper 1585.
- Goldsmith-Pinkham P, Sorkin I & Swift H (2020). Bartik Instruments: What, When, Why, and How. *American Economic Review* 110, 2586–2624.
- Gustavsson M & Jordahl H (2008). Inequality and Trust in Sweden: Some Inequalities are More Harmful than Others. *Journal of Public Economics* 92, 348–365.
- Hedin G & Tegsjö B (2006). Lokala arbetsmarknader – egenskaper, struktur och utveckling. SCB IAM 2006:1.
- Hijzen A & Martin S (2013). The Role of Short-Time Work Schemes during the Global Financial Crisis and Early Recovery: A Cross-Country Analysis. *IZA Journal of Labor Policy* 2013, 1–31.
- Hijzen, A & D Venn (2011). The Role of Short-Time work Schemes during the 2008–09 Recession, OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 115.
- Jans A-C (2009). Konsekvenser av varsel och uppsägningar. Arbetsförmedlingen Working Paper 2009:3.
- Konjunkturinstitutet (2020a). Konjunkturbarometern: April 2020. Rapport.
- Konjunkturinstitutet (2020b). Konjunkturläget: September 2020. Rapport
- Meghir C & Pistaferri L (2011). Earnings, Consumption and Life Cycle Choices. I Ashenfelter O & Card D (red.). *Handbook of Labor Economics* Vol 4b. Amsterdam: Elsevier.
- OECD (2009). *Employment Outlook*. Paris: OECD Publishing.
- OECD (2010). *Employment Outlook*. Paris: OECD Publishing.
- OECD (2020). Job Retention Schemes during the COVID-19 Lockdown and Beyond. Rapport.
- Proposition 2019/20:132. *Extra ändringsbudget – Åtgärder med anledning av coronaviruset*.
- Proposition 2019/20:166. *Extra ändringsbudget för 2020 – Fler kraftfulla åtgärder med anledning av coronaviruset*.
- Proposition 2020/21:1. *Budgetpropositionen för 2021*.
- Proposition 2020/21:100. *2021 års ekonomiska vårproposition – Förslag till riktlinjer*.
- Solon G, Haider S & Wooldridge J (2015). What Are We Weighting For? *Journal of Human Resources* 50, 301–316.
- SOU 2022:10. Sverige under pandemin. *Slutbetänkande av Coronakommissionen*.
- SOU 2022:30. Korttidsarbete under pandemin – en utvärdering av stödet betydelse. *Delbetänkande av Kommittén om stöd vid korttidsarbete*.

- Stock J & Watson M (2015). *Introduction to Econometrics*. Harlow: Pearson Education
- Tillväxtanalys (2021). Effekter av stöd vid korttidsarbete – lärdomar från finanskrisen. PM 2021:09.
- Tillväxtanalys (2022a). Styrmedelsmix i pandemin – hösten 2021. PM 2022:04.
- Tillväxtanalys (2022b). Företagens och pandemistödets utformning – miss eller match? PM 2022:02.
- Tillväxtverket (2021). Remissvar: Ytterligare förlängning av det förstärkta stödet vid korttidsarbete (Fi2021/01904), från <https://tillvaxtverket.se/> 2022-04-13.
- Wooldridge J (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.

# Bilagor

## A. Data och bearbetning

### Datakällor och definitioner

#### *Sysselsättning*

Den så kallade GIN-databasen innehåller kopplad företags- och individinformation om utbetalda löner på månadsbasis sedan 2019. Informationen bygger på samtliga företags arbetsgivardeklarationer.

I vår analys klassificeras en individ som sysselsatt en given månad om dennes arbetsinkomst för samma månad är minst 1 000 kronor. Resultaten är inte känsliga för ändringar i denna definition.<sup>25</sup>

För att erhålla sysselsättning på kvartalsbasis räknas det totala antalet sysselsatta i varje regional arbetsmarknad ihop varje månad. Därefter används genomsnittet av detta för varje kvartal och regional arbetsmarknad.

#### *Andel av de sysselsatta i korttidsarbete*

Företags- och individdata för beviljat och avstämt stöd vid korttidsarbete 2020 är från Tillväxtverket.<sup>26</sup> I data är det möjligt att se under vilka perioder och i vilket företag som en individ har använt KTA.

Företag kunde börja använda korttidsarbete från 16 mars 2020, genom att ansöka retroaktivt i början på april 2020. Det finns således ett användande av KTA under den sista sjättedelen av första kvartalet 2020. Detta användande sätts lika med noll i analysen. Under övriga kvartal 2020 används KTA under hela kvartalen, så definitionen av KTA på "kvartalsbasis" blir märkbart annorlunda – det blir en annan variabel – för första kvartalet jämfört med efterföljande kvartal om användandet under första kvartalet inkluderas. Det skulle i sin tur ge svårtolkade estimat. Det förefaller vidare osannolikt att användandet av KTA under andra halvan av mars skulle ha haft någon betydande påverkan på genomsnittliga sysselsättningsförändringar för första kvartalet som helhet.

I våra regressioner är  $KTA_{jt} = \frac{\text{Antal pers i } KTA_{jt}}{\text{Antal sysselsatta}_{2018}}$ , där nämnaren hålls konstant på 2018-års nivå. Antalet sysselsatta på en lokal arbetsmarknad under år 2018 baseras på registerbaserade årsuppgifter från LISA och inkluderar personer med minst 12 000 kronor i årsarbetsinkomst (approximativt motsvarande tolv månader med minst 1 000 kronor i månadsinkomst).

#### *Total omsättning*

Uppgifter om samtliga svenska företags omsättning på månadsbasis finns i momsregistret sedan 2012. Uppgifterna ingår i SCB:s företagsregister.

<sup>25</sup> Estimat där en individ klassificeras som sysselsatt en given månad om dennes arbetsinkomst för samma månad i stället måste vara minst 10 000 kronor ger samma slutsatser och snarlika estimat. Dessa resultat är tillgängliga på förfrågan.

<sup>26</sup> Uppgifterna erhöles i september 2021.

För att erhålla omsättningsuppgifter på kvartalsnivå beräknas först aggregerad månadsomsättning för varje regional arbetsmarknad och månad. Därefter används genomsnittet av dessa för varje kvartal och lokal arbetsmarknad.

### **Koppling till regional arbetsmarknad**

GIN-data (sysselsättning) kopplas till regionala arbetsmarknader via information i LISA 2019. För personer med samma arbetsgivare i GIN-data 2019 eller 2020 som i LISA 2019 kan LISA:s information om regional arbetsmarknad användas direkt. Om individen återfinns i ett annat företag i GIN än i LISA men detta företag endast har arbetsställen på en lokal arbetsmarknad så kan regional arbetsmarknad också identifieras direkt (89 procent av alla företag med flera arbetsställen har dessa på samma regionala arbetsmarknad). För individer där uppgifter fortfarande saknas på grund av att denna bytt till en arbetsgivare som finns utspridd på flera olika arbetsmarknader, men denna arbetsgivare har arbetsställe i samma regionala arbetsmarknad som återfinns för individen i LISA, antas (rimligt) att individen inte har bytt regional arbetsmarknad. Om LISA-företaget dock skiljer sig från GIN-företaget som är utspritt på flera regioner och LISA-personen inte finns på någon av dessa, men där över 98 procent av de anställda finns på en enskild arbetsmarknad, klassificeras den lokala arbetsmarknaden utifrån denna enskilda arbetsmarknad. För 0,5 procent av individerna i GIN är det dock inte möjligt att identifiera lokal arbetsmarknad, varför dessa exkluderas.

För KTA-data används motsvarande procedur som för GIN-data för att koppla individer med stöd till en regional arbetsmarknad utifrån information i LISA. För 1,8 procent av individerna med KTA är det dock inte möjligt att identifiera en regional arbetsmarknad, varför dessa exkluderas. Bortfallet blir högre än för GIN-data eftersom en del av individerna i KTA-data saknar löpnummer eller av annat skäl inte kan kopplas till LISA-data.

Även för omsättningsdata från momsregistret använd LISA för att koppla företag till en regional arbetsmarknad. För företag med anställda kan information om regional arbetsmarknad för 2019 och 2020 erhållas från LISA 2019, på motsvarande sätt som ovan. För företag utan anställda 2019 och/eller som startat efter 2019 används momsregistrets uppgifter om säteskommun för att fördela företagen på respektive regional arbetsmarknad.<sup>27</sup>

Uppgifter om omsättning finns på företagsnivå men inte arbetsställenivå. För företag med arbetsställen på flera regionala arbetsmarknader fördelas omsättningen till dessa baserat hur stor andel av företagets lönesumma som finns på respektive arbetsmarknad, baserat på uppgifterna i LISA 2019. Som exempel, om ett företag finns på två lokala arbetsmarknader, A och B, och 75 procent av lönesumman härrör från arbetsmarknad A, antas också 75 procent av företagets omsättning tillhöra arbetsmarknad A.<sup>28</sup>

---

<sup>27</sup> Endast företag som momsredovisar på minst kvartalsnivå inkluderas i analysen. Finansiella företag – som bl.a. lånar ut pengar – samt företag inom offentlig förvaltning respektive hushållens icke-vinstdrivande organisationer exkluderas från data. Dessa har inte meningsfulla uppgifter om omsättning.

<sup>28</sup> Ett alternativ är att fördela omsättningen baserat på lönesummor för år 2018 snare än 2019, för att på så sätt vara säker att fördelningen inte blir endogen med avseende på utfallet i vår regressionsmodell under år 2019. Detta medför dock mätfel i fördelningen eftersom företag utan anställda 2018 och/eller som startat efter 2019 då bara kan klassificeras utifrån säteskommun. I praktiken spelar det dock ingen roll om fördelningen baseras på lönesummor från 2018 eller 2019 – de slutliga estimaten blir närmast identiska oavsett vilket år som används.

### KTA-data för december 2020

De uppgifter som finns kring användandet av KTA under december 2020 är underskattningar av det faktiska användandet. Detta eftersom företag som ansökte om KTA i 2021-års första sökomgång då även kunde ansöka om stöd för december 2020. I våra data är drygt 70 000 personer i KTA under december 2020 och för sista kvartalet är i genomsnitt 110 000 personer per månad i KTA. Utifrån preliminära uppgifter från Tillväxtverket om antalet ansökningar för december 2020 som inkom under 2021 uppskattar vi att antalet personer i KTA under december kan vara ungefär det dubbla, dvs 140 000 i stället för 70 000 personer. Det ger i så fall ett genomsnitt för det tredje kvartalet som är på drygt 130 000 personer i KTA i stället för 111 000 personer som nu är fallet. Detta mätfel kan ge viss effekt på estimaten om denna ökning har olika effekt på andelen sysselsatta som befinner sig i KTA i olika regioner, men det är osannolikt att det har någon avgörande betydelse. Om det har likvärdig effekt på regionerna kommer denna effekt helt fångas av de tidsspecifika effekterna i (2) och inte påverka KTA-estimaten.

### Analys av outliers – Malung-Sälen exkluderas

Som redogörs för ovan är det inte möjligt att perfekt fånga omsättningsförändringar på regional nivå eftersom omsättningsdata inte finns för företagens enskilda arbetsställen utan behöver fördelas utifrån lönesummor. Till detta tillkommer att vissa regioner av säsongsskäl kan ha extrema säsongsvariationer. Detta behöver i sig dock inte vara problematiskt om det inte har någon avgörande påverkan på de erhållna estimaten.

Ett vanligt mått för att undersöka hur stor påverkan enskilda observationer har på erhållna estimat är s.k. DFBETA-värden. Dessa mäter hur estimatet av en enskild koefficient i regressionsmodellen förändras när en enskild observation exkluderas. Måttet tas fram för varje enskild observation i data.<sup>29</sup> Bollen & Jackman (1990) rekommenderar att observationer där absolutvärdet av DFBETA överstiger 1 (ett) bör undersökas närmare, det vill säga enstaka observationer som skiftar estimatet minst en standardavvikelse.

Det är en koefficient och en regional arbetsmarknad som står ut i DFBETA-analysen, nämligen estimatet för  $KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt}$  för Malung-Sälen. Ett DFBETA-värde är där så högt som 1,36, vilket är det enda värdet över eller i närheten av 1 för de tre variablerna i (2) som innehåller mått på omsättningsförändringar eller KTA. Malung-Sälen har också det näst högsta DFBETA-värdet för  $KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt}$  på 0,65 och även det mest negativa värdet på -0,55. Detta beror på extrema svängningar i uppmätt omsättning. Under andra kvartalet 2020 föll deras omsättning med 56 procent (ej säsongrensats). Det är genomgående också stora säsongsvariationer i omsättningsförändringarna för Malung-Sälen, vilket rimligtvis förklaras av turism. Detta i kombination med att tillhörande säsongarbete sannolikt medför mätfel när omsättningsförändringar fördelas utifrån lönesummor motiverar varför denna lokala arbetsmarknad exkluderas.

Att Malung-Sälen exkluderas påverkar inte några slutsatser från rapporten. Det ger ett något mer negativt OLS-estimat av  $KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt}$  men har försumbara effekter på IV-estimaten och på statistisk signifikans.

---

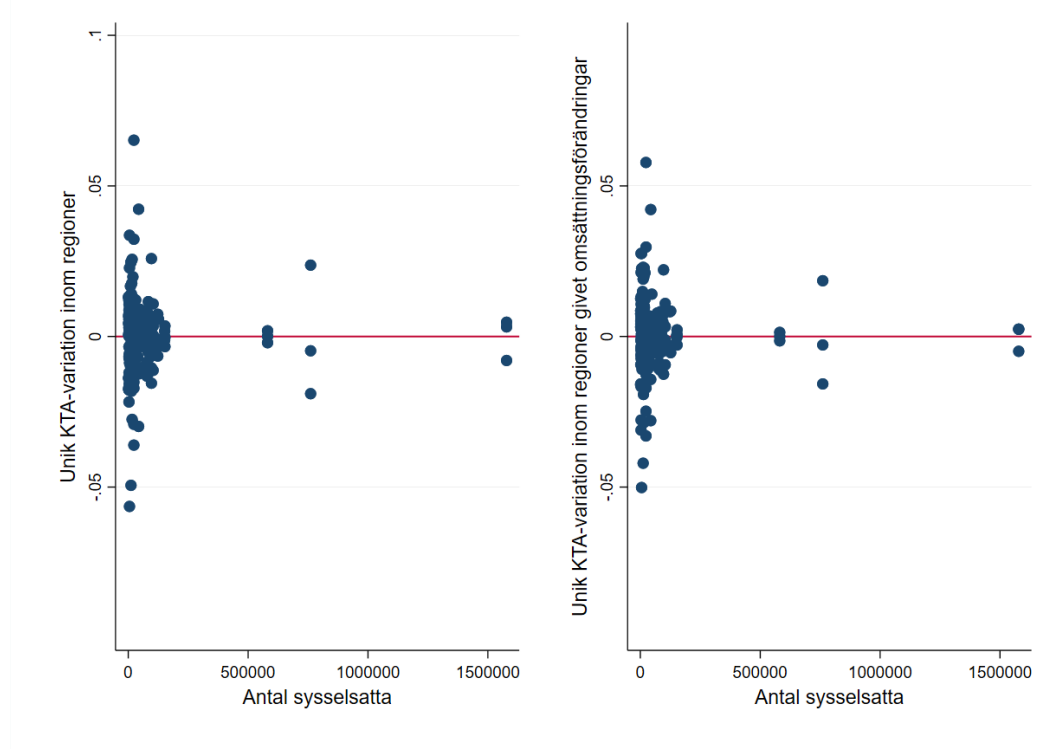
<sup>29</sup> Här används DFBETA-kommandot i Stata.

## B. Användbar variation i KTA-data och viktning

I analyser av regionala skillnader viktas ibland estimaten med regionernas storlek.<sup>30</sup> I vårt fall skulle vikterna kunna utgöras av antalet sysselsatta i varje region. En sådan viktning ger en majoritet av vikten till observationer för Stockholm, Göteborg och Malmö.

Den variation som används för att identifiera estimaten för KTA i ekvation (2) är den variation som finns kvar i  $KTA_{jt}$  efter att effekten av omsättningsförändringar, regionspecifika fixa-effekter (medelvärden) och de tidsspecifika effekterna (gemensam tidsvariation för alla regioner) rensats bort. Figur 5 återger denna unika regionspecifika variation på y-axeln mot antalet sysselsatta i samma region på x-axeln. Ju närmare en punkt ligger noll på y-axeln desto mindre användbar information innehåller observationen. Data till figuren är framtaget genom att använda residualen från en regression av  $KTA_{jt}$  på regionspecifika fixa-effekter och kvartalsdummys för perioden kvartal 2–4 2020, samt, i högra figuren, även med omsättningsförändringar inkluderat som en högersida-variabel. Det vill säga, vi har rensat ut den del av KTA-variationen som fångas av kontrollvariablerna i ekvation (2).

**Figur 5: Användbar/unik KTA-variation för regioner av olika storlek (högra figuren kontrollerar även för omsättningsförändringar)**



*Anm.* Figuren till vänster visar den empiriska residualen för varje regional arbetsmarknad från en regression med andel sysselsatta i KTA som beroende variabel och region- och tidsspecifika effekter som förklarande variabler. Figuren till höger visar motsvarande residual där regressionen även innehåller regionala aggregerade omsättningsförändringar som en förklarande variabel.

<sup>30</sup> Se t.ex. Dahlberg och Gustavsson (2008) för en svensk sådan studie som använder vikter samt Gustavsson & Jordahl (2008) för en annan sådan svensk studie som inte använder vikter.



Figur 5 visar att den användbara variationen i Stockholm (högsta sysselsättningsnivån) och Malmö (tredje högsta sysselsättningsnivån) i princip är noll. Variationen bland de mindre regionerna är dock påtagligt större.

Estimat av (2) som viktas med sysselsättningsnivåer kommer att lägga 40 procent av vikten på den nära-noll unika variation som finns i Stockholm och Malmö, varför en sådan metod svårligen kan identifiera några robusta estimat av KTA-parametrarna. Konsistent med detta blir denna typ av viktade estimat också extremt känsliga för mindre och godtyckliga förändringar i hur de olika variablerna konstrueras/definieras och för små ändringar i funktionsform. Detta är dock inte fallet för de oviktade estimat som presenteras i rapporten, där resultaten i stället genomgående är robusta.

### C. Säsong- och trendrensning av omsättningsdata för prediktioner av sysselsättningseffekter

När modell (2) estimeras används faktiska data på omsättning och sysselsättning för lokala arbetsmarknader – ingen säsongrensning görs således innan estimeringen. De syssel- och omsättningsförändringar som ingår i modell (2) kan dock sägas bli säsongrensade genom att de tidsspecifika fixa effekterna fångar upp (bl.a.) säsongvariation. De kan också sägas vara justerade för regionspecifika trender i seriernas nivåer eftersom de lokala fixa effekterna (bl.a.) kommer fånga sådana trender.<sup>31</sup>

För att i ett andra steg av den empiriska analysen kunna prediktera antal räddade jobb baserat på vår estimerade modell behöver vi dock omsättningsförändringar som (åtminstone approximativt) är rensade för gemensam säsong och regionspecifika förändringar/trender – motsvarande den säsong- och trendrensning som finns inbyggd i våra regressionsmodeller. Vi kan inte använda estimaten av fixa effekter från regressionsmodellerna för detta, eftersom de även kommer att fånga upp andra faktorer än säsongvariation och långsiktig trend (t.ex. effekten av införda restriktioner och systematiska effekter av andra pandemistöd).

Av detta skäl estimerar vi följande modell baserat på aggregerade kvartalsdata från momsregistret 2012–2019 med OLS:

$$(5) \quad \Delta Y_{jt} = \delta_j + \theta_1 kvartal2 + \theta_2 kvartal3 + \theta_4 kvartal4 + \mu_{jt},$$

där  $\Delta Y_{jt}$  är förändring i logaritmerad omsättning på regional arbetsmarknad  $j$  under kvartal  $t$ ,  $\delta_j$  är en regionspecifik fix-effekt,  $kvartal2$  är en dummyvariabel som antar värdet ett om det är andra kvartalet på ett år, noll annars (motsvarande för övriga kvartalsdummys) samt  $\mu_{jt}$  är en residual. Vi använder inte data från 2020 för att undvika att estimaten fångar pandemieffekter.

Estimaten för (5) används sedan för att prediktera residualen,  $\mu_{jt}$ , för varje lokal arbetsmarknad. Detta är sedan de säsong- och trendrensade omsättningsförändringar som används i sysselsättningsprediktionerna.

<sup>31</sup> Omsättningsmättet kan därmed approximativt ses som fånga konjunkturell variation, då gemensam säsongvariation och avvikelser från lokal-specifik mer långsiktig tillväxt är bortrensad. Detta är också konsistent med makrolitteraturen som estimerar "Okuns-lag", där variationer i säsongrensad BNP i avvikelser från trend används för att förklara kortsiktiga sysselsättningsförändringar (säsongrensade och rensade för eventuell trend).

## D. Känslighetsanalyser

### Simultan kausalitet och shift-share IV

Forskningen som bygger på länderjämförelser av KTA:s effekter under finanskrisen uppmärksammar att det troligen finns s.k. simultan kausalitet mellan sysselsättningsförändringar och användandet av KTA. Det vill säga, nivån på KTA påverkar sysselsättningsförändringar, men sysselsättningsförändringar påverkar också användandet av KTA. Det ger i så fall en s.k. simultan kausalitetsbias när OLS används – estimaten riskerar leda till felaktiga slutsatser. För att erhålla korrekta estimat behövs då i stället s.k. IV-metoder ("instrumental variable methods").

Vid länderjämförelser kan simultan kausalitet framför allt förväntas till följd av endogen ekonomisk politik. Länder med ett större "oförklarad" (för forskaren) sysselsättningsfall (ett större negativt värde på residualen i regressionsmodellen) under ett kvartal har ofta också vidtagit åtgärder under samma kvartal som ökar användandet av KTA, med syfte att bromsa sysselsättningsfallet. Det handlar typiskt om att subventionsgraden i KTA ökas och/eller att systemet görs mer förmånligt/användarvänligt på andra sätt (Hijzen & Venn, 2011). Länder med högre nivåer av KTA kommer då även vara länder som förknippas med större sysselsättningsfall, men inte p.g.a KTA, utan p.g.a. politik för att försöka motverka sysselsättningsfallet. Det leder till att KTA:s positiva sysselsättningseffekter underskattas vid OLS.

Denna typ av omvänd kausalitet till följd av endogen ekonomisk politik – som ger felaktiga estimat – är dock ett mindre bekymmer i denna rapport. Vi jämför olika arbetsmarknadsregioner *inom* ett enskilt land i stället för hela arbetsmarknader *mellan* länder. De förstärkningar av KTA som t.ex. infördes i Sverige under pandemins gång i form av möjlighet till ökad nedsättning av arbetstiden under maj-juli 2020 påverkar alla regioner på samma sätt. Det gör att dessa effekter förväntas helt fångas av de tidsspecifika effekterna i vår modell – de ger inte upphov till felaktiga estimat.

Det går dock inte helt att utesluta möjligheten till omvänd kausalitet i vårt fall. Det finns alltid regionala sysselsättningsförändringar till följd av icke-systematiska ("slumpmässiga") faktorer som inte kan fångas av en empirisk modell – dessa fångas i stället av residualen i vår regressionsmodell. Om dessa faktorer har tillräckligt stor effekt på regionala sysselsättningsförändringar för att på betydande sätt också spilla över på företagens efterfrågan på KTA, kommer vi att få omvänd kausalitetsbias.

Eftersom det inte helt går att utesluta simultan kausalitetsbias kompletterar vi våra OLS-estimat med s.k. IV-shift-share estimat. Med denna metod skapar vi först en prediktion av vad KTA-användandet borde vara i varje region och kvartal givet regionens historiska branschammansättning och hur användandet av KTA ser ut på branschnivå i övriga landet.

Mer specifikt, i ett första steg tar vi fram en prediktion enligt:

$$(6) \quad \widehat{KTA}_{jt} = \sum_{k=1}^K z_{kj} * g_{kt}^{lou} ,$$

där  $\widehat{KTA}_{jt}$  är shift-share prediktionen av andelen sysselsatta på regional arbetsmarknad  $j$  som kvartal  $t$  befinner sig i KTA. Parametern/vikten  $z_{kj}$  är andelen av de sysselsatta på lokal arbetsmarknad  $j$  som år 2018 är sysselsatta i bransch  $k$  ( $z_{kj}$  summerar således till ett inom varje region då de fångar andelar i olika branscher *inom* en region). Branscher

definieras utifrån tvåsiffrig SNI.  $g_{kt}^{lou}$  är den totala andelen sysselsatta i industri  $k$  som kvartal  $t$  befinner sig i KTA när region  $j$  har exkluderats (*lou*="leave-one-out"); se vidare Goldsmith-Pinkham m.fl. (2020) för motiveringar och förklaringar för uttrycket i ekvation (6).

I nästa steg estimeras följande två regressioner där de potentiellt endogena variablerna utgör beroende variabler och instrumenten och övriga variabler i (2), givet att vi använder den empiriska grundmodellen i avsnitt 2.2, är förklarande variabler:

$$(7) \quad KTA_{jt} = \pi_1 \widehat{KTA}_{jt} + \pi_2 \widehat{KTA}_{jt} \cdot \Delta Y_{jt} + \pi_3 \Delta Y_{jt} + \pi_j + \pi_t + \mu_{jt},$$

$$(8) \quad KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt} = \delta_1 \widehat{KTA}_{jt} + \delta_2 \widehat{KTA}_{jt} \cdot \Delta Y_{jt} + \delta_3 \Delta Y_{jt} + \delta_j + \delta_t + \omega_{jt}.$$

De predikterade värdena för de beroende variablerna i (7) och (8) används sen som förklarande variabler i stället för de ursprungliga variablerna i (2); se t.ex. Wooldridge (2010).

Goldsmith-Pinkham m.fl. (2020) visar att shift-share-IV är numeriskt likvärdigt med IV (via GMM) där instrumenten utgörs av regionens interna branschandelar interagerat med tidsdummys och GMM-vikterna utgörs av "chockerna", i vårt fall andelen sysselsatta i KTA. Ett av kravet för att instrumentet ska vara giltigt är således att 2018-års branschammansättning på regional nivå ( $z_{kj}$ ) inte är påtagligt korrelerad med residualen i ekvation (2). Vidare krävs att instrumenten är tillräckligt starkt korrelerat med KTA-variablerna. Det senare antagandet kan undersökas med statistiska tester. Att 2018-års branschammansättning på regional nivå ( $z_{kj}$ ) inte är korrelerat med residualen i ekvation (2) är däremot inte testbart, och utgör därför ett s.k. identifierande antagande. Alla studier som baseras på IV kräver någon form av ej testbara, identifierande antaganden; se t.ex. Wooldridge (2010).

Ett första antagande bakom vår shift-share IV är således att den historiska branschammansättning måste vara högt korrelerat (ett starkt instrument) med regionalt KTA-användande, *efter* att vi rensat bort den del av KTA-användandet som förklaras av de variabler som ingår i vår empiriska modell. Det vill säga, *efter* att vi rensat bort den del av KTA-användandet som förklaras av regionala omsättningsförändringar och dess heterogena effekter, samt fixa effekter för tids- och regionfaktorer. Som diskuteras i avsnitt 3.1 är stödets regler och utformning bättre anpassat till tillverkningsindustrin än till servicesektorer som t.ex. hotell- och restaurang. Det förväntas, allt annat lika, bidra till en korrelation mellan regioners branschammansättning och användande av stödet, även *efter* vi har kontrollerat för övriga faktorer i vår modell.

Det andra kritiska antagandet är att de sysselsättningsvariationer som inte förklaras av vår regressionsmodell inte heller systematiskt samvarierar med regionernas branschammansättning. Eller med andra ord, residualen i vår regression får inte vara påtagligt korrelerad med regionernas branschammansättning.

I vår fullt utbyggda modell bör det dock finnas få eller (förhoppningsvis) inga faktorer kvar i residualen som ger en tydlig korrelation med regional branschammansättning. I modellen kontrollerar vi för omsättningsförändringar, vilket i sin tur beror på att regioners aggregerade ekonomi/efterfrågan påverkats olika av pandemin till följd av (bl.a.) skillnader i branschammansättning. Att vi inkluderar regionspecifika samband mellan omsättnings- och sysselsättningsförändringar fångar (bl.a.) att regional

branschsammanställning kan påverka hur känslig sysselsättningen är för konjunkturutvecklingen. Slutligen så fångar de pandemispecifika regionala fixa effekterna (bl.a.) att regionala branschskillnader systematiskt kan ha påverkat skillnader i regional sysselsättningsutveckling under pandemin via andra kanaler än omsättningsförändringar.

I och med att shift-share IV enbart använder den regionala skillnaden i KTA-användande som beror på regionernas historiska branschsammanställning, rensar vi bort den regionala variation i KTA som potentiellt beror på simultan kausalitet (se Goldsmith-Pinkham m.fl., 2020). Nackdelen är att även annan statistiskt användbar variation i regionernas KTA-användande rensas bort. Av detta skäl ger IV generellt mer precisa estimat än OLS (större standardfel).

I tabell 4 presenteras IV-estimat för vår fullt utbyggda modell. Vi fokuserar på denna modell eftersom den har störst sannolikhet att uppfylla antagandet om att den regionala branschsammanställningen inte får ha någon betydande samvariation med residualen i vår empiriska modell. F-värdet för IV:s första steg visar att vi har starka instrument (också nödvändigt för att IV ska vara giltigt).<sup>32</sup>

**Tabell 4: IV-estimat av KTA:s sysselsättningseffekter**

	(1) IV
$KTA_{it}$	-0,033
	(0,103)
$KTA_{it} \cdot \Delta Y_{it}$	-0,923***
	(0,329)
Tids-FE	✓
Region-FE	✓
Region-pand-FE	✓
Regionspec $\Delta Y_{it}$	✓
IV-F-värde	37,9
Antal obs	476

*Anm.* Estimaterna är för perioden kvartal 2 2019–kvartal 4 2020. Robusta standardfel klustrade på regionala arbetsmarknader i parenteser. Beroende variabel är förändring i logaritmen av totalt antal sysselsatta på regional arbetsmarknad  $j$  mellan kvartal  $t$  och  $t-1$ .  $KTA_{jt}$  är andel av de sysselsatta i region  $j$  som befinner sig i korttidsarbete under kvartal  $t$ .  $\Delta Y_{jt}$  är förändring i logaritmen av total omsättning i region  $j$  mellan kvartal  $t$  och  $t-1$ . FE står för "fixa-effekter". Regionspecifika  $\Delta Y_{jt}$  innebär att sambandet mellan omsättningsförändringar och sysselsättningsförändringar tillåts vara unikt för varje regional arbetsmarknad. IV-F-värde är Cragg-Donalds F-statistika för test av svaga instrument för båda endogena variablerna tillsammans; se Baum m.fl. (2003, 2007).

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

IV-estimaterna är väldigt snarlika motsvarande OLS-estimat. Ett C-test, som bygger på skillnaden i estimat mellan OLS och IV, kan inte förkasta hypotesen att samtliga

<sup>32</sup> CD-F-värdet i tabell 4 är Cragg-Donalds F-statistika för test av svaga instrument för båda endogena variablerna sammantaget. Vi följer här tumregeln att F-värdet bör vara större än 10 och absolut inte lägre än 5.

KTA-variablerna är exogena ( $p$ -värde=0,89).<sup>33</sup> Det förefaller därför inte sannolikt att OLS-estimaterna lider av någon påtaglig bias till följd av simultan kausalitet.

En alternativ tolkning är att OLS- och IV-estimaterna båda har betydande bias som resulterar i nästan identiska estimat. Detta kan naturligtvis inte helt uteslutas. Men även om både IV och OLS skulle ha betydande bias är det långt ifrån uppenbart att det skulle ge likvärdiga estimat. Enligt Cameron & Trivedi (2005, s 106–107) kan detta – baserat på ett förenklat exempel – endast förväntas om en viss given funktion av de tre parvisa korrelationerna innefattande instrument, endogen variabel samt residual ger en produkt som ligger nära ett. Beroende på styrkan i de olika korrelationerna kan dock funktionen ge vitt skilda värden som kan ligga långt från värdet ett. Det får således betecknas som otur om vi har erhållit likvärdiga IV- och OLS-estimat om båda ändå skulle lida av betydande bias; se Cameron & Trivedi (2005) för detaljer.

### **Inkluderad kontroll för nedsatt arbetstid ger samma slutsatser som i tabell 2**

Vårt använda mått på användandet av KTA mäter hur stor andel av sysselsatta personer som använder KTA ett visst kvartal. Företagen kan dock för varje månad välja fyra olika nivåer på arbetstidsnedsättningen: 20, 40, 60 eller 80 (endast maj–juli 2020) procent. Det kan därför i förväg inte uteslutas att det också finns betydande variation mellan regionerna i den genomsnittliga arbetstidsförkortningen bland personer med KTA. Om så är fallet kan våra estimat ge felaktiga slutsatser. Som exempel kan då regioner som enligt vårt mått förefaller ha ett högt användande av KTA i själva verket ha ett lågt användande av KTA när även genomsnittlig arbetstidsförkortning räknas in. Och regioner som förefaller ha ett lågt användande kan motsatt egentligen ha ett högt användande räknat i antal timmar med nedsatt arbetstid. Vår slutsats från föregående avsnitt att ett användande av KTA under en återhämtningsfas ger negativa sysselsättningseffekter kan då vara felaktigt.

Vi undersöker effekten av arbetstidsförkortning för våra slutsatser på två sätt: Dels genom att undersöka den relativa storleken på regional variation i arbetstidsnedsättning kontra antal personer i KTA, dels genom att använda ett alternativt KTA-mått i våra regressioner som också inkluderar nedsatt arbetstid. Båda sätten indikerar att våra resultat är giltiga då nästan all variation mellan regioner kommer från olika andelar av de sysselsatta i KTA snarare än olika nedsättningar av arbetstiden.

För att undersöka hur stor del av den regionala variationen i totalt (inkl. nedsatt tid) användande av KTA som härrör från antal personer kontra nedsatt arbetstid skapas först följande alternativa KTA-mått:

$$(9) \quad nedKTA_{jt} = \frac{Ned_{jt} \cdot \text{Antal pers i KTA}_{jt}}{\text{Antal sysselsatta}_{j2018}} = Ned_{jt} \cdot KTA_{it}$$

där  $Ned_{jt}$  är den genomsnittliga andelen nedsatt arbetstid för personer med KTA i region  $j$  under kvartal  $t$ ; för förklaring av övriga termer, se avsnitt 2. Vi estimerar sedan följande regression för andra till fjärde kvartalet 2020:

$$(10) \quad nedKTA_{jt} = \varphi + \omega_1 Ned_{jt} + \omega_2 KTA_{it} + \vartheta_{jt}$$

<sup>33</sup> Detta baseras på det *endogtest* som finns i Stata's XTIVREG2-kommando; se Baum m.fl. (2003, 2007). Testet är bara giltigt om instrumenten är giltiga.

där  $\varphi$  är en konstant och  $\vartheta_{jt}$  är en residual. Därefter använder vi partiell  $R^2$  för att undersöka hur mycket av variationen i  $nedKTA_{jt}$  som förklaras av variationen i  $Ned_{jt}$  givet att vi håller andelen sysselsatta i KTA ( $KTA_{it}$ ) konstant. Och motsatt, hur stor del av variationen i  $nedKTA_{jt}$  som förklaras av variationen i  $KTA_{it}$ , givet att vi håller den genomsnittliga arbetstidsförkortningen konstant ( $Ned_{jt}$ ).<sup>34</sup> Vi finner då att variation i nedsatt arbetstid förklarar 5 procent av variationen i det totala användandet av KTA medan andelen personer i KTA förklarar hela 95 procent av variationen i det totala användandet av KTA.

Om vi även inkluderar region- och tidsspecifika effekter i (10), för att motsvara den KTA-variation som används i våra empiriska modeller, förklarar nedsatt arbetstid 0,7 procent av variationen i det totala användandet av KTA medan andelen personer förklarar 18 procent (resterande variation rensas bort av de fixa effekterna). Det innebär att variationen i antalet personer i KTA förklarar 25 gånger mer än variationen i nedsatt arbetstid. Den regionala variationen i det totala användandet av KTA består således så gott som enbart av variation i antalet personer i KTA. Det vill säga, den variation som används för att identifiera estimaten i tabell 2 är så gott som likvärdig med den variation som finns i KTA när även mått på nedsatt arbetstid inkluderas.

I vårt nästa steg estimerar vi KTA:s sysselsättningseffekter med samma modeller som i tabell 2, men med  $KTA_{it}$  ersatt av  $nedKTA_{jt}$ . Resultaten presenteras i tabell 5.

**Tabell 5: Regressionsresultat med andel nedsatt arbetstid inkluderat**

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS
$nedKTA_{jt}$	0,016	-0,082	-0,015	-0,110
	(0,107)	(0,195)	(0,113)	(0,188)
$nedKTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt}$	-0,940**	-1,393**	-1,342**	-1,980***
	(0,466)	(0,550)	(0,529)	(0,595)
$\Delta Y_{jt}$	0,075***	0,078***		
	(0,020)	(0,022)		
Tids-FE	✓	✓	✓	✓
Region-FE	✓	✓	✓	✓
Region-pand-FE		✓		✓
Regionspec $\Delta Y_{jt}$			✓	✓
$R^2$	0,877	0,884	0,913	0,922
Antal obs	476	476	476	476

Anm. Estimaten är för perioden kvartal 2 2019–kvartal 4 2020. Robusta standardfel klustrade på regionala arbetsmarknader i parenteser. Beroende variabel är förändring i logaritmen av totalt antal sysselsatta på regional arbetsmarknad  $j$  mellan kvartal  $t$  och  $t-1$ .  $nedKTA_{jt}$  är den genomsnittliga andelen nedsatt arbetstid för personer med korttidsarbete i region  $j$  kvartal  $t$  multiplicerat med antal personer med korttidsarbete i region  $j$  kvartal  $t$ .  $\Delta Y_{jt}$  är förändring i logaritmen av total omsättning i region  $j$  mellan kvartal  $t$  och  $t-1$ . FE står för "fixa-effekter". Regionspecifika  $\Delta Y_{jt}$  innebär att sambandet mellan omsättningsförändringar och sysselsättningsförändringar tillåts vara unikt för varje regional arbetsmarknad.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

<sup>34</sup> Partiell  $R^2$  beräknas med kommandot PCORR i Stata.

I tabell 5 är estimatet för  $nedKTA_{jt}$  aldrig statistiskt signifikant. Det vill säga, som i tabell 2 är den fristående KTA-variabeln inte signifikant skild från noll.

Estimatet för  $nedKTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt}$  i tabell 5 är genomgående negativt och statistiskt signifikant. Detta estimat kan ses som den effekt som erhålls om alla personer med KTA (hypotetiskt) skulle ha 100 procent nedsatt arbetstid ( $Ned_{jt} = 1$ ) och andelen av de sysselsatta med KTA sen ökar med en procentenhet (estimatet ska då multipliceras med 0,01). För att jämföra detta estimat med motsvarande estimat i tabell 2 behöver det då skalas ned med den genomsnittliga andelen nedsatt arbetstid i KTA över regionerna. För andra till fjärde kvartalet är denna 0,47 respektive 0,44 respektive 0,42.<sup>35</sup> Baserat på fjärde kolumnen av resultat ger detta omräknade estimat på -0,931 (-1,980\*0,47), -0,87 samt -0,83 för andra till fjärde kvartalet 2020. Motsvarande estimat i tabell 2 är -1,003, vilket inte påtagligt avviker eller är statistiskt signifikant skilt från någon av de tre framräknade värdena. Således erhålls samma slutsatser när vi även inkluderar mått på nedsatt arbetstid.

Notera dock att  $nedKTA_{jt}$  inte är en stringent variabeln vilket gör den svårtolkad – av detta skäl används den inte i vår huvudanalys. Variabeln har ett mått på arbetstid i täljaren men enbart personer i nämnaren.<sup>36</sup> Det som skulle behövas för en stringent variabel är ett mått på arbetad tid även för personerna i nämnaren, vilket vi dock saknar.

**Tabell 6: Regressionsresultat, placeboanalys**

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) IV
$KTA_{jt}^{Placebo}$	-0,011 (0,046)	-0,040 (0,039)	0,032 (0,054)	-0,013 (0,054)	-0,058 (0,109)
$KTA_{jt}^{Placebo} \cdot \Delta Y_{jt}$	0,328 (0,326)	0,102 (0,339)	0,395 (0,362)	0,217 (0,387)	-0,054 (0,444)
$\Delta Y_{jt}$	0,060*** (0,020)		0,059*** (0,022)		
Tids-FE	✓	✓	✓	✓	✓
Region-FE	✓	✓	✓	✓	✓
Region-pand-FE		✓		✓	✓
Regionspec $\Delta Y_{jt}$			✓	✓	✓
R <sup>2</sup>	0,876	0,912	0,883	0,919	-
IV-F-värde	-	-	-	-	51,10
Antal obs	476	476	476	476	476

<sup>35</sup> Medelvärden baserade på Sverige som helhet ger närmast identiska värden.

<sup>36</sup> Vår huvudvariabel i rapporten,  $KTA_{jt}$ , fångar för varje region och kvartal hur många personer som finns i KTA dividerat med totala antalet sysselsatta personer. Täljare och nämnare är i samma "enhet", nämligen personer. I  $nedKTA_{jt}$  kan vi dock sägas har antalet nedsatta arbetstimmar i täljaren. Detta eftersom så gott som alla med KTA kan antas arbeta heltid; den genomsnittliga månadslönen bland dem med KTA är 33 000 kronor och endast fem procent har en månadslön som understiger 16 000 kronor. Vi har dock ingen information om arbetstid för övriga sysselsatta, det vill säga för dem som utgör nämnaren i den skapade variabeln. Det är dock ställt utom tvivel att en betydande andel av dessa inte arbetar heltid – enligt AKU arbetar ungefär en fjärdedel av alla sysselsatta deltid. Vi får således ett mått på arbetad tid i täljaren men ett mått på antal personer i nämnaren, det vill säga mått som är i olika enheter och därmed svårtolkat.

*Anm.* Estimaten är för perioden kvartal 2 2019–kvartal 4 2020 där KTA-värden för kvartal 2–4 2020 flyttats till motsvarande kvartal 2019. Robusta standardfel klustrade på regionala arbetsmarknader i parenteser. Beroende variabel är förändring i logaritmen av totalt antal sysselsatta på regional arbetsmarknad  $j$  mellan kvartal  $t$  och  $t-1$ .  $KTA_{jt}$  är andel av de sysselsatta i region  $j$  som befinner sig i korttidsarbete under kvartal  $t$ .  $\Delta Y_{jt}$  är förändring i logaritmen av total omsättning i region  $j$  mellan kvartal  $t$  och  $t-1$ . FE står för "fixa-effekter". Regionspecifika  $\Delta Y_{jt}$  innebär att sambandet mellan omsättningsförändringar och sysselsättningsförändringar tillåts vara unikt för varje regional arbetsmarknad.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

### **Estimaten för KTA beror inte på normal regional säsongsvariation**

I tabell 6 rapporteras en placeboanalys där faktiska KTA-värden för kv2–kv4 2020 i stället flyttats till motsvarande kvartal 2019. Dessa KTA-estimat är aldrig statistiskt signifikanta. Det indikerar att det inte är något speciellt i hur sysselsättningen vanligtvis varierar över året i vissa regioner som leder till ett falsk/konstgjord estimat av KTA:s effekter i tabell 2.

### **Estimat där KTA tillåts påverka sysselsättningen även nästa kvartal förändrar inga slutsatser**

Modellen i ekvation (2) följer majoriteten av den internationella forskningen från finanskrisen i termer av att nivån på KTA tillåts påverka sysselsättningsdynamiken enbart under samma kvartal. En möjlig felkälla för estimaten är dock att nivån på KTA i ett kvartal också kan ha en påverkan på sysselsättningsförändringen även i nästa kvartal.

I Sverige nådde antalet varsel en rekordnivå under mars, med 42 400 anställda varslade om uppsägning. Huvuddelen av de varslade var anställda inom hotell- och restaurang, finansiell verksamhet och företagstjänster samt till viss del inom transport. I april varslades ytterligare 26 800 anställda, då med mer jämnare spridning mellan olika branscher (Eliason, 2021).

Den effekt som KTA kan ha haft i att förhindra *en del* av dessa typer av varsel och efterföljande realisering av varsel (att personen faktiskt blir uppsagd) kan potentiellt inte fångas utan mer dynamik i modellen i form av tidsförskjutna variabler ("laggade" variabler). Detta bör då framför allt gälla varsel vid stora företag där relativt många personer varslas. Enligt främjandelagen skall arbetsgivare varsko Arbetsförmedlingen två, fyra eller sex månader före den första uppsägningen träder i kraft om antalet uppsägningar uppgår till respektive 5–25, 26–100 eller fler än 100 anställda (t.ex. Jans, 2009). Inga uppsägningar får verkställas innan varseltiden löpt ut. Om varseltiden t.ex. är två månader men uppsägningstiden är en månad upphör anställningen tidigast efter två månader (den längre av varseltid och uppsägningstid ger tiden till arbetstagarens sista arbetsdag). Arbetsgivare som avser att säga upp färre än fem anställda omfattas dock inte av lagstiftningen och således gäller vanlig uppsägningstid. Visstidsanställda där anställningen avslutas i förtid har en varseltid på sex veckor, givet att minst fem personer varslas. Notera att 96 procent av alla företag i Sverige har färre än 10 anställda och att således normal uppsägningstid kan förväntas gälla för den absoluta majoriteten av varsel från dessa företag. Timanställda kan i praktiken sägas upp på dagen oavsett företagsstorlek.

Slutligen bör det noteras att forskning och erfarenheter av varsel under de senaste decennierna visar att långt ifrån alla varsel normalt resulterar i uppsägningar och att ännu färre leder till arbetslöshet (Jans, 2009). Ett skäl till att varsel aldrig realiserar eller att den uppsagde erbjuds fortsatt anställning är att företagets ekonomiska utveckling/utsikter hinner förbättras – givet varseltider kan företag välja att varsla "i förebyggande syfte" vid osäkerhet om det framtida läget (Jans, 2009). Givet den påtagliga makroekonomiska



återhämtningen redan under tredje kvartalet 2020 bör detta kunna vara relevant även under pandemin. Det vill säga, även om fler personer hade varslat utan KTA, är det inte orimligt att anta att många av dessa varsel aldrig hade realiserats och/eller att fullföljda varsel aldrig hade resulterat i lägre aggregerade sysselsättningsnivåer. Vi känner dock inte till någon forskning som försökt undersöka detta under pandemin.

**Tabell 7: Regressionsresultat, dynamisk modell**

	(1)	(2)	(3)
$KTA_{jt}$	0,025	-0,095	-0,042
	(0,044)	(0,109)	(0,053)
$KTA_{jt-1}$	0,021	-0,066	0,027
	(0,058)	(0,094)	(0,085)
$KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt}$	-0,629*	-0,910*	-1,176***
	(0,338)	(0,458)	(0,335)
$KTA_{jt-1} \cdot \Delta Y_{jt-1}$	-0,085	-0,444	-0,039
	(0,416)	(0,550)	(0,456)
$\Delta Y_{jt}$	0,091***	0,092***	
	(0,026)	(0,031)	
$\Delta Y_{jt-1}$	0,028***	0,035***	0,026***
	(0,009)	(0,010)	(0,009)
Tids-FE	✓	✓	✓
Region-FE	✓	✓	✓
Region-pand-FE		✓	
Regionspec $\Delta Y_{jt}$			✓
R <sup>2</sup>	0,880	0,888	0,919
Antal obs	408	408	408

Anm. Estimaten är för perioden kvartal 2 2019–kvartal 4 2020. Robusta standardfel klustrade på regionala arbetsmarknader i parenteser. Beroende variabel är förändring i logaritmen av totalt antal sysselsatta i regional arbetsmarknad  $j$  mellan kvartal  $t$  och  $t-1$ .  $KTA_{jt}$  är andel av de sysselsatta i region  $j$  som befinner sig i korttidsarbete under kvartal  $t$ .  $\Delta Y_{jt}$  är förändring i logaritmen av total omsättning i region  $j$  mellan kvartal  $t$  och  $t-1$ . FE står för "fixa-effekter". Regionspecifika  $\Delta Y_{jt}$  innebär att sambandet mellan omsättningsförändringar och sysselsättningsförändringar tillåts vara unikt för varje regional arbetsmarknad.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

För att försöka kasta ljus över eventuella dynamiska effekters *faktiska*, empiriska betydelse under pandemin kopplat till KTA presenterar tabell 7 estimat från regressionsmodeller där omsättningsförändringar, KTA och interaktionen mellan KTA och omsättningsförändringar även tillåts påverka sysselsättningen under nästkommande kvartal ("första-laggar" inkluderas). På grund av det ökade antalet förklarande variabler och ytterligare databegränsningar (antalet tillgängliga kvartal minskar mekaniskt från sju till sex när första laggar inkluderas) kan vi inte låta andra laggen på omsättningsförändringar vara heterogen mellan regioner. Vi kan inte heller ha en modell som innehåller både heterogena omsättningsförändringar och pandemispécifika regionala effekter. Detta eftersom sådana

specifikationer visar tydliga tecken på s.k. "overfitting" – för många parametrar som estimeras givet antalet observationer.<sup>37</sup>

För samtliga specifikationer i tabell 7 är interaktionen mellan KTA och omsättningsförändringar för innevarande kvartal ( $KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt}$ ) negativ och statistiskt signifikant (på tioprocentnivån för de två första kolumnerna,  $p$ -värden=0,061 och 0,051). Övriga KTA-variabler är inte är statistiskt signifikant skilda från noll. Mer specifikt är både  $KTA_{jt}$  och  $KTA_{jt-1}$  långt ifrån att vara statistiskt signifikanta och byter dessutom (som i tabell 2) tecken beroende på specifikation. Estimatet för den laggade interaktionen mellan KTA och omsättningsförändringar,  $KTA_{jt-1} \cdot \Delta Y_{jt-1}$ , är genomgående negativ men långt från att vara statistiskt signifikant skild från noll. I två av de tre specifikationerna är det estimerade värdet även nära noll (ekonomiskt försumbart).

OLS-punktestimaten för  $KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt}$  i tabell D4 är mer negativa än motsvarande estimat i tabell 2, men är samtidigt estimerade med sämre precision (större standardfel). Estimaten är inte statistiskt signifikant skilda från motsvarande estimat i tabell 2. Vi kan således inte förkasta hypotesen att slumpen ligger bakom skillnaderna i estimat mellan modeller när tidsförskjutna kontra ej tidsförskjutna variabler ingår.

Sammanfattningsvis pekar estimaten i tabell 7 mot att KTA under ett kvartal endast påverkar sysselsättningen under samma kvartal, och då enbart via  $KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt}$ . Det som dock talar för att  $KTA_{jt-1} \cdot \Delta Y_{jt-1}$  eventuellt skulle kunna vara relevant att beakta och bli statistiskt signifikant vid tillgång till mer data är att laggade omsättningsförändringar,  $\Delta Y_{jt-1}$ , i sig har en statistisk signifikant sysselsättningseffekt. Mer specifikt så visar estimaten i tabell 7 att omsättningsförändringar under ett kvartal även påverkar sysselsättningen under nästföljande kvartal. Dock så dominerar sysselsättningseffekten av omsättningsförändringar under samma kvartal ( $\Delta Y_{jt}$ ); sett till enbart variablerna för omsättningsförändringar så står omsättningsförändringar under innevarande kvartal för  $\frac{3}{4}$  av sysselsättningseffekten samma kvartal. Ett möjligt antagande för att inte riskera underskatta KTA:s sysselsättningseffekter skulle därför kunna vara att ungefär motsvarande också gäller för effekten från  $KTA_{jt} \cdot \Delta Y_{jt}$  ( $\frac{3}{4}$ ) kontra  $KTA_{jt-1} \cdot \Delta Y_{jt-1}$  ( $\frac{1}{4}$ ).

I avsnitt 4 gör vi prediktioner av hur många jobb som netto har räddats under 2020 tack vare KTA. Vår huvudmodell är då OLS-estimatet i fjärde kolumnen i tabell 2. Men som ett möjligt (sorts) uppjustering av hur många jobb som *möjligtvis* kan ha räddats av KTA använder vi då även approximationen att det finns en ytterligare effekt via  $KTA_{jt-1} \cdot \Delta Y_{jt-1}$  som motsvarar  $\frac{1}{4}$  av KTA:s totala effekt. Givet att det egentligen inte finns något i våra KTA-estimat som rent statistiskt stödjer att  $KTA_{jt-1} \cdot \Delta Y_{jt-1}$  faktiskt har en effekt (enligt tabell 7), bör detta ses som prediktioner med en sannolik bias mot att hitta så stora sysselsättningseffekter av KTA som möjligt.

<sup>37</sup> Enstaka observationer får väldigt stort genomslag på estimaten i dessa specifikationer, i form av flertalet problematiska DFBETA-värden för såväl interaktionstermerna som de fristående KTA-variablerna. Genom att exkludera enstaka observationer kan man därmed få vitt skilda resultat och slutsatser - resultaten är således inte robusta. Detta är inte fallet vid de övriga specifikationerna i denna rapport.

På vilket sätt statens insatser bidrar till svensk tillväxt och näringslivsutveckling står i fokus för våra rapporter.

Läs mer om vilka vi är och vad nyttan med det vi gör är på [www.tillvaxtanalys.se](http://www.tillvaxtanalys.se). Du kan även följa oss på LinkedIn och YouTube.

Anmäl dig gärna till vårt [nyhetsbrev](#) för att hålla dig uppdaterad om pågående och planerade analys- och utvärderingsprojekt.

Varmt välkommen att kontakta oss!



**Tillväxtanalys**

Studentplan 3, 831 40 Östersund

Telefon: 010-447 44 00

E-post: [info@tillvaxtanalys.se](mailto:info@tillvaxtanalys.se)

Webb: [www.tillvaxtanalys.se](http://www.tillvaxtanalys.se)