

# En utvärdering av Stockholms stads sommarsjobbprogram för unga 2012–2018

Daniel Knutsson  
Björn Tyrefors



# En utvärdering av Stockholms stads sommarjobbprogram för unga 2012–2018<sup>a</sup>

av

Daniel Knutsson<sup>b</sup> och Björn Tyrefors<sup>c</sup>

2023-03-04

## Sammanfattning

Varje sommar anställer Stockholms stad drygt 7 000 ungdomar 16–19 år i sitt feriejobbprogram. 2018 budgeterades cirka 100 miljoner kronor för verksamheten. Rapportförfattarna studerar sommarjobbare med relativt stark socioekonomiskbakgrund, inte de som av sociala skäl prioriterats att delta. För denna relativt starka grupp går det åren efter gymnasiet sämre på arbetsmarknaden än det skulle ha gjort om de inte haft ett sommarjobb i programmet. Allra sämst går det för män, de som gått yrkesinriktningar på gymnasiet och de som redan innan det här sommarjobbet jobbade extra. En anledning är att det offentliga sommarjobbprogrammet leder till mindre erfarenhet av jobb i den privata sektorn. Det kan också vara så att deltagande ger en signal till arbetsgivarna att deltagarna inte kan hitta jobb själva, samt att ett programjobb stör tidigare nätverk på arbetsmarknaden. Programmet har inte minskat kriminaliteten, förbättrat hälsan eller påverkat sannolikheten att gå vidare till högre utbildning. Det är sannolikt ogynnsamt för den här lite starkare gruppen att delta, om det finns positiva effekter för prioriterade grupper kan rapporten inte besvara.

---

<sup>a</sup> Rapporten är en förkortad version av Knutsson och Tyrefors (2024) som innehåller utförligare redogörelser och fullständiga resultat. Vi vill tacka seminarie- och konferensdeltagare vid IFAU, IFN och Stockholms universitet samt två referee-granskare för mycket värdefulla kommentarer. Slutligen ett varmt tack till Arbetsmarknadsförvaltningen i Stockholms stad för all hjälp.

<sup>b</sup> Handelshögskolan Örebro universitet samt Centrum för hälsoekonomisk forskning Uppsala universitet. E-post daniel.knutsson@oru.se

<sup>c</sup> Institutet för näringslivsforskning IFN och Göteborgs universitet. E-post bjorn.tyrefors@ifn.se

## Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
1.1	Stockholms stads sommarjobbprogram .....	7
2	Data och empirisk metod.....	9
2.1	Data.....	9
2.2	Empirisk metod.....	12
2.3	Vad krävs för en kausal tolkning .....	15
3	Resultat ansökningsåret .....	17
3.1	Effekter på löner efter ansökningsåret.....	20

# 1 Inledning

Ungdomsarbetslöshet är en viktig fråga i många länder, särskilt eftersom tidig arbetslöshet kan få långsiktiga konsekvenser.<sup>1</sup> Skillnaderna mellan länder är dock markanta. I USA är ungdomsarbetslösheten betydligt lägre än i EU och så har det varit över längre tid. Till exempel var ungdomsarbetslösheten i Italien 25 procent år 2018, medan den endast var 7 procent i USA (OECD, 2020). Arbetslösa ungdomar i USA kommer därmed oftare från socioekonomiskt svaga hushåll, medan representationen i EU är bredare. Därför är det inte förvånande att de grupper som deltar i ungdomsarbetsmarknadsprogram också generellt skiljer sig åt på de två kontinenterna (Heckman m.fl., 1999).

Precis som i många europeiska länder är ungdomsarbetslöshet en viktig policyfråga i Sverige. I denna studie utvärderar vi ett sommarjobbprogram för ungdomar i Stockholm, inom vilket erbjudanden om jobb delvis tilldelades slumpmässigt. Ungdomar i åldern 16–19 år kunde ansöka om tre veckors kommunalt subventionerad anställning under sommaren. Våra data inkluderar alla ansökningar till programmet mellan 2012 och 2018 och består av nästan 100 000 ansökningar gjorda av nära 50 000 ungdomar. Programmet riktade sig till alla 16–19-åringar folkbokförda i Stockholm.<sup>2</sup>

I USA har sommarjobbprogram utvärderats ingående, medan utvärderingar av europeiska sommarjobbprogram nästan är obefintliga. Med utvärdering menar vi här studier som bygger på så kallad exogen variation och därmed kan undersöka orsakssamband. Ett undantag är Alam m.fl. (2015) som finner positiva effekter på arbetsmarknaden för kvinnor av ett sommarjobbprogram i Falun. De senaste utvärderingarna av program i Chicago, New York och Boston visar att arbetsmarknadsutfallen (till exempel lön eller sannolikheten att få ett jobb) endast påverkas positivt under det år en person deltar i programmet. På medellång sikt är effekterna mer blandade. Programmen verkar heller inte påverka utbildningsresultaten (Gelber m.fl., 2016; Valentine m.fl., 2017; Leos-Urbel, 2014; Schwartz, m.fl., 2021; Heller, 2014). Man har dock dokumenterat betydande minskning av kriminell aktivitet och dödlighet (Gelber m.fl., 2016; Heller, 2014; Modestino and Paulsen, 2022) både under programåret och kort därefter.

En vanlig tankemodell inom den nationalekonomiska kriminalitetsforskningen utgår ifrån att den tid en person har till förfogande är begränsad. Om en person

---

<sup>1</sup> Den empiriska litteraturen om ”ärrbildningseffekter” (scaring effects) går tillbaka till Ellwood (1982), Corcoran (1982) och Heckman och Borjas (1980). En relativt nyligen genomförd studie av Nordström Skans (2011), visar att dåliga arbetsmarknadsprestationer tidigt i karriären resulterar i bestående negativa effekter. Se även Gregg (2001) och Biewen och Steffes (2010).

<sup>2</sup> Däremot erbjuds medlemmar i prioriterade grupper, det vill säga de som hoppat av gymnasiet, ungdomar med funktionsvariationer eller ungdomar med sociala problem, alltid jobb om de ansökte till programmet.

arbetar finns det mindre tid till andra aktiviteter såsom fritid eller kriminalitet (Becker, 1968). Det är ur det perspektivet förvånande att man inte hittar i genomsnitt positiva effekter på arbetsmarknadsutfall på kort sikt samtidigt som kriminaliteten går ned.

En möjlig förklaring är att program har olika effekter för olika grupper. Viss forskning tyder på att den genomsnittliga sysselsättningseffekten (som alltså är noll efter deltagandeåret) döljer effekter för vissa ungdomar vars arbetsmarknadsutfall förbättras, och att denna undergrupp är yngre och mer engagerad i skolan än gruppen utan sysselsättningsvinster (Davis och Heller, 2020). Gruppen med sysselsättningsvinster är socioekonomiskt starkare än den som vanligtvis påverkas av sysselsättningsprogram riktade mot ungdomar. Således kan det finnas positiva sysselsättnings effekter för socioekonomiskt starkare grupper

Resultaten i Davis och Heller (2020) motiverar därför en utvärdering av ett sommarjobbprogram som är generellt, det vill säga inte riktat till svaga grupper av ungdomar. Stockholm stads sommarjobbprogram är ett i stort sett ett generellt program, som är populärt för ungdomar att delta i, även bland ungdomar med stark socioekonomisk bakgrund. Programmet har högt söktryck och ungdomar som får ett erbjudande om sommarjobb accepterar nästan alltid.

Vår empiriska design baseras på att det finns fler sökande till programmet än det finns platser. Efter att alla ansökningar har tagits emot tilldelas varje sökande ett nummer. Numret sätts slumpmässigt av ett centralt datorsystem och ändras inte över tiden. Handläggare fördelar sedan jobben delvis baserat på rangordningen av detta nummer. Avvikelse från slumpnumret sker om den sökande tillhör en prioriterad grupp, har haft jobb i programmet tidigare eller beroende på den sökandes preferenser eller språkkunskaper. Matchning sker på de 14 lokala kommunala stadsdelskontoren inom Stockholms stad. Ungdomarna som bor i stadsdelarna, det vill säga inom området för varje lokalt kontor, matchas med lokala kommunala jobb.<sup>3</sup> Centralt för vår empiriska design är att den administrativa personalen inte kan ändra det slumpmässiga numret. Det är ”exogent” i förhållande till jobberbjudanden. Dessutom är det inte offentligt, vilket innebär att ungdomarna inte kan reagera på det innan jobb erbjuds.

Eftersom avvikelser från slumpnumret får göras kan vi inte använda oss av samma empiriska tillvägagångssätt som i den klassiska studien av Angrist (1990), där man utnyttjar det faktum att sannolikheten för värvning till den amerikanska armén går ned kraftigt vid en viss brytpunkt i slumpnumret. Avvikelsena från slumpnumret vid tilldelning av sommarjobb gör att det inte finns någon tydlig brytpunkt i dataserien mellan jobberbjudande och slumpnummer. I stället är

---

<sup>3</sup> I undantagsfall sker även placeringar över stadsdelsgränserna genom samarbete mellan stadsdelskontoren och myndigheter.

sambandet mellan slumpnumret och sannolikheten att få ett jobberbjudande approximativt linjärt i översökta stadsdelar.

Vi måste därmed förlita oss på att det enda som inte kan påverkas, och därmed är exogent, är det slumpmässiga numret. En person som får ett lågt nummer har en lägre sannolikhet att få ett jobberbjudande än en person som får ett högt. Vår kausala analys bygger därmed på en instrumentvariabelanalys, som utnyttjar det faktum att slumpnumret ger upphov till variation i sannolikheten att få ett erbjudande om sommarjobb i översökta stadsdelar. Efter att vi har skattat hur slumpnumret påverkar sannolikheten att få ett jobberbjudande kan vi i ett nästa steg skatta hur ett jobberbjudande påverkar arbetsmarknads- eller andra utfall i översökta stadsdelar. Detta innebär att vi inte kan dra några slutsatser om orsakssamband för grupper där slumpnumret inte påverkar jobberbjudandet, till exempel för prioriterade sökande eller sökande i stadsdelar där det finns många jobb relativt sökande. Vi skattar således en casual effekt av sommarjobbserbjudande för ungdomar som inte kommer från socioekonomiskt svaga hushåll. Denna grupp är dock majoriteten av sökande till programmet.

Vi finner betydande inkomsteffekter men inga statistiskt signifikanta effekter på utbildning, brott eller hälsoutfall av att delta i Stockholms sommarjobbprogram. Påverkan på inkomsten under programåret är positiv, medan effekterna efter gymnasiet är negativa. Mer specifikt ökar ett erbjudande årsinkomsten med 4 000–8 000 kronor under programåret (beroende på ålder vid ansökan). Denna inkomstökning motsvarar cirka 25–50 procent av den genomsnittliga inkomsten under ansökningsåret. Under de första åren efter ansökan, när sökanden ofta går på gymnasiet, är ett jobberbjudande relaterat till lägre inkomst. Effekterna är dock små och statistiskt obetydliga. I åldersspannet 20–23 år, när alla sökande har gått ut gymnasiet, är effekterna betydande och negativa. Efter gymnasiet är den negativa effekten av att ha fått ett jobberbjudande i absoluta termer runt 10 000 kronor eller cirka 8,5 procent jämfört med medelinkomsten. Vid 24 års ålder planar effekterna ut och skattningen är statistiskt sett inte skild från noll. Programmet påverkar inte sannolikheten att ha ett jobb, bara storleken på inkomsten och huruvida man jobbar heltid.

Vår huvudsakliga tolkning av den negativa effekten är att ungdomar som *inte* erbjuds ett programjobb har större sannolikhet att få återkommande erfarenhet från den privata sektorn, vilket påverkar sannolikheten att få ett mer kvalificerat jobb och ett heltidsjobb direkt efter gymnasiet. Våra resultat visar att ett program-jobberbjudande ökar efterföljande deltagande i programmet men med färre utsikter till anställning utanför programmet. Erfarenhet från den privata sektorn är troligen viktigast för elever på yrkesinriktade gymnasieprogram och andra med låg sannolikhet att fortsätta med universitetsstudier omedelbart efter gymnasiet. I linje

med detta visar vidare analyser att de negativa effekterna är störst för sökande som är i yrkesprogram, som är män, och som har föräldrar med lägre utbildning. Vi hittar inga belägg för att någon grupp skulle gynnas av ett sommarjobb direkt efter gymnasiet. Slutligen finner vi heller inga effekter på hälsa, brottslighet eller sannolikheten att påbörja universitetsstudier.

Våra resultat bidrar till den nästan obefintliga utvärderingslitteraturen för sommarjobbprogram i Europa.<sup>4</sup> Alam m.fl., (2015) visar att kvinnliga sökande ökade sina inkomster över tid genom deltagande i ett liknande program i Falun, Sverige. Dessa resultat bekräftas alltså inte i denna studie, som använder en mycket större datamängd från den största urbana regionen i Sverige. Vi finner inga statistiskt signifikanta inkomstökningar för kvinnor. En möjlig förklaring till resultatet kan vara att Stockholm är Sveriges största och viktigaste arbetsmarknad för ungdomar och att det därmed finns fler sommarjobb inom den privata sektorn.<sup>5</sup>

Vi drar slutsatsen att sommarjobbprogram som inte erbjuder verkliga jobbchanser har små utsikter att vara fördelaktiga för ungdomar i allmänhet. De kan till och med försämra arbetsmarknadsutfall på medellång sikt. Att subventionera jobb inom den privata sektorn kan vara ett bättre alternativ, men detta beror sannolikt på utsikterna till fortsatt anställning utan programsubventioner. Ett annat alternativ vore att rikta resurser till de ungdomar som har lägst sannolikhet att hitta regelbundet sommar- och deltidsarbete. Således bidrar vår studie till litteraturen om icke-effektiva aktiva arbetsmarknadsprogram. Tidigare utvärderingar av arbetsmarknadspolitiska åtgärder i OECD-länder indikerar att dessa program vanligtvis har, i bästa fall, en blygsam inverkan på deltagarnas arbetsmarknadsutsikter. Samtidigt visar de på betydande skillnader i effekterna av dessa program för olika grupper. För vissa grupper kan dessa policys ha betydande positiva effekter och för andra grupper kan åtgärderna vara negativa eller inte ha någon effekt alls (se Heckman m.fl., 1999 för en grundlig genomgång eller Card, Kluve och Weber, 2010 för program riktade mot ungdomar).

Resten av uppsatsen är organiserad på följande sätt. Avsnitt 3 presenterar bakgrundsinformation om programmet som studeras I avsnitt 4 beskriver vi data och den empiriska designen. I avsnitt 5 presenteras resultaten. I avsnitt 6 diskuterar vi hur robusta våra resultat är, och i avsnitt 6 finns en avslutande diskussion.

---

<sup>4</sup> Utvärdering som använder antingen experimentell (randomiserade kontrollerade studier) eller ”kvasi-experimentell” variation som empirisk design.

<sup>5</sup> Se <https://arbetsformedlingen.se/statistik/sok-statistik>.



## 2 Stockholms stads sommarjobbprogram

Stockholms stad har varje år sedan 2012 anställt cirka 7 000 sommararbetare mellan 16 och 19 år i sitt sommarjobbprogram. 2018 budgeterade man cirka 100 miljoner kronor för programmet. Syftet är att hjälpa ungdomar i övergången till arbetsmarknaden, att erbjuda dem meningsfulla sommaraktiviteter och att öka intresset för jobb inom den kommunala sektorn (AMF, 2018).

Stockholms stad har länge erbjudit sommarjobb till ungdomar i gymnasieåldern. 2012 omstrukturerades programmet: processen för tilldelning av sommarjobb formaliserades och en ny centraliserad digital plattform för ansökningar skapades. Alla ungdomar mellan 16 och 19 år som bodde i Stockholm kunde ansöka till programmet med det nya webbaserade ansökningsverktyget (före 2015 var endast 16 till 18-åringar berättigade).

I det nya programmet tilldelas alla sökande ett slumpmässigt nummer i det centrala datorsystemet som handläggarna aldrig kan ändra. Matchning till jobb sker på de 14 lokala stadsdelskontoren inom Stockholms kommun. Vanligtvis matchas sökande boende inom en stadsdel till kommunala arbeten inom stadsdelen. Matchningen baseras delvis på det slumpmässiga numret.

Enligt programriktlinjerna är numret inte det enda som ska styra tilldelningen av jobb. Först ska handläggarna alltid erbjuda jobb till prioriterade ungdomar. Detta är ungdomar som har hoppat av gymnasiet samt ungdomar med funktionsvariationer eller dokumenterade sociala problem (AMF, 2018). Ungefär 7 procent av dem som ansöker till programmet prioriteras för att få ett jobberbjudande. För det andra prioriteras ungdomar som har haft ett jobb genom programmet tidigare, de får bara ett jobberbjudande om det finns jobb över, det vill säga om det inte finns någon översökning. Detta ”deltagarstraff” är den viktigaste avvikelser från regeln om slumpnumret, eftersom cirka 58 procent av programdeltagarna ansöker flera gånger. För det tredje anger sökande sina jobbpreferenser, tidigare erfarenheter, hobbyer och tillgänglighet, vilket tas i beaktande vid tilldelningen av jobb. Språkkunskaper kan också spela en roll i specifika jobb, t.ex. inom äldreomsorgen.

Mängden information för handläggarna att överväga gör tilldelningen av jobb till en komplicerad uppgift med ett visst mått av frihet. Vi tolkar riktlinjerna så att det slumpmässiga numret endast resulterar i ett lotteriliknande experiment om två tillräckligt liknande sökande ”tävlar” om ett lämpligt jobb. Tilldelningsprocessen resulterar i ett relativt linjärt förhållande mellan det slumpmässiga numret och sannolikheten att få ett erbjudande i översökta stadsdelar, med få synliga bryt-

punkter.<sup>6</sup> Om slumpnumret hade varit den dominerande tilldelningsregeln, så att det även spelade roll för två väldigt olika sökande, hade vi observerat kraftiga brott i dataserien. Det är därmed av stor vikt för vår empiriska design att det individuellt tilldelade slumpmässiga numret i sig inte kunde påverkas. Det är således ”exogent” i förhållande till ett jobberbjudande.

Tabell 1 visar de olika typerna av jobb som erbjuds inom sommarjobbprogrammet. Vanligast är barnomsorg, underhåll/rengöring och service utomhus, samt omsorg av äldre och funktionshindrade. Sommarjobben får inte fungera som ett substitut för ordinarie anställda. Det innebär att sommararbetare endast kan arbeta med ”kvalitetshöjande” tjänster. ”Kvalitetshöjande” uppgifter kan innebära allt från att hjälpa till med att städa offentliga parker till att uppdatera en kommunal aktivitets Instagram-konto. Därför är det inte förvånande att det har påpekats att dessa jobb kräver mindre ansträngning än ett vanligt sommarjobb på den reguljära arbetsmarknaden (Nyström, 2021).

**Tabell 1** Typer av jobb som tillhandahålls av programmet

Beskrivning	Observationer
Barnomsorg	13 471
Underhåll/rengöring/service utomhus	12 779
Omsorg äldre/funktionshindrade	11 050
Underhåll/rengöring inomhus	3 852
Kultur/Evenemang	2 147
Kontor/Administration/Projekt	1 678
Andra arbeten	5 889
Ingen information	41 229
Total	92 095

*Not:* Denna tabell sammanfattar tillgänglig information från den kommunala arbetsmarknadsförvaltningen i Stockholms stad (Arbetsmarknadsförvaltningen) om programjobben. Informationen beskriver vilka typer av jobb som ungdomarna utförde. Det saknas dock information från många deltagare. *Källa:* Författarnas beräkningar utifrån data.

Jobben varar i tre veckor och innebär 90 arbetstimmar. Lönen är ungefär 100 kronor i timmen, med variation beroende på ålder, vilket leder till en total bruttoinkomst på ungefär 9 000 kronor under hela perioden.<sup>7</sup> Denna timlön är cirka 10 procent högre än till exempel de lägst betalda jobben på snabbmatsrestauranger

<sup>6</sup> Se Figur B1 i bilagan för sambandet mellan ett jobberbjudande och rangordningen i de 14 distrikten 2012. I endast några få av de 14 distrikten finns ett synligt hopp i fördelningen. Andra år visar en liknande bild.

<sup>7</sup> Lönen är cirka 10 kronor högre per timme för varje års ökad ålder bland deltagarna.

(HRF, 2020). Ansökningsprocessen är inte speciellt tidskrävande eller socialt jobbig, eftersom den är webbaserad och utan intervjuer. Således kräver Stockholms stads sommarjobb relativt liten sökansträngning samtidigt som de ger relativt hög lön. Följaktligen finns ett efterfrågeöverskott på programjobben med fler ansökningar än tillgängliga jobb.

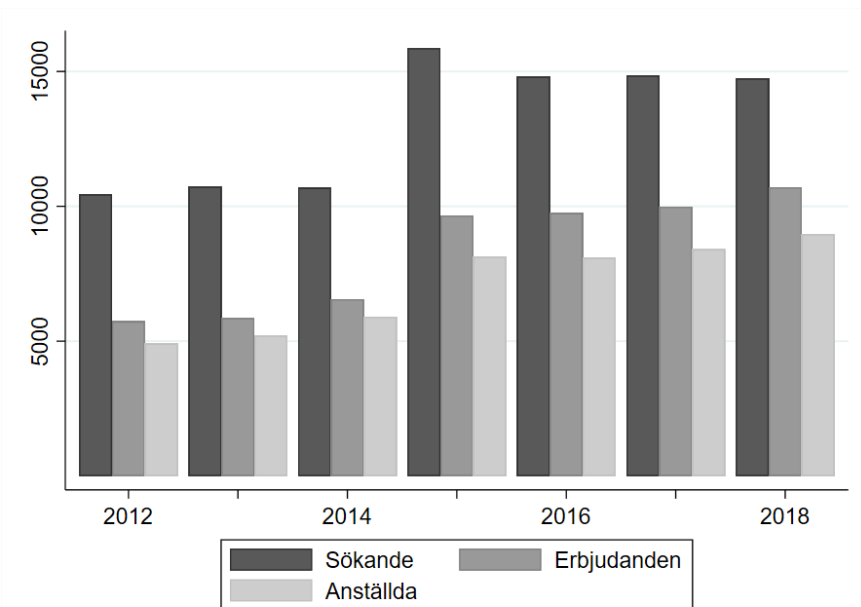
### **3 Data och empirisk metod**

#### **3.1 Data**

Vi har tillgång till ansökningsdata för programmet för åren 2012–2018. Dessa kommer från det tidigare nämnda datasystemet, som är skapat av arbetsmarknadsförvaltningen i Stockholm. Sammanlagt har vi information om nästan 92 000 ansökningar till programmet från 50 000 sökande. Det är hela poolen av sökande till programmet för alla år. Dessutom finns information om sökandes bostadsområde, huruvida man tillhör den prioriterade gruppen, de som alltid får ett jobb-erbjudande, samt jobbstatus. Det senare innebär att vi kan se om en sökande accepterade ett jobb-erbjudande. Data inkluderar även det slumpmässiga numret, vilket gör det möjligt för oss att göra skilja orsakssamband från korrelation. Det årliga antalet tillhandahållna jobb, jobb-erbjudanden och ansökningar presenteras i Figur 1. Varje år finns det fler sökande än antalet jobb. Översökningsgraden varierar mellan cirka 30 och 50 procent, även om den ser olika ut i olika stadsdelar. Intressant är att mycket få, mindre än 15 procent, av de ungdomar som erbjuds ett jobb tackar nej. Även om vi i strikt mening analyserar kausala effekter av att få ett jobb-erbjudande i denna utvärdering, så är detta en god approximation för kausala effekter av att få ett jobb inom programmet, eftersom så stor del av dem som erbjuds ett jobb också tar jobbet.<sup>8</sup>

---

<sup>8</sup> Våra skattningar när vi istället analyserar indikatorn att ta ett jobb istället för att få ett erbjudande är i princip identiska.



**Figur 1** Ansökningar, jobberbjudanden och jobb

*Not:* Denna figur beskriver översiktligt de uppgifter som vi har tillgång till från den kommunala arbetsmarknadsförvaltningen i Stockholm om programdeltagande. Figuren beskriver det totala antalet sökande, jobberbjudanden och jobb per år. År 2015 fick även 19-åringar söka till programmet och programmet utökades därmed för att underlätta för fler sökande.

Vi kombinerar data om programdeltagarna med data från Statistiska centralbyrån om arbetsmarknads- och utbildningsresultat samt föräldrainsformation med hjälp av pseudonymiserade personliga identitetsnummer. Dessutom lägger vi till data från Brottsförebyggande rådet om kriminell aktivitet och hälso- och sjukvårdsanvändning från Socialstyrelsen. De flesta av våra variabler är tillgängliga fram till 2020.<sup>9</sup> För den tidigaste kohorten 2012 kan vi alltså observera utfall i upp till 8 år efter ansökningsåret.<sup>10</sup>

Det primära utfallet vi studerar är löneinkomst. Detta mått är relevant eftersom det fångar sökandes framgång på arbetsmarknaden och mäts årligen. En av programmets huvudambitioner är att underlätta övergången mellan skolgång och arbetsmarknad. Om programmet underlättar denna övergång framgångsrikt ska vi förvänta oss högre inkomst bland sökande som erbjöds jobb jämfört med sökande som inte erbjöds jobb. Dessa effekter är också relevanta när vi analyserar om

<sup>9</sup> Inkomst- och sysselsättningsdata är tillgängliga fram till 2020. Brottssdata och information om receptbelagda läkemedel finns tillgängliga till och med 2019, medan data om kontakter med specialiserad sjukvård finns tillgängliga till och med 2018. Universitetsregistreringsdata är tillgängliga fram till 2021.

<sup>10</sup> För vissa resultat (till exempel utbildningsresultat i gymnasiet) har vi data fram till 2019.

programmet var kostnadseffektivt. Vi kan observera inkomster upp till 24 års ålder för alla sökande som var 16 år och äldre 2012. På samma sätt kan vi observera resultat upp till 23 års ålder för sökande som var 16 år och äldre 2013 och så vidare.<sup>11</sup>

Vi konstruerar också en variabel som skall fånga högre utbildning, en indikator på om en sökande varit registrerad vid ett universitet vid någon tidpunkt upp till 24 års ålder.<sup>12</sup> Med denna variabel kan vi undersöka om programmet hade några effekter på ungdomarnas utbildningsprestationer eller preferenser. Denna information är avgörande eftersom utbildningsbeslut kan påverka löneinkomstdynamiken över tid.

Arbetsmarknadsmöjligheter hänger ihop med kriminell aktivitet genom att påverka brottets alternativkostnad (Becker, 1968). Följaktligen kan kriminell beteende påverkas av deltagande i programmet (se till exempel Gelber m.fl., 2016). Därför lägger vi till data från Brottsförebyggande rådet (Brå) om domar och misstanke om kriminell aktivitet. Vi lägger också till information om hälsoutfall. Även om vi inte har tydliga hypoteser om hälsopåverkan i detta sammanhang har tidigare forskning funnit effekter på dödlighet (Gelber m.fl., 2016). Våra data är olämpliga för att utvärdera effekter på dödlighet eftersom det är ovanligt att sökande avlider i vårt urval (sammanlagt observerar vi 75 avlidna). Istället använder vi årliga data om antal receptbelagda mediciner och sjukhusvistelser för att analysera om det programmet påverkade hälsan.

Våra data består av 92 095 ansökningar från 48 901 sökande mellan 2012 och 2018 och presenteras i Tabell B1 i bilagan, samt i Knutsson och Tyrefors (2024). 63 procent av alla ansökningar resulterade i ett jobberbjudande, och 85 procent av de ungdomar som erbjöds ett jobb accepterade. Programmet var populärt, och 51 procent av alla sökande mellan 2012 och 2017 ansökte igen följande år.

---

<sup>11</sup> Eftersom varje år innebär ett nytt experiment (en ny draging av slumpnumret) i varje distrikt är vi inte oroliga för att våra data är obalanserade (dvs att vi ej kan följa alla deltagare till 24 års ålder). Det borde inte teoretiskt påverka den interna validiteten/den kausala skattade effekten. För att ”testa” för det visar vi i Knutsson och Tyrefors (2024) att våra olika urval är balanserade med avseende på förutbestämda egenskaper. Ett balanstest visar om förutbestämda egenskaper är relaterade till slumpnumret. Om slumpnumret är relaterat till dessa är det ett tecken på att våra obalanserade data hade skapat ett problem och att våra individer inte var jämförbara. Endast sju förutbestämda egenskaper är statistiskt signifikanta på 5 %-nivån för  $8 \cdot 24 = 192$  regressioner, mindre än förväntat från slumpmässig variation. För åldersgruppen 23-åringar finns det dock 5 statistiskt signifikanta egenskaper. Detta kan naturligtvis vara av en slump men verkar lite oroväckande. Därför kör vi också regressioner där de förutbestämda egenskaperna inkluderas som kontroller för robusthet, vilket kommer att diskuteras mer ingående i robusthetsavsnittet 5. Sammantaget verkar våra olika urval vara balanserade.

<sup>12</sup> Dessa data är tillgängliga fram till 2021. För sökande som var 16 år eller äldre 2012 kan vi observera deras universitetsregistreringsstatus upp till 25 års ålder, men för yngre sökande, som ansökte senare till programmet, observerar vi en kortare uppföljning (till exempel 16-åriga sökande 2018 observeras till 2021 när de är 19).

Prioriterade sökande kunde ansöka utanför åldersgränsen, och vissa ansökte om jobb upp till 7 gånger. Få kunde ansöka så många gånger, och det genomsnittliga antalet ansökningar per sökande i data är 1,9. Dessa ansökningar resulterade i 1,2 jobberbjudanden per sökande och ett accepterat jobb i genomsnitt.

De sökande vi studerar är inte socioekonomiskt svaga i genomsnitt. Tabell B1 visar att endast 15 procent inte är inskrivna på gymnasiet. 23 procent är födda utomlands, och 60 procent är inskrivna på ett teoretiskt gymnasieprogram. Dessutom har 41 procent av de sökande mödrar med högre utbildning, och 50 procent av de sökande hade en positiv inkomst året innan ansökan. I vissa fall saknas föräldrainsformation. Det beror på saknade data i de administrativa registren. Vissa ungdomar kan inte matchas med en levande förälder med ett giltigt personnummer, eller så saknar föräldern information om utbildningsnivå på grund av till exempel migration.

Tabell B2 i bilagan presenterar sammanfattande statistik för inkomst- och hälsorelaterade variabler. Inkomsten under ansökningsåret är ungefär 15 000 kronor, en ökning med nära 200 procent jämfört med året före ansökan. Efter ansökningsåret sker en stadig ökning av inkomsten fram till 23 års ålder, då den verkar plana ut. 85 procent har ett jobb (positiv inkomst) under ansökningsåret, och andelen är stabil även efter ansökningsåret. Specialiserade vårdbesök (sjukhusinläggning) och läkemedelsförskrivningar ökar fram till 24 års ålder. Dessa data finns endast tillgängliga fram till 2018 (receptbelagda läkemedel fram till 2019), så vi har färre observationer vid högre åldrar. För de andra variablerna har vi normalt data fram till 2020.

Mycket få sökande dömdes för brott under vår studieperiod, vi observerar aldrig ett genomsnitt på mer än 0,001 domar. Något fler registrerades som misstänkta för brott. Många sökande börjar däremot en universitetsutbildning. Vid 20 års ålder var 8,3 procent registrerade vid ett universitet. Vid högre åldrar ökar denna andel till mellan 11 och 13 procent av alla sökande. Eftersom vi har utbildningsdata fram till 2021 har vi mer data vid högre åldrar för detta utfall. Vi beskriver dessa variabler mer utförligt i Knutsson och Tyrefors (2024).

De sökande till Stockholms stads program är lika den allmänna populationen av 15–19-åringar, men i genomsnitt något socioekonomiskt starkare. 22 procent av ungdomarna i den allmänna populationen har till exempel två föräldrar med universitetsutbildning, medan motsvarande siffra är 24 procent bland programkandidaterna, se Knutsson och Tyrefors (2024).

### **3.2 Empirisk metod**

Att skatta kausala effekter av arbetsmarknadsprogram är i allmänhet förknippat med flera utmaningar. En viktig anledning är att jobb kan fördelas baserat på

handläggares förväntningar. Till exempel kan det vara så att ungdomar som förväntas dra större nytta av ett sommarjobb oftare får ett jobberbjudande. I sådana fall är urvalet som får jobb ofta negativt selekterat. Om denna grupp sedan jämförs med ungdomar som har bättre arbetsmarknadsutsikter och inte erbjuds jobb underskattas effekten av programmet. För undkomma selektiv sortering använder vi det slumpmässiga numret som skapades i och med jobbtilldelningsreglerna som ett instrument.

Fördelningen av sommarjobben för ungdomar i Stockholm gjordes alltså delvis genom en ordnad lista med slumpmässiga nummer. Inom varje lokalt kommunalkontor sorterades ansökningarna baserat på deras slumpmässiga nummer, och jobb tilldelades den första sökanden på listan och sedan till dem längre ner på listan, beroende på avvikelserna som diskuterats. Denna metod för att tilldela jobberbjudanden var bekväm, eftersom man inte behövde generera nya slumpnummer för att fylla tillgängliga jobb efter den första omgången av erbjudanden.

Som nämnt tidigare använder vi det slumpmässiga numret som en instrumentvariabel (IV) för att få ett jobberbjudande. Även om det slumpmässiga numret inte kunde manipuleras av personalen eller ungdomarna själva, kunde handläggarna avvika från rangordningen när de matchade sökande till jobb. En av tilldelningsreglerna angav att tidigare anställning genom programmet skulle göra det svårare att säkra ett nytt jobb senare år. Ungdomar som tidigare hade fått ett jobberbjudande genom programmet beaktades därför inte förrän sökande utan ett tidigare jobberbjudande hade beaktats. De sökande angav sina preferenser när det gäller typ av jobb och sin tidsmässiga tillgänglighet under sommaren i ansökan. Vi har inte tillgång till denna information, men handläggarna använde den vid tilldelningen av jobb, vilket kan ha lett till avvikelser från den rangordnade listan. Sådana avvikelser kan också ha uppstått om handläggare ansträngde sig mer för att matcha vissa typer av sökande.

IV-ansatsen innebär att vi kan analysera orsakssamband även om handläggare gjorde avvikelser från rangordningen (till exempel genom att anställa sina barn) så länge dessa avvikelser inte är systematiskt relaterade till slumpnumret. Man kan tänka på den exogena variationen vi använder för analysen som att en sökande som slumpmässigt fick ett relativt lågt nummer inom en stadsdelsförvaltning ett visst år, har en relativt låg sannolikhet att få ett jobberbjudande detta år jämfört med en sökande samma år som slumpmässigt fick ett relativt högt nummer.

För att anpassa instrumentet till jobbtilldelningsnivån, kodar vi om det slumpmässiga numret per år- och stadsdelsförvaltning till en siffra mellan 0 och 1 baserat på rangordningen. Sökanden med det lägsta numret inom en stadsdelsförvaltning ett visst år får noll, sökanden med det högsta numret får ett, och sökanden med

mediannumret får 0,5. Denna ordning leder till en naturlig tolkning av relationen mellan att få ett erbjudande och slumpnumret som blir att gå från det lägsta till det högsta numret och därmed från den lägsta till den högsta sannolikheten för ett jobberbjudande inom varje lokalkontor och år.<sup>13</sup>

Även om jobberbjudanden fördelades över dessa lokala slumpmässiga listor på liknande sätt, tillhandahöll varje kontor ett specifikt antal jobb och hade ett specifikt antal sökande. Detta innebär att sannolikheten för ett jobberbjudande kunde skilja sig avsevärt mellan kontoren, även för individer som samma år hade samma rangordning men tillhörde olika stadsdelar. Vi inkluderar därför så kallade fixa effekter för stadsdel–kalenderår i varje analys.<sup>14</sup> Genom hela uppsatsen gör vi följande uppsättning analyser: Först skattar vi relationen mellan sannolikheten att få ett jobberbjudande för en sökande  $i$  inom ett år  $t$  och stadsdel  $d$  och slumpnumret i ekvation (1):

$$Jobberbjudande_{itd} = \alpha + \beta_1 * Slumpnummer_{itd} + \theta_{td} + \epsilon_{itd}, \quad (1)$$

Vi rapporterar också genomgående den direkta effekten av slumpnumret på till exempel löneutfall. Alla direkta effekter av slumpnumret på till exempel lön kan tolkas som ett orsakssamband utan fler antaganden än att numret är slumpmässigt. Den kausala tolkningen av effekten  $\beta_2$  nedan är helt enkelt hur mycket en sökandes lön påverkas av att ha fått ett högt istället för ett lågt slumpnummer. Detta skattas med följande ekvation:

$$Y_{itad} = \alpha + \beta_2 * Slumpnummer_{itd} + \theta_{td} + \epsilon_{itd}, \quad (2)$$

där  $a$  indikerar att vi mäter utfall vid olika åldrar, upp till 24 år, för att utvärdera effekter utöver den direkta påverkan samma år.

Slutligen skattas behandlingseffekten, det vill säga effekten på till exempel lön av att ha fått ett jobberbjudande med så kallad 2SLS enligt:

$$Y_{itad} = \gamma + \beta_3 * \widehat{JobOffer}_{itd} + \theta_{td} + v_{itad}. \quad (3)$$

---

<sup>13</sup> Denna omvandling påverkar inte våra 2SLS-specifikationer.

<sup>14</sup> I praktiken innebär detta större precision eftersom fixa effekter förklarar mycket av den återstående variationen i resultatet. Det kontrollerar också för makrofaktorer, såsom olika cykler i ekonomin, som potentiellt påverkar programårsgrupper olika när de går in på arbetsmarknaden.



$\beta_3$  är den slutgiltiga intressanta effekten som mäter till exempel hur mycket lönen vid en viss ålder påverkas av att ha fått ett erbjudande om ett jobb i programmet. I våra primära analyser inkluderar vi inte kontroller för prioritet, återsökningar eller ålder vid ansökan eftersom dessa egenskaper kan vara relaterade till avvikelser från den slumpmässiga listtilldelningen, vilket kan inducera urvalsbias. Vi presenterar dock resultat när vi kontrollerar för dessa faktorer som en del av vår analys av hur robusta resultaten är. Denna återfinns in Knutsson och Tyrefors (2024). I den primära analysen antar vi att sambandet mellan slumpnumret och sannolikheten att få ett jobberbjudande är linjärt, men resultaten är inte känsliga för detta antagande.

Vi menar att vi skattar en kausal effekt – ett orsakssamband – i denna utvärdering. Vilken typ av kausal effekt skattar vi? Rent tekniskt är det en kausal effekt för de sökande som följer slumpnummertilldelningen (”compliers”); det vill säga de ungdomar som får ett jobberbjudande om de får ett högt slumpmässigt nummer men inte får ett erbjudande om de får en låg lottning. Nedan beskriver vi denna grupp eftersom den kan skilja sig från den genomsnittliga sökanden urvalet. I Knutsson och Tyrefors (2024) ges vidare fullständig information om genomsnittliga egenskaper för dem för vilka slumpnumret bestämmer tilldelningen samt hela populationen. Vi finner att den förra gruppen har mer fördelaktiga förutsättningar än den totala gruppen av ansökningar. De för vilka slumpnummertilldelningen spelar roll har föräldrar med bättre utbildning och högre inkomster. De har även högre betyg, går i mindre utsträckning ett yrkesinriktat gymnasieprogram, går oftare ett akademiskt gymnasieprogram och har i mindre utsträckning invandrat till Sverige.

Att gruppen vars rangordning avgör om de får ett jobberbjudande eller inte är socioekonomiskt starkare än genomsnittet är inte konstigt då den grupp där slumpnumret inte spelar någon roll är prioriterad av sociala skäl. Dessutom kommer de som alltid får ett erbjudande från stadsdelar där det finns jobb tillgängliga för alla sökande. Stadsdelar som erbjöd lika många jobb som de hade sökande låg i socioekonomiskt svaga förorter i Stockholm, och deras mål var att erbjuda alla sökande jobb. Dessa egenskaper hos gruppen som alltid får ett jobberbjudande innebär att vi endast skattar en casual effekt av programmet för socioekonomiskt relativt starka ungdomar. Programmet i denna utvärdering skiljer sig därmed från de program som har utvärderats i USA (t.ex. Davis och Heller, 2019; Gelber m.fl., 2016).

### **3.3 Vad krävs för en kausal tolkning**

Vårt instrument är i praktiken slumpmässigt tilldelat. Varje år genererade IT-avdelningen som sköter ansökningsplattformen ett slumpmässigt nummer för varje

sökande. Detta slumpmässiga nummer gavs till handläggarna som indata i processen för jobbtilldelning. Eftersom numret inte kunde ändras eller manipuleras har det per definition inget samband med individers egenskaper eller andra faktorer som kan störa analysen av orsakssamband. Emellertid har vi ett obalanserat datamaterial när vi utvärderar på längre sikt eftersom den information vi har endast sträcker sig till 2020. Det vill säga att vi har data för olika många år för olika individer. Därför är det viktigt att ”testa” att det inte finns något samband mellan individernas bakgrundsegenskaper och slumpnumret. Vi testar för det genom att skatta ekvation (1) med ett antal egenskaper som är förutbestämda som utfall. I Knutsson och Tyrefors (2024) visar vi detta balanstest för 24 förutbestämda egenskaper mätta vid ansökningsåret för hela urvalet från 2012–2018. I inget av de 24 testerna kan hypotesen att de skattade koefficienterna skiljer sig från noll förkastas med en signifikansnivå på 5 procent – det finns därmed ingen indikation på samband mellan ungdomarnas egenskaper och slumpnumret.<sup>15</sup>

Utöver att slumpnumret inte på något sätt är systematiskt relaterat till andra faktorer än ett jobberbjudande krävs för en kausal tolkning att slumpnumret endast påverkar utfallet via sannolikheten att få ett erbjudande om jobb (så kallad exkluderingsrestriktion).

De kontextuella egenskaperna hos programmet gör detta antagande rimligt. Sökande informerades inte om sitt slumpmässiga nummer och kunde därmed inte reagera på det innan jobberbjudanden gjordes. Det slumpmässiga numret, och därmed rangordningen, kunde därför inte påverka de sökande på annat sätt än att leda till ett jobberbjudande. Däremot uppstår komplikationer när man analyserar programmets effekter över tid.

Även om ett jobberbjudande som genererats av rangordningen var slumpmässigt bland de sökande innebär programmets regler att det slumpmässiga numret är relaterat till jobberbjudanden över tid, och denna relation måste beaktas. Ett högt slumpmässigt nummer, och därmed en hög sannolikhet att få ett jobberbjudande, innebär även en lägre sannolikhet att få ett jobberbjudande nästa år (dvs. ett straff), oavsett det slumpmässiga nummer som tilldelas nästa år. Höga

---

<sup>15</sup> Vi skattar också våra huvudregressioner för utfall med längre uppföljningsperioder (åldrarna 20–24) i våra primära analyser. Eftersom vi har data om sökande från 2012–2018 skiljer sig skattningsexemplen baserat på ansökningsåret. För utfall mätta vid 24 års ålder kan vi endast använda sökande som var 16 år eller äldre 2012, 17 år eller äldre 2013, och så vidare eftersom vi har utfallsdata fram till 2020. Därför tillhandahåller vi också samma typ av balanstest för alla tester som görs i Knutsson och Tyrefors (2024). Sju förutbestämda egenskaper är statistiskt signifikanta på 5 procent-nivån för  $8 \times 24 = 192$  regressioner, vilket är mindre än förväntat från slumpmässigt urval. För ålder-23-urvalet finns det dock fem statistiskt signifikanta samband. Obalansen i ålder-23-urvalet kan återspegla de mindre urvalsstorlekarna och motsvarande ökning i variabilitet. Vi är inte oroliga för dessa fem skattningar eftersom sambanden är små i storlek, runt 1–2 procentenheter eller 3–4 procent av en standardavvikelse. I Knutsson och Tyrefors (2024) diskuterar vi urvalet närmare.

eller låga nummer under ett år kan också påverka benägenheten att delta i programmet under kommande år, vilket är en annan faktor som kan komplicera analysen ytterligare. Vi använder därför alla ansökningar i våra analyser för att undvika att inducera snedvridningar. Det innebär att vi inkluderar både prioriterade grupper och åter-ansökningar. Eftersom dessa också får ett slumpmässigt nummer (årsligen), som inte kan ändras eller manipuleras, introducerar vi inte urvalsbias. Att utesluta dem kan dock potentiellt introducera både urvals- och så kallad kolliderbias.<sup>16</sup>

En betydande oro kring antagandet om exkluderingsrestriktionen kommer från ordningen på jobberbjudanden. Ungdomar som hade tur att få ett högt nummer och därmed har högst sannolikhet att få ett jobberbjudande kan ha haft större chans att få ett erbjudande som också stämmer överens med deras angivna preferenser. Å andra sidan kan ungdomar med ett lägre slumpmässigt nummer få en sämre matchning om de populära jobben är få. Detta bryter mot exkluderingsrestriktionen eftersom slumpnumret i så fall inte bara påverkar sannolikheten att få ett jobberbjudande utan även typen av kvaliteten på matchningen. Då kan påverkan på utfallet komma från jobberbjudandet eller matchningskvaliteten eller båda och vi kan inte separera kanalerna. Vi argumenterar dock för att denna potentiella andra kanal kan granskas och ”testas” med data. Om matchningskvaliteten påverkas väsentligt skulle det innebära en icke-linjär relation mellan rangordningen och inkomsten, fastän relationen mellan jobberbjudande och slumpnumret är linjär. Vi testar detta i Knutsson och Tyrefors (2024) och resultaten stödjer tolkningen att matchningskvaliteten mellan jobben och de sökandes preferenser inte påverkar eller stör vår analys. Således argumenterar vi för att exkluderingsrestriktionen verkar vara ett fullgott antagande och att de skattade effekterna i utvärderingen beror på att en sökande fått ett jobberbjudande eller ej.<sup>17</sup>

## 4 Resultat ansökningsåret

Tabell 2 visar resultaten av skattningen av ekvation 1 (relationen mellan sannolikheten att få ett jobberbjudande och slumpnumret) och ekvation 2 (slumpnumrets direkta effekt på löneinkomsten) samt ekvation 3 (effekten på löne-

---

<sup>16</sup> Vi diskuterar resultaten från att endast använda förstagångssökande och resultaten från att ta bort de sökande som prioriteras i robusthetsavsnittet. Faktum är att våra resultat är robusta även med dessa uteslutningar, så urvalsbias kanske inte är ett stort problem i praktiken.

<sup>17</sup> Eftersom en exkluderingsrestriktion aldrig riktigt kan testas, kan det vara värt att påpeka att alla direkta effekter av slumpnumret på t.ex. löneinkomst är orsakssamband utan antagandet om exkluderingsrestriktionen. Vi rapporterar dem genomgående i uppsatsen. Tolkningen av dessa skattningar är helt enkelt hur det påverkar en sökandes framtida lön att ha fått ett högt istället för ett lågt slumpnummer.

inkomsten av att få ett jobberbjudande) i panelerna A, B och C för olika åldrar (16–19) för utfall under *ansökningsåret*.

Panel A visar att relationen mellan sannolikheten att få ett jobberbjudande och slumpnumret är nära 0,35 oavsett ålder vid ansökan. Således ökar sannolikheten för ett jobberbjudande med ungefär 35 procentenheter om man får det högsta numret istället för det lägsta. De skattade koefficienterna är statistiskt signifikanta. Det slumpmässiga numret är alltså en viktig bestämningsfaktor för jobberbjudanden i programmet. Även om relationen är väldigt stabil över ålder så bygger vår empiriska modell också på att sannolikheten att få ett jobberbjudande är linjärt relaterad till slumpnumret. Figur 2 nedan, som visar relationen motsvarande tabell 2, kolumn 5, Panel A styrker att en linjär approximation är fullt rimlig.

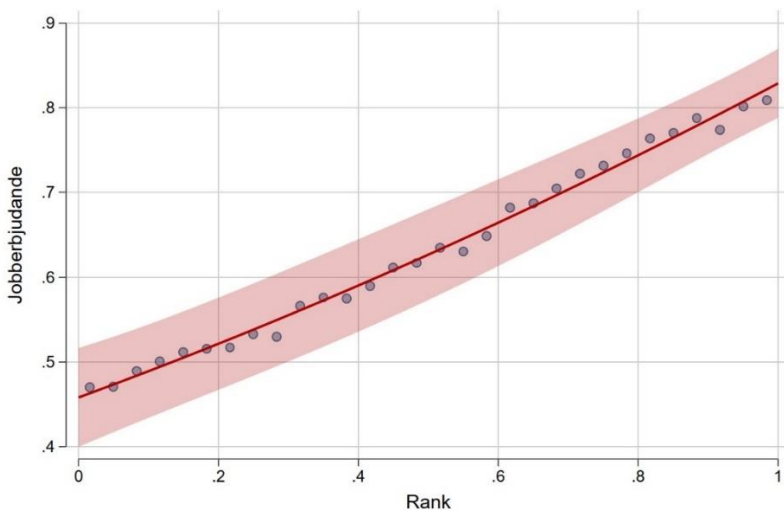
Den kasuala effekten av slumpnumret på löneinkomsten under ansökningsåret presenteras i panel B. Att få det högsta numret i stället för det lägsta ökar löneinkomsten med 1 500–3 000 kronor.

Vi presenterar effekterna av att få ett jobberbjudande på löneinkomsten under ansökningsåret i Panel C. Dessa är stabila på runt 3 500–4 500 kronor upp till 19 års ålder, då effekten fördubblas. En del av ökningen av effektstorleken kan förklaras av att äldre programdeltagare har högre löner. Om man relaterar effekten till snittlönen, minskar den dock med åldern, från cirka 67 procent vid 16 års ålder till 22 procent vid 19 års ålder. De minskande effekterna är förenliga med förhållandet att det är lättare att hitta ett jobb utanför programmet ju äldre man är. Skillnaden skulle vara omkring 9 000 kronor om programjobben var de enda tillgängliga och ingen tackade nej. Eftersom lönerna och arbetstimmarna i programmet var fasta, och eftersom vi vet att få tackade nej till ett erbjudande, drar vi slutsatsen att många sökande hade en alternativ sysselsättning under ansökningsåret om de inte fick ett jobberbjudande från programmet.

**Tabell 2** Jobberbudandets inverkan på inkomsten för olika ansökningsåldrar under ansökningsåret

Tillämpas på	Ålder 16	Ålder 17	Ålder 18	Ålder 19	Allt
<b>Panel A: Första steget</b>					
Rangordning	0,3869*** (0,0426)	0,4095*** (0,0313)	0,3420*** (0,0333)	0,3402*** (0,0475)	0,3708*** (0,0294)
<b>Panel B: Reducerad form</b>					
Rangordning	1576,169*** (254,345)	1807,159*** (293,777)	1169,131** (479,621)	2840,106* (1437,130)	1754,422*** (317,026)
<b>Panel C 2SLS</b>					
Jobberbudande	4 071,715*** (445,684)	4 408,606*** (665,025)	3 419,391** (1355,498)	8 340,966** (3949,247)	4 728,332*** (807,998)
Utfall medelvärde	6 060,9	9 160,2	14 703,7	36 325,1	14 594,9
Observationer	21 674	28 824	26 422	12 248	91 943
AR-p-värde	0,0000	0,000	0,0190	0,0565	0,000

*Not:* Varje kolumn och rad beskriver en separat regression. I panel B och C är utfallet inkomst i kronor samma år som ansökan. Skattingarna är kausala effekter av rangordning (reducerad form) eller ett jobberbudande (IV). Alla modeller inkluderar fixa effekter för år-stadsdelsförvaltning och standardfelen är klustrade på samma nivå som de fixa effekterna. Signifikans beskrivs med \*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .



**Figur 2** Relationen mellan jobberbudande och standardiserat slumpnummer

*Not:* Denna figur visar den reducerade formen grafiskt med medelvärden av jobberbudanden för jämnstora grupper sökande över det standardiserade slumpnumret. Det skuggade området visar ett 95 % konfidensintervall för regressionslinjen.

## 4.1 Effekter på löner efter ansökningsåret

Tabell 3 visar resultaten av skattningen av ekvation 1 (relationen mellan sannolikheten att få ett jobberbjudande och slumpnumret, och ekvation 2 (den direkta effekten på löneinkomsten beroende på slumpnumret) och ekvation 3 (effekten på löneinkomsten av att ha fått ett jobberbjudande i panelerna A och B och för olika åldrar (17–24) *efter* ansökningsåret.

Som väntat är skattningarna av ekvation 1 stabila, runt 0,35–0,40. Den kausala effekten av slumpnumret på löneinkomsten efter ansökningsåret presenteras i panel B. Att få det högsta numret i stället för det lägsta minskar löneinkomsten med 500 kronor under gymnasieåldern men efter ansökningsåret. Effekterna är dock ej statistiskt skilda från noll. Efter gymnasiet, från 20 års ålder, minskar löneinkomsten med 3 000–4 000 kronor om den sökande fått det högsta numret i stället för det lägsta, det vill säga haft störst sannolikhet att få ett sommarjobbs-erbjudande.

När det gäller effekten av att få ett jobberbjudande på framtida inkomster i Panel C så är alla effekter negativa. Efter att en sökande har gått ut gymnasiet innebär ett jobberbjudande ungefär 7 000–10 000 kronor mindre i inkomst årligen, förutom vid 24 års ålder när effekten avtar. Detta motsvarar en minskning i inkomst med cirka 7–8 procent i åldrarna 20–23 år.

Detta mönster av inkomstdynamik är delvis i linje med tidigare forskning om sommarjobsprogram från USA. Gelber m.fl. (2016) finner betydande negativa effekter upp till fyra år efter deltagande i programmet (förutom den positiva inkomsteffekten under deltagandeåret), som sedan avtar till noll. Den negativa inverkan på inkomsten i vår utvärdering är dock större i omfattning. Med tanke på att dessa effekter kommer från deltagande i ett litet sysselsättningsprogram flera år tidigare är effekterna betydande.

En intressant fråga är om den negativa effekten beror på att man har ett jobb överhuvudtaget eller om det drivs av nivån på löneinkomsten. I Tabell 4 framgår att det inte finns några skillnader i sannolikheten att ha ett jobb, förutom för 17-åringar. Således antar vi att inverkan på löneinkomsten, som presenteras i Tabell 3, kommer från den intensiva marginalen, det vill säga att de som inte fick ett erbjudande om sommarjobb har bättre betalda jobb eller arbetar fler timmar.

**Tabell 3** Jobberbjudandets inverkan på inkomsten vid olika ålder efter ansökningsåret

Utfall mätt vid ålder	17 år	18 år	19 år	20 år
<b>Panel A: Första steget</b>				
Rangordning	0,3834*** (0,0423)	0,3972*** (0,0328)	0,3882*** (0,0308)	0,3931*** (0,0317)
<b>Panel B: Reducerad form</b>				
Rangordning	-886,129** (420,108)	-586,187 (396,879)	-626,829 (726,333)	-2743,865*** (914,009)
<b>Panel C: 2SLS</b>				
Jobberbjudande	2311,239** (1050,713)	-1475,728 (978,481)	-1614,843 (1867,386)	-6979,421*** (2351,676)
Utfall medelvärde	1 0281,6	1 9004,2	5 1818,1	9 8429,8
Observationer	22 088	50 807	73 621	80 504
AR-p-värde	0,0392	0,1405	0,3878	0,0040
Utfall mätt vid ålder	21 år	22 år	23 å	24 år
<b>Panel A: Första steget</b>				
Rangordning	0,4026*** (0,0346)	0,3996*** (0,0374)	0,3775*** (0,0402)	0,3536*** (0,0446)
<b>Panel B: Reducerad form</b>				
Rangordning	-3 966,533*** (1 360,086)	-3 993,731*** (1 468,137)	-3 990,336** (1 986,907)	-1 682,397 (3226,535)
<b>Panel C: 2SLS</b>				
Jobberbjudande	-9 851,514*** (3596,005)	-9 993,744*** (3781,394)	-10 571,284** (5297,282)	-4 758,171 (8916,568)
Utfall medelvärde	11 3601,5	12 5634,4	12 4499,8	10 2817,5
Observationer	68 944	54 708	39 964	25 953
AR-p-värde	0,0050	0,0101	0,0570	0,6035

*Not:* Varje kolumn och rad beskrev en annan regression. Tabellen visar första steget, reducerad form och IV-resultat för de olika urvalen definierade efter ålder vid utvärdering. Utfallet är den beskattningsbara inkomsten i kronor vid den ålder som beskrivs i tabellen. Kolumn 1 presenterar de skattade effekterna för 17-åriga ungdomar. I denna specifikation inkluderar vi endast sökande som ansökte till programmet vid 16 års ålder för att mäta de dynamiska effekterna. I nästa kolumn inkluderar vi alla sökande i åldern 16 och 17 år när vi analyserar resultat mätt vid 18 års ålder. Vi presenterar utfallsmedelvärdet, antalet observationer och p-värden från Anderson-Rubin-test längst ner i tabellen. Alla modeller inkluderar fixa effekter per år-stadsdelsförvaltning och standardfelel är klustrade på nivån för de fixa effekterna. Signifikans beskrivs med \*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

**Tabell 4** Jobberbjudandets inverkan på positiva inkomster vid olika ålder efter ansökningsåret

Utfall mätt till ålder:	17 år	18 år	19 år	20 år
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Panel A: Första steget</b>				
Rangordning	0,3834*** (0,0423)	0,3972*** (0,0328)	0,3882*** (0,0308)	0,3931*** (0,0317)
<b>Panel B: Reducerad form</b>				
Rangordning	0,0177** (0,0087)	0,0064 (0,0047)	0,0061 (0,0038)	0,0003 (0,0043)
<b>Panel C: 2SLS</b>				
Jobberbjudande	0,0462** (0,0231)	0,0157 (0,0147)	0,0008 (0,0121)	0,0043 (0,0097)
Utfall medelvärde	0,88	0,87	0,88	0,89
Observationer	22 088	50 807	73 621	80 504
AR-p-värde	0,0462	0,2703	0,2027	0,9368

Utfall mätt till ålder:	21 år	22 år	23 år	24 år
	(5)	(6)	(7)	(8)
<b>Panel A: Första steget</b>				
Rangordning	0,4026*** (0,0346)	0,3996*** (0,0374)	0,3775*** (0,0402)	0,3536*** (0,0446)
<b>Panel B: Reducerad form</b>				
Rangordning	0,0017 (0,0045)	-0,0007 (0,0053)	0,0002 (0,0093)	0,0003 (0,0057)
<b>Panel C: 2SLS</b>				
Jobberbjudande	-0,0016 (0,0105)	0,0004 (0,0113)	0,0010 (0,0140)	0,0162 (0,0260)
Utfall medelvärde	0,86	0,86	0,86	0,86
Observationer	68 944	54 708	39 964	25 953
AR-p-värde	0,6805	0,8848	0,9772	0,9703

*Not:* Varje kolumn och rad beskrev en separat regression. Tabellen visar första steget, reducerad form och IV-resultat för de olika urvalen definierade efter ålder vid utvärdering. Utfallet är en binär variabel som anger om den sökande hade en registrerad inkomst som var större noll det år han eller hon fyllde 17–24 år. I kolumn 1 visas den uppskattade koefficienten vid skattning av effekter för 17-åriga ungdomar. I denna specifikation inkluderar vi endast sökande som sökte vid 16 års ålder för att mäta de dynamiska effekterna. I nästa kolumn inkluderar vi alla sökande i åldern 16 och 17 år när vi analyserar utfall vid 18 års ålder. Vi presenterar utfallsmedelvärdet, antalet observationer och p-värden från Anderson-Rubin-test längst ner i tabellen. Alla modeller inkluderar fixa effekter per år-stadsdelsförvaltning och standardfelen är klustrade på nivån för de fixa effekterna. Signifikans beskrivs med \*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .



## 4.2 Mekanismer, heterogenitet och andra utfall

### 4.2.1 Mekanismer

Vi observerar inte arbetade timmar i data och kan aldrig reda ut om de som erbjuds ett jobb arbetar mindre eller hamnar i sämre betalda jobb per timme efter gymnasiet. Dock kan vi testa huruvida ett programjobb påverkar vilken typ av jobb man har efter gymnasiet. För att göra detta använder vi professionella yrkeskoder (SSYK). Vi delar upp arbeten i sådana med hög, medel, och låg kvalifikation baserat på arbetsbeskrivningar som dokumenteras i november varje år (de sökandena observeras).<sup>18</sup> Dessutom kan vi klassificera jobb i privat och offentlig sektor utifrån sektorkoder och särskiljer kommunal anställning. Vi presenterar dessa resultat i Tabell 5.

Även om skattningarna ibland är osäkra, är den övergripande bilden att ett programjobb ökar sannolikheten att hamna i jobb av lägre kvalitet och i offentliga jobb jämfört med att inte ha erbjudits ett programjobb. Precis efter gymnasiet är det exempelvis mer sannolikt att en programdeltagare har ett mindre kvalificerat jobb än en icke-deltagare (skillnaden är 3 procentenheter). Detta talar för att ett programjobb inte bara påverkar antalet arbetade timmar och att deltagare hamnar i sämre betalda jobb. Slutligen presenterar vi också resultaten för huruvida ett erbjudande påverkar sannolikheten för ett heltidsjobb.<sup>19</sup> Ett programerbjudande minskar sannolikheten för ett heltidsjobb med cirka 3–4 procentenheter upp till 23 års ålder. Återigen avtar det vid 24 års ålder.

---

<sup>18</sup> Arbeten kvalifikationskrav definieras av SCB (se bilaga Tabell B5). Jobb med hög kvalifikation är kvalificerade yrken där en universitetsexamen krävs eller som är relaterade till chefsuppgifter. Jobb med medelhöga kvalifikationskrav utgör den största kategorin och inkluderar fabriksarbete, transport, tjänster och utbildning etc. Kategorin jobb med låga kvalifikationskrav omfattar arbete på snabbmatsrestauranger som den största posten.

<sup>19</sup> Vi använder en uppskattning för ett heltidsjobb då vi inte har information om arbetade timmar. Vi definierar en heltidsarbetande som någon som har mer än minimilönen för heltid i den kommunala sektorn 2015 enligt kollektivavtalet som heltidsarbetande. År 2015 var denna månadslön 18 080 SEK. Således är ett heltidsjobb ett jobb som betalar mer än  $18\,000 \cdot 12 = 216\,000$  kronor per år. Källa: Landsorganisationen i Sverige, [www.lo.se](http://www.lo.se).

**Tabell 5** Jobberbjudandets inverkan på typ av jobb

Utfall mätt vid ålder:	20 år	21 år	22 år	23 år	24 år
<b>Jobb av hög kvalitet</b>					
Erbjudande om programjobb	0,0014 (0,0112)	-0,0004 (0,0118)	-0,0068 (0,0127)	0,0080 (0,0222)	0,0164 (0,0271)
<b>Jobb av medelhög kvalitet</b>					
Erbjudande om programjobb	-0,0317* (0,0177)	-0,0269 (0,0167)	-0,0148 (0,0178)	-0,0074 (0,0254)	-0,0148 (0,0319)
<b>Jobb av låg kvalitet</b>					
Erbjudande om programjobb	0,0303** (0,0148)	0,0273** (0,0134)	0,0215 (0,0132)	-0,0006 (0,0142)	-0,0016 (0,0157)
<b>Jobb inom den privata sektorn</b>					
Erbjudande om programjobb	0,0021 (0,0146)	-0,0139 (0,0130)	-0,0259 (0,0159)	-0,0123 (0,0196)	0,0010 (0,0290)
<b>Jobb inom den offentliga sektorn</b>					
Erbjudande om programjobb	0,0005 (0,0136)	0,0173* (0,0096)	0,0233* (0,0135)	0,0108 (0,0165)	-0,0034 (0,0209)
<b>Jobb inom kommunsektorn</b>					
Erbjudande om programjobb	-0,0014 (0,0123)	0,0161* (0,0085)	0,0272** (0,0107)	0,0174 (0,0123)	0,0005 (0,0172)
<b>Löneinkomst &gt; 216k kr</b>					
Erbjudande om programjobb	-0,032*** (0,0099)	-0,0272** (0,0119)	-0,0283* (0,0166)	-0,0472** (0,0185)	0,0002 (0,0279)

*Not:* Varje kolumn och rad beskriver resultat från en separat regression. Tabellen visar 2SLS-resultat för de olika urvalen definierade efter ålder vid utvärdering. Utfallen är indikatorvariabler som beskrivs på varje rad. Arbetskvalitet (hög/medel/låg) definieras utifrån svenska yrkeskoder (SSYK) enligt SCB:s kategorisering. Högkvalitativa jobb är chefsjobb och jobb som kräver universitetsutbildning. Lågkvalitativa jobb kräver ingen utbildning och består av en delmängd av servicejobb, till exempel snabbmatsjobb. Branschkoderna kommer från SCB (SNI). Utfallet *Löneinkomst > 216k kr* använder en binär variabel som anger om den årliga skattepliktiga löneinkomsten var över 216k kr som beroende variabel. I kolumn (1) presenteras den skattade koefficienten vid skattning av effekter för 20-åriga ungdomar som ansökte vid ett eller flera tillfällen tidigare. Observera att yrkeskoder är underrapporterade i registerdata, särskilt i lägre åldrar, vilket kan introducera mätfel. Alla modeller inkluderar fixa effekter per år-stadsdelsförvaltning och standardfelen är klustrade på nivån för de fixa effekterna. Signifikans beskrivs med \*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

Om vi endast hade funnit att anställningar i offentlig sektor ökade, skulle de lägre lönerna kunna bero på att offentlig sektor betalar mindre än den privata. En ökning av anställningar i offentlig sektor är förenlig med programmets mål att öka intresset för kommunala jobb. Eftersom arbete inom offentlig sektor är förknippat med andra förmåner än jobb inom den privata sektorn, kan sådana fortfarande öka

de sökandes välfärd, även om lönen är lägre. Det faktum att ett jobberbjudande även påverkar kvaliteten på jobben negativt och minskar andelen med heltidsanställning talar dock för att de lägre lönerna också innebär en välfärdsförlust för de sökande.

#### 4.2.2 Heterogenitet

En betydande skillnad mellan Stockholms stads sommarjobbprogram och andra liknande program i USA är att alla åldersberättigade ungdomar kunde söka.<sup>20</sup> Universellt tillgängliga program kan minska problem med lågt deltagande på grund av stigmatisering och öka stödet från skattebetalare, som kan vara ovilliga att finansiera tjänster de inte är berättigade att använda. Att ett program är universellt kan dock också vara ineffektivt. Även om det i genomsnitt är negativt för en sökandes inkomstutveckling att bli erbjuden ett sommarjobb, kan det fortfarande finnas undergrupper av sökande för vilka programmet är fördelaktigt. Att förstå om så var fallet är viktigt eftersom det skulle innebära att programmet kan förbättra välfärden genom att fokusera på till exempel missgynnade grupper i stället för att låta alla inom den berättigade åldersgruppen ansöka.

För att bättre förstå mekanismerna bakom resultaten och ta reda på vilka ungdomar som påverkas mest av deltagande i programmet, presenterar vi en så kallad heterogenitetsanalys. I Tabell 6 illustrerar vi analysen med hjälp av 21-åringarna, de detaljerade resultaten för alla åldrar finns i Knutsson och Tyrefors (2024). Vi delar upp urvalet i flera dimensioner och skattar separata regressioner för olika grupper av deltagare. Vi börjar med att undersöka hur våra resultat skiljer sig baserat på kön. Detta är relevant eftersom många av jobben i programmet var i kvinnodominerade sektorer (t.ex. barnomsorg och äldreomsorg). Kolumn (1) och (2) visar att det finns en skillnad mellan män och kvinnor. För kvinnor innebär ett jobberbjudande ingen statistiskt signifikant löneminskning, medan det gör det för män. Detta är förenligt med idén att ett jobberbjudande innebär relevant erfarenhet för kvinnor och att programjobb i mindre utsträckning konkurrerar med reguljärt sommararbete. Därmed kan programmet vara mindre negativt för kvinnor.

I nästa steg undersöks om inkomsteffekten är olika för elever på olika gymnasieprogram (kolumn (3) och (4)). Vi jämför ungdomar inskrivna i teoretiska program och yrkesprogram (ungdomar i specialprogram och de som inte går gymnasiet ingår i yrkesprogramgruppen). Tanken bakom denna analys är att eftersom ungdomar i akademiska program i mindre utsträckning börjar jobba direkt efter gymnasiet och oftare studerar vid universitetet, påverkas deras löneutveckling troligtvis mindre av att ha fått ett jobberbjudande. I linje med detta

---

<sup>20</sup> I Gelber m.fl., (2016) fanns få restriktioner men de sökande kom i stor grad från socioekonomiskt svaga förhållanden

resonemang finner vi att den negativa effekten av att ha fått ett jobberbjudande är mindre bland ungdomar på teoretiska program och inte statistiskt signifikant. Sambandet är 3–4 gånger starkare för ungdomar på yrkesprogram.

**Tabell 6** Skillnader mellan olika grupper i effekten av ett jobberbjudande på löneinkomsten – panel B 21 års ålder

	Man (1)	Kvinna (2)	Yrkesinriktat program (3)	Teoretiskt program (4)	Ingen tidigare inkomst (5)	Positiv tidigare inkomst (6)
Erbjudande om programjobb	-1 359*** (5 085)	-6 240 (5 007)	-20 630** (7 271) *	-5 656 (3 840)	-5 359 (4 312)	-14 722*** (5 702)
Utfall medelvärde	115 920	111 300	116 990	111 710	108 410	118 120
Observationer	34 296	34 648	24 705	44 239	32 077	36 867

*Not:* Varje kolumn visar resultatet av en separat 2SLS-regression. Panel B använder den totala beskattningsbara löneinkomsten vid 21 års ålder som beroende variabel. Vi delar upp urvalen baserat på den egenskap som beskrivs över varje par av kolumner. Inkomsterna mäts i kronor. Resultaten beräknas med 2SLS enligt ekvation (1). Standardfelen klustras på nivån för de inkluderade fasta effekterna, dvs. stadsdelsförvaltning och årsnivå. Signifikans beskrivs med \*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

Ett annat sätt att beskriva de alternativa arbetsmöjligheter som finns tillgängliga för ungdomarna är att dokumentera om de var anställda året innan de ansökte om programmet. Ungdomar som var anställda innan programmet hade redan en viss anknytning till den privata arbetsmarknaden. Ungdomar med starkare anknytning kan ha påverkats mer negativt av ett erbjudande om programjobb, eftersom de hade andra alternativ. Ett erbjudande om ett programjobb kan ha stört ungdomarnas befintliga arbetsmarknadsförbindelse, om de föredrog ett programjobb framför anställning på sin tidigare arbetsplats. Resultaten är i linje med detta resonemang. Kolumnerna (5) och (6) visar att ungdomar som hade en inkomst året innan programansökan påverkades mer negativt av jobberbjudanden.

Vi visar i Knutsson och Tyrefors (2024) att det finns signifikanta skillnader mellan olika grupper för 20–23-åringar, men att skillnaderna försvinner vid 24 års ålder.

De ovanstående analyserna indikerar att män som inte fortsätter till universitetsstudier men har kontakt med den privata arbetsmarknaden innan de ansöker till programmet är de som drabbas hårdast. Detta kan tolkas som att ett programjobb ger en negativ signal till framtida arbetsgivare och att ett erbjudande om programjobb kan ha påverkat möjligheten till jobb i den privata sektorn negativt. Den låga precisionen i våra IV-skattningar tillåter inte uppdelning i mindre

grupper, men mönstren är övertygande. Vi finner inga indikationer på att det finns undergrupper som gynnas av ett jobberbjudande, det vill säga att de får det bättre om de får ett erbjudande jämfört med om de inte får det.

### **4.3 Effekter på brottslighet, hälsa och utbildning**

Den övervägande USA-baserade litteraturen om effekter av sommarjobbprogram har dokumenterat positiva effekter på hälsa och brottslighet. Det är oklart vad man ska förvänta sig för effekter av det svenska programmet i dessa avseenden med tanke på det mer inkluderande välfärdssystemet och den lägre brottsligheten i allmänhet. Vi dokumenterar ändå effekter på brott och hälsa i tabell 7 och 8 för att kunna jämföra med tidigare studier.

Tabell 7 presenterar effekterna för programåret och gymnasieåren (åldrarna 16–19). Eftersom kriminell aktivitet är högst bland tonåringar, anser vi dessa åldrar vara mest relevanta att studera. Vi hittar ändå inga tydliga indikationer på att ett jobberbjudande påverkar kriminellt beteende eller hälsa under programåret eller efter programmet under gymnasietiden. När det gäller kriminell aktivitet (kolumnerna (1) och (2) i Tabell 7 finns det ett stabilt mönster där jobberbjudanden generellt är negativt associerade med antal brott. Dock är ingen av skattningarna statistiskt signifikanta trots att effekterna är stora jämfört med medelvärdet. Dessa medelvärden är extremt låga på grund av det låga antalet brott i populationen som studeras. Vid 19 års ålder hade exempelvis endast 0,02 procent dömts för ett brott. Därför är vi försiktiga med att tolka dessa effekter i förhållande till medelvärdet. Det finns inget stabilt mönster för hälsoutfall, även om ett jobberbjudande ökar sjukhusbesök vid 17 års ålder och estimatet är statistiskt signifikant. Dock tolkar vi detta som ett icke-robust resultat med tanke på att vi skattar många regressions, vilket innebär att vi ska förvänta oss ett antal signifikanta resultat av slumpen, samt att tecknet växlar för olika åldrar.

I Tabell 8 presenteras resultat för åldrarna efter gymnasieexamen. Eftersom ungdomarna nu har avslutat gymnasiet skattar vi även effekten av jobberbjudandet på registrering till högre utbildning. Två skattningar efter gymnasieålder är statistiskt signifikanta – universitetsregistrering vid 22 års ålder och sjukhusbesök vid 24 års ålder. Det finns inga stabila mönster för hälsa och universitetsresultat, och effekterna är generellt små jämfört med medelvärdet. Därför avstår vi från att tolka dessa skattningar men drar slutsatsen att akademiska utbildningsval, hälsa eller kriminellt beteende inte verkar påverkas i någon större utsträckning av programdeltagande. De kan därmed inte förklara de tydliga resultaten på inkomst.

**Tabell 7** Jobberbjudandens effekter på brottslighet och hälsa under gymnasietiden

	<b>Brott (dömd)</b>	<b>Brott (Misstänkt)</b>	<b>Sjukhusbesök</b>	<b>Receptbelagda mediciner</b>
<b>Panel A:</b>				
<b>Ansökningsår</b>	-0,0000	0,0022	-0,1241	0,1407
<b>Erbjudande om programjobb</b>	(0,0004)	(0,0025)	(0,0865)	(0,1490)
AR-p-värde	0,93	0,37	0,16	0,34
Utfall medelvärde	0,0002	0,0010	2,0918	3,0575
Observationer	92 095	92 095	92 095	92 095
<b>Panel B: 17 år</b>				
<b>Jobberbjudande</b>	-0,0009	-0,0036	0,8681**	-0,1972
	(0,0007)	(0,0034)	(0,4369)	(0,3936)
AR-p-värde	0,17	0,28	0,06	0,62
Utfall medelvärde	0,0001	0,0008	3,4818	3,0633
Observationer	22 067	22 067	7732	22 067
<b>Panel C: 18 år</b>				
<b>Jobberbjudande</b>	-0,0007	-0,0022	-0,0730	-0,2215
	(0,0006)	(0,0032)	(0,2782)	(0,1950)
AR-p-värde	0,28	0,50	0,79	0,25
Utfall medelvärde	0,0002	0,0011	3,4448	3,0965
Observationer	47 455	47 455	16 381	47 455
<b>Panel D: 19 år</b>				
<b>Jobberbjudande</b>	-0,0007	0,0002	-0,0941	-0,0296
	(0,0007)	(0,0019)	(0,2371)	(0,1608)
AR-p-värde	0,36	0,91	0,69	0,85
Utfall medelvärde	0,0002	0,0010	3,2189	2,7433
Observationer	66 243	66 243	20 617	66 243

*Not:* Varje kolumn och panel visar resultatet av en separat regression. Kolumn använder information om antalet fällande domar för brott som utfall medan kolumn 2 använder information om huruvida den sökande var misstänkt för brott. Kolumnerna (3) och (4) tar de årliga summorna av sjukhusbesök och antalet förskrivna läkemedel som utfallsmått. Panelema B–D visar de skattade effekterna av ett jobberbjudande på resultaten för åldrarna 17–19 år, och panel A för alla åldrar samma år som ansökan. Alla modeller är skattade med 2SLS enligt ekvation (1). Standardfelen är klustrade på nivån för tilldelning av jobberbjudanden, dvs. stadsdelsförvaltning och årsnivå. Fixa effekter inkluderade på klustringsnivån. Signifikans beskrivs med \*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

**Tabell 8** Jobberbjudandens effekter på brottslighet, hälsa och utbildning

	<b>Brott (dömd)</b>	<b>Brott (Misstänkt)</b>	<b>Sjukhusbesök</b>	<b>Receptbelagda mediciner</b>	<b>Registrering vid universitet</b>
<b>Panel A 20 år</b>					
Jobberbjudande	-0,0002 (0,0003)	-0,0021 (0,0020)	0,0340 (0,2416)	0,1505 (0,1815)	0,0035 (0,0089)
AR-p-värde	0,53	0,27	0,89	0,40	0,69
Utfall medelvärde	0,0001	0,0010	2,8856	2,6778	0,0827
Observationer	69 405	69 405	21 693	69 405	88 554
<b>Panel B 21 år</b>					
Jobberbjudande	-0,0006 (0,0004) *	-0,0015 (0,0011)	-0,0803 (0,3286)	0,1564 (0,2217)	0,0077 (0,0105)
AR-p-värde	0,09	0,17	0,81	0,47	0,46
Utfall medelvärde	0,0001	0,0004	3,2487	2,8443	0,1205
Observationer	55 193	55 193	14 803	55 193	80 893
<b>Panel C 22 år</b>					
Jobberbjudande	-0,0004 (0,0012)	-0,0018 (0,0013)	-0,0754 (0,4187)	0,1252 (0,2861)	0,0206** (0,0094)
AR-p-värde	0,74	0,15	0,86	0,66	0,03
Utfall medelvärde	0,0003	0,0006	3,4745	3,0018	0,1256
Observationer	40 424	40 424	9 869	40 424	69 405
<b>Panel D 23 år</b>					
Jobberbjudande	-0,0006 (0,0004)	-0,0018 (0,0022)	0,3736 (0,8203)	0,0576 (0,4040)	0,0068 (0,0118)
AR-p-värde	0,13	0,39	0,65	0,89	0,56
Utfall medelvärde	0,0001	0,0008	3,5361	3,2937	0,1203
Observationer	26 329	26 329	4 908	26 329	55 193
<b>Panel E: 24 år</b>					
Jobberbjudande	-0,0024 (0,0017)	-0,0133 (0,0098)	2,1876** (1,0674)	-0,2857 (0,8009)	-0,0120 (0,0136)
AR-p-värde	0,15	0,17	0,15	0,72	0,37
Utfall medelvärde	0,0003	0,0018	3,4381	3,4906	0,1120
Observationer	12 829	12 829	1 808	12 829	40 424

*Not:* Varje kolumn och panel visar resultatet av en separat regression. I kolumn 1 används information om fällande domar för brott som resultat, medan kolumn 2 använder information om huruvida sökanden var misstänkt för ett brott. Kolumnerna (3) och (4) tar de årliga summorna av sjukhusbesök och antalet förskrivna läkemedel som beroende variabler. Panelerna A till F presenterar de uppskattade effekterna av ett jobberbjudande på resultaten för åldrarna 19 till 24 år. Alla modeller är skattade med 2SLS enligt ekvation (1). Standardfelen är klustrade på nivån för tilldelning av jobberbjudanden, dvs stadsdelsförvaltning och årsnivå. Fixa effekter ingår på klustringsnivå. Signifikans beskrivs med \*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

## 5 Hur robusta är våra resultat?

I ovanstående analyser har vi förlitat oss på att förhållandet mellan sannolikheten att få ett jobberbjudande och det slumpmässiga numret är linjärt. I Knutsson och Tyrefors (2024) studeras detta mer ingående och vi nöjer oss här med att nämna att linjäritet i den nämnda relationen verkar vara en god approximation. I Knutsson och Tyrefors (2024) tillåter vi också för en mängd varianter av flexiblare funktionsformer. Våra resultat är relativt robusta för detta.

Vi har inte velat göra några begränsningar av urvalet i ovanstående analys då det teoretiskt skulle kunna ge upphov till selektiva urval. I Knutsson och Tyrefors (2024) visar vi dock, som nämnt tidigare, att det i egentlig mening inte spelar någon roll. Om vi till exempel endast analyserar förstagångssökande är resultaten snarlika. Våra slutsatser består och vi föredrar att använda det större urvalet som mer exakt efterliknar det urval som slumpades varje år.

Vi håller inte heller ålder konstant i ovanstående analyser. Ålder vid ansökan är en viktig egenskap när vi studerar löneinkomstbanor vid specifika åldrar efter ansökan. Sökande som är 19 år kan ha en helt annan inkomstförväntan vid 20 års ålder än en 16-årig sökande. Detta beror på att möjligheterna till sommaranställning utanför programmet blir bättre med ökande ålder vilket kan skapa viss selektion. I Knutsson och Tyrefors (2024) visar vi att resultaten överlag består även om vi kontrollerar för ålder. Det finns en lönebestraffning när man lämnar gymnasiet och ska påbörja sin arbetskarriär oavsett ansökningsålder.

## 6 Slutsatser

Ungdomsarbetslöshet är en viktig policyfråga i många länder. Olika typer av aktiva arbetsmarknadsprogram som riktar sig till ungdomar i gymnasieåldern används i stor utsträckning för att underlätta övergången från skolgång till arbetsmarknaden. Den offentliga sektorn kan till exempel erbjuda subventionerad anställning inom offentlig verksamhet under sommaren. Vi studerar ett sådant program med delvis slumpmässig tilldelning av sommarjobb i Stockholm mellan 2012 och 2018, och undersöker hur programmet påverkade ungdomars framgång på arbetsmarknaden, kriminalitet, hälsa och universitetsdeltagande.

Våra resultat är delvis i linje med tidigare forskning om liknande program i USA som visar att sysselsättningen utanför programmet och motsvarande inkomster minskar efter ett programjobb (Gelber m.fl., 2016). I vårt sammanhang är den negativa effekten på löner dock större och mer långvarig. Dessutom visar vi att sannolikheten för att ha ett jobb inte påverkas, men att den påverkade gruppen har jobb med lägre kvalifikationer och i mindre utsträckning jobbar heltid efter



gymnasiet. Till skillnad från tidigare amerikanska studier finner vi inga effekter på brott, och inga substantiella effekter på hälsa eller universitetsregistrering.

I tidigare litteratur har man föreslagit att socioekonomiskt starka ungdomar kanske har mer nytta av programjobb (Davis och Heller, 2020). Vi finner motsatsen. Vår studiepopulation är relativt socioekonomisk stark jämfört med de tidigare amerikanska studierna, och ingen undergrupp får inkomstvinster förutom under programåret. Vi måste dock återigen påpeka att Stockholms sommarjobbprogram mycket väl kan vara fördelaktigt för missgynnade ungdomar, vilka vi inte kan studera här.

## Referenser

- Alam, M., Carling, K., & Nääs, O. (2015). The program and treatment effect of summer jobs on girls' post-schooling incomes. *Evaluation Review*, 39(3), 339–359.
- AMF. (2018). Anvisningar för feriejobb till unga. Arbetsmarknadsförvaltningen, Stockholms stad.
- Angrist, J. D. (1990). Lifetime earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security Administrative Records. *The American Economic Review*, 80(3), 313-336.
- Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of Political Economy*, 76(2), 169-217.
- Biewen, M., & Steffes, S. (2010). Unemployment persistence: Is there evidence for stigma effects? *Economic Letters*, 106(3), 188-190.
- Card, D., Kluve, J., & Weber, A. (2010). Active labour market policy evaluations: A meta-analysis. *The Economic Journal*, 120(548), F452-F477.
- Corcoran, M. (1982). The employment and wage consequences of teenage women's nonemployment. In R. B. Freeman & D. A. Wise (Eds.), *The youth labor market problem: Its nature causes and consequences* (pp. 391-419). University of Chicago Press.
- Davis, J., & Heller, S. (2020). Rethinking the benefits of youth employment programs: The heterogeneous effects of summer jobs. *The Review of Economics and Statistics*, 102(4), 664–677.
- Ellwood (1982). Teenage unemployment: Permanent scars or temporary blemishes. In R. B. Freeman & D. A. Wise (Eds.), *The youth labor market problem: Its nature causes and consequences* (pp. 349-390). University of Chicago Press.
- Gelber, A., Isen, A., & Kessler, J. B. (2016). The effects of youth employment: Evidence from New York City lotteries. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(1), 423–460.
- Gregg, P. (2001). The impact of youth unemployment on adult unemployment in the NCDS. *Economic Journal*, 111(475), 626-653.
- Heckman, J. J., & Borjas, G. J. (1980). Does unemployment cause future unemployment? Definitions, questions and answers from a continuous time model of heterogeneity and state dependence. *Economica*, 47(187), 247-283.

- Heckman, J. J., Lalonde, R. J., & Smith, J. A. (1999). The economics and econometrics of active labor market programs. In *Handbook of Labor Economics* (Vol. 3, pp. 1865-2097).
- Heller, S. B. (2014). Summer jobs reduce violence among disadvantaged youth. *Science*, 346(6214), 1219-1223.
- Hensvik, L., Müller, D., & Nordström-Skans, O. (2023). Connecting the young: High school graduates' matching to first jobs in booms and great recessions. *The Economic Journal*, 133(652), 1466–1509.
- HRF. (2020). Ungdomslön för dig under 20 år. The Swedish Hotel and Restaurant Workers Union. Retrieved April 25, 2022, from <https://www.hrf.net/ion-och-villkor/din-ion/ungdomslon-for-dig-under-20-ar/>
- Kessler, J. B., Tahamont, S., Gelber, A. M., & Isen, A. (2021). The effects of youth employment on crime: Evidence from New York City lotteries. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* (No. 28373).
- Knutsson, D., & Tyrefors, B. (2024). Labor market effects of a youth summer employment program in Sweden. IFAU Working Paper 2024:5.
- Le Barbanchon, T., Ubfal, D., & Araya, F. (2022). The effects of working while in school: Evidence from employment lotteries. *American Economic Journal: Applied Economics*. Forthcoming.
- Leos-Urbel, J. (2014). What is a summer job worth? The impact of summer youth employment on academic outcomes. *Journal of Policy Analysis and Management*, 33, 891-911.
- Modestino, A. S., & Paulsen, R. (2022). School's out: How summer youth employment programs impact academic outcomes. *Education Finance and Policy*. Forthcoming.
- Nordström Skans, O. (2011). Scarring effects of the first labor market experience. *IZA Discussion Paper* (No. 5565).
- Nyström, S. (2021, 5 april). Grönsaksodlingen är bästa skolan in i arbetslivet. *Dagens Nyheter*.
- OECD. (2020). Youth unemployment rate. Retrieved December 16, 2020, from <https://data.oecd.org/unemp/youth-unemployment-rate.htm#indicator-chart>
- Schwartz, A. E., Leos-Urbel, J., McMurry, J., & Wiswall, M. (2021). Making summer matter: The impact of youth employment on academic performance. *Quantitative Economics*, 12, 477-504.

Valentine, E. J., Anderson, C., Hossain, F., & Unterman, R. (2017). An introduction to the world of work: A study of the implementation and impacts of New York City's summer youth employment program. MDRC report.

## Tabeller

**Tabell B1** Sammanfattande statistik: Förutbestämda egenskaper

	Medelvärde	Std dev	Observationer
Erbjudande om programjobb	0,632	0,482	92 095
Accepterat jobb	0,852	0,355	58 222
Ansökan på nytt nästa år	0,511	0,500	77 358
Ansök på nytt nästa år om jobberbjudande	0,576	0,494	47 521
Inga ansökningar	1,883	0,995	48 901
Totalt antal jobberbjudanden	1,191	0,937	48 901
Totalt antal accepterade jobb	1,014	0,892	48 901
Inkomst året före	5176,94	12 333 ,87	91 285
Studerar ej	0,150	0,357	92 095
Antal utskrivna recept 2011	1,676	4,535	92 095
Antal sjukhusbesök 2011	0,681	2,027	92 095
Moderns utbildning > 12 år	0,411	0,492	72 813
Positiv inkomst året innan	0,498	0,500	92 095
Ålder > 16	0,760	0,427	92 095
Född utomlands	0,231	0,421	92 095
Akademiskt gymnasieprogram	0,662	0,473	92 095
Kvinna	0,505	0,500	92 095
9:e klass medelbetyg	225,656	68,818	85 795
Faderns utbildning (år)	12,037	2,523	67 741
Faderns totala inkomst	386 713 ,41	353 688 ,36	77 754
Faderns ålder	47,507	6,698	77 754
Moderns utbildning (år)	12,105	2,539	72 813
Moderns arbetsinkomst	262 596 ,58	224 575 ,33	82 687
Moderns ålder	43,680	5,726	82 687

*Not:* Variablerna som beskrivs i denna tabell mäts före den första ansökan till programmet som vi kan observera (2011). Skillnader i antal observationer återspeglar saknad information. Invandring eller dödsfall bland föräldrar kan leda till att uppgifter om föräldrarnas egenskaper saknas till exempel.

**Tabell B2** Sammanfattande statistik: Utfallsvariabler

	<b>Medelvärde</b>	<b>Std dev</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>	<b>Observationer</b>
Inkomst ansökningsår	14 594 ,86	25 862 ,80	0	611 500	91 943
Inkomst 17 år	5337,79	11 492 ,68	0	599 100	92 011
Inkomst 18 år	14 737 ,27	24 479 ,80	0	584 500	91 879
Inkomst 19 år	48 273 ,11	54 448 ,40	0	824 100	88 244
Inkomst 20 år	98 429 ,82	91 780 ,88	0	854 300	80 504
Inkomst 21 år	113 601 ,45	105 648 ,89	0	1 025 100	68 944
Inkomst 22 år	125 634 ,45	1 160 1,9 ,78	0	1 294 600	54 708
Inkomst 23 år	124 498 ,87	127 011 ,56	0	122 920	39 964
Inkomst 24 år	102 807 ,58	129 052 ,09	0	111 070	25 953
Positiv inkomst ansökningsår	0,834	0,372	0	1	91 943
Positiv inkomst 17 år	0,476	0,499	0	1	92 011
Positiv inkomst 18 år	0,726	0,446	0	1	91 879
Positiv inkomst 19 år	0,864	0,342	0	1	88 244
Positiv inkomst 20 år	0,886	0,317	0	1	80 504
Positiv inkomst 21 år	0,860	0,347	0	1	68 944
Positiv inkomst 22 år	0,859	0,348	0	1	54 708
Positiv inkomst 23 år	0,863	0,343	0	1	39 964
Positiv inkomst 24 år	0,859	0,348	0	1	25 953
Antal slutenvårdsbesök under ansökningsår	2,092	2,974	0	106	92 095
Patientbesök 17 år	0,347	1,741	0	66	77 685
Patientbesök 18 år	0,982	2,810	0	94	57 480
Patientbesök 19 år	1,882	3,463	0	78	35 267
Patientbesök 20 år	2,886	3,925	0	67	21 693
Patientbesök 21 år	3,249	4,224	0	104	14 803
Patientbesök 22 år	3,475	4,494	0	57	9869
Patientbesök 23 år	3,536	4,684	0	98	4908
Patientbesök 24 år	3,438	3,987	0	60	1808

Antal receptbelagda läkemedel under ansökningsår	3,058	4,913	0	245	92 095
Receptbelagda läkemedel 17 år	0,735	2,964	0	103	92 020
Receptbelagda läkemedel 18 år	1,659	4,355	0	119	88 554
Receptbelagda läkemedel 19 år	2,246	4,873	0	205	80 893
Receptbelagda läkemedel 20 år	2,678	5,706	0	264	69 405
Receptbelagda läkemedel 21 år	2,844	6,155	0	254	55 193
Receptbelagda läkemedel 22 år	3,002	6,447	0	232	40 424
Receptbelagda läkemedel 23 år	3,294	7,480	0	249	26 329
Receptbelagda läkemedel 24 år	3,491	7,920	0	201	12 829

---

Institutet för arbetsmarknads- och utbildningspolitisk utvärdering (IFAU) är ett forskningsinstitut under Arbetsmarknadsdepartementet med placering i Uppsala.

IFAU ska främja, stödja och genom forskning genomföra uppföljningar och utvärderingar.

Uppdraget omfattar effekter av arbetsmarknads- och utbildningspolitik, arbetsmarknadens funktionssätt och arbetsmarknadseffekter av socialförsäkringen.

I rapportserien presenteras såväl IFAU:s forskning som resultat av samarbeten med andra nationella och internationella forskningsorganisationer.

IFAU delar årligen ut bidrag till olika forskningsprojekt, vars resultat publiceras i rapportserien.

Rapporterna kan vara fristående eller publiceras tillsammans med ett Working paper.

Alla IFAU:s publikationer finns på [www.ifau.se](http://www.ifau.se)