

Internationellt informationsutbyte, utländsk inkomst och regelefterlevnad: resultat från ett fältexperiment

Förord

Syftet med denna rapport är att skatta effekten av ett digitalt informationsutskick på mottagarnas efterföljande regelfosterlevnad. Rapporten har författats av Nikolay Angelov och är en sammanfattning av arbetsrapporten Angelov och Johansson (2020) dit läsaren hänvisas för en mer detaljerad beskrivning av metod och resultat.

Ett stort tack för synpunkter riktas till Thomas Aronsson, Spencer Bastani, Per Engström, Daniel Hallberg och Katarina Nordblom. Skatteverkets analysenhet svarar för rapportens analys och slutsatser.

Solna i december 2020

Eva Samakovlis

Chef för analysenheten

Innehåll

1	Introduktion	5
2	Utskick och studiepopulation	8
3	Statistisk experimentdesign	11
4	Empirisk specifikation	13
5	Resultat.....	14
6	Slutsatser	17
	Referenslista.....	20

Sammanfattning

I denna rapport skattas effekten av ett informationsutskick på mottagarnas efterföljande regelefterlevnad. Informationsbrevet skickades via digital brevlåda till skattebetalare för vilka Skatteverket hade fått information om utländsk utdelning under inkomståret 2018 via ett automatiskt informationsutbyte (CRS). I studien mäts effekten av meddelandet på den deklarerade kapitalinkomsten samt den slutliga skatten för inkomståret 2019. Det huvudsakliga resultatet är att utskicket har ökat den deklarerade kapitalinkomsten bland kvinnor med låg skattad regelefterlevnad. Det finns möjligen en effekt bland män med låg regelefterlevnad, men inga tecken på effekt bland kvinnor eller män med hög regelefterlevnad.

De viktigaste resultaten är följande:

- Resultaten indikerar att utskicket har lett till mer än en fördubbling i den deklarerade kapitalinkomsten bland kvinnor med låg skattad regelefterlevnad.
- Det finns möjligen en effekt bland män med låg skattad regelefterlevnad men inget tyder på en effekt bland kvinnor eller män med hög regelefterlevnad.
- Det finns inga tecken på att den slutliga skatten har påverkats av utskicket i någon av de undersökta grupperna.
- En generell slutsats av analysen som inte är direkt kopplad till utskicket är att CRS-uppgifter i kombination med uppgifter från deklARATIONEN avseende ett visst inkomstår innehåller värdefull information om regelefterlevnaden under efterföljande inkomstår.

1 Introduktion

En betydande andel av förmögenheten i världen är odeklarerad. Enligt Zucman (2013) undgår sex procent av hushållens globala finansiella förmögenheter beskattning. Internationellt skatteundandragande är dessutom vanligast förekommande bland de mest förmögna: med hjälp av kapitalplaceringar i så kallade skatteparadis undgår personer bland de 0,01 procent mest förmögna att betala 25 procent av den skatt som de borde ha betalat enligt skattelagstiftningen (Alstadsæter m.fl., 2019). En liten förflyttning ned i förmögenhetsfördelningen innebär en betydande minskning i andelen undandragen skatt. Denna andel är exempelvis 10 procent bland dem med förmögenheter mellan den 99,95:te och 99,99:e förmögenhetspercentilen och nära noll för dem mellan den 90:e och 95:e percentilen.

Givet konsekvenserna som internationellt skatteundandragande har i form av förlorade skatteintäkter har det globala samarbetet för att motverka företeelsen ökat i intensitet under de senaste decennierna. Av särskild vikt i detta arbete har varit initiativet *The Multilateral Convention on Mutual Administrative Assistance in Tax Matters* som ursprungligen skrevs under av OECD och Europeiska rådet 1988, med målet att bekämpa internationell skatteflykt och andra former av bristande regelefterlevnad bland OECD:s medlemsstater. Konventionen blev tillgänglig även för icke-medlemsstater 2010 (OECD och Europeiska rådet, 2010) och för närvarande deltar 141 länder.¹ En viktig del av konventionen utgörs av automatiskt utbyte av information om finansiella konton. Informationsutbytet styrs av de så kallade *Common Reporting Standard* (CRS) vilka godtog av OECD-rådet 2014. Inom ramen för CRS får skattemyndigheter information från finansiella institutioner inom det egna landet och delar sedan automatiskt denna information med andra skattemyndigheter årsvis. Även om det finns kryphål i CRS och systemet inte kan förväntas täcka samtliga finansiella konton omfattas många länder och betydande finansiella tillgångar. Under 2019 deltog nästan 100 länder i det automatiska informationsutbytet vilket omfattade uppgifter om 84 miljoner utlandsbaserade konton. Tillgångarna uppgick till 10 000 miljarder euro, vilket var det dubbla jämfört med 2018 då det automatiska informationsutbytet genomfördes för första gången.²

Syftet med denna studie är att skatta effekten av ett digitalt utskick på regelefterlevnaden bland skattebetalare som enligt CRS-uppgifter hade finansiella utdelningar från utlandet under inkomståret 2018. I studien dokumenteras resultaten från ett fältexperiment som genomfördes i mars 2020, cirka sex veckor innan deklaraionsinlämningen, och som innebär att ett meddelande skickades till en grupp av slumpmässigt utvalda skattebetalare. Eftersom Skatteverket inte får tillgång till CRS-uppgifterna förrän efter att deklaraionerna har skickats in går det (med små undantag) inte att använda informationen för exempelvis riskbaserade skattekontroller av inkomna deklaraioner som avser samma inkomstår. Det är emellertid rimligt att anta att det finns en korrelation över tid på individnivå avseende inkomster från utlandet. Detta innebär att kännedom om en skattebetalares inkomst från utlandet under ett visst år innehåller åtminstone viss information om samma skattebetalares utländska inkomst under följande år. I studien används därför uppgifter om utländsk inkomst under 2018 ihop med uppgifter från inkomstdeklaraionen samma år för att bygga ett mått på förväntad regelefterlevnad för 2019. Detta mått används såväl i den statistiska experimentdesignen som för att undersöka om utskicket har olika effekt beroende på förväntad regelefterlevnad.

¹ Källa: <http://www.oecd.org/ctp/exchange-of-tax-information/convention-on-mutual-administrative-assistance-in-tax-matters.htm>. Informationen hämtades 2020-09-30.

² Källa: <http://www.oecd.org/tax/international-community-continues-making-progress-against-offshore-tax-evasion.htm>. Informationen hämtades 2020-11-03.

Alla skattebetalare som omfattades av utskicket fick samma meddelande vilket i huvudsak förmedlade två budskap. För det första informerades skattebetalarna om att Skatteverket hade fått information av en utländsk skattemyndighet om att de hade haft utländska utdelningar under 2018. Denna information förmedlades huvudsakligen för transparens och i syfte att skingra potentiell osäkerhet hos skattebetalarna om varför de får ett meddelande från Skatteverket. Även om syftet var enbart att informera kan denna del av meddelandet i praktiken ha lett till att den upplevda upptäcktsrisken ökade, i synnerhet bland skattebetalare med låg regelefterlevnad. Meddelandets andra huvudsakliga budskap var att informera om en onlinetjänst som Skatteverket nyligen hade utvecklat och som kunde användas för att lägga in korrekta belopp vid deklarationen av utländsk inkomst. Utvecklingen av appen är en del av Skatteverkets strävan efter att erbjuda en god service till skattebetalarna och kan sägas vara en del av det så kallade *serviceparadigmet* i forskningslitteraturen om regelefterlevnad på beskattningsområdet (se exempelvis Alm, 2019). Trots att syftet med att erbjuda appen var förbättrad service finns det ingen möjlighet i denna studie att ta reda på hur informationen om appen tolkades och togs emot av skattebetalarna.

Utskicket två huvudsakliga budskap innebär att studien är kopplad till två olika fält inom forskningslitteraturen om regelefterlevnad på skatteområdet: betydelsen av den upplevda upptäcktsrisken och av förbättrad service till skattebetalarna. Ökad service kan potentiellt förbättra regelefterlevnaden via två olika mekanismer: förbättrad information som underlättar vid deklarationen eller ökad generell välvilja gentemot Skatteverket i synnerhet och myndigheter i allmänhet. Vi känner inte till några direkta skattningar av förbättrad service på regelefterlevnaden. Betydelsen av den upplevda upptäcktsrisken är däremot välstuderad. Allingham och Sandmo (1972) utvecklade en modell i vilken ett av de teoretiska resultaten var att ökad upptäcktsrisk leder till förbättrad regelefterlevnad. Teorins prediktion har över åren fått betydande empiriskt stöd. Till en början bekräftades prediktionen i en serie labbexperiment genomförda oftast, men inte uteslutande, med studenter som deltagare.³ Under det tidiga 1990-talet började även observationsdata användas. Revisionsprogrammet TCMP⁴ från USA gav exempelvis upphov till skillnader i andel reviderade skattebetalare mellan stater i USA. Data från TCMP användes i flera studier och även här visades ett positivt samband mellan upptäcktsrisk och regelefterlevnad.⁵ På senare år har ett litet men växande antal studier använt fältexperiment i vilka den upplevda upptäcktsrisken manipuleras på olika sätt, och även dessa studier har funnit empiriskt stöd för teorin.⁶

Den direkta kostnaden för utskicket som studeras i denna rapport är låg men trots det bestämdes att endast ett lågt antal (500 personer) skulle få meddelandet. Anledningen till beslutet var en osäkerhet bland de som var ansvariga för att planera och genomföra utskicket avseende hur skattebetalarna som fick meddelandet skulle reagera. Mer specifikt fanns en oro för att Skatteverkets serviceförmåga skulle bli överbelastad av oroliga eller upprörda skattebetalare. Det är värt att nämna att dessa farhågor inte besannades i verkligheten.

³ I ett tidigt experiment av Spicer och Thomas (1982) varierades upptäcktsrisken, vilket resulterade i ett positivt samband mellan risken för upptäckt och regelefterlevnaden. Dessa tidiga resultat har replikerats i många senare labbexperiment: Becker m. fl. (1987); Webley (1987); Alm m. fl. (1992b, 1992c, 1992d, 1995, 1999, 2017); Fortin m. fl. (2007); Cummings m. fl. (2009); Kastlunger m. fl. (2009); Calvet and Alm (2014); Soliman and Cullis (2014); Casagrande m. fl. (2015).

⁴ TCMP står för Taxpayer Compliance Measurement Program och innebar omfattande slumpmässiga revisioner av skattebetalare mellan 1968 och 1988.

⁵ Dubin m. fl. (1990) använde variation i andelen reviderade skattebetalare över stater i USA och hittade ett starkt positivt samband mellan upptäcktsrisken och regelefterlevnaden. Liknande resultat med ungefär samma data finns i Tauchen m. fl. (1993), Plumley (1996) och Dubin (2007).

⁶ Se Slemrod m. fl. (2001), Kleven m. fl. (2011), Fellner m. fl. (2013) (dock för TV-avgift), Ortega och Sanguinetti (2013), Pomeranz (2015), Shimeles m. fl. (2017), Bott m. fl. (2017), Boning m. fl. (2018) och Meiselmann (2018).

Det genomförda fältexperimentet innebär att skattebetalarna som har valts ut till utskicket (*de behandlade*) får ett meddelande i sin digitala brevlåda. Det saknas uppgifter om vilka eller hur många av skattebetalarna som verkligen läste meddelandet. I denna rapport skattas därför effekten av att ha fått meddelandet i sin digitala brevlåda, och inte om effekten av att ha läst meddelandet. I forskningslitteraturen betecknas denna effekt som *intention to treat* (ITT). En konsekvens av detta, i kombination med att meddelandet var neutralt formulerat och att urvalet är relativt litet, är att effektstorleken förväntades vara förhållandevis liten. Det begränsade antalet behandlade ihop med en låg förväntad effekt av behandlingen ställer höga krav på experimentets statistiska design och det finns behov av en mer effektiv design än den vanligast förekommande som bygger på obundet slumpmässigt urval (OSU).

Experimentdesignen som används i studien har följande två huvuddrag: stratifiering med avseende på två kategoriska variabler (låg/hög regelefterlevnad samt kvinna/man) och sedan så kallad rerandomisering i var och en av de fyra stratum. Rerandomisering formaliserades först av Morgan och Rubin (2012) och grundidén är enklast att förstå om den jämförs med ett OSU. Ett OSU i ett visst stratum (till exempel kvinnor med hög regelefterlevnad) genomförs genom att slumpmässigt dra ett visst antal till behandling ur samtliga individer i stratumet. I studien behandlas hälften av skattebetalarna som ingår i ett visst stratum. Detta brukar betecknas som en balanserad design och leder till effektivitetsvinster, det vill säga ökad statistisk precision, jämfört med lägre eller högre andel behandlade. Ett OSU innebär att slumpen avgör vilka som hamnar bland de behandlade och vilka som inte behandlas. Vid en rerandomisering dras upprepade slumpmässiga allokeringar av behandlade och obehandlade tills ett visst villkor blir uppfyllt, och den första allokeringen som uppfyller villkoret är den som i slutändan används i experimentet. Villkoret som används i denna rapport syftar enkelt uttryckt till få genomsnittsskillnaden mellan behandlade och obehandlade att bli tillräckligt liten i termer av ett antal variabler. Som mått på genomsnittlig skillnad mellan behandlade och obehandlade används det så kallade Mahalanobisavståndet.⁷ Variablerna mäts under inkomståret före experimentet (2018) och är följande: ålder; utländsk utdelning från CRS-utbytet; kapitalinkomst; slutlig skatt; inkomst av tjänst, pension, m.m.; förekomst av utländsk inkomst från en kryssruta i deklarationen. Rerandomiseringen säkerställer med andra ord att ett sammantaget mått på genomsnittsskillnaderna mellan behandlade och obehandlade avseende dessa variabler är liten i förhållande till vad den hade varit om endast en slumpmässig dragning hade gjorts.⁸ Samtliga huvudsakliga vägval i den statistiska experimentdesignen (en balanserad design, stratifiering och rerandomisering) syftar till att uppnå en hög effektivitet, det vill säga statistisk precision. I Angelov och Johansson (2020) skattas effektivitetsvinsten av stratifiering och rerandomisering var för sig i en simulering som bygger på samma data som används i fältexperimentet, men denna analys har utelämnats i föreliggande rapport eftersom den bedöms vara alltför teknisk.

Bland tidigare genomförda fältexperiment ligger denna studie närmast Bott m.fl. (2020), som bygger på ett brevutskick till norska skattebetalare som bedömdes att ha underrapporterat sin utländska inkomst i deklarationen avseende inkomståret 2011. Skattebetalarna fick brev med två olika typer av moraliska vädjanden: ett rättvisemotiv och ett samhällsnyttomotiv. Även den upplevda upptäcktsrisken manipulerades i breven genom att upplysa om att den norska Skatteetaten kände till att skattebetalaren hade haft tillgångar eller inkomster i utlandet. Jämfört med ett neutralt brev fördubblades den rapporterade utländska inkomsten av var och en av de moraliska vädjandena. Effektstorleken av den ökade upplevda upptäcktsrisken var ungefär lika stor. Bott m.fl. (2020) kom vidare fram till att de moraliska vädjandena verkade på den intensiva marginalen genom en ökning i den rapporterade summan, medan

⁷ Se Angelov och Johansson (2020) för detaljer.

⁸ Det valda tröskelvärdet i rapporten kräver i förväntan 10 000 slumpmässiga dragningar för att nås.

upptäcktsrisken mest påverkade den extensiva marginalen, det vill säga benägenheten att redovisa utländsk inkomst. Slutligen fann Bott m.fl. (2020) att endast den ökade upplevda upptäcktsrisken hade någon kvarvarande effekt under efterföljande år.

Föreliggande studie skiljer sig från Bott m.fl. (2020) i huvudsak på följande tre sätt. För det första innehåller interventionen ingen moralisk vädjan utan innebär en kombination av ökad upplevd upptäcktsrisk och förbättrad service. För det andra studeras utskickets effekt bland skattebetalare där den skattade regelefterlevnaden är låg såväl som där den är hög, medan Bott m.fl. (2020) endast studerar skattebetalare med låg regelefterlevnad. Slutligen används här en experimentdesign som bygger på stratifiering och rerandomisering och som tidigare inte har tillämpats på regelefterlevnadsområdet.

Denna rapport fortsätter med en beskrivning av fältexperimentet och studiepopulationen, som redovisas i nästa avsnitt. Den statistiska experimentdesignen beskrivs i avsnitt 3 och i avsnitt 4 redogörs för den empiriska specifikationen. Avsnitt 5 innehåller effektskattningarna och i avsnitt 6 sammanfattas studiens resultat.

2 Utskick och studiepopulation

Utskicket innebar att nedanstående meddelande skickades till de behandlade skattebetalarna, medan de obehandlade (kontrollgruppen) varken fick något meddelande eller blev föremål för någon annan åtgärd från Skatteverket:

Hej!

Vi får många frågor om hur man deklarerar utländska inkomster och därför har vi utvecklat en ny tjänst för att göra det lättare. Skatteverket har fått information från en utländsk skattemyndighet om att du kan ha haft utdelning eller ränta i utlandet under 2018. Om du har haft utdelning eller ränta i utlandet även under 2019 kan du använda tjänsten när du deklarerar. Den hjälper dig med vilket belopp du ska ta upp i deklarationen och hur mycket avräkning av utländsk skatt du har rätt till.

Du hittar tjänsten här:

<https://app.skatteverket.se/klient-sifu-segmentering>

Med vänlig hälsning

Skatteverket

Meddelandet skickades via skattebetalarnas digitala brevlåda. Fältexperimentet genomfördes därför i en population där det på förhand fanns uppgift om förekomst av digital brevlåda för samtliga skattebetalare (det vill säga för både behandlade och obehandlade).

Onlinetjänsten som omnämns i meddelandet krävde inte inloggning och kan närmast beskrivas som en specialiserad miniräknare. Användaren fyller i typ av utländsk inkomst (utdelning eller ränta), belopp, vilken valuta beloppet avser, datum då inkomsten mottogs, land och, om aktuellt, inbetalt belopp av skatt i utlandet. När användaren klickar på *Beräkna* konverterar appen alla belopp till svenska kronor, beräknar avräkningen av utländsk skatt och indikerar vilka rutor i deklarationen som beloppen ska fyllas i.

Uppgifter om utfallsvariablerna (det vill säga de variabler som effekten mäts på) kommer från skattebetalarnas inlämnade deklarationer för inkomståret 2019. Utfallsvariablerna är

kapitalinkomst och *slutlig skatt* och beskrivs närmare längre fram i rapporten. Sista dagen för inlämning av deklarationen var 4 maj 2020 och utskicket genomfördes 25 mars 2020, alltså ungefär sex veckor före. Det händer att skattebetalare lämnar in deklarationen något senare än sista datumet och vanligaste orsaken är att skattebetalaren har ansökt om och fått anstånd med skattebetalning. I dataunderlaget som används i rapporten och som togs ut i november 2020 hade 99,8 procent av de behandlade skattebetalarna och kontrollgruppen lämnat in sin deklaration.

Studien utgår från en population som ursprungligen bestod av 10 344 skattebetalare som enligt CRS-uppgifter hade finansiella tillgångar i utlandet vilka hade resulterat i utdelningar över 3 000 kr under inkomståret 2018. En mindre andel av de finansiella kontona hade fler än en kontohavare, vilket innebär att vars och ens personliga utdelningar överskattades i en del fall. Det saknas uppgifter om hur utbrett detta är, delvis på grund av att hantering av CRS-uppgifterna är tekniskt omständlig. Enligt samtal med handläggare handlar det dock om en obetydlig andel.

Den ursprungliga populationen begränsades i flera steg innan den statistiska designen (stratifiering och rerandomisering) tillämpades. En anledning till begränsningen var att antalet behandlade begränsades till 500, vilket ihop med valet av balanserad design resulterar i 1 000 skattebetalare i studiepopulationen (hälften behandlade och resten i kontrollgruppen). Att utskicket gjordes via skattebetalarnas digitala brevlåda krävde att skattebetalare utan digital brevlåda behövde tas bort. Slutligen togs skattebetalare med vissa extremvärden bort. Nedan sammanställs de stegvisa populationsbegränsningarna av den ursprungliga populationen om 10 344 personer, med det resulterande antalet borttagna observationer inom parentes:

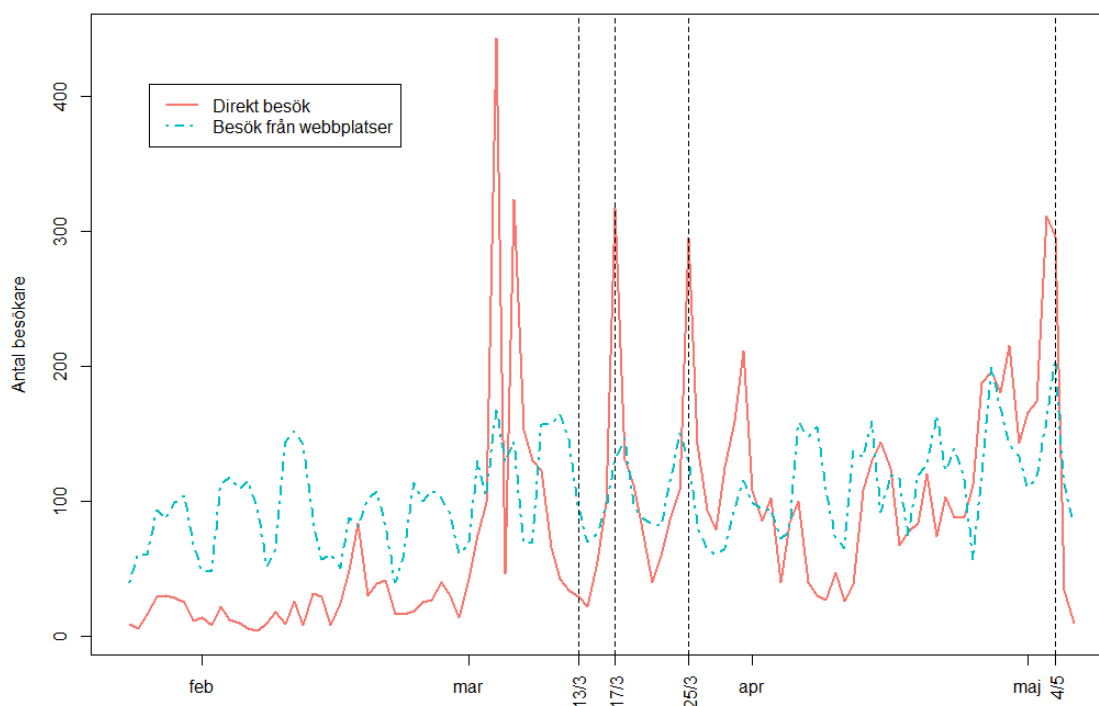
1. Några av skattebetalarna hade inte skickat in någon deklaration för inkomståret 2018 och togs därför bort (259 st)
2. Skattebetalare utan uppgifter om digitalbrevlåda per 2020-02-27 togs bort (5 730 st)
3. Observationer med extremvärden med avseende på ett antal variabler som mättes under inkomståret före fältexperimentet (2018) togs bort.⁹ Extremvärden med avseende på följande variabler togs bort (med *variabelbeteckning* och antal borttagna observationer inom parentes):
 - Utländska utdelningar (*utd*, 638)
 - Inkomst inklusive löneinkomst, sjukpenning, pension, m.m. (*ink*, 355)
 - Kapitalinkomst (*kapink*, 725)
 - Utländska utdelningar som andel av kapitalinkomst ($utkvot = utd / [kapink + 1]$, 513)
 - Slutlig skatt (*skatt*, 439)

Antalet unika skattebetalare som togs bort på grund av extremvärden var 1 546.

4. Personer under 30 eller över 75 år togs bort (112).

Efter dessa steg fanns 2 697 skattebetalare kvar av den ursprungliga populationen. I nästa avsnitt beskrivs den statistiska experimentdesignen med utgångspunkt från denna delpopulation.

⁹ Följande villkor användes: ett värde betraktas som ett extremvärde (*outlier*) om det överstiger den tredje kvartilen plus $1,5 \cdot \text{IQR}$ (dvs. $1,5 \cdot [\text{skillnaden mellan den tredje och första kvartilen}]$), eller om den är lägre än den första kvartilen minus $1,5 \cdot \text{IQR}$. Kvartilerna för samtliga variabler beräknades på samma data, dvs. efter steg 2.



Figur 1 Antal besök på onlinetjänst för beräkning av utländsk inkomst inför deklarationen

Not: Figuren visar antal besök per dag på <https://app.skatteverket.se/klient-sifu-segmentering>. Antalet besök är inte rensade för flera besök per användare. Åtkomst till tjänsten var möjlig inför deklarationen och kort därefter men tjänsten var inte igång då denna rapport skrevs (åtkomstförsök 2020-11-16).

Meddelandena skickades till de behandlade skattebetalarnas digitala brevlådor den 25 mars 2020. Förutom att mäta effekten av utskicket på regelefterlevnaden är det av intresse att undersöka om utskicket ledde till en ökad användning av onlinetjänsten som omnämns i meddelandet. Eftersom onlinetjänsten inte kräver inloggning saknas information om de behandlade skattebetalarnas appanvändning, och det är därför inte möjligt att mäta om utskicket ledde till ökad användning. Trots detta kan det vara informativt att se om det fanns någon uppenbar ökning i antalet appanvändare i samband med utskicket. Ett beskrivande tidsseriediagram visas i Figur 1. Förutom datumet för utskicket (25/3) och sista deklarationsdatumet (4/5) finns två andra datum utmärkta i figuren: 13/3 då Skatteverket berättade om bland annat appen under en presskonferens riktad till en bred publik och 17/3 då appen omnämndes under en live stream på Facebook. Direkta klick på länken från meddelandet i den digitala brevlådan ska vara synliga i den streckade linjen ("Besök från webbplatser"), medan inklistring av länken i en webbrowser ska framgå av den heldragna linjen ("Direkt besök").

Det är svårt att se något tydligt samband mellan utskicket och antalet appbesökare. Enligt arbetsgruppen bakom onlinetjänsten beror besökstopparna i början av mars på att anställda på Skatteverket testade appens funktionalitet. I samband med utskicket finns visserligen en ökning i antalet besökare som möjligen tyder på att skattebetalare har kopierat länken och klistrat in i sin webbsökare (den heldragna linjen), men liknande ökningarna finns även vid tidigare tillfällen. Det går inte att se något samband mellan direkta klick i meddelandet och antalet besökare: den streckade linjen uppvisar en uppgång fram till dagen före utskicket och

går sedan ner. Vid ett av de tidigare tillfällena när Skatteverket informerade om appen syns en uppgång (17/3), men vid det andra tillfället syns i stället en minskning (13/3).

3 Statistisk experimentdesign

Detta avsnitt innehåller en kortfattad redogörelse för studiens statistiska experimentdesign, det vill säga för hur urvalet till att få meddelandet respektive vara med i kontrollgruppen har genomförts. För tekniska detaljer hänvisas till Angelov och Johansson (2020). Som nämndes tidigare i rapporten har antalet behandlade skattebetalare bestämts till 500, vilket ihop med valet av balanserad design innebär att antalet i kontrollgruppen också är 500. Urvalsramen ur vilken hälften ska väljas till urval efter stratifiering och rerandomisering består med andra ord av totalt 1 000 skattebetalare.

När effekten av en åtgärd mäts med hjälp av ett väl genomfört statistiskt experiment blir skattningen väntevärdesriktig, eller enklare uttryckt, skattningens förväntade värde är lika med den sanna effekten av åtgärden. Trots detta kan resultatet från ett enskilt experiment i praktiken resultera i en skev skattning på grund av en otursam (men ändå slumpmässig) allokering av behandlade och kontrollgrupp. Ett sätt att minska risken för detta är att stratifiera och sedan genomföra separata rerandomiseringar i respektive stratum. I denna rapport används stratifiering med avseende på två kategoriska variabler: låg/hög regelefterlevnad samt kvinna/man. Detta resulterar i fyra strata. Ytterligare en anledning till stratifiering är att den ger möjlighet att testa för skillnader mellan utskicketts effekt i olika strata. I varje stratum genomförs sedan rerandomisering som säkerställer tillräcklig balans med avseende på ett antal variabler inom respektive stratum. Med balans menas i detta sammanhang att medelvärdet för en viss variabel bland de behandlade ligger tillräckligt nära medelvärdet för samma variabel i kontrollgruppen.

För att genomföra stratifieringen behövs, förutom uppgift om kön som finns i registren, även ett mått på tidigare regelefterlevnad. Det finns inget färdigt mått att använda här. Ett sådant mått hade hypotetiskt kunnat vara resultatet från tidigare skattekontroller, men inga kontroller har genomförts i denna studie och även om vissa av skattebetalarna kan ha blivit kontrollerade vid tidigare tillfällen har detta inte gjorts systematiskt och det handlar troligen om ett fåtal personer. För att skapa ett mått på tidigare regelefterlevnad används i stället en kombination av beloppet av utländsk utdelning från CRS (*utd*) och deklarerad kapitalinkomst (*kapink*), där båda mäts under inkomståret före fältexperimentet (2018). Skattebetalare för vilka $utd > kapink$ bedöms ha haft *låg* regelefterlevnad eftersom de borde ha redovisat hela beloppet av utländska utdelningar i deklareringsrutan för kapitalinkomst. Omvänt bedöms skattebetalare för vilka $utd \leq kapink$ ha haft *hög* regelefterlevnad eftersom det åtminstone inte kan uteslutas att de har deklarerat hela beloppet av utländska utdelningar. Som framgår av definitionerna är regelefterlevnadsmåttet inte fullständigt eftersom det endast mäter regelefterlevnaden med avseende på utländsk inkomst. Måttet är dessutom trubbigt. I synnerhet är det inte säkert att $utd \leq kapink$ verkligen innebär att hela beloppet har deklarerats. Däremot bedöms villkoret för låg regelefterlevnad innehålla mer information. Det är med andra ord mer troligt att en skattebetalare med $utd > kapink$ har haft låg regelefterlevnad, än att en skattebetalare med $utd \leq kapink$ har haft hög regelefterlevnad. Huruvida det valda regelefterlevnadsmåttet är relevant är i slutändan en empirisk fråga. I nästa avsnitt diskuteras vilka skillnader i effekt av utskicket som vi kan förvänta oss mellan skattebetalare med låg respektive hög regelefterlevnad, under antagandet att regelefterlevnadsmåttet är relevant. I resultatavsnittet undersöks sedan om förväntningarna om effektskillnader får stöd i data, och därmed indirekt om det valda regelefterlevnadsmåttet är relevant.

Tabell 1 Gruppgenomsnitt efter rerandomisering

		<i>Låg regelefterlevnad</i>		<i>Hög regelefterlevnad</i>	
		<i>Kvinnor</i>	<i>Män</i>	<i>Kvinnor</i>	<i>Män</i>
<i>Ålder</i>	<i>Kontrollgrupp</i>	51,86	50,93	51,44	52,75
	<i>Behandlade</i>	51,58	50,57	51,90	52,65
<i>Utländsk utdelning (1000-tals kr)</i>	<i>Kontrollgrupp</i>	6,51	7,46	7,63	6,35
	<i>Behandlade</i>	6,48	7,39	7,76	6,35
<i>Kapitalinkomst (1000-tals kr)</i>	<i>Kontrollgrupp</i>	1,58	1,81	13,26	11,21
	<i>Behandlade</i>	1,52	1,82	13,85	11,23
<i>Slutlig skatt (1000-tals kr)</i>	<i>Kontrollgrupp</i>	207,97	248,59	306,35	339,85
	<i>Behandlade</i>	206,92	253,11	310,08	341,63
<i>Inkomst av tjänst m.m. (1000-tals kr)</i>	<i>Kontrollgrupp</i>	548,71	615,49	769,90	829,46
	<i>Behandlade</i>	544,53	625,63	774,46	829,56
<i>Inkomst från utlandet (1/0)</i>	<i>Kontrollgrupp</i>	0,07	0,08	0,18	0,06
	<i>Behandlade</i>	0,06	0,08	0,18	0,07
<i>Antal observationer</i>	<i>Kontrollgrupp</i>	83	167	50	200
	<i>Behandlade</i>	83	167	50	200

Med utgångspunkt i stickprovet om 2 697 skattebetalare som blev kvar efter urvalsstegen i föregående avsnitt genomförs det statistiska experimentet i följande steg:

1. Dela upp stickprovet i en grupp med hög regelefterlevnad (1 759 personer) respektive en med låg regelefterlevnad (938 personer), där regelefterlevnad definieras enligt föregående stycke.
2. Dra två obundna slumpmässiga urval om 500 skattebetalare var ur respektive grupp från föregående steg. Dessa 1 000 skattebetalare utgör studiens urvalsram.
3. Skapa fyra strata: kvinnor med låg regelefterlevnad; män med låg regelefterlevnad; kvinnor med hög regelefterlevnad; män med hög regelefterlevnad.
4. Genomför en rerandomisering i varje stratum med syftet att allokera hälften av stratummedlemmarna till behandling och hälften till en kontrollgrupp. Rerandomiseringen görs med avseende på följande variabler som samtliga mäts under inkomståret före utskicket, 2018 (för detaljer om genomförandet, se Angelov och Johansson, 2020):
 - Ålder (år, från Skatteverkets register)
 - Utländsk utdelning (1000-tals kr, CRS-uppgifter)
 - Kapitalinkomst (1000-tals kr, ruta 7.2 i inkomstdeklarationen)
 - Inkomst av tjänst, sjukpenning, pension, m.m. (1000-tals kr, summan av beloppen i ruta 1.1, 1.2, 1.3 och 1.4 i inkomstdeklarationen)
 - Slutlig skatt (1000-tals kr, från Skatteverkets register)
 - Inkomst från utlandet (1/0, kryssruta från inkomstdeklarationen i fältet *Övriga upplysningar*).

Resultaten från stratifieringen och rerandomiseringen redovisas i Tabell 1. Som framgår av de redovisade gruppgenomsnitten är skillnaderna mellan de behandlade och kontrollgruppen små inom respektive stratum (jfr. radvis), vilket är en direkt följd av rerandomiseringen. Vidare är

andelen kvinnor större bland skattebetalare med låg efterlevnad ($83/(83 + 167) = 33\%$) än bland dem som har hög regelefterlevnad ($50/(50 + 200) = 20\%$).

4 Empirisk specifikation

Det huvudsakliga syftet med denna rapport är att mäta effekten av utskicket på regelefterlevnaden. Effekten är definierad som skillnaden i procent mellan regelefterlevnaden hos de skattebetalare som fick meddelandet och vad deras regelefterlevnad hade varit i frånvaron av utskick. För att mäta regelefterlevnaden används två olika utfallsvariabler, varav den viktigaste är logaritmen¹⁰ av den deklarerade kapitalinkomsten. Om utskicket har en påverkan på skattebetalarnas deklara-tionsbeteende förväntar vi oss att effekten realiserar sig som en ökning av utländska utdelningar i deklara-tionen. Summan av utländska utdelningar redovisas dock inte i ett separat fält i inkomstdeklara-tionen utan ska ingå i den totala summan av kapitalinkomster (ruta 7.2), och därför är kapitalinkomst den lämpligaste variabeln att mäta effekten på. Om utskicket ökar kapitalinkomsten i den inskickade deklara-tionen innebär det att regelefterlevnaden har förbättrats. Här finns ett underliggande antagande om att en ökning av den deklarerade kapitalinkomsten som kan härledas till kontrollen inte kan bero på att skattebetalaren har deklarerat ett för stort kapitalinkomstbelopp.

Förutom en eventuell ökning i kapitalinkomsten är det informativt att mäta effekten av utskicket på den slutliga skatten¹¹, vars storlek beror på bland annat den redovisade kapitalinkomsten. Under förutsättning att den statistiska precisionen är hög (det vill säga, även små effekter blir statistiskt säkerställda) och att skattebetalaren inte gör kompenserande justeringar i övriga poster i deklara-tionen, bör en eventuellt statistiskt säkerställd positiv effekt av utskicket på kapitalinkomsten även visa sig i form av en positiv statistiskt säkerställd effekt på den slutliga skatten. En potentiell positiv effekt på slutlig skatt är mer intressant ur policysynpunkt eftersom den skulle visa att utskicket leder till en ökning i skatteintäkterna. Förutsättningarna att fånga en sådan effekt i denna studie bedöms dock som relativt små eftersom utskicket omfattar få skattebetalare (vilket innebär sämre statistisk precision för en given statistisk experimentdesign) och effekten på slutlig skatt förväntas vara mycket låg. Som framgår av Tabell 1 står utländsk utdelning för endast en liten del av övriga inkomster som slutlig skatt beror av (mellan 0,8 % och 1 % av inkomst av tjänst, m.m., beroende på gruppindelning). Detta betyder att även en fördubbling av deklarerad utländsk inkomst till följd av utskicket skulle vara svår att mäta i den slutliga skatten eftersom en sådan fördubbling är liten i förhållande till övriga inkomsters naturliga variation.

I studien mäts effekten på två utfallsvariabler. Statistisk hypotesprövning av huruvida det finns en effekt av utskicket går ut på att, för var och en av utfallsvariablerna, testa nollhypotesen att det inte finns någon effekt. Innan testet genomförs behöver en så kallad signifikansnivå väljas. Signifikansnivån avgör hur troligt det är att förkasta nollhypotesen om att ingen effekt finns. Att förkasta nollhypotesen vid en given statistisk signifikansnivå innebär, enkelt uttryckt, att det finns stöd i data för en effekt på den valda signifikansnivån. Om det finns flera nollhypoteser bestäms den totala signifikansnivån av hur troligt det är att någon av dessa hypoteser förkastas om det inte finns någon effekt på något av utfallen. Att låta bli att justera signifikansnivån vid flera nollhypoteser i förhållande till fallet med endast en hypotes innebär

¹⁰ Eftersom det förekommer noll i deklarerad kapitalinkomst använder vi den så kallade IHS-transformationen. Se Angelov och Johansson (2020) för detaljer.

¹¹ Även här används IHS som en approximation av den logaritmiska transformationen.

i praktiken att ju fler utfallsvariabler vi använder för att mäta effekten av utskicket på regelefterlevnaden, desto större blir risken att vi hittar en effekt trots att en sådan effekt inte finns i verkligheten. I denna studie justerar vi för denna risk genom så kallad Bonferroni-korrigerings. Eftersom det finns två utfallsvariabler för vilka vi testat om genomsnittseffekten är statistiskt säkerställd innebär detta att vi i stället för den vanliga 5 %-signifikansnivån genomför de enskilda statistiska testerna på $5/2 = 2,5$ %-nivån. Detta val gjordes i förväg, det vill säga innan fältexperimentet genomfördes, och finns dokumenterat i en så kallad pre-analysis-studie som omnämns i Angelov och Johansson (2020).

I den statistiska effektskattningen av genomsnittseffekten används linjär regression av respektive utfallsvariabel (kapitalinkomst respektive slutlig skatt) på en kategorisk variabel för behandling (1 om behandlad och 0 annars), på variablerna som användes vid re-randomiseringen, samt samma variabler interagerade med behandlingsvariabeln. För statistisk inferens används robusta standardfel som bygger på den så kallade HC2-estimatoren för kovariansmatrisen (se MacKinnon, 2013 för detaljer). När effekten skattas separat för olika grupper använder vi en log-linjär modell vars effektskattningar tolkas procentuellt. Anledningen är att skattningar i procent är lättare att jämföra över grupper än skattningar i nivå. Motiven till den valda empiriska specifikationen inklusive valet av kovariansmatris beskrivs i detalj i Angelov och Johansson (2020).

5 Resultat

I detta avsnitt redovisas den skattade effekten av utskicket på kapitalinkomst och slutlig skatt. Först visas skattningen av genomsnittseffekten för samtliga skattebetalare som har fått utskicket och sedan visas separata effektskattningar för de fyra stratumen.

Skattningen av genomsnittseffekten av att få meddelandet på regelefterlevnaden redovisas i Tabell 2 och betecknas i tabellen som *Behandlingseffekt*. De övriga parameterskattningarna i tabellen visas endast för att indikera vilken empirisk specifikation som har använts och tolkas inte i studien. För kapitalinkomst är parameterskattningen 5 225 kr. Storleken på effektskattningen är stor i relation till föregående års genomsnittliga kapitalinkomst som ligger mellan knappt 2 000 kr och knappt 14 000 kronor i de olika stratumen (se Tabell 1). Skattningen är dock inte statistiskt säkerställd på den valda 2,5 %-nivån, och inte heller på den vanligast förekommande 5 %-nivån. Hypotestestets p-värde på 0,23 vilket innebär att nollhypotesen förkastas på 23 %-nivån; en orimligt hög nivå för att kunna dra några slutsatser. Punktskattningen för slutlig skatt ligger på -3 856 kr och är inte heller statistiskt säkerställd (p-värdet är 0,76). Effektskattningarna tyder sammantaget inte på att utskicket har haft någon genomsnittlig effekt bland samtliga skattebetalare som har fått informationsutskicket.

Som förväntat finns alltså indikationer på att utskicket har haft en positiv effekt på den deklarerade kapitalinkomsten, även om skattningen är statistiskt säkerställd på 4,3 %-nivån och inte på det mer restriktiva 2,5 %-nivån. Som diskuterades i föregående avsnitt är det inte förvånande att det saknas effekt på slutlig skatt.

Effektskattningarna som redovisades i Tabell 2 mäter den genomsnittliga effekten av utskicket i alla strata. Detta är ett rimligt mått endast under antagandet att effekten är densamma oavsett stratum. Det är dock inte troligt att detta antagande stämmer. Nedan diskuteras först vilka effektskillnader vi kan förvänta oss mellan stratumen och sedan visas separata effektskattningar för var och en av de fyra stratumen. Om resultaten visar på

Tabell 2 Resultat från skattning av genomsnittseffekten av utskicket på regelefterlevnaden

	Utfallsvariabel	
	Kapitalinkomst	Slutlig skatt
Behandlingseffekt (τ)	5,225 (4,335)	-3,856 (12,760)
Kvinna (1/0)	-6,108 (5,498)	14,356 (21,508)
Hög regelefterlevnad (1/0)	-9,768 (8,728)	34,853** (16,148)
Kvinna x Hög regelefterlevnad (1/0)	2,537 (6,595)	-15,505 (31,539)
Ålder	-0,076 (0,110)	-0,896 (0,627)
Utländsk utdelning (1000-tals kr)	0,011 (0,370)	3,973 (3,194)
Kapitalinkomst (1000-tals kr)	1,339*** (0,316)	-0,589 (1,029)
Inkomst av tjänst, m.m. (1000-tals kr)	-0,003 (0,006)	0,238*** (0,091)
Slutlig skatt (1000-tals kr)	0,008 (0,010)	0,511*** (0,188)
Inkomst från utlandet (1/0)	8,343 (7,687)	61,637 (60,878)
$\tau \times$ Ålder	0,405* (0,223)	0,681 (1,084)
$\tau \times$ Utländsk utdelning	1,034 (1,018)	-6,818* (3,856)
$\tau \times$ Kapitalinkomst	-0,739 (0,619)	0,608 (1,296)
$\tau \times$ Inkomst av tjänst, m.m.	0,025 (0,017)	0,012 (0,125)
$\tau \times$ Slutlig skatt	-0,01 (0,021)	0,023 (0,246)
$\tau \times$ Inkomst från utlandet	-9,955 (8,927)	-39,75 (71,631)
Intercept	15,860*** (5,217)	295,468*** (13,106)
Antal observationer	998	998
R ²	0,031	0,553
Adjusted R ²	0,015	0,546

Not: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01. Utfallsvariablerna avser inkomståret 2019 och är uttryckta i 1000-tals kronor. Kovariaterna har transformerats så att de har noll i medelvärde och avser inkomståret 2018. Standardfel som bygger på den robusta HC2-kovariansmatrisen visas inom parentes.

effektskillnader mellan grupperna kan denna information användas för vägledning om var resurser ska läggas om liknande utskick genomförs i framtiden. Eftersom utskicket är litet behöver skattningarna helst replikeras med ett större datamaterial i en ny studie.

Stratumindelningen i studien bygger på en kombination av två kategoriska variabler, låg/hög regelefterlevnad respektive kvinna/man, och det finns anledning att förvänta sig effektskillnader med avseende på båda dessa variabler. För det första är det rimligt att utgå från att regelefterlevnaden endast kan öka i de fall den är ofullständig. Som tidigare nämndes i avsnitt 3 är det valda måttet på tidigare regelefterlevnad trubbigt, i synnerhet när det gäller dess förmåga att mäta hög regelefterlevnad. Oaktat detta finns dock med största sannolikhet en större andel skattebetalare med närmare fullständig regelefterlevnad i gruppen med hög skattad regelefterlevnad än bland dem som har låg regelefterlevnad. Under det rimliga antagandet att tidigare regelefterlevnad (som stratumindelningen bygger på) är någorlunda positivt korrelerat med nuvarande regelefterlevnad kan vi dra slutsatsen att effekten av utskicket borde vara högre bland skattebetalare med låg regelefterlevnad än bland dem med hög.¹²

En omfattande forskningslitteratur som bygger på labbexperiment har visat att det finns systematiska könsskillnader i benägenheten att ta risker. Denna forskning visar i stort sett samstämmigt att kvinnor i genomsnitt är mer riskaverta än män (se Croson och Gneezy, 2009 samt Eckel och Grossman, 2008). Till stor del bygger labbexperimenten på en jämförelse mellan hur kvinnor och män värderar riskfyllda spel eller hur de väljer mellan spel med oftast låga insatser. I en studie där både labb- och fältexperiment ingår illustrerar Antonovics m.fl. (2009) vikten av att förstå könsskillnader när det gäller höga insatser. Förutom i riskaversion finns även en könsskillnad i finansiell förmåga (*financial literacy*): det finns tydliga belägg för att kvinnor i genomsnitt har lägre finansiell förmåga än män både i Sverige (Almenberg och Dreber, 2015) och i många andra länder (Hasler och Lusardi, 2017).

En potentiellt positiv effekt av att motta meddelandet i utskicket som studeras i föreliggande rapport kan antingen bero på förbättrad service, eller på ökad upplevd upptäcktsrisk (på grund av informationen att Skatteverket har uppgifter om utländska utdelningar). Förbättrad service kan i sin tur innebära ökad kunskap (via onlinetjänsten) om hur utländska utdelningar ska deklarerars eller att skattebetalarna blir mer välvilligt inställda till Skatteverket, och i förlängningen till att betala skatt. Givet den ovan beskrivna forskningen om könsskillnader i riskaversion och i finansiell förmåga innebär båda dessa potentiella mekanismer att effekten av utskicket i genomsnitt borde vara större bland kvinnor än bland män. Eftersom deklaration av utländsk utdelning inte kräver omfattande finansiell kunskap är det rimligt att anta att könsskillnaden i riskaversion skulle vara den mer avgörande faktorn bakom en eventuell könsskillnad i utskickets effekt. Självfallet kan det finnas andra tänkbara mekanismer än ökad upplevd upptäcktsrisk och ökad service bakom en potentiell effekt av meddelandet. Ett exempel kan vara en oavsiktlig så kallad nudge: enbart påminnelsen om att deklarerars skulle kunna ha en effekt om informationen avviker från den som Skatteverket skickar i vanliga fall. En nudge kan även trigga moraliska eller sociala överväganden. Även i det sistnämnda fallet finns anledning att tro att kvinnor i snitt borde reagera mer på utskicket. Exempelvis Fumagalli m.fl. (2010) visar en könsskillnad i moraliska överväganden, där kvinnor lägger större värde på sociala relationer och på att uppfylla andra individers förväntningar.

I Tabell 3 visas resultatet från en effektskattning i vilken effekten tillåts variera över strata. Detaljer om den empiriska specifikationen finns i Angelov och Johansson (2020). Tabellen

¹² En teknisk beskrivning av vad detta antagande bygger på finns i Angelov och Johansson (2020).

Tabell 3 Effektskattningar som tillåter effekten att variera över strata som bygger på en log-linjär modell

	<i>Låg regelefterlevnad</i>		<i>Hög regelefterlevnad</i>	
	<i>Kvinnor</i>	<i>Män</i>	<i>Kvinnor</i>	<i>Män</i>
<i>Kapitalinkomst</i>	1,41	0,504	-0,382	-0,242
<i>95 % KI</i>	[0,511; 2,308]	[-0,132; 1,141]	[-0,877; 0,112]	[-0,648; 0,164]
<i>Slutlig skatt</i>	-0,148	-0,135	-0,142	0,058
<i>95 % KI</i>	[-0,409; 0,114]	[-0,291; 0,022]	[-0,381; 0,096]	[-0,053; 0,17]

Not: Utfallsvariablerna avser inkomståret 2019 och bygger på en log-linjär modell som har skattats med hjälp Pseudo Maximum Likelihood. Behandlingseffekten kan approximativt tolkas som en procentuell effekt. Observationer som avser det högsta värdet på kapitalinkomst respektive slutlig skatt har tagits bort eftersom en enskild observation (extremvärde) påverkar resultaten avsevärt. Skattningarna i denna tabell bygger med andra ord på 997 i stället för 998 observationer. En detaljerad beskrivning av den empiriska specifikationen samt känslighetsanalyser finns i Angelov och Johansson (2020). 95 % konfidensintervall som bygger på robusta HC2-standardfel visas inom hakparentes.

visar skattningar uttryckta i procent i syfte att kunna jämföra effekter mellan strata. I strikt statistisk mening ska dessa resultat ses som beskrivande eftersom nollhypotesen om avsaknad av effekt inte förkastades på 2,5 %-nivån (se Tabell 2). För att genomföra strikta statistiska hypotestest för skillnader i effekt skulle fältexperimentet behöva upprepas med ett större utskick. Eftersom inga hypoteser testas i strikt mening i Tabell 3 redovisas inte heller statistiska signifikansstjärnor (vilka implicit innebär att hypoteser testas), utan punktskattningar i kombination med 95 % konfidensintervall. Ett 95 % konfidensintervall som inte omfattar värdet 0 i kombination med en positiv effektskattning innebär att om många hypotetiska dragningar görs så kommer 95 % av parameterskattningarna som bygger på dessa dragningar visa en positiv effekt. Ju bredare ett konfidensintervall är, desto osäkrare är skattningen i statistisk mening.

Resultaten i Tabell 3 är samstämmiga med de förväntade effektskillnaderna med avseende på regelefterlevnad och kön som diskuterades ovan. Vi ser att punktskattningarna för skattebetalare med låg regelefterlevnad är positiva och betydande för både kvinnor (141 %) och män (50 %). Kvinnor med låg regelefterlevnad, bland vilka vi förväntade oss den största effekten, är det enda stratomet där konfidensintervallet inte täcker 0, och har även den största effektstorleken. Punktskattningen för män med låg regelefterlevnad är också betydande men den statistiska precisionen är låg och skattningens konfidensintervall täcker 0. Som förväntat tyder inte de skattade effekterna bland kvinnor eller män med hög regelefterlevnad på någon positiv effekt av utskicket. Känslighetsanalyser som redovisas i Angelov och Johansson (2020) visar att skattningarna är robusta för olika specifikationer.

6 Slutsatser

Syftet med denna studie har varit att mäta effekten av att få ett digitalt meddelande på den efterföljande regelefterlevnaden. Meddelandet skickades till skattebetalare för vilka Skatteverket hade information via ett internationellt informationsutbyte (CRS) om utländska utdelningar under inkomståret 2018. Studien bygger på ett fältexperiment som gick ut på att skicka ett meddelande till en grupp av skattebetalare i mars 2020, ungefär sex veckor innan sista dagen för inlämning av inkomstdeklarationen för inkomståret 2019. Meddelandet innehöll två huvudbudskap: att Skatteverket hade fått CRS-information om att skattebetalaren hade haft utländska utdelningar och att myndigheten hade utvecklat en onlinetjänst som hjälper till med vilket belopp som ska tas upp i deklarationen.

Förutom effekten av utskicket på regelefterlevnaden har det varit av intresse att undersöka om meddelandet kan ha lett till en ökning av antalet besök till onlinetjänsten. Det har varit svårt att studera denna fråga eftersom onlinetjänsten inte kräver inloggning, vilket gör det svårt att koppla eventuella förändringar i antalet besök till utskicket. I rapporten ingår en beskrivande analys av antalet besök per dag till onlinetjänsten men denna analys går inte att sammanfatta på ett meningsfullt sätt: det är svårt att se något tydligt samband mellan utskicket och antalet appbesökare. Om denna slutsats är korrekt, det vill säga om utskicket inte ledde till ökad appanvändning, kan en potentiell positiv effekt av meddelandet rimligen inte bero på ökad information om hur utländska utdelningar ska deklarerars, eller på bättre service. I så fall skulle en effekt snarare handla om att den upplevda upptäcktsrisken har ökat hos skattebetalare med låg regelefterlevnad, rimligen till följd av meningen ”*Skatteverket har fått information från en utländsk skattemyndighet om att du kan ha haft utdelning eller ränta i utlandet under 2018.*”

De skattade genomsnittseffekterna av utskicket för alla stratum är 5 225 kr för kapitalinkomst (med ett p-värde på 0,23) och -3 856 kr för slutlig skatt (p-värde = 0,76). Resultaten tyder därmed inte på att utskicket har haft någon positiv effekt på regelefterlevnaden i genomsnitt bland samtliga skattebetalare som har fått meddelandet.

Att det saknas genomsnittseffekt sett över alla strata behöver inte nödvändigtvis betyda att det saknas effekt i var och en av stratum. I en beskrivande analys undersöks potentiella skillnader i resultat från fältexperimentet i olika strata utifrån två hypoteser. För det första förväntas effekten av utskicket vara större bland kvinnor. Denna hypotes bygger främst på en omfattande forskningslitteratur som dokumenterar en könsskillnad i riskaversion. Eftersom kvinnor är i genomsnitt mer riskaverta än män är det rimligt att förvänta sig att de reagerar mer på en ökning av den upplevda upptäcktsrisken. För det andra kan skattebetalare som redan har hög regelefterlevnad inte öka sin regelefterlevnad ännu mer och därför borde utskicket endast ha effekt bland skattebetalare med låg regelefterlevnad. När kapitalinkomst används som utfallsvariabel finns stöd i data för båda dessa hypoteser. Punktskattningarna är större för både män och kvinnor med låg regelefterlevnad jämfört med motsvarande grupp med hög regelefterlevnad. Vidare är effekten större för kvinnor jämfört med män bland skattebetalare med låg regelefterlevnad: 141 % (95 % KI: [51 %; 231 %]) jämfört med 50 % (95% KI: [-13 %; 114 %]). Det enda stratumet där konfidensintervallet för punktskattningen inte täcker noll är för kvinnor med låg regelefterlevnad och denna punktskattning var även som förväntat störst. Det är svårt att dra några slutsatser av den beskrivande analysen med slutlig skatt som utfallsvariabel, vilket ligger i linje med den genomsnittliga effekten för slutlig skatt som diskuterades i föregående stycke.

I studien används en statistisk experimentdesign som syftar till att öka skattningarnas effektivitet, det vill säga den statistiska precisionen. Angelov och Johansson (2020) visar att det finns effektivitetsvinster med den valda experimentdesignen, men begränsningen av antalet behandlade till 500 har ändå visat sig leda till vissa svårigheter att dra tydliga slutsatser av rapportens resultat. Antalet behandlade i denna studie är få i förhållande till tidigare studier på området. I exempelvis Bott m.fl. (2020) skickades brev till över 15 000 norska skattebetalare, och i ett fältexperiment där betydelsen av normer för regelefterlevnaden studerades skickade Hallsworth m.fl. (2018) brev till över 100 000 skattebetalare i Storbritannien. Anledningen till att antalet behandlade begränsades till 500, efter att tidigt i projektet ha bestämts till ungefär det tiudubbla, var bland annat att det fanns en oro för att Skatteverkets förmåga att ge god service skulle bli överbelastad av oroliga eller upprörda skattebetalare. Dessa farhågor besannades inte i verkligheten. Inför framtida undersökningar är det därför viktigt att göra en bättre avvägning av upplevda risker mot möjligheten att besvara frågor som är viktiga för ökad kunskap och en god verksamhetsutveckling.

En generell slutsats som kan dras av rapportens resultat är att uppgifter från det internationella informationsutbytet (CRS) ihop med deklaraionsuppgifter innehåller relevant information som kan användas för att bedöma regelefterlevnaden. Detta kan verka självklart men en utmaning med CRS-data har varit att uppgifterna för ett visst inkomstår inte finns tillgängliga förrän ganska sent under följande år. När CRS-uppgifterna blir tillgängliga har årets inkomstskatt redan fastställts, vilket gör det svårt att använda CRS-data och deklaraionsuppgifter som avser samma inkomstår innan årets skatt är fastställd. Studiens resultat visar dock att föregående inkomstårs skattade regelefterlevnad, som finns tillgänglig när årets deklaration har skickats in och beslut om eventuell kontroll kan tas, innehåller värdefull information om årets regelefterlevnad. Denna slutsats bygger på observationen att utskicket som studeras i rapporten påverkar regelefterlevnaden för inkomståret 2019 endast bland skattebetalare som bedömdes ha låg regelefterlevnad under inkomståret 2018, medan de som hade hög skattad regelefterlevnad föregående år påverkas inte. Med andra ord är det uppenbart att det finns en positiv korrelation över tid i regelefterlevnaden mätt med hjälp av CRS-data. Detta öppnar en möjlighet att använda uppgifterna från det internationella informationsutbytet på ett verkningsfullt sätt, även om de kommer in med ett års fördröjning.

Referenslista

- Alm, J. (2019). What Motivates Tax Compliance?, *Journal of Economic Surveys* 33(2), pp. 353–388.
- Alm, J., McClelland, G.H. och Schulze, W.D. (1992a) "Why do people pay taxes?", *Journal of Public Economics* 48(1): pp. 21–38.
- Alm, J., Cronshaw, M. B. och McKee, M. (1992b) "Tax compliance with endogenous audit selection rules", *KYKLOS*, 1, 27–45.
- Alm, J., Jackson, B., och McKee, M. (1992c) "Estimating the determinants of taxpayer compliance with experimental data", *National Tax Journal*, Vol. 45(1), pp. 107–114.
- Alm, J., Sanchez, I. och de Juan, A. (1995) "Economic and Noneconomic Factors in Tax Compliance", *KYKLOS*, vol. 48(1), pp. 3-18.
- Alm, J., McClelland, G.H. och Schulze, W.D. (1999) "Changing the Social Norm of Tax Compliance by Voting", *KYKLOS*, Vol. 52(2), pp. 141-171.
- Alm, J., Bloomquist, K.M., och McKee, M. (2017) "When You Know Your Neighbour Pays Taxes: Information, Peer Effects and Tax Compliance", *Fiscal Studies*, vol. 38(4), pp. 587–613.
- Allingham, M. G., och Sandmo, A. (1972) "Income tax evasion: a theoretical analysis", *Journal of Public Economics*, 1(3–4), 323–338.
- Almenberg, Johan och Anna Dreber. "Gender, Financial Literacy and Stock Market Participation." *Economics Letters*, 137: 140-142.
- Alstadsæter, A., Johannesen, N., och Zucman, G. (2019), Tax Evasion and Inequality, *American Economic Review*, 109(6): 2073–2103 <https://doi.org/10.1257/aer.20172043>
- Angelov, N. och Johansson, P. (2020) Using Intelligence from International Tax Cooperation to Improve Voluntary Tax Compliance: Evidence from a Swedish Field Experiment, arbetsrapport, Skatteverket.
- Becker, W., Büchner, H.-J. och Sleeking, P.P. (1987), "The impact of public transfer expenditures on tax evasion: an experimental approach", *Journal of Public Economics*, vol 34, pp. 243—252.
- Boning, W.C., Guyton, J, Hodge, R.H., Slemrod, J. och Troiano, U. (2018), "Heard it through the grapevine: direct and network effects of a tax enforcement field experiment", NBER WP 24305.
- Bott, K.M., Cappelen, A.W., Sørensen, E.Ø., och Tungodden, B. (2020) You've Got Mail: A Randomized Field Experiment on Tax Evasion. *Management Science* 66(7):2801-2819. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2019.3390>
- Burbidge, J.B., Magee, L., och Robb, A.L. (1988) Alternative Transformations to Handle Extreme Values of the Dependent Variable, *Journal of the American Statistical Association* 83(401), pp. 123–127.
- Calvet Christian, R. och Alm, J. (2014) "Empathy, sympathy, and tax compliance", *Journal of Economic Psychology*, vol. 40, pp. 62-82
- Casagrande, A., Di Cagno, D., Pandamiglio, A. och Spallone, M. (2015) "The effect of competition on tax compliance: the role of audit rules and shame", *Journal of Behavioral and Experimental Economics* vol. 59 pp. 6—110

- Chung, E. och Romano, J. P. (2013). Exact and asymptotically robust permutation tests. *Annals of Statistics*, 41(2):484–507.
- Cummings, R.G., Martinez-Vazquez, J., McKee, M. och Torgler, B. (2009) "Tax morale affects tax compliance: Evidence from surveys and an artefactual field experiment", *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 70 447–457
- Dubin, J. (2007) "Criminal Investigation Enforcement Activities and Taxpayer Noncompliance.", *Public Finance Review*, vol. 35 (4), 500–529.
- Dubin, J.A., Graetz, M.J. och Wilde, L.L. (1990) "The effect of audit rates on the federal individual income tax, 1977-1986", *National Tax Journal*, vol. 43(4), pp. 395–409 409.
- Eicker, F. (1967). Limit theorems for regressions with unequal and dependent errors. In *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, volume I, pages 59–82. University California Press, Berkeley, CA.
- Fortin, B., Lacroix, G. och Villeval, M.-C. (2007) "Tax evasion and social interactions", *Journal of Public Economics*, vol. 91, pp. 2089—2112.
- Freedman, D. A. (2008a). On regression adjustments to experimental data. *Adv. in Appl. Math.* 40 180–193.
- Fumagalli, M., R. Ferrucci, F. Mamei, S. Marceglia, S. Mrakic-Sposta, S. Zago, C. Lucchiari, D. Consonni, F. Nordio, G. Pravettoni, S. Cappa and A. Priori (2010) "Gender-related differences in moral judgments". *Cognitive Processing* vol. 11, pp. 219–226.
- Hallsworth, Michael, John A. List, Robert Metcalfe, och Ivo Vlaev. (2018) "The Behavioralist As Tax Collector: Using Natural Field Experiments to Enhance Tax Compliance," *Journal of Public Economics*, vol. 148, s. 14-31.
- Hasler, A. och Lusardi, A. (2017) *The Gender Gap in Financial Literacy: A Global Perspective*. Global Financial Literacy Excellence Center, The George Washington University School of Business
- Huber, P. J. (1967). The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions. In *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, volume I, pages 221–233. University California Press, Berkeley, CA.
- Kastlunger, B., Kirchler, E., Mittone, L. och Pitters, J. (2009) "Sequences of audits, tax compliance, and taxpaying strategies", *Journal of Economic Psychology* vol. 30 405–418
- Kleven, H.J., Knudsen, M.B., Kreiner, C.T., Pedersen, S., Saez, E., (2011) "Unwilling or unable to cheat? Evidence from a tax audit experiment in Denmark", *Econometrica*, vol. 79 (3), 651–692.
- Li, X. and Ding, P. (2019). Rerandomization and regression adjustment. To appear in *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*.
- Li, X., Ding, P., och Rubin, D. B. (2018). Asymptotic theory of rerandomization in treatment Control experiments. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 115(37):9157–9162.
- MacKinnon, J. G. (2013). Thirty years of heteroskedasticity-robust inference. In Chen, X. and Swanson, N. R., editors, *Recent Advances and Future Directions in Causality, Prediction, and Specication Analysis: Essays in Honor of Halbert L. White Jr.*, pages 437–461. Springer, New York.
- Meiselman, B. (2018), "Ghostbusting in Detroit: Evidence on nonfilers from a controlled field experiment", *Journal of Public Economics*, vol. 158, pp. 180–193.

- Morgan, K. L. och Rubin, D. B. (2012). Rerandomization to improve covariate balance in experiments. *Annals of Statistics*, 40(2):1263–1282.
- Mutz, D. C., Pemantle, R., och Pham, P. (2019). The Perils of Balance Testing in Experimental Design: Messy Analyses of Clean Data. *The American Statistician*, 73(1):32–42.
- OECD and Council of Europe (2011), *The Multilateral Convention on Mutual Administrative Assistance in Tax Matters: Amended by the 2010 Protocol*, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264115606-en>
- Ortega, D. och Sanguinetti, P. (2013) "Deterrence and reciprocity effects on tax compliance: experimental evidence from Venezuela", CAF WP 2013/08.
- Rubin, D. B. (1980). "Discussion of Basu's paper." *Journal of the American Statistical Association*, vol. 75, pp. 591–593.
- Plumley, A.H. (1996) "The Determinants of Individual Income Tax Compliance." Internal Revenue Service Publication 1916 (Rev. 11-96) Internal Revenue Service, U.S. Department of the Treasury, Washington, DC.
- Pomeranz, D. (2015) "No Taxation without Information: Deterrence and Self-Enforcement in the Value Added Tax", *American Economic Review*, vol. 105(8), pp. 2539–2569.
- Schultzberg, M. och Johansson, P. (2019) "Rerandomization: a complement or substitute for stratification in randomized experiments?", Working Paper 2019:4, Department of Statistics, Uppsala University.
- Shimeles, A., Zerfu Gurara, D, Woldeyes, F. (2017) "Taxman's Dilemma: Coercion or Persuasion? Evidence from a Randomized Field Experiment in Ethiopia", *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 107(5), pp. 420–424
- Slemrod, J., Blumenthal, M., och Christian, C. (2001) "Taxpayer response to an increased probability of audit: evidence from a controlled experiment in Minnesota", *Journal of Public Economics* 79, pp. 455–483
- Soliman, A., Jones, P. och Cullis, J. (2014) "Learning in experiments: Dynamic interaction of policy variables designed to deter tax evasion", *Journal of Economic Psychology*, vol. 40, pp. 175–186.
- Spicer, M.W. och Thomas, J.E. (1982) Audit probabilities and the tax evasion decision: an experimental approach, *Journal of Economic Psychology* vol. 2 p. 241-245.
- Tauchen, H.V., Witte, A.D. och Beron, K.J. (1993) "Tax Compliance: An Investigation Using Individual TCMP Data." *Journal of Quantitative Criminology* 9 (2), 177–202.
- Webley, P. (1987) "Audit probabilities and tax evasion in a business simulation", *Economics Letters*, vol. 25, pp. 267-270.
- White, H. (1980). Using least squares to approximate unknown regression functions. *International Economic Review*, 21(1):149–170.
- Zhang, J. L. och Johansson, P (2019). A Comparison of Methods of Inference in Randomized Experiments from a Restricted Set of Allocations Working Paper 2019:5 Department of Statistics
- Zucman, G. (2013). *The Missing Wealth of Nations: Are Europe and the U.S. net Debtors or net Creditors?*, *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, vol. 128(3), pp 1321–1364.