



Nikolay Angelov

Yuwei Zhao de Gosson de Varennes

Arbetsrapport

Datum

2022-09-20

Effekten av ett beslut om sänkt reseavdrag på regelefterlevnaden

Postadress: 205 30 MALMÖ **Telefon:** 0771-567 567

nikolay.angelov@skatteverket.se, www.skatteverket.se

Förord

Syftet med denna rapport är att studera hur ett beslut om sänkt avdrag för resor till och från arbetet (reseavdrag) under ett visst inkomstår påverkar det yrkade reseavdraget året efter.

Rapporten har författats av Nikolay Angelov och Yuwei Zhao de Gosson de Varennes på Skatteverkets analysenhet. Ett stort tack för synpunkter på tidigare utkast riktas till Thomas Aronsson och Pathric Hägglund samt till seminariedeltagare från Skatteverket och myndighetens vetenskapliga råd. Texten är en längre version av Angelov och Zhao de Gosson de Varennes (2022). I föreliggande rapport läggs större tonvikt på metodval och känsligetsanalyser. Skatteverkets analysenhet svarar för rapportens analys och slutsatser.

Sundbyberg i MM 2022

Eva Samakovlis

Chef för analysenheten

Innehåll

1	Inledning	5
2	Metod	9
3	Data	13
3.1	Population och urval	13
3.2	Data och beskrivande statistik	15
4	Resultat	17
4.1	Ärendetilldelning och instrumentets relevans	17
4.2	Effektskattningar	22
5	Slutsatser	24
	Referenser	27
	Bilaga A Förstastegsregressioner	30
	Bilaga B OLS regressioner	31
	Bilaga C IV-regressioner	32
	Bilaga D Reducerad form	34

Sammanfattning

I rapporten studeras hur ett beslut om sänkt avdrag för resor till och från arbetet (reseavdrag) under ett visst inkomstår påverkar det yrkade reseavdraget året efter. Den studerade populationen består av skattebetalare som har valts ut för kontroll av reseavdrag i deklARATIONEN av inkomst av tjänst för inkomståren 2017 och 2018. Kontrollerna har genomförts under 2018 och 2019. För att skatta effekten av beslut om sänkt avdrag används variation i olika handläggares benägenhet att fatta ett beslut om att sänka det yrkade avdraget.

De viktigaste resultaten är följande:

- Ett *beslut om sänkt reseavdrag* vid en kontrollutredning ett visst år leder till en betydande minskning av efterföljande års yrkade reseavdrag. Effekten ligger mellan -20 tkr (-44 procent) och -31 tkr (-68 procent).
- När resultaten jämförs med tidigare skattningar av effekten av kontroll av reseavdrag framgår att kontrollens utfall (det vill säga beslutet) är viktigare för regelefterlevnaden än enbart förekomsten av kontroll. Detta talar för att Skatteverkets förmåga att hitta och rätta fel är avgörande för kontrollens effekt.
- En viktig policyslutsats är därmed att en eventuell ökning av antalet kontroller i syfte att motverka felaktigt yrkade reseavdrag endast bör ske om förmågan att hitta fel hålls konstant eller höjs ytterligare. En eventuell ökning av kontrollfrekvensen utan att upprätthålla samma förmåga att hitta fel kan utgöra en ineffektiv användning av resurser.

1 Inledning

Avdraget för resor mellan bostad och arbetsplats (*reseavdraget*) är det vanligast förekommande avdraget som privatpersoner gör i inkomstdeklarationen. För åren 2014–2016 gjordes i genomsnitt 924 000 avdrag per år till ett skattemässigt värde av 5,4 mdkr per år (Skatteverket, 2019a). Reglerna ger möjlighet att dra av skäliga utgifter för arbetsresor under förutsättning att arbetsplatsen ligger på ett avstånd från bostaden som bedöms kräva ett transportmedel av något slag. Det minsta avståndet för vilket reseavdrag medges är två kilometer och i praktiken är utgångspunkten för reseavdraget att allmänna transportmedel bör användas. Om vissa förutsättningar är uppfyllda (till exempel ett avstånd på minst fem kilometer, en tidsvinst jämfört med att resa med kollektivtrafik på minst två timmar, eller avsaknad av kollektivtrafik) medges även avdrag för bilresor.

Att yrka rätt reseavdrag kan upplevas som komplicerat och i en del fall behöver skattebetalaren göra bedömningar. Även om Skatteverket erbjuder viss beräkningshjälp i form av en onlinetjänst saknas möjlighet till tredjepartsrapportering och därmed finns inte förifyllda uppgifter om reseavdrag i deklarationen. Sammantaget innebär detta att många skattebetalare yrkar ett felaktigt reseavdragsbelopp. Av de kontroller som genomfördes avseende beskattningsåren 2014 till 2016 inom den så kallade skattefelskontrollen¹ föranledde 56 procent en ändring (Skatteverket, 2019a). Endast två procentenheter av dessa var ändringar som var till fördel för skattebetalaren. Enligt Skatteverkets årsredovisning för 2021 står felaktiga reseavdrag för ungefär 80 procent av det kontrollerbara skattefelet avseende avdrag i inkomst av tjänst. Det sammanlagda skattefelet till följd av felaktigt yrkade reseavdrag bedöms således till cirka 2,3 miljarder kronor per år 2014–2016.²

Reseavdraget är sammanfattningsvis det mest betydelsefulla avdraget både i termer av skattemässigt värde och som andel av skattefelet för privatpersoner. Det är således viktigt att studera hur felaktiga reseavdrag kan motverkas på ett effektivt sätt. För närvarande saknas möjlighet att påverka felaktigt yrkade reseavdrag på annat sätt än via kontrollutredningar. En utmaning i sammanhanget är att kontroll av reseavdrag är tidskrävande, inte minst eftersom de flesta avdragen gäller bilresa, samtidigt som den genomsnittliga direkta effekten av kontrollen är relativt liten i termer av ökade skatteintäkter.

Förutom en direkt effekt i form av rättelser i den kontrollerade deklarationen kan dock skattekontroll även leda till ändrat deklaraionsbeteende bland kontrollerade skattebetalare vid deklarationen under efterföljande år. Syftet med denna rapport är att

¹Skatteverket genomför regelbundet slumpmässiga kontroller (*skattefelskontroller*) för att bedöma det så kallade skattefelet. Skattefelet är skillnaden mellan den skatt som skulle ha fastställts om alla hade redovisat sina verksamheter och transaktioner korrekt och den faktiskt fastställda skatten.

²Källa: Tabell 14 i Skatteverkets årsredovisning 2021.

studera hur ett *beslut om sänkt reseavdrag* under ett visst inkomstår påverkar det yrkade avdraget året efter bland kontrollerade skattebetalare. Den teoretiska utgångspunkten beskrivs i detalj längre fram i detta avsnitt men enkelt uttryckt förväntas ett beslut om sänkt avdrag öka den upplevda upptäcktsrisken, vilket i sin tur ökar regelefterlevnaden framöver.

För en skattebetalare som har yrkat fel avdrag kan den upplevda upptäcktsrisken betraktas som en kombination av a) risken för att bli kontrollerad och b) Skatteverkets förmåga att hitta fel vid kontrollen. När effekten av kontroll på regelefterlevnaden skattas går det inte att särskilja a) och b) eftersom kontrollens resultat (till exempel bifall eller avslag) inte ingår i effektskattningen. Att sakna kunskap om effektmekanismen utgör en viktig begränsning ur policyperspektiv. För att illustrera, anta att en studie påvisar en tydligt positiv effekt av skattekontroll på regelefterlevnaden i en population av skattebetalare med hög risk för fel. Eftersom resultatet kan bero på både a) och b) kan det vara svårt att veta hur verksamheten kan utvecklas om syftet är att motverka fel. Om a) dominerar över b) spelar förmågan att hitta fel mindre roll och antalet kontroller kan ökas till relativt låg kostnad, exempelvis genom att öka antalet handläggare som genomför kontroll utan att ställa särskilda kompetenskrav. Kontrollerade skattebetalare förväntas förbättra sin efterföljande regelefterlevnad enbart på grund av att de har blivit kontrollerade och inte på grund av att de har fått sänkta avdrag. Policyslutsatsen blir annorlunda om b) dominerar över a). I extremfallet, när enbart b) spelar roll, kan den sammanlagda upplevda upptäcktsrisken minska efter en kontroll hos skattebetalare som medvetet har yrkat för höga avdrag och inte blir upptäckta vid kontrollen. Hypotetiskt kan kontrollen ge information till en skattebetalare som har yrkat felaktiga avdrag, men som vid kontrollen inte har blivit upptäckt, att risken för upptäckt är lägre än vad skattebetalaren trodde före kontrollen. Att öka antalet kontroller utan att ställa särskilda kompetenskrav (som kan vara en optimal policy i fallet då a) dominerar över b)) kan i detta fall antingen sakna verkan, eller i värsta fall leda till försämrad regelefterlevnad. Om handläggarens förmåga att hitta och åtgärda fel och brister är avgörande för den efterföljande regelefterlevnaden kan rätt policy i stället handla om att öka antalet kontroller samtidigt som kompetensnivån hålls konstant eller höjs ytterligare.

Utgångspunkten i rapportens empiriska del är en population där samtliga har fått sina reseavdrag kontrollerade. En del av de kontrollerade skattebetalarna får beslut om sänkt avdrag. Vi vet från tidigare forskning, vilken sammanfattas längre fram i avsnittet, att skattekontroll i sig kan leda till ökad regelefterlevnad. I denna rapport studeras dock inte effekten av kontroll i sig. Vi har tyvärr ingen möjlighet att skatta totaleffekten av kontroll eftersom urvalet till kontroll som data bygger på är riskbaserat, vilket gör att effekten av kontroll inte går att skatta på ett metodologiskt trovärdigt sätt. *Behandling* definieras

således som beslut om sänkt avdrag, det vill säga med behandling avses behandling *utöver* skattekontrollen i sig. Den *effekt* som skattas definieras som genomsnittsskillnaden mellan den observerade regelefterlevnaden efter kontroll och beslut om sänkt reseavdrag, och vad regelefterlevnaden hade varit om skattebetalaren hade blivit kontrollerad men inte hade fått sänkt avdrag.

Den efterföljande regelefterlevnaden observeras inte direkt eftersom det skulle kräva att samtliga behandlade och obehandlade skattebetalare kontrolleras, exempelvis året efter. I rapporten mäter vi i stället regelefterlevnaden som antingen det yrkade avdraget i kronor året efter kontrollen, eller som en kategorisk variabel som har värdet 1 om individen har yrkat avdrag året efter och 0 annars. Det underliggande antagandet är att förbättrad regelefterlevnad till följd av beslutet om sänkt avdrag förväntas komma till uttryck i form av en minskning i (eller avsaknad av) yrkat avdrag året efter. Med andra ord: i den mån besluten har någon beteendeffekt borde beslutet leda till att avdragen är i snitt lägre (eller uteblir) året efter beslutet än vad de hade varit i frånvaro av beslut, bland skattebetalare som hade yrkat för höga avdrag.

Vi känner inte till någon tidigare studie inom skatteforskningslitteraturen som direkt mäter effekten av ett beslut om sänkt avdrag på regelefterlevnaden. Det finns dock en tydlig koppling till den tidigare forskningen. För att sätta studien i ett sammanhang redogör vi först kort för två närbesläktade forskningsområden, innan vi snävar in till de mest relevanta studierna. Den teoretiska grunden för denna forskning finns i Allingham och Sandmo (1972) som utvecklade en modell i vilken ett av 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.³ Under det tidiga 1990-talet började även observationsdata användas. Revisionsprogrammet TCMP⁴ i 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

³I ett tidigt experiment av Spicer och Thomas (1982) varierades upptäckts sannolikheten, 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. (1992a, 1992b, 1992c, 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).

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

⁵Dubin 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).

⁶Se 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).

I en närliggande forskningslitteratur studeras effekten av att bli kontrollerad på den efterföljande regelefterlevnaden. Denna litteratur har en tydlig koppling till de ovan nämnda studierna eftersom det är rimligt att studera effekten av kontroll i en teoretisk modell där regelefterlevnadsbeslutet styrs av bland annat den upplevda upptäcktsrisken. Det är ovanligt att bli kontrollerad och därför tillför själva händelsen viktig ny information till skattebetalaren, vilket gör att den upplevda upptäcktsrisken ökar (Kleven m.fl., 2011). Detta leder i sin tur till att den efterföljande regelefterlevnaden förväntas öka. Teorins prediktion stöds av ett antal studier från det senaste decenniet. Kleven m.fl. (2011) fann att slumpmässig revision bland danska skattebetalare leder till förbättrad regelefterlevnad året efter revisionen. Gemmel och Ratto (2012) hittade positiva effekter av skattekontroll bland skattebetalare som hade dålig regelefterlevnad, och negativa effekter bland dem som hade god regelefterlevnad. Beer m. fl. (2015) hittade liknande resultat med data från USA. Advani m. fl. (2019) skattade effekten av slumpmässiga revisioner i Storbritannien och fann att revisioner ökade den slutliga skatten under åtminstone fem år efter genomförandet, och att resultaten drevs av skattebetalare med dålig regelefterlevnad. En viktig faktor bakom förbättringen i regelefterlevnaden var enligt studien att revisionerna gav skattemyndigheten information om storleken på företagens mer permanenta inkomstkällor. Vetskapen om att myndigheten har fått denna information ledde i sin tur till att företaget angav korrekta värden i sina framtida deklARATIONER. Slutligen har Skatteverket (2019b) skattat en positiv effekt av skattekontroll på den efterföljande regelefterlevnaden, mätt som en minskning i yrkade avdrag framöver. Reseavdrag utgjorde den största posten bland de studerade avdragen i studien. Effekten av kontroll ett visst år på yrkade avdrag (där alltså reseavdrag inte är den enda posten) skattas till cirka -21 procent.⁷

Det är i detta sammanhang som den uppmätta effekten i föreliggande rapport ska ses. Som nämnt ovan mäter vi effekten av ett beslut om sänkt avdrag. Denna skattning ligger närmast till Kleven m.fl. (2011) som i en delanalys skattar effekten av att revisionen leder till en inkomstjustering av skattebetalarens totala inkomst (*audit adjustment*) på sannolikheten att den totala deklarerade inkomsten året efter ökar. Kleven m.fl. finner en effekt på cirka 0,89 procentenheter eller cirka 4,7 procent (Tabell V, panel A2). Att skatta effekten av beslut om sänkt reseavdrag är en utmaning eftersom beslutet givetvis inte är slumpmässigt, utan beror på observerade såväl som icke-observerade ärendeegenskaper. Exempelvis skulle en jämförelse av regelefterlevnaden hos kontrollerade skattebetalare som har fått respektive inte fått beslut om sänkt reseavdrag vara missvisande och innehålla betydande statistisk skevhet om det tolkas som mått på effekten av att få sänkt reseavdrag. I denna rapport konstanthålls observerbara och icke-observerbara ärendeegenskaper med hjälp av en

⁷Se Figur 4-2 och 4-1 i rapporten.

metod som enkelt uttryckt återskapar en slumpmässig tilldelning av beslut. För detta ändamål används instrumentalvariabelskattning (IV) där handläggarnas skattade *mildhet* används som instrument. Med mildhet avses benägenheten att fatta ett mildt beslut i reseavdragsärenden, vilken skattas med hjälp av fattade beslut i alla reseavdragsärenden förutom det aktuella. Inspirationen kommer från empiriska forskningsstudier som använder skillnader i olika domares benägenhet att fria snarare än fälla (*judge leniency* på engelska) som instrument för att skatta effekten av olika typer av domarbeslut på framtida utfall.

Metoden har inte tillämpats tidigare i regelefterlevnadslitteraturen, och inte på något område med svenska data enligt vad vi känner till. Myndighetshandläggares betydelse för olika utfall har dock studerats med svenska data. Granqvist, Hägglund och Jakobsson (2017) studerar exempelvis betydelsen av vilken attityd som handläggare på Försäkringskassan har till reglerna i sjukförsäkringssystemet och om de upplever uppställda verksamhetsmål som legitima, för hur fort sjukskrivna individer vars ärenden de hanterar övergår till arbete. Författarna finner att en positiv attityd till reglerna ökar övergången från sjukfrånvaro till arbete med cirka 3 procent, mätt som skillnaden mellan den fjärdedel av handläggarna som är mest positiva till reglerna och den fjärdedel som är minst positiva. På motsvarande sätt ökar en positiv attityd till befintliga rehabiliteringsmetoder övergången till arbete med 2,5 procent. Lagerström (2011) utnyttjar slumpmässig tilldelning av handläggare till arbetsökande på Arbetsförmedlingen och finner att sannolikheten att en ökning av handläggarens matchningsförmåga med en standardavvikelse hänger samman med en ökning av chansen att få ett arbete med 13 procent.

Rapporten är disponerad som följer. I nästa avsnitt beskrivs den valda metoden och data beskrivs i avsnitt 3. Resultaten redovisas i avsnitt 4 och avsnitt 5 sammanfattar.

2 Metod

I metodgenomgången används standardterminologin från effektskattningslitteraturen. Behandlingsvariabeln för individ i kallas B_i som står för *beslut om sänkt reseavdrag*, och definieras som $B_i = \mathbf{1}[\text{individ } i \text{ har fått beslut om sänkt reseavdrag}]$, där $\mathbf{1}[\cdot]$ har värdet 1 om uttrycket inom parentes är sant och 0 annars. Utgångspunkten för analysen är följande regression:

$$Y_i = \alpha + \beta B_i + \boldsymbol{\theta} \mathbf{X}_i + u_i, \quad (1)$$

där Y_i betecknar individens regelefterlevnad efter skattekontrollen, \mathbf{X}_i är en uppsättning individ- och ärendeegenskaper och u_i är en felterm. Parametern av intresse, β , mäter effekten av ett beslut om sänkt reseavdrag på individens efterföljande regelefterlevnad. Om Y_i betecknar yrkat reseavdrag året efter är vår grundhypotes att

$\beta < 0$. Logiken bakom hypotesen är följande. Att en skattebetalare får sänkt avdrag ett visst deklarationsår ($B_i = 1$) tyder på att det yrkade avdraget var för högt. Detta tyder i sin tur på ett avsiktligt eller oavsiktligt fel i deklARATIONEN. Att felet upptäcks innebär att det rättas till i årets deklARATION, men det kan även innebära att skattebetalarens deklARATIONsbeteende ändras framöver. Felaktigt yrkade avdrag korrelerar troligen positivt över tid på individnivå, det vill säga att individer som yrkar fel avdrag ett visst år tenderar att göra det även nästkommande år. Om så är fallet, och om ett för högt avdrag upptäcks och rättas till vid kontrollen år t , kan skattebetalaren komma att justera ner sitt avdrag år $t + 1$ så att det är korrekt eller åtminstone närmare det sanna värdet. En möjlig anledning till att beteendet ändras på detta sätt kan vara att skattebetalare som har gjort omedvetna fel lär sig i och med det sänkta avdraget vad det korrekta avdraget är. En annan möjlighet är att den upplevda upptäcktsrisken ökar, vilket kan leda till att skattebetalare som fuskar medvetet minskar sitt fusk.

Att skatta β direkt i (1) leder med största sannolikhet till statistisk skevhet eftersom det är rimligt att anta att det finns icke-observerade individ- eller ärendeegenskaper (dvs. sådana som inte ingår i \mathbf{X}_i) som korrelerar med B_i . För att komma runt detta estimeringsproblem använder vi ett instrument som skapar exogen variation i B_i . Instrumentet mäter handläggarens *mildhet*, dvs. benägenheten att fatta ett mildt beslut i reseavdragsärenden. Begreppet mildhet definieras enklast med hjälp av ett hypotetiskt exempel. Anta att två handläggare, h_1 och h_2 , får ett och samma ärende i med individ- och ärendeegenskaper \mathbf{X}_i och behöver fatta beslut i ärendet ($B_i = 1$ eller 0). Om h_2 är mildare än h_1 kommer sannolikheten att h_1 fattar beslut om sänkt avdrag att vara högre än motsvarande sannolikhet för h_2 , givet en viss uppsättning av individ- och ärendeegenskaper \mathbf{X}_i . Inspirationen att använda handläggarnas mildhet som ett instrument kommer från en forskningslitteratur som använder skillnader i olika domares benägenhet att fria snarare än fälla (*judge leniency* på engelska) som instrument för att skatta effekten av olika typer av domarbeslut på framtida utfall.⁸ Följande ekvation beskriver förhållandet mellan handläggarens beslut i ärende i (B_i) och inversen av handläggarens mildhet (Z_i) samt ärendespecifika egenskaper (\mathbf{X}_i):

$$B_i = c + \gamma Z_i + \delta \mathbf{X}_i + \varepsilon_i. \quad (2)$$

Parametern av intresse β skattas med 2SLS med ekvation (2) som första steg och (1) som andra steg. Vid skattningen identifieras effekten av ett beslut om sänkt reseavdrag på individens framtida regelefterlevnad för de individer där beslutet hade kunnat bli

⁸Se Kling (2006), Maestas m.fl. (2013), French och Song (2014), Dahl m.fl. (2014) och Dobbie m.fl. (2018). Liknande metodupplägg har använts i andra sammanhang. Exempelvis skattar Doyle m.fl. (2015) effekten av sjukhusutgifter på patienternas mortalitet genom att utnyttja ambulansföretags varierande preferenser för dyra respektive billiga sjukhus i USA. Farre-Mensa m.fl. (2020) skattar effekten av att få ett patentgodkännande på företagets framtida tillväxt genom att utnyttja skillnader mellan olika patenthandläggares benägenhet att godkänna patent som instrument.

annorlunda med en annan handläggare. Det blir med andra ord svårt att uttala sig om ärenden där ett sänkt avdrag orsakas av andra anledningar (t.ex. ändrade incitament) än handläggares mildhet. Mer generellt gäller att effektskattningarna saknar extern validitet, det vill säga resultaten kan inte extrapoleras till en annan population än den studerade. Exempelvis kan vi inte dra slutsatser om vilken effekt som sänkt reseavdrag skulle få för skattebetalare som inte ingår i samma typ av urval som de studerade skattebetalarna. Detta är en relevant begränsning eftersom urvalet som används i studien är ett så kallat riskurval, vilket innebär att den studerade populationen bedöms ha högre risk för felaktiga avdrag än övriga skattebetalare med reseavdrag.

Vi följer den tidigare forskningslitteraturen om *judge leniency* när det gäller definitionen av handläggarnas mildhet och utgår från handläggarnas samtliga beslut, förutom det aktuella ärendet. För enkelhets skull definierar vi instrumentet Z_i är inversen av handläggarens mildhet. Värdet av Z_i beräknas i två steg. Varje ärende i är kopplat till en handläggare j och i ett första steg beräknas genomsnittet av handläggarens samtliga beslut förutom i :

$$H_i = \frac{1}{N_j - 1} \sum_{k \neq i}^{N_j - 1} B_k, \quad (3)$$

där k betecknar ärenden som är skilda från ärende i , H_i är handläggarens genomsnittliga beslut i samtliga ärenden utom ärende i och N_j är handläggarens totala antal ärenden. Detta brukar benämnas som ett *leave-out*-mått i litteraturen och vi har $H_i \in (0, 1)$ per definition. Ett värde nära noll ska tolkas som att handläggaren i stort sett aldrig beslutar om sänkt avdrag (dvs. att handläggarens mildhet är väldigt hög) medan ett värde nära ett betyder att handläggaren har väldigt låg mildhet och i stort sett alltid beslutar om sänkt avdrag. Det förekommer inga fall av skattebetalare som har kontrollerats mer än en gång i datamaterialet.⁹

I det andra steget vid beräkningen av Z_i tas hänsyn till att randomiseringen av ärenden till handläggare sker vid ett visst datum eller period på kontorsnivå. Detta innebär att om H_i används som instrument direkt (som i t.ex. Kling, 2006) finns en risk att selektion av handläggare påverkar resultaten. Sådan selektion skulle exempelvis kunna bero på att vissa kontor har tillfällig resursbrist och därmed saknar tillräckligt många kvalificerade handläggare, vilket leder till att ärenden skickas till mer ovana handläggare, eller att motsatsen (relativ överkapacitet) gäller för något kontor. Ärendetilldelningen blir då inte slumpmässig sett över hela landet och för hela den undersökta perioden, men betingat på kontor och datum kan den betraktas som i praktiken slumpmässig. För att ta hänsyn till detta definierar vi således Z_i som

⁹Som framgår av Tabell 1 finns även handläggare med endast två ärenden med i analysen. I en känslighetsanalys har vi skattat effekten av beslut om sänkt avdrag för en population där handläggarna har haft minst fem ärenden och får liknande resultat. Skattningarna kan fås av författarna på begäran.

residualen från följande regression:¹⁰

$$H_i = a + \sum_{l=1}^L \sum_{m=1}^M \zeta_{lm} d_i^l \times d_i^m + \eta_i, \quad (4)$$

där $d_i^l = \mathbf{1}$ [ärende i har tilldelats kontor l], $d_i^m = \mathbf{1}$ [individ i har tilldelats månad m], ζ_{lm} är en uppsättning parametrar som avser kontor $l = 1, 2, \dots, L$ och månad $m = 1, 2, \dots, M$, och η_i är regressionens felterm. Instrumentet, det vill säga inversen av handläggarens skattade mildhet, definieras som

$$Z_i = \hat{a} + \hat{\eta}_i \quad (5)$$

där normeringen med \hat{a} inte spelar roll för 2SLS utan används av pedagogiska skäl.

Två viktiga antaganden behöver vara uppfyllda för effektidentifikation med den valda metoden. För det första behöver tilldelningen av handläggare till ett visst ärende i praktiken vara så gott som slumpmässigt. Om handläggare med lågt Z_i endast har hand en viss typ av ärenden (t.ex. lätta ärenden) kommer effektskattningen att vara statistiskt skev. Handläggartilldelningen diskuteras i detalj i avsnitt 3.1. Det andra antagandet brukar kallas för *exkluderingsvillkoret* och innebär att handläggarens beräknade mildhet endast får påverka regelefterlevnaden via behandlingsvariabeln. Det får med andra ord inte förekomma direkt påverkan av Z_i på Y_i när B_i och \mathbf{X}_i hålls konstanta. Ett möjligt hot mot detta antagande skulle till exempel kunna vara om en handläggare med högt Z_i (det vill säga en relativt sett mindre mild handläggare) som har tagit ett visst beslut i ett ärende har kunnat påverka skattebetalarens regelefterlevnad även via en direkt kontakt med skattebetalaren. Om handläggare med högt Z_i även tenderar att ha ett hårdare tonläge i skrift eller tal kan det potentiellt leda till att effekten inte enbart går via B_i utan även direkt från Z_i . Exkluderingsvillkoret går inte att testa direkt med hjälp av tillgängliga data. I avsnitt 3.1 diskuteras hur troligt det är att villkoret håller givet hur handläggningen går till.

Förutom dessa två antaganden behöver instrumentet vara relevant för behandlingsvariabeln när vi har justerat för \mathbf{X}_i . Detta går att testa direkt med data, vilket görs längre fram i avsnitt 4.1.

¹⁰En liknande residualbaserad definition av mildhet används även i Dahl m.fl. (2014) och Dobbie m.fl. (2018).

3 Data

3.1 Population och urval

Den empiriska analysen bygger på en population av 9 359 privatpersoner som har valts ut för kontroll av avdrag för resor till och från arbetet (reseavdrag) i deklARATIONEN av inkomst av tjänst för inkomståren 2017 och 2018. Kontrollerna har genomförts under 2018 och 2019. Skattebetalarna som ingår i analysen har blivit granskade på grund av att deras deklARATIONER har hamnat i riskbaserade urval för reseavdrag. Syftet med urvalen är att identifiera skattebetalare med högre risk att begära reseavdrag som de inte är berättigade till. Urvalet leder till ett antal *träffar*, det vill säga ett antal skattebetalare vars begärda reseavdrag enligt det datorbaserade urvalet ska granskas av handläggare. Granskningen genomförs i form av så kallad *skrivbordskontroll*. Kontrollen inleds vanligtvis med att handläggaren skickar en skriftlig fråga till skattebetalaren och ber om underlag som styrker det begärda reseavdraget. Handläggaren granskar sedan det inskickade underlaget på sin arbetsplats. Kommunikationen sker till en början via e-post och i en del fall förekommer även telefonsamtal längre fram under den pågående granskningen. Inget fysiskt möte äger rum mellan handläggaren och skattebetalaren.

Processen som leder till kontroll av reseavdrag sker i tre steg. I ett första steg genomförs ett centralt urval av urvalsanalytiker. Urvalet bygger på förhandsbestämda riskindikatorer och data till beräkning av riskindikatorerna hämtas från Skatteverkets register. I ett första steg skickas träffarna till en inkorg för ärendehantering och utifrån tillgängliga resurser fördelas ärendena först mellan två större organisatoriska enheter (så kallade skatteområden) och sedan mellan mindre så kallade skatteenheter inom varje skatteområde. Ärendetilldelningen av reseavdrag som ska granskas sker inte enligt någon geografisk princip. Med skatteområde avses här inte en geografisk indelning utan en organisatorisk indelning inom Skatteverket. De två skatteområdena hanterar beskattning av privatpersoner samt av små och medelstora företag. Skatteområdena är en del av Skatteavdelningen och finns representerade på samtliga orter där Skatteavdelningen har verksamhet. Även om skatteenheter fysiskt finns i olika delar av landet hanterar handläggare på en viss skatteenhet ärenden från hela landet. De som i praktiken genomför tilldelningen av ärenden till område och sedan enhet är antingen chefer eller så kallade samordnare.

I ett tredje steg plockar handläggarna ärenden från en befintlig, gemensam lista på respektive skatteenhet. Givet den valda metoden i rapporten finns en risk att handläggare väljer strategiskt eller åtminstone på ett systematiskt sätt. Ett potentiellt hot mot identifikationsstrategin är att handläggare som vi i data har bedömt som *mindre milda* har valt ärenden med *hög risk för fel*. Den typen av beteende skulle exempelvis kunna förekomma om det skulle finnas incitament (exempelvis incitament

kopplade till karriärsutveckling) att välja ärenden med hög risk för fel och om mindre milda handläggare är bättre på att göra en förhandsbedömning av risken för fel. Det krävs med andra ord både drivkrafter och förmåga att välja strategiskt. Det finns inget definitivt sätt att ta reda på om sådant strategiskt beteende förekommer. Ett sätt att undersöka frågan är att skatta korrelationen mellan handläggarens estimerade mildhet i tidigare ärenden och den granskade skattebetalarens individegenskaper. Om det förekommer korrelationer kan det vara ett tecken på att handläggarna väljer strategiskt. En sådan analys genomförs längre fram i rapporten.

Ett annat sätt att närma sig frågan är att noggrant undersöka handläggarnas incitament att välja ärenden på ett systematiskt sätt samt att studera hur processen går till när handläggare väljer ärenden. Vi har undersökt detta genom att fråga personer som har god insikt i ärendetilldelningen och handläggarnas arbetssituation. Valet av ärenden beskrivs nedan. Typiskt sett har handläggarna även andra uppgifter än granskning av reseavdrag. När de får tid över till att arbeta med granskning av reseavdrag öppnar de listan och påbörjar granskning av ett ärende. När handläggarna väljer ärende för granskning ser de väldigt lite information på skärmen: endast ett belopp med begärt avdrag. Det är därmed svårt även för en erfaren handläggare att i det steget välja enligt någon viss princip. Enligt de uppgifter vi har fått är det enda sättet för handläggaren att få en någorlunda säker indikation på om ärendet har hög eller låg risk för fel jämfört med övriga ärenden, att kontakta skattebetalaren och göra en bedömning efter kontakten. Detta innebär dock per definition att en granskning redan har påbörjats. Med andra ord går det inte att välja bort ärenden efter detta första steg.

Vidare saknar handläggarna incitament att exempelvis välja ärenden som förväntas resultera i stor andel med sänkta avdrag, eller någon liknande princip. Anledningen är att andel sänkta avdrag inte finns med som en faktor när handläggarnas arbetsinsats ska bedömas; denna andel beräknas inte på handläggarnivå vid den ordinarie uppföljningen av verksamheten. Kvaliteten i beslutet följs däremot upp på det sättet att beslutet kan läsas i efterhand av den överordnade chefen. Det är oklart vad detta innebär i praktiken. Enligt den information som vi har fått skulle detta, å ena sidan, innebära att handläggarna strategiskt kan välja svåra ärenden för att kunna visa upp en god arbetsinsats. Å andra sidan finns starka incitament att tömma inkorgar fort och komplexa ärenden kan av det skälet vara mindre sannolika att välja. Därtill är det inte självklart att komplexa ärenden eller ärenden med hög risk för fel nödvändigtvis resulterar i beslut som kan anses hålla god kvalitet. Förutom att det är långtifrån självklart att komplexa ärenden är att föredra kan det dessutom vara svårt att enbart utifrån belopp och begärt avdrag välja sådana ärenden. Visserligen kan det möjligen finnas andra sätt att få en bild av ärendets komplexitet med hjälp av extra uppgifter, men informationsvärdet är återigen oklart. Ett exempel är om skattebetalaren har gjort många avdrag. Många avdrag kan innebära att

granskningen blir mer komplicerad och arbetskrävande. Det kan dock lika gärna innebära att granskningen i själva verket blir lättare eftersom vissa skattebetalare testar att göra avdrag i flera deklarationsrutor och sedan låter bli att svara när Skatteverket kontaktar dem.

Diskussionen ovan har mest handlat om vilken eventuell förmåga och incitament som erfarna handläggare kan ha att välja ärenden strategiskt. Vår bedömning utifrån den information vi har fått är att det saknas både incitament och praktiskt möjlighet för handläggarna att välja ärenden som bedöms som mer sannolika att få sänkt avdrag. En stor del av reseavdragsärendena hamnar dessutom hos sommargranskare. Dessa är i regel oerfarna och vi bedömer att deras incitament eller förmåga att välja ärenden strategiskt är ännu lägre än vad som är fallet bland mer erfarna handläggare.

I avsnitt 2 diskuterades även det så kallade exkluderingsvillkoret som innebär att handläggares skattade mildhet endast får påverka regelefterlevnaden via behandlingsvariabeln. Om handläggare med högt Z exempelvis tenderar att ha ett hårdare tonläge vid kontakten med skattebetalaren skulle Z potentiellt kunna påverka regelefterlevnaden även indirekt via tonläget. Även om det inte går att utesluta att den typen av påverkan kan förekomma bedömer vi risken som låg. Kommunikation med skattebetalaren kan ske på två sätt: skriftligt och i vissa fall via telefon. Det förekommer inga fysiska möten mellan handläggaren och skattebetalaren. Den viktigaste skriftliga kommunikationen sker i form av en initieff *förfrågan* som skickas till skattebetalaren och ett skriftligt *beslut* när ärendet är avslutat. Textinnehållet i förfrågan respektive beslutet styrs av tydliga stödtexter. Stödtexterna innehåller färdiga formuleringar som handläggarna använder i sin kommunikation, och möjligheterna att avvika med exempelvis ett hårdare tonläge jämfört med stödtexten är små. Sammantaget bedömer vi risken för att exkluderingsvillkoret fallerar på grund av skriftlig kommunikation som låg, men tyvärr saknas möjligheten att studera frågan vidare utan tillgång till de skriftliga korrespondensmaterialen. Vi saknar dessutom ytterligare ett instrument förutom det som bygger på beslut om sänkta avdrag, vilket gör det omöjligt att undersöka instrumentets exogenitet med hjälp av till exempel ett Sargan-test.

3.2 Data och beskrivande statistik

Samtliga uppgifter som används i studien hämtas från Skatteverkets dataregister (*Informationslagret*). För varje kontrollerad skattebetalare finns data över inkomstår för den genomförda kontrollen, vilket beslut som kontrollen resulterade i (oförändrat eller sänkt avdrag), och en slumpmässigt vald bokstavskombination som betecknar varje handläggare.

Som utfallsvariabel används begärt reseavdrag ett år efter avslutad kontroll. Det begärda reseavdraget används både direkt, uttryckt i kronor, och som en kategorisk

variabel som har värdet 1 om skattebetalaren har begärt reseavdrag året efter och 0 annars.

Vidare används bakgrunds- och deklarationsuppgifter på individnivå för att skapa följande kontrollvariabler: kön, ålder, tjänsteinkomst, folkbokförd i ett storstadsområde (det vill säga om personen är bosatt i storstadsområdena Stockholm, Göteborg eller Malmö), samt om skattebetalaren är en förstagångsyrkare (det vill säga om det begärda reseavdraget är det första under de senaste tre åren). Valet av kontrollvariabler har skett med hänsyn tagen till deras potentiella påverkan på regelefterlevnadsbeteendet. Vi saknar tyvärr tillgång till fler demografiska variabler (som till exempel utbildningsnivå) och har inte heller tillgång till uppgifter om avståndet mellan hemmet och arbetsplatsen, eller liknande mått.

I Tabell 1 beskrivs de data som används i analysen. Av de kontrollerade skattebetalarna är 35 procent kvinnor. Andelen är lägre än andelen kvinnor bland samtliga skattebetalare som yrkar reseavdrag som var 43 procent för inkomståren 2017 och 2018. Som nämntes i avsnitt 3.1 är urvalet riskbaserat vilket innebär att det inte är representativt för populationen av alla som har yrkat reseavdrag. Genomsnittsåldern bland skattebetalarna är cirka 42 år (44 år bland alla som hade yrkat reseavdrag) och 83 procent bor i något av storstadsområdena Stockholm, Göteborg eller Malmö (41 procent för samtliga reseavdragsyrkare). Sammantaget är män samt personer som bor i ett storstadsområde tydligt överrepresenterade i riskurvalet, medan skillnaden med avseende på genomsnittsålder är marginell.

Det begärda reseavdraget var i genomsnitt cirka 46 tkr och efter kontrollen beviljades i snitt cirka 22 tkr i reseavdrag. Det innebär en sänkning av det yrkade avdraget med cirka 24 tkr vilket är cirka 52 procent. Det yrkade avdraget sänktes i en betydande majoritet av de granskade ärendena (69 procent). Den genomsnittliga skattemässiga justeringen som de sänkta avdragen innebar (betecknat som ΔS i Tabell 1) var minst lika stort som 10 procent av ett prisbasbelopp i 59 procent av de granskade ärendena. När det gäller handläggarna har vi endast tillgång till information om vilket beslut de har tagit i respektive ärende, deras antal (496) och antalet ärenden per handläggare (i genomsnitt 19 ärenden).

Tabell 1: Beskrivande statistik

	Medel	Std.av.	Min	Q_1	Q_3	Max
<i>Kontrollerade skattebetalare</i>						
Kvinna (1/0)	0,35	0,48				
Ålder (år)	41,71	12,75	19	31	52	86
Tjänsteinkomst (tkr)	361,29	149,00	37,44	274,19	422,3	2628,18
Förstagångsyrekare (1/0)	0,4	0,49				
Bor i ett storstadsområde (1/0)	0,83	0,38				
Innehav av bil (1/0)	0,8	0,4				
Begärt reseavdrag (tkr)	45,88	16,49	0	34,19	54,11	120,25
Beviljat avdrag (tkr)	22,35	21,9	0	0	37,17	101,15
Ändring i avdraget (tkr)	-23,52	22,19	-100	-38,25	0	71,81
$\Delta S \geq 10\% \times PBB$ (1/0)	0,59	0,49				
Sänkt avdrag (1/0)	0,69	0,46				
Antal skattebetalare	9 359					
<i>Handläggare</i>						
Antal ärenden per handläggare	18.87	25.51	2	4.75	24	260
Antal handläggare	496					

Not: Beteckningen 1/0 innebär att variabeln är kategorisk, det vill säga har värdet 1 om ett visst villkor är uppfyllt och 0 annars. Q_1 och Q_3 avser den lägre och övre kvartilen. ΔS betecknar skattemässig ändring i kronor och PBB står för prisbasbelopp som är 44 800 kr för 2017 och 45 500 kr för 2018.

4 Resultat

I detta avsnitt redovisas studiens resultat. I första delavsnittet diskuteras om ärendetilldelningen kan betraktas som i det närmaste slumpmässig samt instrumentets relevans för behandlingsvariabeln. Effektskattningarna redovisas i avsnitt 4.2.

4.1 Ärendetilldelning och instrumentets relevans

Som nämndes i avsnitt 2 kräver den valda metoden att tilldelningen av handläggare kan betraktas som i det närmaste slumpmässig. I Tabell 2 undersöks om tilldelningen av ärenden kan betraktas som så gott som slumpmässig. Tanken är att först visa sambanden mellan *beslutet* att en skattebetalare får sänkt avdrag och ett antal variabler som bedöms kunna påverka handläggarens beslut. Om variablerna är relevanta för beslutet förväntar vi oss att sambanden ska vara statistiskt signifikanta. Sedan visar vi motsvarande samband

Tabell 2: Informellt test för slumpmässig ärendetilldelning

	Beroendevariabel		
	B	Z	$\mathbf{1}[Z > \text{median}(Z)]$
	(1)	(2)	(3)
Kvinna (1/0)	-0,032*** (0,010)	-0,004 (0,004)	-0,007 (0,014)
Ålder (år)	-0,002*** (0,0004)	0,0001 (0,0002)	0,001 (0,001)
Tjänsteinkomst (tkr)	-0,0004*** (0,0001)	-0,00001 (0,00002)	- 0,00002 (0,0001)
Förstagångsyrekare (1/0)	0,070*** (0,010)	-0,0001 (0,005)	- 0,010 (0,026)
Hemvist i storstad (1/0)	0,129*** (0,019)	0,013** (0,006)	0,013 (0,024)
Begärt reseavdrag (tkr)	0,004*** (0,0004)	0,0002 (0,0002)	0,0002 (0,001)
Innehav av bil (1/0)	-0,061*** (0,010)	-0,003 (0,004)	0,0005 (0,013)
<i>Intercept</i>	0,630*** (0,024)	0,492*** (0,033)	0,456*** (0,372)
<i>Antal obs.</i>	9 359	9 359	9 359
<i>Justerat R^2</i>	0,066	0,002	0,004

Noter: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. B avser beslut om sänkt avdrag och Z mäter inversen av handläggarens mildhet avseende sänkt avdrag. Se avsnitt 2 för variabeldefinitioner. Variablerna ålder, tjänsteinkomst (tkr) samt begärt reseavdrag (tkr) är omdefinierade som skillnader mellan individens värde och medelvärden för hela analyspopulationen. Beteckningen 1/0 betyder att variabeln är kategorisk, det vill säga har värdet 1 om villkoret i variabelbeskrivningen är uppfyllt och 0 annars.

mellan *instrumentet* för sänkt avdrag, och samma variabler som ovan. Om tilldelningen av ärenden är i det närmaste slumpmässig bör inte sambanden här vara statistiskt signifikanta.

Som väntat är parameterskattningarna för besluten i kolumn (1) i Tabell 2 statistiskt signifikanta. Parameterskattningarna ska tolkas allt annat lika, det vill säga de mäter sambandet mellan en viss variabel och beslutet när övriga variabler hålls konstanta. Sambanden som mäts ska inte tolkas som effekter utan som korrelationer, eller något mer precist, partiella korrelationer betingat på övriga variabler. Utifrån skattningarna i kolumn (1) ser vi att det är vanligare med sänkt avdrag bland skattebetalare som bor i något av storstadsområdena. Parameterskattningen i kolumn (1) är 0,129. Enkelt uttryckt betyder detta att när övriga variabler hålls konstanta är sannolikheten att få beslut om sänkt avdrag cirka 13 procentenheter högre bland de som bor i ett storstadsområde jämfört med övriga. I interceptet i kolumn (1) visas andelen som får sänkt avdrag i en referensgrupp. Givet variablernas definition består referensgruppen av män med genomsnittsålder, genomsnittlig tjänsteinkomst, genomsnittliga begärda avdrag, som inte är förstagångsyrekare, inte bor i ett storstadsområde, och inte äger en bil. I relation till interceptet i kolumn (1) som skattas

Tabell 3: Första steget

	<i>Beroendevariabel: B</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Z</i>	0,285*** (0,036)	0,251*** (0,035)		
$\mathbf{1}[Z > \text{median}(Z)]$			0,026*** (0,010)	0,025*** (0,009)
<i>Intercept</i>	0,548*** (0,019)	0,506*** (0,025)	0,677*** (0,007)	0,618*** (0,018)
<i>Kontrollvariabler</i>		✓		✓
<i>Antal obs.</i>	9 359	9 359	9 359	9 359
<i>Justerat R²</i>	0,006	0,071	0,001	0,067

Noter: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. *B* avser beslut om sänkt avdrag och *Z* mäter inversen av handläggarens mildhet avseende sänkt avdrag. Se avsnitt 2 för variabeldefinitioner. Tabell 5 i bilaga A innehåller de kompletta parameterskattningarna.

till 0,630 eller cirka 63 procent framstår parameterskattningen på 13 procentenheter för hemvist i stora städer som betydande och motsvarar en risk att få sänkt avdrag som är $0,129/0,630 = 0,20$ eller cirka 20 procent högre än för skattebetalare som bor utanför storstäderna.

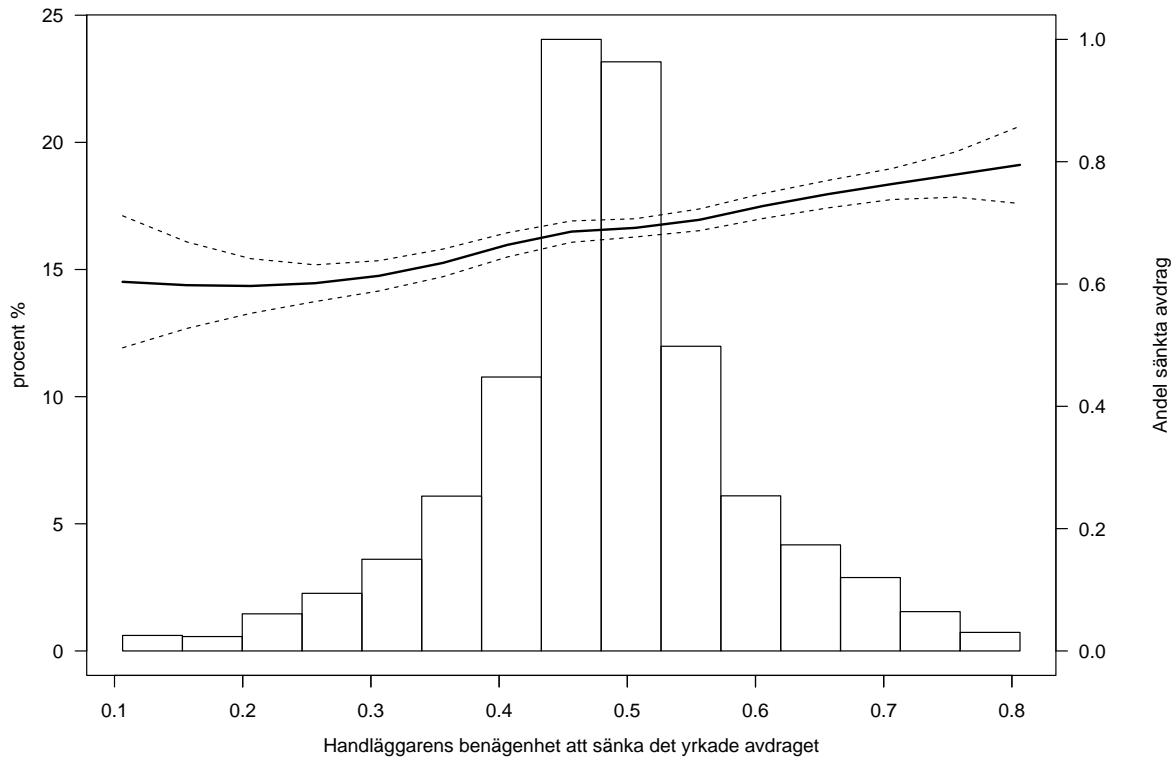
I kolumn (2) i Tabell 2 undersöks om instrumentet för sänkt avdrag kan anses vara så gott som slumpmässigt i förhållande till observerbara variabler. Endast en av sju skattningar är statistiskt signifikant. Det handlar om parameterskattningen för *Hemvist i storstad (1/0)* i regressionen för mildhet i sänkt avdrag, som förkastas på 5-procentnivån. Denna statistiskt signifikanta skattning är svårtolkad. Att en av sju variabler är korrelerad med instrumentet *Z* kan möjligen bero på slumpen, särskilt eftersom det inte finns något i ärendetilldelningen som borde leda till sådan korrelation. Parameterskattningen är betydligt mindre i storlek jämfört med motsvarande skattning för kolumn (1) (0,013 jämfört med 0,129) men eftersom *Z* är kontinuerlig och *B* kategorisk är jämförelsen inte rättvis. I rapporten används även ett kategoriskt instrument, $\mathbf{1}[Z > \text{median}(Z)]$, och därför redovisas skattningar för denna variabel i kolumn (3) i Tabell 2. I det fallet är ingen av skattningarna statistiskt signifikant på 10 %-nivån. Eftersom beroendevariabeln i kolumn (3) är kategorisk är det dessutom lättare att jämföra skattningarna med de i kolumn (1). Skattningarna i kolumn (3) är avsevärt lägre än de i kolumn (1). Förutom att skattningen för *Hemvist i storstad(1/0)* inte är statistiskt signifikant i kolumn (3) är den en tiondel av motsvarande skattning i kolumn (1). Med andra ord: allt annat lika är sannolikheten att få beslut om sänkt avdrag cirka 13 procentenheter högre bland de som bor i en storstadsområde jämfört med övriga (kolumn (1)) medan motsvarande skillnad i sannolikhet med avseende på om instrumentet ligger över medianen är endast 1,3 procentenheter och dessutom inte

statistiskt signifikant.

Resultaten i Tabell 2 ger sammantaget inga tydliga tecken på att tilldelningen av ärenden sker på ett systematiskt sätt. Vi kan naturligtvis inte utesluta att ärendetilldelningen sker med avseende på någon för oss okänd variabel, men beskrivningen av ärendetilldelningen i avsnitt 3.1 ger oss ingen anledning att misstänka att så är fallet. Resultaten i kolumn (2) och (3) i Tabell 2 ska inte betraktas som ett regelrätt bevis för att ärendetilldelningen är slumpmässig. Vår bedömning är ändå att resultaten ihop med den institutionella kunskap om ärendetilldelningen och handlägningsprocessen som beskrivs i avsnitt 3.1 kan tolkas som att tilldelningen av ärenden till handläggare med varierande mildhet i praktiken kan betraktas som i det närmaste slumpmässig.

I Tabell 3 visas det så kallade första steget, det vill säga regressionen av beslutet om sänkt avdrag på instrumentet för sänkt avdrag och övriga variabler (se ekvation (2)). Som nämndes i avsnitt 2 kräver instrumentalvariabelmetoden (IV) att instrumentet är relevant för beslutet. Detta kan testas med IV-skattningens första steg. Kravet för relevans innebär att parameterskattningen för instrumentet i första steget ska vara statistiskt signifikant, även när vi har justerat för övriga variabler. Mer specifikt krävs att skattningen för parametern γ i ekvation (2) är statistiskt signifikant. I kolumn (1) i Tabell 3 visas skattning av första steget utan kontrollvariabler (det vill säga ekvation (2) utan \mathbf{X}). Skattningen på 0,285 är statistiskt signifikant på 1 %-nivån (p-värdet för testet är lägre än 0,00001). När kontrollvariablerna läggs till i kolumn (2) ändras inte skattningen nämnvärt och är fortfarande statistiskt signifikant. Eftersom Z är en kontinuerlig variabel kan det vara svårt att tolka skattningarnas storlek i kolumn (1) och (2). I kolumn (3) och (4) redovisas därför skattningar av första steget när vi har transformerat det kontinuerliga instrumentet till ett binärt, och även här är skattningarna statistiskt signifikanta på 1 %-nivån. Resultaten visar därmed att instrumentet är relevant för beslutet om sänkt avdrag B . För att underlätta tolkningen av instrumentets betydelse har vi i kolumn (3) och (4) ersatt den kontinuerliga variabeln Z (inversen av handläggarens mildhet) med $\mathbf{1}[Z > \text{median}(Z)]$, det vill säga med en variabel som har värdet 1 om handläggaren tillhör de understa 50 procenten rangordnat med avseende på mildhet, och 0 annars. Skattningen på 0,026 i kolumn (3) har därmed följande ungefärliga tolkning: skattebetalare som har råkat få en handläggare som är bland de 50 procent minst milda har i genomsnitt 2,6 procentenheters högre sannolikhet att få ett beslut om sänkt avdrag jämfört med skattebetalare som har en handläggare vars mildhet ligger över medianen. Skillnaden i procent är cirka $0,026/0,677 = 3,8$ procent. När samtliga variabler inkluderas i kolumn (4) är skillnaden i procentenheter i praktiken oförändrad (2,5 procentenheter) men något högre mätt i procent (5,7 procent) eftersom interceptskattningen är lägre.

I Figur 1 finns en grafisk illustration av första steget. Figuren visar sambandet mellan



Figur 1: Första steget: sambandet mellan inversen av handläggarens skattade mildhet Z och beslut om sänkt avdrag B

Not: Inversen av handläggarens mildhet, Z , är skattad enligt beskrivningen i avsnitt 2. Kurvan som mäter sannolikheten för sänkt avdrag är skattad med lokal regression (så kallad LOESS).

handläggarens skattade mildhet och sannolikheten att få sänkt avdrag. Av histogrammet över handläggarnas skattade mildhet framgår att instrumentets fördelning inte uppvisar uppenbar skevhet. Sambandet mellan mildhet och sänkta avdrag är tydligt: sannolikheten för sänkt avdrag ökar i stort sett monotont från drygt 60 procent för skattebetalare som har råkat få någon av de mest milda handläggarna ($Z \approx 0,1$) till cirka 80 procent för dem som har fått någon av de minst milda handläggarna ($Z \approx 0,8$).

Sammantaget visar skattningarna i detta delavsnitt att tilldelningen av handläggare med varierande mildhet i praktiken kan betraktas som i det närmaste slumpmässig, åtminstone med avseende på de valda kontrollvariablerna. Vidare visas att instrumentet är relevant för behandlingsvariabeln, oavsett om Z är i nivå eller definieras som en binär variabel.

4.2 Effektskattningar

I detta delavsnitt redovisas studiens huvudresultat. Vi börjar med effekten av att få ett beslut om sänkt reseavdrag avseende deklARATIONEN ett visst inkomstår på det yrkade reseavdraget vid nästa års deklARATION. Överst i kolumn (1) (det vill säga i panel I) i Tabell 4 visas effekten av ett beslut om sänkt avdrag på det yrkade avdraget året efter när det kontinuerliga instrumentet Z används i IV-skattningen och utan kontrollvariabler. Den skattade effekten är cirka -20 400 kr och statistiskt signifikant på 1%-nivån. Motsvarande effektskattning med kontrollvariabler är något större i absoluta termer (cirka -23 300 kr) och också signifikant på 1%-nivån (kolumn (1), panel I).

När dessa skattningar sätts i relation till det genomsnittliga begärda reseavdraget (cirka 45 900 kr, se Tabell 1) framstår de som betydande. Effektskattningen med kontrollvariabler skiljer sig dessutom endast marginellt från det genomsnittliga ändringsbeloppet som Skatteverkets granskning resulterar i (-23 520 kr, se Tabell 1). Detta innebär för det första att effekten av B på nästa års deklarerade reseavdrag motsvarar en minskning med ungefär mellan 44 procent (utan kontrollvariabler) och 51 procent (med kontrollvariabler).¹¹ För det andra är effekten (som mäts år $t + 1$) i samma storleksordning som det genomsnittliga ändringsbeloppet till följd av granskningen (som mäts år t). Oavsett vad effekten relateras till är dess storlek väsentlig och tyder därmed på att skattebetalare som har yrkat för stora reseavdrag påverkas kraftigt av att få sänkt avdrag ett visst år i sitt deklARATIONSBETEENDE året efter.

I Tabell 6 i Bilaga B redovisas effektskattningar som bygger på linjär regression (OLS) i stället för IV. Som förväntat är standardfelen för OLS-skattningarna betydligt lägre, men punktskattningarna för effekten av sänkt avdrag ligger nära IV-skattningarna (jfr. parameterskattningarna för B i kolumn (1) och (2) i Tabell 6 i Bilaga B med motsvarande skattningar i i panel I i Tabell 4). Det är något förvånande att OLS-skattningarna ligger så nära IV-skattningarna. Det tyder på att icke-observerade individ- eller ärendeegenskaper inte är så viktiga för beslutet om sänkt reseavdrag.

Kolumn (3) och (4) i Tabell 4 innehåller effektskattningar där instrumentet har transformerats till en kategorisk variabel ($\mathbf{1}[Z > \text{median}(Z)]$) och där vi därmed endast utnyttjar en del av variationen i Z . De resulterande effektskattningarna av B på det yrkade avdraget året efter redovisas i panel I och är större i absolutbelopp än i kolumn (1) och (2): cirka -31 300 kr utan kontrollvariabler och cirka -29 300 kr med kontroll-

¹¹-20,367/45,88=-0,4439 och -23,284/45,88=-0,5075. Ett alternativt sätt att beräkna procentuella effekter är att logaritmera utfallsvariabeln. Eftersom det förekommer nollor i utfallsvariabeln (yrkat avdrag året efter) är detta inte möjligt här. Dessutom fungerar den logaritmiska transformationen som en dålig approximation av den procentuella effekten vid stora effekter, som är fallet här. Att använda den så kallade IHS (Inverse Hyperbolic Sine)-transformationen fungerar också dåligt vid så stora effekter och dessutom är IHS känslig för nivån på utfallsvariabeln. Av dessa skäl har vi valt att redovisa effekterna i tkr.

Tabell 4: Effekten av sänkt reseavdrag på regelefterlevnaden

	(1)	(2)	(3)	(4)
I. <i>Yrkat avdrag året efter (tkr)</i>				
	Z		$\mathbf{1}[Z > \text{median}(Z)]$	
<i>B</i>	-20,367*** (5,601)	-23,284*** (5,770)	-31,279** (15,393)	-29,263** (14,674)
<i>Kontrollvariabler</i>		✓		✓
<i>Antal obs.</i>	9 359	9 359	9 359	9 359
II. $\mathbf{1}[\text{Yrkat avdrag året efter} > 0]$				
	Z		$\mathbf{1}[Z > \text{median}(Z)]$	
<i>B</i>	-0,483*** (0,128)	-0,479*** (0,141)	-0,777** (0,382)	-0,621* (0,373)
<i>Kontrollvariabler</i>		✓		✓
<i>Antal obs.</i>	9 359	9 359	9 359	9 359

Noter: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Standardfel klustrade på handläggarnivå visas inom parentes. Se avsnitt 2 för variabeldefinitioner. Tabell 7 och 8 i bilaga C innehåller de kompletta parameterskattningarna.

variabler. Den valda funktionella formen spelar därmed viss roll, men att använda ett kategoriskt instrument ändrar inget i sak.

I panel II i i Tabell 4 visas effektskattningen för den kategoriska utfallsvariabeln som mäter om skattebetalaren har yrkat något reseavdrag ($\mathbf{1}[\text{Yrkat avdrag året efter} > 0]$). Dessa effektskattningar mäts i procentenheter. Tre av skattningarna är statistiskt signifikanta på 5 eller 1%-nivån och en är signifikant på 10%-nivån. Med ett kontinuerligt instrument är den skattade effekten cirka -48 procentenheter både med och utan kontrollvariabler (kolumn (1) och (2)). Likt i panel I är skattningarna större i absolutbelopp när ett kategoriskt instrument används (se kolumn (3) och (4)).

Det kan vara av intresse att studera den direkta effekten av instrumenten på utfallsvariabeln. Detta görs i Tabell 9 i bilaga D, som innehåller skattningar av den så kallade reducerade formen (RF). I kolumn (1) och (2) visas den skattade effekten av det kontinuerliga instrumentet Z på det yrkade avdraget året efter, med respektive utan kontrollvariabler. Båda skattningarna har som förväntat ett negativt tecken och är statistiskt signifikanta på 1%-nivån. Det är lättare att tolka skattningarnas storlek i kolumn (3) respektive (4) där det kategoriska instrumentet $\mathbf{1}[Z > \text{median}(Z)]$ används. I fallet utan kontrollvariabler (kolumn (3)) skattas effekten till cirka -822 kr. Skattningen är statistiskt signifikant på 10%-nivån och tolkas som att tilldelning av en handläggare vars mildhet ligger under medianen leder till att skattebetalaren yrkar 822 kr mindre i avdrag året efter att ha blivit granskad. I kolumn (4) visas resultaten när alla kontrollvariabler har inkluderats. Skattningen på -739 kr är statistiskt signifikant på

10%-nivån och tyder på en effekt på cirka 1,6 procent.¹² Tabell 10 i bilaga D visar RF-skattningar med en kategorisk utfallsvariabel för yrkat avdrag året efter granskningen (det vill säga variabeln $\mathbf{1}[\text{Yrkat avdrag året efter} > 0]$). Enklast att tolka är skattningarna med det kategoriska instrumentet $\mathbf{1}[Z > \text{median}(Z)]$ i kolumn (3) och (4), som ligger på -2 respektive -1,6 procentenheter utan respektive med kontrollvariabler. Skattningen på -2 procentenheter ska tolkas som att handläggning av ett reseavdragsärende av handläggare med mildhet under medianen leder till en minskning med cirka 2 procentenheter i skattebetalarnas benägenhet att yrka reseavdrag året efter.

Sammantaget visar resultaten i detta delavsnitt att ett beslut om sänkt avdrag har en betydande effekt på skattebetalarnas deklaraionsbeteende. Ett beslut om sänkt avdrag leder till att nästkommande års yrkade avdrag minskar med 44 respektive 51 procent, beroende på om kontrollvariabler saknas eller inkluderas. RF-skattningarna visar att en handläggare med mildhet under medianen påverkar det yrkade avdraget i betydligt mindre utsträckning än vad ett beslut om sänkt avdrag gör.

5 Slutsatser

I denna rapport studeras effekten av ett beslut om sänkt reseavdrag på den efterföljande regelefterlevnaden bland skattebetalare vars yrkade reseavdrag i deklaraionen har granskats av Skatteverket. Resultaten visar att ett beslut om sänkt reseavdrag leder till en avsevärd minskning av efterföljande års yrkade reseavdrag. Beroende på vald funktionsform i den empiriska specifikationen ligger effektskattningen på mellan cirka -20 tkr (-44 procent) och -31 tkr (-68 procent). Givet storleken på dessa skattningar framstår det som väsentligt att betrakta effekten av kontroll som en helhet där både den direkta effekten på innevarande års deklaraion till följd av granskningen och efterföljande beteendeförändringar ingår.

Skattningarna bygger på en IV-ansats där handläggarnas benägenhet att fatta ett mildt beslut i reseavdragsärenden (*mildhet*) används som instrument. Den direkta effekten av att det granskade ärendet blir tilldelat en handläggare med en mildhet under medianen är att skattebetalaren yrkar i genomsnitt cirka 739 kr (1,6 procent) mindre i reseavdrag året efter att ha blivit granskad. Den direkta effekten av variationen i handläggarnas mildhet på regelefterlevnaden är därmed relativt låg.

Resultaten kan tolkas i ett teoretiskt ramverk där ett beslut om sänkt reseavdrag förväntas öka den upplevda upptäcktsrisken och därmed leda till förbättrad regelefterlevnad framöver. Den upplevda upptäcktsrisken är en kombination av risken att bli kontrollerad och Skatteverkets förmåga att upptäcka och rätta till fel vid kontrollen

¹² $-0,739/45,88 = -0,0161$. Siffran 45,88 avser det genomsnittliga yrkade reseavdraget och kommer från Tabell 1.

(se Kleven m.fl. 2011 för ett liknande resonemang). I en strikt neoklassisk nationalekonomisk modell av regelefterlevnadsbeslutet borde genomförd skattekontroll som aldrig leder till något beslut om sänkt avdrag inte innebära någon beteendeförändring. Med andra ord: om kontrollen inte är verkningsfull i att hitta fel och skattebetalaren har fullständig information om detta finns ingen anledning för en skattebetalare som avsiktligt yrkar för höga avdrag att ändra sitt beteende. Nyttomaximering med komplett information och med avseende på enbart monetära termer är dock en förenkling som inte ger en komplett bild av skattebetalarnas motiv. För det första kan skattemoral, som brett kan sägas handla om skattebetalarnas benägenhet att frivilligt eller via påverkan från sociala normer följa reglerna, vara en viktig faktor (se Luttmer och Singhal, 2014, som ger en översikt om moralens betydelse). För det andra är det orimligt att utgå från att skattebetalaren har fullständig information om huruvida skattekontrollen är verkningsfull. Regelefterlevnadsbeslutet tas under osäkerhet vilket innebär att skattebetalaren aldrig kan vara helt säker på utfallet, även i det hypotetiska och orealistiska fallet då fel i deklARATIONEN aldrig upptäcks.

Sett i detta ljus är det möjligt att kontrollen i sig (även om den de facto inte leder till upptäckt av fusk) kan leda till en beteendeförändring. Detta skulle exempelvis kunna ske om kontrollen triggar skuld känslor hos individen eller på grund av att skattebetalaren aldrig kan vara helt säker på kontrollens (o)förmåga att hitta fel. I denna rapport finns tyvärr ingen möjlighet att skatta totaleffekten av kontroll. Anledningen är att urvalet till kontroll som data bygger på är riskbaserat, vilket gör att effekten av kontroll inte går att skatta på ett metodologiskt trovärdigt sätt. Skatteverket har dock i en tidigare studie använt slumpmässiga kontroller för att skatta effekten av kontroll på de efterföljande yrkade avdragen, där reseavdraget är den viktigaste posten (Skatteverket, 2019b). Effekten av kontroll ett visst år på yrkade avdrag skattas i den studien till cirka -21 procent. Vår skattning av effekten av ett beslut om sänkt avdrag ligger på mellan cirka -44 procent och -68 procent. Skattningsskillnaderna mellan studierna är rimliga eftersom den skattade effekten och de valda utfallsvariablerna är olika i båda studierna. Dessutom bygger Skatteverket (2019b) på slumpmässiga kontroller samt flera olika avdrag, medan kontrollerna i föreliggande rapport bygger på riskbaserade urval och endast reseavdrag.

Utifrån den tidigare diskussionen om effekten av beslut respektive effekten av kontroll kan det ändå vara intressant att jämföra skattningarna på följande sätt: Gör (det orealistiska) antagandet att urvals- och granskningsmetoden inte spelar någon större roll för effekten av kontroll och att effekten på samtliga yrkade avdrag ligger nära effekten på reseavdrag. Anta dessutom att effekten av kontroll enbart verkar via kontrollens utfall (beslut), det vill säga anta att skattebetalare som medvetet har yrkat för höga avdrag påverkas enbart om felet upptäcks vid kontrollen och ändrar aldrig

beteende om fusket inte upptäcks. Detta utesluter alla andra aspekter än strikt monetär nyttomaximering vid regelefterlevnadsbeslutet. Under dessa förutsättningar, vad motsvarar den skattade effekten av beslut om sänkt avdrag på mellan -44 procent och -68 procent i termer av totaleffekten av kontroll?

För att göra en överslagsberäkning behövs andelen som får sänkt avdrag. Denna andel är 69 procent i föreliggande rapport (se Tabell 1) och av Skatteverket (2019a) framgår att andelen felaktigt yrkade reseavdrag i samma granskade population som används i Skatteverket (2019b) ligger på cirka 56 procent. Givet dessa siffror får vi följande resultat: En effekt av beslut av sänkt avdrag på -44 procent motsvarar en effekt av kontroll på cirka -30 procent¹³ om den extrapoleras till den kontrollerade riskpopulationen i föreliggande rapport, och cirka -25 procent om den extrapoleras till den slumpmässigt valda populationen i Skatteverket (2019b). Givet de stora skillnaderna mellan population och statistisk metod mellan de två rapporterna är det intressant att överslagsberäkningen som resulterar i siffran -25 procent ligger så nära den skattade effekten av kontroll i Skatteverket (2019b) som var -21 procent. Skillnaden på fyra procentenheter går dessutom åt förväntat håll: Skattebetalarna som utgör populationen i denna rapport har valts med hjälp av riskbaserade urval, vars grundprincip är att välja en population med förhöjd risk för fel. En större andel med felaktigt yrkade avdrag kan i sin tur innebära att det finns större potential för förbättrad regelefterlevnad, vilket är samma sak som att absolutvärdet av effektskattningen är högre.

Sammantaget indikerar resultaten i denna rapport att den positiva effekten av kontroll som har observerats i tidigare studier av kontroll av avdrag kan drivas av förmågan att upptäcka och rätta till fel i kontrollen. Även om det inte går att utesluta en effekt av att bli kontrollerad i sig utan att fel upptäcks, tyder resultaten på att denna effekt är liten när det gäller kontroll av reseavdrag. Skatteverkets förmåga att hitta och åtgärda fel och brister är därmed avgörande för den efterföljande regelefterlevnaden. En viktig policyslutsats av detta är att en eventuell ökning av antalet kontroller i syfte att motverka felaktigt yrkade reseavdrag endast bör ske om kompetensnivån kan hållas konstant eller höjs ytterligare. Resultaten visar att en ökning av kontrollfrekvensen utan att upprätthålla samma förmåga att hitta fel kan utgöra en ineffektiv användning av resurser.

¹³ $-0,44 * 0,69 \approx -0,30$.

Referenser

- Advani, A., Elming, W. and Shaw, J. (2019) The Dynamic Effects of Tax Audits, CAGE Online Working Paper Series 414, Competitive Advantage in the Global Economy (CAGE).
- Allingham, M. G. och Sandmo, A. (1972) Income tax evasion: a theoretical analysis, *Journal of Public Economics*, 1(3–4), 323–338.
- Alm, J., McClelland, G.H. och Schulze, W.D. (1992a) Why do people pay taxes?, *Journal of Public Economics* 48(1): s. 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), s. 107–114.
- Alm, J., Sanchez, I. och de Juan, A. (1995) Economic and Noneconomic Factors in Tax Compliance, *KYKLOS*, vol. 48(1), s. 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), s. 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), s. 587–613.
- Angelov, N. och Zhao de Gosson de Varennes, Y. (2022) Kontroll av reseavdrag och regelefterlevnad: effekten av ett beslut om sänkt avdrag, Skatteverket, www.skatteverket.se/rapporter.
- 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, s. 243—252.
- Beer, S., M. Kasper; E. Kirchler; and B. Erard (2015) Audit Impact Study, in National Taxpayer Advocate 2015 Annual Report to Congress, Volume 2: TAS Research and Related Studies, Washington, DC, p. 67–99.
- 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., Sorensen, E. och Tungodden, B. (2017) You’ve Got Mail: A Randomised Field Experiment on Tax Evasion, NHH Dept. of Economics Discussion Paper No. 10/2017
- Calvet Christian, R. och Alm, J. (2014) Empathy, sympathy, and tax compliance, *Journal of Economic Psychology*, vol. 40, s. 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 s. 6—110
- 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
- Dahl, Gordon, Kostøl, Andreas and Mogstad, Magne, (2014) Family Welfare Cultures, *The Quarterly Journal of Economics*, 129, issue 4, p. 1711-1752
- Dobbie, Will, Goldin, Jacob and Yang, Crystal S., (2018) The Effects of Pretrial Detention on Conviction, Future Crime, and Employment: Evidence from Randomly Assigned Judges, *American Economic Review*, 108, issue 2, p. 201-40

- Doyle, Joseph J., Graves, John A., Gruber, Jonathan and Kleiner, Samuel, (2015) Measuring Returns to Hospital Care: Evidence from Ambulance Referral Patterns, *Journal of Political Economy*, 123, issue 1, p. 170 – 214
- Dubin, J. (2007) Criminal Investigation Enforcement Activities and Taxpayer Non-compliance., *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), s. 395–409.
- Farre-Mensa, Joan, Hegde, Deepak and Ljungqvist, Alexander, (2020) What Is a Patent Worth? Evidence from the U.S. Patent “Lottery”, *Journal of Finance*, 75, issue 2, p. 639-682
- Fellner, G., R. Sausgruber och C. Traxler (2013) Testing Enforcement Strategies in the Field: Threat, Moral Appeal and Social Information *Journal of the European Economic Association*, 11, 634—660.
- Fortin, B., Lacroix, G. och Villeval, M.-C. (2007) Tax evasion and social interactions, *Journal of Public Economics*, vol. 91, s. 2089—2112.
- French, Eric and Song, Jae, (2014) The Effect of Disability Insurance Receipt on Labor Supply, *American Economic Journal: Economic Policy*, 6, issue 2, p. 291-337
- Gemmell, N. and Ratto, M. (2012) Behavioural responses to taxpayer audits: evidence from random taxpayer inquiries, *National Tax Journal*, vol. 65(1), p. 33-58.
- Granqvist, Nina, Hägglund, Pathric and Jakobsson, Stina, (2017), Caseworkers’ attitudes: Do they matter?, *Empirical Economics*, 52, issue 4, p. 1271-1288
- 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.
- Kling, Jeffrey, (2006), Incarceration Length, Employment, and Earnings, *American Economic Review*, 96, issue 3, p. 863-876
- Lagerström, Jonas, (2011), How important are caseworkers – and why? New evidence from Swedish employment offices, No 2011:10, Working Paper Series, IFAU - Institute for Evaluation of Labour Market and Education Policy
- Luttmer, E. and Singhal, M. (2014) Tax morale. *Journal of Economic Perspectives*, 28(4), s. 149–168.
- Maestas, Nicole, Mullen, Kathleen and Strand, Alexander, (2013), Does Disability Insurance Receipt Discourage Work? Using Examiner Assignment to Estimate Causal Effects of SSDI Receipt, *American Economic Review*, 103, issue 5, p. 1797-1829
- Meiselmann, B. (2018), Ghostbusting in Detroit: Evidence on nonfilers from a controlled field experiment, *Journal of Public Economics*, vol. 158, s. 180–193.
- Ortega, D. och Sanguinetti, P. (2013) Deterrence and reciprocity effects on tax compliance: experimental evidence from Venezuela, CAF WP 2013/08.
- 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), s. 2539–2569.
- 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), s. 420–424

- Skatteverket (2019a), Avdrag för resor till och från arbetet: En uppföljning av skattefelskontrollen, www.skatteverket.se/rapporter
- Skatteverket (2019b), Skattekontrollens effekt på regel efterlevnaden hos privatpersoner, www.skatteverket.se/rapporter
- Slemrod, J., Blumenthal, M., Christian, C. (2001) Taxpayer response to an increased probability of audit: evidence from a controlled experiment in Minnesota, *Journal of Public Economics* 79, s. 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, s. 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 s. 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, s. 267-270.

Bilaga A Förstastegsregressioner

Tabell 5: Förstastegsregressioner

	<i>Beroendevariabel: B</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Z</i>	0,285*** (0,036)	0,251*** (0,035)		
$1[Z > median(Z)]$			0,026*** (0,010)	0,025*** (0,009)
Kvinna (1/0)		-0,031*** (0,010)		-0,032*** (0,010)
Ålder (år)		-0,002*** (0,0004)		-0,002*** (0,0004)
Tjänsteinkomst (tkr)		-0,0004*** (0,00003)		-0,0004*** (0,00003)
Förstagångsyrekare (1/0)		0,070*** (0,010)		0,070*** (0,010)
Hemvist i storstad (1/0)		0,125*** (0,013)		0,128*** (0,013)
Granskning gjordes år 2019 (1/0)		-0,033*** (0,010)		-0,034*** (0,010)
Begärt reseavdrag (tkr)		0,004*** (0,0003)		0,004*** (0,0003)
Innehav av bil (1/0)		-0,060*** (0,012)		-0,061*** (0,012)
<i>Intercept</i>	0,548*** (0,019)	0,506*** (0,025)	0,677*** (0,007)	0,618*** (0,018)
<i>Antal obs.</i>	9 359	9 359	9 359	9 359
<i>Justerat R²</i>	0,006	0,071	0,001	0,067

Noter: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01. Standardfel visas inom parentes.

Bilaga B OLS regressioner

Tabell 6: OLS-skattningar

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Utfallsvariabel: Yrkat avdrag året efter (tkr)</i>		<i>Utfallsvariabel: 1[Yrkat avdrag året efter]</i>	
<i>B</i>	-21.626*** (0.467)	-21.759*** (0.423)	-0.430*** (0.010)	-0.403*** (0.010)
Kvinna (1/0)		0.305 (0.408)		0.021** (0.010)
Ålder (år)		0.057*** (0.017)		0.001*** (0.0004)
Tjänsteinkomst (tkr)		0.009*** (0.002)		0.0002*** (0.00004)
Förstagångsyrekare (1/0)		-1.939*** (0.372)		-0.090*** (0.011)
Hemvist i storstad (1/0)		-3.285*** (0.512)		-0.092*** (0.012)
Granskning gjordes år 2019 (1/0)		-1.637*** (0.392)		-0.046*** (0.009)
Begärt Reseavdrag (tkr)		0.378*** (0.015)		0.003*** (0.0003)
Innehav av bil (1/0)		1.935*** (0.445)		0.059*** (0.013)
<i>Intercept</i>	32.547*** (0.420)	35.217*** (0.712)	0.788*** (0.008)	0.847*** (0.017)
<i>Anta lobs.</i>	9,359	9,359	9,359	9,359
<i>Justerad R²</i>	0.216	0.333	0.216	0.333

Noter: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Standardfel klustrade på handläggarnivå visas inom parentes. Se avsnitt 2 för variabeldefinitioner.

Bilaga C IV-regressioner

Tabell 7: IV-skattningar av effekten av *sänkt avdrag* på *yrkat avdrag året efter i tkr*

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Utfallsvariabel: Yrkat avdrag året efter (tkr)</i>			
	<i>Z</i>		$\mathbf{1}[Z > \text{median}(Z)]$	
<i>B</i>	−20,367*** (5,601)	−23,284*** (5,770)	−31,279** (15,393)	−29,263** (14,674)
Kvinna (1/0)		0,257 (0,433)		0,065 (0,624)
Ålder (år)		0,055*** (0,018)		0,045 (0,028)
Tjänsteinkomst (tkr)		0,008*** (0,003)		0,006 (0,006)
Förstagångsyrekare (1/0)		−1,832*** (0,561)		−1,413 (1,117)
Hemvist i storstad (1/0)		−3,089*** (0,905)		−2,320 (1,954)
Granskning gjordes år 2019 (1/0)		−1,686*** (0,433)		−1,881*** (0,621)
Begärt Reseavdrag (tkr)		0,384*** (0,028)		0,409*** (0,063)
Innehav av bil (1/0)		1,842*** (0,581)		1,476 (1,013)
Intercept	31,678*** (3,873)	36,178*** (3,723)	39,211*** (10,631)	39,944*** (9,286)
<i>Antal obs.</i>	9 359	9 359	9 359	9 359
<i>Justerat R²</i>	0.215	0.331	0.173	0.308

Noter: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01. Standardfel klustrade på handläggarnivå visas inom parentes. Se avsnitt 2 för variabeldefinitioner.

Tabell 8: IV-skattningar av effekten av *sänkt avdrag* på *yrkat avdrag året efter 1/0*

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Utfallsvariabel: 1[Yrkat avdrag året efter]</i>			
		<i>Z</i>	<i>1[Z > median(Z)]</i>	
<i>B</i>	-0,483*** (0,128)	-0,479*** (0,141)	-0,777** (0,382)	-0,621* (0,373)
Kvinna (1/0)		0,019* (0,011)		0,015 (0,016)
Ålder (år)		0,001*** (0,0005)		0,001 (0,001)
Tjänsteinkomst (tkr)		0,0002*** (0,0001)		0,0001 (0,0002)
Förstagångsyrekare (1/0)		-0,085*** (0,014)		-0,075*** (0,028)
Hemvist i storstad (1/0)		-0,082*** (0,022)		-0,064 (0,050)
Granskning gjordes år 2019 (1/0)		-0,049*** (0,011)		-0,053*** (0,016)
Begärt Reseavdrag (tkr)		0,003*** (0,001)		0,004** (0,002)
Innehav av bil (1/0)		0,054*** (0,015)		0,045* (0,026)
Intercept	0,825*** (0,088)	0,950*** (0,077)	1,027*** (0,264)	1,135*** (0,155)
<i>Antal obs.</i>	9 359	9 359	9 359	9 359
<i>Justerat R²</i>	0.156	0.206	0.055	0.172

Noter: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Standardfel klustrade på handläggarnivå visas inom parentes. Se avsnitt 2 för variabeldefinitioner.

Bilaga D Reducerad form

Tabell 9: Reducerad form: effekten av *inversen av mildhet i sänkt avdrag* på *yrkat avdrag året efter i tkr*

	<i>Utfallsvariabel: Yrkat avdrag året efter (tkr)</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Z</i>	−5,801*** (1,689)	−5,847*** (1,580)		
$1[Z > \text{median}(Z)]$			−0,822* (0,445)	−0,739* (0,416)
Kvinna (1/0)		0,978** (0,446)		0,998** (0,446)
Ålder (år)		0,092*** (0,018)		0,092*** (0,018)
Tjänsteinkomst (tkr)		0,018*** (0,001)		0,018*** (0,001)
Förstagångsyrekare (1/0)		−3,464*** (0,456)		−3,456*** (0,456)
Hemvist i storstad (1/0)		−6,006*** (0,574)		−6,074*** (0,574)
Granskning gjordes år 2019 (1/0)		−0,920** (0,436)		−0,876** (0,438)
Begärt reseavdrag (tkr)		0,288*** (0,013)		0,287*** (0,013)
Innehav av bil (1/0)		3,250*** (0,546)		3,268*** (0,546)
Intercept	20,518*** (0,873)	24,387*** (1,105)	18,029*** (0,314)	21,847*** (0,809)
<i>Antal obs.</i>	9 359	9 359	9 359	9 359
<i>Justerat R²</i>	0,001	0,129	0,0003	0,128

Noter: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Standardfel klustrade på handläggarnivå visas inom parentes. Se avsnitt 2 för variabeldefinitioner.

Tabell 10: Reducerad form: effekten av *inversen av mildhet i sänkt avdrag på yrkat avdrag året efter 1/0*

	Utfallsvariabel: $1[\text{Yrkat avdrag året efter} > 0]$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Z	-0,138*** (0,039)	-0,120*** (0,038)		
$1[Z > \text{median}(Z)]$			-0,020** (0,010)	-0,016 (0,010)
Kvinna (1/0)		0,034*** (0,011)		0,034*** (0,011)
Ålder (år)		0,002*** (0,0004)		0,002*** (0,0004)
Tjänsteinkomst (tkr)		0,0004*** (0,00004)		0,0004*** (0,00004)
Förstagångsyrekare (1/0)		-0,119*** (0,011)		-0,118*** (0,011)
Hemvist i storstad (1/0)		-0,142*** (0,014)		-0,143*** (0,014)
Granskning gjordes år 2019 (1/0)		0,002*** (0,0003)		0,001*** (0,0003)
Begärt reseavdrag (tkr)		0,002*** (0,0003)		0,001*** (0,0003)
Innehav av bil (1/0)		0,083*** (0,013)		0,084*** (0,013)
Intercept	0,560*** (0,020)	0,653*** (0,026)	0,501*** (0,007)	0,601*** (0,019)
<i>Antal obs.</i>	9 359	9 359	9 359	9 359
<i>Justerat R²</i>	0,001	0,081	0,0003	0,081

Noter: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Standardfel klustrade på handläggarnivå visas inom parentes. Se avsnitt 2 för variabeldefinitioner.