

## **Kontroll av reseavdrag och regelefterlevnad: effekten av ett beslut om sänkt avdrag**

## **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. Skatteverkets analysenhet svarar för rapportens analys och slutsatser. Texten är en sammanfattning av arbetsrapporten Angelov och Zhao de Gosson de Varennes (2022) dit läsaren hänvisas för en mer detaljerad beskrivning av metod och resultat.

Sundbyberg i september 2022

Eva Samakovlis

Chef för analysenheten

## Innehåll

1	Inledning.....	5
2	Tidigare forskning .....	6
3	Metod, urval och beskrivande statistik .....	8
3.1	Metod.....	8
3.2	Urval och beskrivande statistik .....	9
4	Resultat.....	10
5	Avslutande diskussion.....	12
	Referenslista.....	14
	Bilaga .....	17

## 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 mäta 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 skattefelskontrollen<sup>1</sup> 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.<sup>2</sup>

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 både för Skatteverket och för skattebetalaren, 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 studera hur ett *beslut om sänkt reseavdrag* under ett visst inkomstår påverkar det yrkade avdraget året efter bland kontrollerade skattebetalare. Den teoretiska utgångspunkten beskrivs mer i detalj nedan men enkelt uttryckt förväntas ett beslut om sänkt avdrag öka den upplevda upptäcktsrisken, vilket i sin tur ökar regelefterlevnaden framöver.

## *Vad påverkar den upplevda upptäcktsrisken?*

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 kontrollen i sig på regelefterlevnaden skattas går det inte att särskilja a) från b) eftersom kontrollens resultat (till exempel bifall eller avslag) inte ingår i

---

<sup>1</sup> Skatteverket 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.

<sup>2</sup> Källa: Tabell 14 i Skatteverkets årsredovisning 2021.

effektbeskattningen. Att sakna kunskap om effektmekanismen utgör en viktig begränsning ur policyperspektiv. För att illustrera, anta att en studie påvisar en tydligt positiv effekt av kontroll av reseavdrag 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 försämrade 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.

### *Effekten av ett beslut om sänkt reseavdrag jämfört med effekten av kontroll*

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 i nästa avsnitt, 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 rapporten bygger på är riskbaserat, vilket gör att effekten av kontroll inte går att skatta på ett metodologiskt trovärdigt sätt. Den *effekt* som skattas i rapporten 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 skattebetalare kontrolleras igen, 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 beslutet 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.

Rapporten är disponerad som följer. I nästa avsnitt beskrivs den tidigare forskningen på området. I avsnitt 3 redogörs för den valda metoden och data. Resultaten redovisas i avsnitt 4 och avsnitt 5 sammanfattar.

## **2 Tidigare forskning**

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.<sup>3</sup> Under det tidiga 1990-talet började även observationsdata användas. Revisionsprogrammet TCMP<sup>4</sup> 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.<sup>5</sup> 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.<sup>6</sup>

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 företagets mer permanenta inkomstkällor. Vetskapen om att myndigheten har fått denna information ledde i sin tur till att företaget angav korrekta värden i sina framtida deklarerationer. 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.<sup>7</sup>

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

---

<sup>3</sup> I 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).

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

<sup>5</sup> 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).

<sup>6</sup> 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).

<sup>7</sup> Se Figur 4-2 och 4-1 i rapporten.

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).

### 3 Metod, urval och beskrivande statistik

#### 3.1 Metod

Svårigheten att mäta effekten av beslut om sänkt reseavdrag består i att ärenden där avdraget har sänkts inte kan förväntas vara helt jämförbara med övriga ärenden. En jämförelse av efterföljande regelefterlevnad bland skattebetalare vars avdrag har respektive inte har sänkts riskerar därför att bli missvisande. För att åstadkomma jämförbarhet utnyttjas i denna rapport att det finns en variation i olika handläggarnas benägenhet att fatta ett beslut om sänkt avdrag och att ärendetilldelningen till handläggare sker i det närmaste slumpmässigt. Genom att jämföra regelefterlevnaden bland skattebetalare vars ärenden bedömts av handläggare med högre respektive lägre benägenhet att besluta om sänkt avdrag, kan en korrekt uppskattning av beslutets inverkan på regelefterlevnad mätas.

I rapporten skattas effekten av sänkt reseavdrag på skattebetalarens efterföljande regelefterlevnad. *Effekten av sänkt reseavdrag* definieras som genomsnittsskillnaden mellan följande två tillstånd:

- i. den observerade regelefterlevnaden efter kontroll och beslut om sänkt reseavdrag, och
- ii. vad regelefterlevnaden hade varit om skattebetalaren hade blivit kontrollerad men inte hade fått sänkt avdrag.

Regelefterlevnaden mäts året efter kontrollen. Eftersom kontrollerade skattebetalare antingen har eller inte har fått sänkt avdrag vid kontrollen kan vi för en viss skattebetalare aldrig observera både tillstånd *i.* och *ii.* samtidigt. Ett av tillstånden är därmed alltid *kontrafaktiskt* och går inte att skatta direkt. Denna utmaning gäller all effektutvärdering. I rapporten används metoden *instrumentalvariabelskattning* (IV-skattning) för att komma runt detta problem. Som instrument för att fånga effekten används variation i olika handläggares benägenhet att fatta ett beslut om sänkt reseavdrag. Den valda metoden beskrivs i detalj i Angelov och Zhao de Gosson de Varennes (2022).

Inspirationen till att tillämpa metoden 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 (Kling, 2006; Maestas m.fl., 2013; French och Song, 2014; Dahl m.fl., 2014; 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.

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. Lagerström (2011)



använder slumpmässig tilldelning av handläggare till arbetssökande på Arbetsförmedlingen och studerar betydelsen av handläggarens matchningsförmåga för av chansen att få ett arbete.

### 3.2 Urval och beskrivande statistik

Den empiriska analysen bygger på en population om 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. 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 vid effektskattningen 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 förstagångsyrekare (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 urvalet 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. Urvalet är 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  $\Delta S$ ) 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.  $\Delta S$  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 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. Metoden tillåter viss handlingsfrihet när det gäller val av variabler och funktionsform och vi har därför valt att redovisa ett antal olika effektskattningar. Ingen av de redovisade skattningarna kan betraktas som mer korrekt än någon av de andra, men de belyser delvis olika aspekter av effekten och fungerar i vissa fall som känslighetsanalyser. För att förenkla presentationen och resultatbeskrivningen betecknas handläggarnas benägenhet att besluta om sänkt avdrag med  $Z$ . I resultattabellen redovisas resultat där  $Z$  och utfallsvariabeln (*Yrkat avdrag året efter*) används antingen i nivå, där  $Z$  är ett index mellan 0 och 1 och yrkat avdrag uttrycks i tkr, eller som kategoriska variabler vilka betecknas med (1/0) i tabellen. En kategorisk variabel har värdet 1 om ett visst villkor är uppfyllt och 0 annars. Således har *Sänkt avdrag (1/0)* värdet 1 om beslut om sänkt avdrag har fattats och 0 annars, *Z över medianen (1/0)* är 1 om benägenheten att fatta beslut om sänkt avdrag ligger över medianen och 0 annars, och *Yrkat avdrag året efter (1/0)* är 1 om den kontrollerade skattebetalaren har yrkat reseavdrag året efter och 0 annars.

I panel I i tabell 2 visas effekten av ett beslut om sänkt avdrag på det yrkade avdraget året efter när  $Z$  i nivå används i skattningen. I kolumn (1) visas effektskattningen utan kontrollvariabler. Effekten är på cirka -20 400 kr och statistiskt säkerställd. Motsvarande effektskattning med kontrollvariabler är något större i absoluta termer (cirka -23 300 kr) och också statistiskt säkerställd (kolumn (2), 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

Tabell 2: Effekten av sänkt reseavdrag på regelefterlevnaden

	(1)	(2)	(3)	(4)
I. Yrkat avdrag året efter (tkr)				
	<i>Z</i>		<i>Z över medianen (1/0)</i>	
<i>Sänkt avdrag (1/0)</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. Yrkat avdrag året efter (1/0)				
	<i>Z</i>		<i>Z över medianen (1/0)</i>	
<i>Sänkt avdrag (1/0)</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. *Z* avser handläggarnas benägenhet att besluta om sänkt reseavdrag och är ett index som ligger mellan 0 och 1. Beteckningen (1/0) betyder att variabeln i fråga är kategorisk, det vill säga har värdet 1 om ett villkor är uppfyllt och 0 annars. *Z över medianen (1/0)* har därmed värdet 1 om *Z* ligger över medianen och 0 annars. På motsvarande sätt har *Sänkt avdrag (1/0)* värdet 1 om beslut om sänkt avdrag har fattats och 0 annars, och *Yrkat avdrag året efter (1/0)* är 1 om den kontrollerade skattebetalaren har yrkat reseavdrag året efter kontrollen och 0 annars. Se Angelov och Zhao de Gosson de Verennes (2022) för en detaljerad redogörelse för metoden, variabelbeskrivningar, och de kompletta parameterskattningarna.

granskning resulterar i (-23 520 kr, se tabell 1). Detta innebär för det första att effekten av ett beslut om sänkt avdrag på nästa års deklarerade reseavdrag motsvarar en minskning med mellan ungefär 44 procent (utan kontrollvariabler) och 51 procent (med kontrollvariabler).<sup>8</sup> För det andra är effekten (som mäts året efter kontrollen) i samma storleksordning som det genomsnittliga ändringsbeloppet till följd av granskningen (som mäts under kontrollåret). 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 deklara-tionsbeteende året efter.

Kolumn (3) och (4) i Tabell 2 innehåller effektskattningar där *Z över medianen (1/0)* används och där vi därmed endast utnyttjar en del av variationen i handläggarnas benägenhet att besluta om sänkt reseavdrag. De resulterande effektskattningarna av ett beslut om sänkt avdrag på nästa års yrkade avdrag 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 kontrollvariabler. Metoden medger att *Z* kan användas i nivå eller som kategorisk variabel. Resultaten visar att detta val spelar viss roll, men att slutsatsen från resultaten inte ändras i sak.

I nedre halvan av Tabell 2 (panel II) visas effektskattningen för den kategoriska utfallsvariabeln som mäter om skattebetalaren har yrkat något reseavdrag året efter. Dessa siffror ska tolkas som effekten mätt i procentenheter. Med ett *Z* i nivå 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 *Z över medianen (1/0)* används (se kolumn (3) och (4)).

<sup>8</sup>  $-20,367/45,88 = -0,4439$  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.

Sammantaget visar resultaten att ett beslut om sänkt avdrag har en betydande effekt på skattebetalarnas deklara-tionsbeteende: ett sänkt avdrag leder till att nästkommande års yrkade avdrag minskar med mellan 44 och 51 procent.<sup>9</sup>

## 5 Avslutande diskussion

I denna rapport, som är en sammanfattning av Angelov och Zhao de Gosson de Varennes (2022), studeras effekten av ett beslut om sänkt reseavdrag på den efterföljande regelefterlevnaden bland skattebetalare vars yrkade reseavdrag i deklara-tionen har granskats av Skatteverket. Resultaten visar att ett beslut om sänkt reseavdrag leder till en avsevärd minskning av efterföljande års yrkade reseavdrag. Beroende på hur vi går tillväga för att mäta effekten 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 deklara-tion till följd av granskningen och efterföljande beteendeförändringar ingår.

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 (se Kleven m.fl. 2011 för ett liknande resonemang). En genomförd skattekontroll som aldrig leder till något beslut om sänkt avdrag borde således inte leda till någon beteendeförändring. Med andra ord: om kontrollen inte är verk-ningsfull 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. Denna slutsats bygger dock på 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 verk-ningsfull. 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 deklara-tionen aldrig har upptäckts i tidigare genomförda kontroller.

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 triggat skuldkänslor 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 analysen 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. Skillnaderna mellan studierna är rimliga eftersom den skattade effekten och de valda utfallsvariablerna är olika i båda studierna.

---

<sup>9</sup> I bilagan visas skattningar av den direkta effekten av att få en handläggare som är mer benägen att besluta om sänkt avdrag. Resultaten visar att handläggarens benägenhet att sänka avdraget påverkar nästa års yrkade avdrag i betydligt mindre utsträckning än vad ett beslut om sänkt avdrag gör.

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 nyttoximering 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 procent<sup>10</sup> 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.

---

<sup>10</sup>  $-0,44 * 0,69 \approx -0,30$ .

## Referenslista

- 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) Effekten av ett beslut om sänkt reseavdrag på regel efterlevnaden, 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, 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](http://www.skatteverket.se/rapporter)

Skatteverket (2019b), Skattekontrollens effekt på regelefterlevnaden hos privatpersoner, [www.skatteverket.se/rapporter](http://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

Det kan vara av intresse att studera den direkta effekten av instrumenten på utfallsvariabeln. Detta görs i Tabell 3, 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  $Z$  över medianen ( $1/0$ ) 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 benägenhet att fatta beslut om sänkt avdrag ligger över 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.<sup>11</sup> Tabell 4 i bilagan visar slutligen RF-skattningar med en kategorisk utfallsvariabel för yrkat avdrag året efter granskningen (det vill säga variabeln *Yrkat avdrag året efter (1/0)*). Enklast att tolka är skattningarna med det kategoriska instrumentet  $Z$  över medianen ( $1/0$ ) 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 vars benägenhet att fatta beslut om sänkt avdrag ligger över medianen leder till en minskning med cirka 2 procentenheter i skattebetalarnas benägenhet att yrka reseavdrag året efter.

Tabell 3: Reducerad form: effekten av *inversen av mildhet i sänkt avdrag* på *yrkat avdrag året efter i tkr*

	Utfallsvariabel: <i>Yrkat avdrag året efter (tkr)</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Z$	-5,801*** (1,689)	-5,847*** (1,580)		
$Z$ över medianen ( $1/0$ )			-0,822* (0,445)	-0,739* (0,416)
<i>Antal obs.</i>	9 359	9 359	9 359	9 359
<i>Justerat <math>R^2</math></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.  $Z$  avser handläggarnas benägenhet att besluta om sänkt reseavdrag och är ett index som ligger mellan 0 och 1.  $Z$  över medianen ( $1/0$ ) har värdet 1 om  $Z$  ligger över medianen och 0 annars. Se Angelov och Zhao de Gosson de Verennes (2022) för en detaljerad redogörelse för metoden, variabelbeskrivningar, och de kompletta parameterskattningarna.

<sup>11</sup>  $-0,739/45,88 = -0,0161$ . Siffran 45,88 avser det genomsnittliga yrkade reseavdraget och kommer från Tabell 1.

Tabell 4: Reducerad form: effekten av *inversen av mildhet i sänkt avdrag på yrkat avdrag året efter 1/0*

	Utfallsvariabel: Yrkat avdrag året efter (1/0)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Z</i>	-0,138*** (0,039)	-0,120*** (0,038)		
<i>Z över medianen (1/0)</i>			-0,020** (0,010)	-0,016 (0,010)
<i>Antal obs.</i>	9 359	9 359	9 359	9 359
<i>Justerat R<sup>2</sup></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. *Z* avser handläggarnas benägenhet att besluta om sänkt reseavdrag och är ett index som ligger mellan 0 och 1. *Z över medianen (1/0)* har värdet 1 om *Z* ligger över medianen och 0 annars. *Yrkat avdrag året efter (1/0)* är 1 om den kontrollerade skattebetalaren har yrkat reseavdrag året efter kontrollen och 0 annars. Se Angelov och Zhao de Gosson de Verennes (2022) för en detaljerad redogörelse för metoden, variabelbeskrivningar, och de kompletta parameterskattningarna.