Notater
Documents
72/2012

Statistics Norway
Statistisk sentralbyrå

Erik Fjærli og Arvid Raknerud

Bortfall av revisorplikt for mindre aksjeselskaper

Forslag til evalueringsopplegg

Notater 72/2012

Erik Fjærli og Arvid Raknerud

Bortfall av revisorplikt for mindre aksjeselskaper

Forslag til evalueringsopplegg

Statistisk sentralbyrå • Statistics Norway
Oslo–Kongsvinger

Notater I denne serien publiseres dokumentasjon, metodebeskrivelser, modellbeskrivelser og standarder.

© Statistisk sentralbyrå
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen skal Statistisk sentralbyrå oppgis som kilde.
Publisert desember 2012

ISBN 978-82-537-8561-5 (trykt)
ISBN 978-82-537-8562-2 (elektronisk)
ISSN 1891-5906
Emne: 10

Trykk: Statistisk sentralbyrå

Standardtegn i tabeller	**Symbol**
Tall kan ikke forekomme	.
Oppgave mangler	..
Oppgave mangler foreløpig	…
Tall kan ikke offentliggjøres	:
Null	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	0,0
Foreløpig tall	*
Brudd i den loddrette serien	—
Brudd i den vannrette serien	|
Desimaltegn	,

Forord

I dette notatet foreslår vi et opplegg for hvordan ordningen med bortfall av revisjonsplikt for små aksjeselskaper kan evalueres. Hensikten med evalueringen er å undersøke virkningen av revisjonsfritak på etterlevelse av skattereglene, og derigjennom endringer i skatteproveny. Notatet behandler også spørsmålet om aktuelle indikatorer for å måle etterlevelsen, statistisk metode og inndeling av skattytere i grupper (*strata*) som kan sammenlignes og analyseres.

Bakgrunnen for notatet er at Stortinget har pålagt Finansdepartementet og Skatteetaten å evaluere ordningen med bortfall av revisorplikt for små aksjeselskaper (fra og med regnskapsåret 2011). Dette notatet er et forprosjekt til en slik evaluering. Oppdraget er finansiert av Skatteetaten.

Statistisk sentralbyrå, 3. januar 2013

Hans Henrik Scheel

Sammendrag

I utgangspunktet har alle aksjeselskaper revisjonsplikt, men med virkning fra og med regnskapsåret 2011 kan små aksjeselskaper under visse forutsetninger velge bort revisor. Når man skal evaluere virkningen av dette tiltaket står man overfor visse metodiske utfordringer med hensyn til å sette sammen et utvalg som er passe stort og sammensatt slik at man kan være rimelig sikker på at man måler effekten av selve regelendringen: Hvordan ville utviklingen i etterlevelse av skatte- og regnskapsreglene vært for disse selskapene dersom de hadde blitt nødt til å fortsette med revisor?

Den ideelle framgangsmåten er å bruke et kontrollert eksperiment med deltakere som plukkes ut tilfeldig, der noen blir utsatt for "behandling" (slipper revisor) og andre utgjør en kontrollgruppe. Tilfeldig utvalg vil sikre at andre forhold som påvirker etterlevelse enn revisor slår ut på samme måte i begge grupper. Denne metoden er som oftest ikke mulig av praktiske og økonomiske årsaker. Når man ikke kan eksperimentere er det nærliggende å sammenligne utviklingen i de ureviderte selskaper med de selskapene som beholder revisor, men dette reiser visse problemer fordi det kan være andre forskjeller mellom de to kategoriene som påvirker etterlevelse. For eksempel kan de skattyterne som er mest tilbøyelige til dårlig etterlevelse av reglene også være mer tilbøyelige til å velge bort revisor.

Videre kan valg av utvalgsstørrelse innebære en avveining mellom presisjon i de målte effektene på den ene siden, og på den annen siden hensynet til økonomisk ramme for undersøkelsen.

I notatets del 1 går vi nærmere inn på bakgrunnen for oppdraget. I del 2 drøfter vi kriterier for valg av utvalgsplan og foreslår en konkret utvalgsplan. Kriteriene for vår anbefaling er å gjennomføre tilfeldige kontroller på en slik måte at at Skatteetatens kontrollressurser utnyttes best mulig ved at man blant annet tar hensyn til geografisk fordeling av ressursene.

I del 3 går vi kort inn på aktuelle statistiske metoder for evaluering av reformen. De foreslåtte analysemetodene tar utgangspunkt i internasjonal litteratur på feltet.

Innhold

Forord **3**

Sammendrag **4**

Innhold **5**

1. Innledning og bakgrunn **6**

2. Et opplegg for evaluering av revisjonsreformens effekt på skatteyternes etterlevelse **7**

2.1. Viktige hensyn ved design av et evalueringsopplegg 8

2.2. Detaljert utvalgsplan: Praktisk implementering 11

2.3. Ytterligere utvalgskriterier basert på faktisk bortvalg av revisor i 2011 15

2.4. Oppsummering av utvalgsplan 16

3. Analyser **16**

3.1. Differences-in-differences estimatoren (DID) 17

3.2. Estimatorer basert på instrumentvariable/eksklusjonsrestriksjoner 17

3.3. Valg av indikator- og instrumentvariable 18

Referanser **21**

Figurregister **22**

Tabellregister **22**

1. Innledning og bakgrunn

I dette notatet foreslår vi et opplegg for evaluering av ordningen med bortfall av revisjonsplikt for små aksjeselskaper. Målet med evalueringen er å undersøke virkningen på etterlevelse av skattereglene, derigjennom endringer i skatteproveny. Notatet behandler også spørsmålet om aktuelle indikatorer for å måle etterlevelsen, statistisk metode og inndeling av skattytere i grupper (*strata*) for sammenlignings-analyser. Spørsmålet om hvorvidt Skatteetatens kontrollvirksomhet bør legges om som følge av revisjonsfritaket, for å sikre best mulig etterlevelse blant skattyterne, diskuteres ikke.

Vi foreslår et spesifikt utvalgsdesign basert på randomisert stratifisert sampling for hvordan Skatteetaten bør gjennomføre avdekningskontroller for regnskapsåret 2011 og 2012. De (tilfeldig) valgte foretakene i 2011 og 2012 kontrollers tilbake i tid t.o.m. 2009, slik at man kan følge det samme foretaket i et "observasjonsvindu" som inkluderer årene før og rett etter reformen: 2009-2011 eller 2009-2012. Selve evalueringen av ordningen bør gjennomføres i 2013-2014 når data fra disse kontrollene foreligger.

Aksjeselskaper som oppfyller følgende krav kan fritas fra revisjonsplikten:
1) årlige driftsinntekter mindre enn fem millioner kroner
2) balansesum mindre enn 20 millioner kroner og
3) gjennomsnittlig antall ansatte som ikke overstiger ti årsverk.

Bakgrunnen for reglene er hensynet til forenkling for de minste aksje-selskapene og hensynet til internasjonal utvikling og harmonisering (bl.a. har Danmark og Sverige innført fritak fra revisjonsplikt for de minste aksjeselskapene). Reglene likestiller dessuten NUFer med begrenset ansvar og norske aksjeselskaper med hensyn til revisjonsplikt.

Utgangspunktet er fortsatt at alle aksjeselskaper er underlagt revisjonsplikt. Med lovendringen kan imidlertid mindre aksjeselskaper velge bort revisor. Fravalget må skje ved at generalforsamlingen med 2/3 flertall vedtar å gi styret fullmakt til å velge bort revisor. Styret må deretter beslutte fravalget og fravalget må meldes til Brønnøysundregistrene. Frem til fravalget er meldt til Brønnøysundregistrene har selskapet fortsatt revisorplikt. Fravalget av revisor kan skje med virkning fra og med regnskapsåret 2011.

Blir revisor valgt bort, kan aksjeeiere som har minst en tidel av den aksjekapital som er representert på generalforsamlingen kreve forenklet revisjonskontroll av selskapets årsregnskap for forrige regnskapsår.

Selv om selskapet vedtar å velge bort revisor, gjelder fortsatt selskapets regnskaps- og bokføringsplikt. Selskapet har fortsatt plikt til å lage og sende inn årsregnskap. Det er også vedtatt endringer i regnskapsforskriften som må hensyntas ved fravalg av revisor.

Dersom skattyters årsregnskap er fastsatt i strid med regnskaps- eller bokførings-loven, eller god regnskaps- eller bokføringsskikk, kan likningsmyndighetene pålegge at ett eller flere årsregnskap revideres av revisor. Videre kan det fortsatt gjelde revisjonsplikt ut fra andre formelle krav enn størrelse.

Ved fravalg av revisor vil små aksjeselskaper spare utgiftene som revisjonen koster. For enkelte selskaper kan dette være kostnadsbesparende, mens andre selskaper kan finne det formålstjenlig å beholde revisjon.

Resten av dette notatet er organisert som følger: Avnitt 2 foreslår en utvalgsplan for Skatteetatens avdekningskontroller, basert på randomisert stratifisert sampling,

som er optimal under visse teoretiske forutsetninger. Det foreslås videre hvordan denne utvalgsplanen kan implementeres i praksis, med regions- og strataspesifikke trekksannsynligheter i tabell 3. Avnitt 3 drøfter aktuelle analysemetoder og variable.

2. Et opplegg for evaluering av revisjonsreformens effekt på skatteyternes etterlevelse

Kontroll av regnskap og selvangivelse utføres av skattyter selv, ev. regnskapsfører, revisor og i siste instans av Skatteetaten. I utgangspunktet er styret, ev. daglig leder, ansvarlig for at det avlegges korrekte regnskaper, både i forhold til regnskapslovgivningen og skattelovgivningen. Regnskapsføringen kan gjøres av selskapets egne ansatte eller av autoriserte regnskapsførere.

Regnskapsførers rolle

Mange små aksjeselskaper benytter autorisert regnskapsfører. For å bli autorisert stilles det krav til utdanning, etterutdanning og vandel, og autorisasjon kan tilbakekalles ved grove eller gjentatte pliktforsømmelser.

Selv om det er den regnskapspliktige selv som har det endelige ansvaret overfor tredjemann, for eksempel skattemyndighetene, er det en plikt for regnskapsfører å påse at regnskapet er utarbeidet i samsvar med gjeldende regler og god regnskapsskikk, og regnskapsfører kan tape autorisasjon ved mangelfull kontroll.

Revisors rolle

Revisor skal etter revisorloven bl.a. vurdere om regnskapet er utarbeidet i samsvar med lov og forskrifter, og at regnskapsopplysningene er dokumentert på en ordentlig og oversiktlig måte. Revisor ivaretar hensynet til flere ulike brukerinteresser, og fungerer som en tillitsperson i forhold til allmennheten. Revisor skal være uavhengig og objektiv og ha integritet.

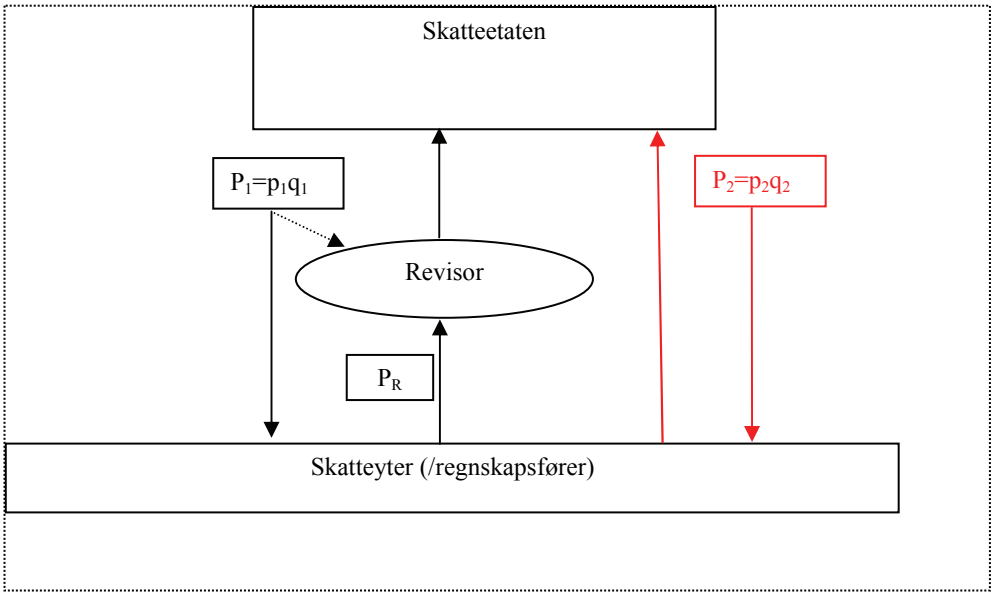
I tillegg til de lovpålagte plikter kan både revisor og regnskapsfører være ressurspersoner innen økonomisk rådgivning og skatt. Gjennom god kjennskap til foretaket kan regnskapsfører og revisor kunne tilby veiledning og rådgivning til en lavere pris enn andre tilbydere.

I følge NOU 2008:12 antas revisjon å koste mellom 10 000 og 30 000 kroner årlig for de selskapene som blir omfattet av revisjonsfritaket.

Skatteetaten

Skatteetaten har begrensede ressurser, og foretar avdekningskontroller basert på innledende undersøkelser. Etatens kontrollstrategi er ikke offentlig, men en rimelig antagelse kan være at ressursene særlig settes inn der risikoen for skatteunndragelser anses størst.

Skjematisk oversikt over kontrollregimet etter revisjonsreformen



Med obligatorisk revisjonsplikt (svarte piler) foregår kontrollen i en totrinnsprosess (vi ser her bort fra at regnskapsfører gjennom sin kvalitetssikring også kan være et ledd i kontrollprosessen). I trinn 1 vil revisor, med sannsynlighet P_R, oppdage og påtale både formelle feil, som vanskeliggjør kontrollen i 2. trinn, og/eller direkte unndragelsesforsøk, og sende skatteregnskapet tilbake til skattyter/regnskapsfører. Ved revisjonsplikt er sannsynligheten for å bli kontrollert av revisor 100 prosent og revisjon antas å disiplinere skattyterne, slik at regnskapenes kvalitet blir høyere. I trinn 2 vil skattetaten med sannsynlighet q_1 plukke ut regnskapet for nærmere kontroll og med sannsynlighet p_1 oppdage unndragelser i kontrollen. Oppdagelses-risikoen er p_1q_1 noe som gir en avskrekkingseffekt, som trolig er høyere jo høyere p_1q_1. I tillegg har Skatteetatens kontrollvirksomhet en disiplinerende effekt på revisor (striplet pil).

I og med at revisors kvalitetssikring blir borte når revisjon velges bort (røde piler), kan regnskapets kvalitet bli dårligere, både når det gjelder kontrollerbarheten (”regnskapsrot ” og lignende) og troverdigheten til de oppgitte inntekter og utgifter. Kontrollsannsynligheten q_2 vs q_1 vil avhenge av Skatteetatens kontrollpolitikk, men et rasjonelt tiltak fra Skatteetatens side vil være at q_2 settes høyere enn q_1. For gitte resurser kan dette bety at q_1 reduseres til fordel for q_2, dvs. at oppdagelsesrisikoen p_1q_1 avtar. Dårligere kvalitet på regnskapene i selskaper som velger bort revisor kan også føre til at de blir vanskeligere og mer tidkrevende å kontrollere, slik at $p_2<p_1$. Effekten av å velge bort revisor på oppdagelsesrisikoen for skatteyter er altså usikker, siden p_1q_1 kan gå ned mens p_2q_2 kan gå både opp og ned.

Muligheten for å velge bort revisjon kan ha to effekter: (1) Lavere kvalitet på alle de regnskapene som ikke blir revidert og (2) en selvseleksjon av ”dårlige skattytere” inn i gruppen som velger bort revisor, (gitt at skattyter tror at det er mer sannsynlig å lykkes med unndragelse ved å velge bort revisor).

2.1. Viktige hensyn ved design av et evalueringsopplegg

Formålet med evalueringen er å kvantifisere endringer i graden av etterlevelse/ skatteunndragelse pga. reformen og det vil være av interesse både å se på (1) endringer i etterlevelse samlet sett og sette dette i sammenheng med bortvalg av revisor, og (2) å undersøke antallet og eventuelle kjennetegn ved de foretak som benytter seg av ordningen. Det er grunn til å tro at tiltaket vil påvirke sammensetningen av foretakenes selskapsform, for eksempel forholdet mellom antall Aksjeselskaper (AS’er) og Enkeltmannsforetak (ENK’er).

Imidlertid er det en utfordring å etablere den kontrafaktiske situasjonen; hvordan ville utviklingen i etterlevelse vært for disse selskapene dersom de hadde blitt nødt til å fortsette med revisor? I fravær av et kontrollert eksperiment med randomiserte deltakere er det nærliggende å sammenligne utviklingen i de ureviderte selskaper med de selskapene som beholder revisor, men dette reiser visse problemer fordi det kan være andre, både observerbare og uobserverbare, forskjeller mellom de to kategoriene som påvirker etterlevelse. Når det gjelder (2) kan det være av interesse å vite i hvilken grad andre forhold, som for eksempel hensyn til ekstern finansiering, kundekreditt, minoritetsaksjonærer etc., påvirker beslutningen om revisjon og om dette innebærer at en betydelig del av selskapene ikke gjør bruk av revisorfritaket.

I det følgende legger vi til grunn at undersøkelsen bare skal omfatte selskaper som tilfredsstiller størrelseskriteriene for revisorfritak.

Et formelt rammeverk

Formelt sett ønsker vi å undersøke sammenhengen mellom bortvalg av revisjonsplikten og en eller flere mål på skatteunndragelse eller etterlevelse, representert ved responsvariable, $Y(d)$. Generelt lar vi $Y(1)$ og $Y(0)$ betegne utfallene av responsvariabelen, *Y*, for det *samme* foretaket i to situasjoner: når det *ikke* har revisor (”treated”) og når det har revisor (”non-treated”). Den ene av disse situasjonene vil være kontrafaktisk. Vi lar videre *D* betegne en binær valgvariabel, der $D = 1$ betyr at foretaket har valgt bort revisor og $D = 0$ at det har valgt å beholde revisor (gitt at revisor kunne vært valgt bort). I tillegg vil foretakene karakteriseres ved en vektor (X) av observerbare kovariater (omsetning, næring, ansatte, etc.). Vår prinsipielle problemstilling er å estimere en gjennomsnittlig (kausal) effekt på skatteunndragelse eller etterlevelse (Y) blant de foretak som har valgt bort revisor ($D = 1$), definert som

$$\text{ATT} = E(Y(1) - Y(0) \mid D = 1).$$

($E(\square)$ betegner statistisk forventing og ATT står for ”Average treatment effect on the treated”).

Problemet her er åpenbart at det kontrafaktiske utfallet til foretaket: $Y(0)$ hvis $D = 1$ ikke er observerbart.

Hvis bortvalg av revisjon er en helt tilfeldig variabel, vil

$$ATT = E(Y(1) \mid D = 1) - E(Y(0) \mid D = 0),$$

som ikke krever at en observerer det kontrafaktiske utfallet. Men dersom det er systematisk seleksjon vil dette gi skjeve estimater: De som har valgt $D = 1$ kan være systematisk forskjellige fra de som har valgt $D = 0$ på en måte som også påvirker *Y*.

I den grad seleksjonen er basert på observerbare variable, X, kan en kontrollere for dette ved statistiske metoder, ved å modellere $E(Y(d) \mid X, D)$ og dermed estimere:

$$ATT = \int \big(E(Y(1) \mid X, D = 1) - E(Y(0) \mid X, D = 0)\big) f(X \mid D = 1) dX .$$

Dette forutsetter at gitt *X* er utfallene *Y(1)* og *Y(0)* uavhengig av *D,* dvs. av om en har valgt bort revisor eller ikke. Dette kalles seleksjon basert på observerbare variable.

Randomiserte kontroller

Responsvariabelen *Y* er i vårt tilfelle bare observerbar gjennom Skatteetatens (avdeknings-) kontroller, og sampelstørrelsen, *n*, er nødvendigvis begrenset av et stramt budsjett. Samtidig vet man at fordelingen til *Y(d)* avhenger av observerbare variable: Noen foretak har høyere *ex ante* sannsynlighet for skatteunndragelser enn andre. Et viktig spørsmålet er om *kontroller* skal velges helt tilfeldig eller avhenge av utfallet av en vektor av foretaks-spesifikke observerbare variable, *X*. Randomisering av kontroller er også diskutert i Eide et al. (2009, 2010), med sikte på å identifisere risikofaktorer som Skatteetaten kan bruke for å plukke ut foretak til avdekningskontroll i en 2-trinns prosedyre. Vårt formål er imidlertid et annet og vi skal nå diskutere egenskaper ved en optimal utvalgsplan i vår kontekst.

For å konkretisere problematikken ser vi på et spesialtilfelle der responsvariabelen *Y* er binær:

$$Y(d) = \begin{cases} 1 & (\text{"seriøs"}) \text{ unndragelse} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

I dette tilfellet er vi interessert i å estimere $E(Y(d)) = P(Y(d) = 1)$ (for *d=1,2)*. Vi ser foreløpig bort i fra seleksjonsproblematikk og forutsetter at *Y(d)* er observerbar for alle foretak. Anta videre at populasjonen = "alle foretak som potensielt kan velge bort revisjonsplikten", at "*i*" betegner strata (*i=1,..., m*). Stratifiseringen er basert på observerbare variable (næring, omsetning, etc.). Vi foreslår en konkret operasjonalisering nedenfor. Estimatoren blir da:

$$\widehat{E(Y(d))} = \sum_{i=1}^{M} a_i \overline{Y_i(d)},$$

der $\overline{Y_i(d)}$ er gjennomsnittet i strata *i* og $a_1, ..., a_M$ er vekter. For at estimatoren skal være forventingsrett må $a_i = P(i)$, der $P(i)$ er populasjonsandelen til stratum *i*, dvs. sannsynligheten for at et helt tilfeldig valgt foretak tilhører starta *i*. Da vil:

$$E(\sum_{i=1}^{M} a_i \overline{Y_i(d)}) = \sum_{i=1}^{M} P(i) P(Y(d) = 1 \mid i) = P(Y(d) = 1),$$

som ønsket. Problemet er å finne en optimal allokering av utvalget på substrata, dvs velge n_i slik at variansen til estimatoren minimeres under bibetingelsen $\sum_{i=1}^{m} n_i = n$. Problemet blir da å finne løsningen på:

$$\min_{n_1,...,n_m} Var(\sum_{i=1}^{m} a_i \overline{Y_i(d)}) \text{ når } \sum_{i=1}^{m} n_i = n.$$

Siden

$$Var(\overline{Y_i(d)}) = \frac{P(Y(d) = 1 \mid i)(1 - P(Y(d) = 1 \mid i))}{n_i}$$

og $a_i = P(i)$, blir Lagrangefunksjonen:

$$L(n_1, ..., n_M) = \sum_{i=1}^{m} \frac{P(i)^2 P(Y(d) = 1 \mid i)(1 - P(Y(d) = 1 \mid i))}{n_i} - \lambda \sum_{i=1}^{m} n_i$$

og 1. ordensbetingelsene:

$$\frac{\partial L(n_1,..,n_m)}{\partial n_i} = 0 \quad (i = 1,...,m) \Rightarrow$$

$$\frac{P(i)}{P(j)}\sqrt{\frac{P(Y(d)=1\,|\,i)(1-P(Y(d)=1\,|\,i))}{P(Y(d)=1\,|\,j)(1-P(Y(d)=1\,|\,j))}} = \frac{n_i}{n_j}, \quad i \neq j.$$

Under antakelse om at $P(Y(d)=1\,|\,i)$ er liten (lav sannsynlighet for seriøs unndragelse), kan dette forenkles (approksimeres) til:

(1)

$$\frac{P(i)}{P(j)}\frac{\sqrt{P(Y(d)=1\,|\,i)}}{\sqrt{P(Y(d)=1\,|\,j)}} = \frac{n_i}{n_j}\left(= \frac{P(i\,|\,kontroll)}{P(j\,|\,kontroll)}\right).$$

Dette betyr at forholdet mellom antallet som er i stratum *i* og stratum *j* blant de som er kontrollert (n_i / n_j) kan avvike fra de relative populasjonsandelene, $P(i)/P(j)$, ved at en over-sampler foretak med relativt sett høyere sannsynlighet for unndragelse (høy $P(Y(d)=1\,|\,i)$). I praksis er ikke sannsynlighetene under rottegnet i (1) kjent, så (1) kan ikke brukes direkte, men må tilnærmes.

Andre typer responsvariable er åpenbart også av interesse, for eksempel samlet skattunndragelse (i kroner). Denne variabelen kan uttrykkes som Z(d)=Y(d)C(d), der C(d) er kontinuerlig. Dvs. at en observerer Z(d)=0 med sannsynlighet $1-P(Y(d)=1)$, og et positivt beløp Z(d)>0 ellers. Utvalgsmetoden skissert over (stratisfiserte randomiserte kontroller) vil være fornuftig selv om interessevariabelen ikke er binær, siden variasjonen i Z(d) er nært knyttet til variasjonen til Y(d).

2.2. Detaljert utvalgsplan: Praktisk implementering

De ordinære avdekningskontrollene som Skatteetaten utfører er potensielt en kilde til informasjon om effekter av tiltaket på omfanget av skatteunndragelser og lignende. Problemet med dette utvalget er imidlertid at selv om de kontrollerte foretakene kan stratifiseres ex post ihht. allment observerbare kjennetegn, som beskrevet over, utgjør disse foretakene ikke et tilfeldig utvalg fra sine respektive strata - dvs. de er ikke representative for de foretakene som *ikke* ble kontrollert. Grunnen til det er at beslutninger om avdekningskontroll gjøres basert på innledende undersøkelser, og først når det gjøres funn som tilser at et foretak er "kontrollverdig" gjennomføres kontroll. Beslutningen om kontroll er derfor basert på informasjon som ikke er tilgjengelig for *hele* populasjonen og følgelig får en utvalgsskjevhet.

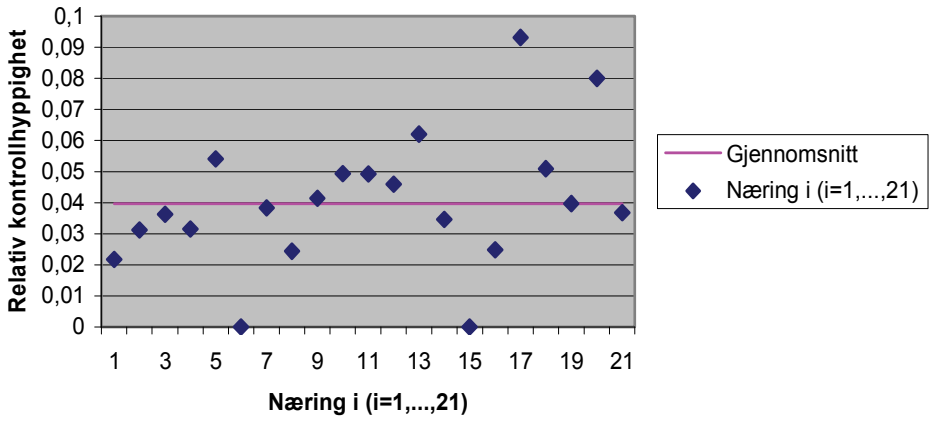
Her konkretiserer vi i stedet et opplegg for ("risikoveid") stratifisert *random* sampling. Risikoveid stratifisering innebærer over-sampling av foretak med stor sannsynlighet for avvik/feil basert på observerbare kriterier. Populasjonen består av alle aktive AS'er som kan velge bort revisor i 2011 (omsetning under 5 mill., antall ansatte under 10 og balansesum under 20 mill.).

Vårt konkrete forslag til utvalgsplan tar utgangspunkt i innhentede data for vedtatte *avdekningskontroller* besluttet i 2011 (for 2010-ligningen) blant populasjonen av foretak som var aktive ved inngangen til 2012 og som oppfylte kriteriene for å velge bort revisor i 2010 (som om loven var trådt i kraft da). Basert på diskusjoner med Skatteetaten tok vi utgangspunkt i tre observerbare kjennetegn: *Næring*,

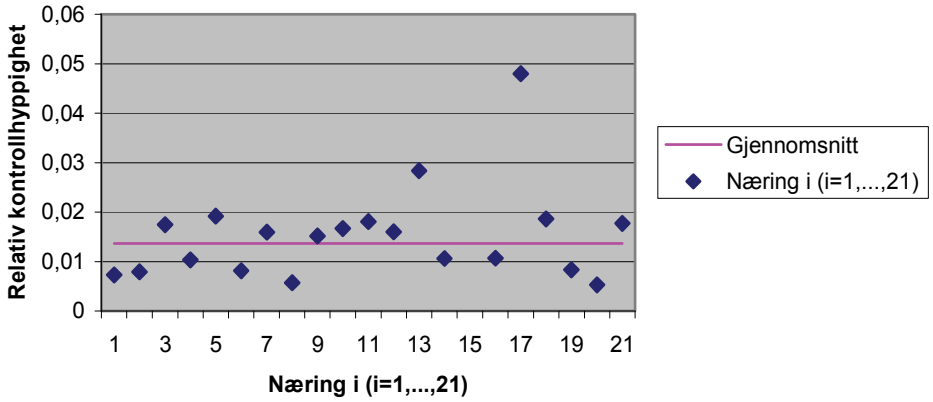
Tidligere revisormerknader og hvorvidt foretaket har *Regnskapsfører*, som mulige stratifiseringskriterier.

Alle foretak i populasjonen ble først gruppert etter to typer kriterier: revisor-merknader i 2010 (0 merknader, 1-3 merknader og >3 merknader) og næring (21 hovednæringer). Gruppen av foretak uten revisormerknader utgjør 81 prosent, 1-3 merknader 19 prosent og >3 merknader 0.5 prosent. Siden sistnevnte gruppe utgjør en ubetydelig andel av hele populasjonen, har vi slått sammen alle foretak med minst en revisormerknad til en gruppe. I de to figurene nedenfor vises relativ kontrollhyppighet for foretak med revisormerknader (figur 1) og uten merknader (figur 2) for hver av de 21 næringene (nummerert med vilkårlig løpenummer – ikke næringskode). Den relative kontrollhyppigheten er i gjennomsnitt hhv. 4,0 prosent og 1,4 prosent i de to figurene.

Figur 1. Kontrollhyppighet etter næring: Foretak med minst 1 revisormerknad



Figur 2. Kontrollhyppighet etter næring: Foretak med 0 revisormerknader



Med unntak av fem næringer i figur 1 og to næringer i figur 2 er relativ kontroll-hyppighet fordelt innenfor et intervall av +/- 2 standardavvik fra gjennomsnittet. I figur 1 dreier dette seg om 3 næringer med > 6 prosent kontrollsannsynlighet: Jordbruk, skogbruk og fiske, Overnattings- og serveringsvirksomhet og Vann-forsyning, avløps- og renovasjonsvirksomhet, samt 2 grupper med 0 kontroller. Blant disse "outlier"-næringene, er det bare to førstnevnte næringene som er størrelsesmessig interessante (13 og 17 i figuren). Dette er de to høyrisiko-næringene også i figur 2.

Skatteetaten opplyser at overhyppighet av kontroll av disse to næringene i 2011 kan forklares med at de var gjenstand for en spesiell kampanje dette året slik at observasjonene i figurene er atypiske. De to "outlier" næringene 13 og 17 utgjør til sammen 8 prosent av kontrollene, og 3 prosent av foretakene.

Oversikten vi fikk over om skattyter har regnskapsfører og kontrollhyppighet gir ingen indikasjoner på at dette gir noen tilleggsinformasjon mht. risiko for kontroll. Vi har derfor valgt ikke å bruke dette som stratifiseringskriterium.

Basert på disse dataene foreslår vi en stratifisering langs *kun en dimensjon*: Forekomst av revisormerknader. Foretak med revisormerknader dels i to grupper: *1*) "0 revisormerknader" og 2*)* ">0 revisormerknader". Kontroll- og populasjonsandelen til de to strataene er vist i tabell 1.

Tabell 1. Andel av alle kontrollerte foretak fordelt på strata (*i*): $P(i \mid kontroll)$. Populasjonsandelen til stratum *i* , $P(i)$, er oppgitt i parentes. Hele landet

	Andel
Ingen merknader	0,59(0,81)
Minst 1 merknad	0,41(0,19)

For hele landet utgjør stratumet *Ingen merknader* 59 prosent av de kontrollerte 2010-regnskapene, og 81 prosent av populasjonen. Tabell 1 viser at Skatteetatens avdekningskontroller leder til en betydelig overrepresentasjon av foretak med revisormerknader.

Tabell 2 under viser de relative kontrollhyppighetene i de to strataene, $P(kontroll \mid stratum = i)$. Men kontrollsannsynligheten er 5.2 prosent i stratumet *Ingen merknader*, er den hele 11.8 prosent i stratumet *Minst 1 merknad*.

Tabell 2. Kontrollsannsynlighet (relativ kontrollhyppighet) innenfor hvert stratum: *P(kontroll|i)*. Hele landet

	Kontrollsannsynlighet
Ingen merknader	0,052
Minst 1 merknad	0,118

Fra Bayes' formel følger en enkel sammenheng mellom kontrollsannsynligheten i hvert stratum, $\mathrm{P}(\mathrm{kontroll}|i)$, og hvor stor andel av de kontrollerte foretakene som befinner seg i stratum *i*, $P(i \mid kontroll)$:

$$P(i \mid kontroll) = \frac{P(kontroll \mid i)P(i)}{P(kontroll)}$$

For hele landet er P(*i*|*kontroll)* og P(i) vist i tabell 1, mens P(*kontroll*|*i*) er vist i tabell 2. Antall kontroller som gjøres i stratum *i* er da gitt ved $n_i = P(i \mid kontroll) \times n$, der *n* er det totale antall kontroller.

Siden næringsstrukturen varierer over regionene og kontrollene besluttes på regionsnivå, må vi beregne regionsspesifikke fordelinger, $P^r(i \mid kontroll)$, der toppskriften *r* står for region *r*.

Vi foreslår at

$$P^r(kontroll \mid i) = \lambda^r P(kontroll \mid i),$$

der P uten toppskrift *r* (region) referer til "hele landet" (se tabell 2) og λ^r er en konstant faktor spesifikk for region *r*. Kontrollhyppigheten i hvert stratum antas

altså å være den samme over alle regionene, bortsett fra en regionsspesifikk proporsjonalitetsfaktor.

Da vil

$$P^r(kontroll) = \sum_{i=1}^{4} P^r(kontrol \mid i)P^r(i) = \lambda^r \sum_{i=1}^{4} P(kontrol \mid i)P^r(i).$$

Andelen av det totale antall kontroller i region *r* som gjennomføres i stratum *i* blir da:

$$P^r(i \mid kontroll) = \frac{P(kontroll \mid i)P^r(i)}{\sum_{i=1}^{4} P(kontroll \mid i)P^r(i)}$$

(uavhengig av λ^r). Siden $n^r{}_i = P^r(i \mid kontroll) \times n^r$ ($n^r{}_i$ er antallet som kontrolleres i stratum *i* i region *r*, og n_r er antallet kontroller totalt i region *r*), er

(2)

$$\frac{n^r{}_i}{n^r{}_j} = \frac{P^r(i \mid kontroll)}{P^r(j \mid kontroll)} = \frac{P(kontroll \mid i)P^r(i)}{P(kontroll \mid j)P^r(j)}$$

Sammenligner vi dette med ligning (1), ser vi at den optimale faktoren $\sqrt{P(Y(d)=1 \mid i)} / \sqrt{P(Y(d)=1 \mid j)}$ i ligning (1) er erstattet med den observerbare faktoren $P(kontroll \mid i) / P(kontroll \mid j)$ (som er felles for alle regioner). Dette er å betrakte som en "second-best" løsning. I fravær av kunnskap om sannsynligheten for ulovlig unndragelse, antar vi at Skatteetaten "over-sampler" *som om* deres mål er å avdekke sannsynligheten for unndragelse. Dette er ikke tilfelle, men det er et faktum at kontrollinnsatsen brukes disproporsjonalt på subgrupper av foretak med høyere risiko for ulovligheter: Vedtak om kontroll er basert på en innledende undersøkelse og den endelige beslutningen om avdekningskontroll fattes bare dersom det er indikasjoner på feil.

En konsekvens av ligning (2) er at vår utvalgsplan vil etterligne den (ikke-randomiserte) utvelgelsen Skattetaten gjør mht. den *statistiske* fordelingen på næring og antall revisormerknader. Dette vil gjøre utfallet av de randomiserte kontrollene direkte sammenlignbart med de ordinære kontrollene som besluttes. Den viktigste forskjellen består i at selv om vår *utvalgsplan* og Skatteetatens *utvalgspraksis* medfører at en tilnærmet lik prosentandel av kontrollene utføres i stratum *i*, vil randomisert stratifisert sampling sikre at disse foretakene er *representative* for stratum *i*. De ordinære kontrollene gjøres derimot på et ikke-randomisert underutvalg av foretak fra stratum *i* som tar sikte på å gi systematisk høyere sannsynlighet for å avdekke feil enn det som følger av randomisering.

Tabell 3 nedenfor gir fordelingen av kontrollerte foretak på de to strataene (i=1,2) for alle regionene iht. vår utvalgsplan. Avviket mellom regionene skyldes utelukkende forskjell i populasjonsandelene, $P^r(i)$, mellom regionene.

Tabell 4 viser den tilsvarende empiriske fordelingen av Skatteetatens avdekningskontroller besluttet i 2011 for regnskapsåret 2010. Til tross for at vi har brukt felles risikovekter for alle regioner ved beregning av trekksannsynlighetene i tabell 3, er det små forskjeller mellom andelene i de to tabellene.

Tabell 3. Foreslått utvalgsplan: Regionsvis fordeling (andel) av kontrollerte foretak i hvert stratum: $P^r(i \mid kontroll)$ (*r* = "region", *i* ="stratum").

Region (r)	Stratum (*i*)	
	Ingen merknader	Minst 1 merknad
Skatt Øst	0,60(0,81)	0,40(0,19)
Skatt Sør	0,60(0,80)	0,40(0,20)
Skatt Vest	0,62(0,83)	0,38(0,17)
Skatt Midt Norge	0,63(0,83)	0,37(0,17)
Skatt Nord	0,56(0,79)	0,44(0,21)

Note: Populasjonsandelen til stratum *i*, $P^r(i)$, i parentes.

Tabell 4. Faktisk fordeling av kontroller på to strata. Skatteetatens utvelgelse av 2010-regnskap.

Region (r)	Stratum (*i*)	
	Ingen merknader	Minst 1 merknad
Skatt Øst	0,62	0,38
Skatt Sør	0,57	0,43
Skatt Vest	0,64	0,36
Skatt Midt Norge	0,68	0,32
Skatt Nord	0,48	0,52

2.3. Ytterligere utvalgskriterier basert på faktisk bortvalg av revisor i 2011

Utvalgsplanen foreslått i tabell 3 sier ingenting om hvilken andel av foretakene i utvalget som har valgt bort revisor. For å sikre at utvalget er representativt mht. andelen foretak som velger bort revisor for hvert av de to strataene diskutert over (med eller uten revisormerknader), foreslår vi at det foretas en ytterligere utvelgelse innenfor de to strataene basert på variabelen *bortvalg av revisor*. Dvs. at dersom det i populasjonen er en andel α_i i stratum *i* som velger bort revisor i 2011, velges utvalget fra stratum *i* slik at andelen som har valgt bort revisor i *utvalget* også er lik α_i. For å illustrere den endelige utvalgsplanen, bruker vi tall fra *Skatt Vest*. Disse er vist tabell 5.

Tabell 5. Skatt Vest: Andelen foretak i hele populasjonen (13 476 foretak) som faktisk valgte bort revisor i 2011. Fordelt på to strata

	Stratum (*i*)	
	Ingen merknader	Minst 1 merknad
Valgt bort revisor	0,28	0,32
Har fortsatt revisor	0,72	0,68
I alt	0,59	0,41

Anta at det plukkes ut totalt 350 kontrollobjekter fra *Skatt Vest* for kontroll. Disse skal da fordeles slik:

- Totalt 217 (62 prosent) kontrollobjekter skal ikke ha merknader (i samsvar med utvalgsplanen i tabell 3) . Av disse skal 61 (28 prosent) ha valgt bort revisor (i samsvar med tabell 5) .

- Totalt 133 (38 prosent) kontrollobjekter skal ha merknader (i samsvar med tabell 3). Av disse skal 43 (32 prosent) ha valgt bort revisor (i samsvar med tabell 5).

2.4. Oppsummering av utvalgsplan

- Antall kontroller som gjøres i hver region, n^r , bør følge regionsfordelingen av Skatteetatens ordinære kontroller, av hensyn til avstemming mot etatens fordeling av kontrollressurser på regioner. Det totale antall kontroller velges så høyt som mulig og ikke lavere enn 2000.

- Skatteetaten i hver region fordeler populasjonen av foretak på de to strataene definert over. Bare foretak som kommer inn under bortvalgsordningen i 2011 kommer i betraktning og bare foretak som har vært aktive i *alle* årene 2009-2011: avdekningskontroll gjøres for perioden 2009-2011 (to år før, og ett år etter reformen).

- De n^r foretak som skal kontrolleres i region *r*, fordeles på hvert av de to strataene, med trekksannsynligheter gitt i tabell 3.

- Innenfor hvert av de to strataene (*Ingen revisormerknader*, *Minst 1 revisormerknad*) velges det endelig utvalget slik at andelen som har valgt bort revisor i 2011 er lik populasjonsandelen som har valgt bort revisor for det tilsvarende stratumet, slik det er illustrert for *Skatt Vest* i avsnittet under tabell 5.

- For å gjøre evalueringen mest mulig kostnadseffektiv, bør kontrollene foretas i sentrale strøk med kort reisetid. Det antas at dette ikke vil medføre utvalgsskjevhet

- Et nytt utvalg gjøres i 2013 fra 2012-ligningen, og kontroll gjøres da for perioden 2009-2012 for de utvalgte foretakene. Revisormerknader for 2010 benyttes også nå som stratifiseringskriterium, (siden revisor kan være valgt bort i 2011 og/eller 2012) og andelen som fortsatt har revisor i 2012 brukes som et ytterligere utvalgskriterium på samme måte som for 2011 utvalget.

3. Analyser

For å evaluere effekten av revisjonsfritak for hele populasjonen av små foretak, skulle man ideelt sett gjennomført et sosialt eksperiment der skatteyterne helt tilfeldig blir delt inn i to grupper; den ene får beskjed om at de ikke skal revideres, og den andre får beskjed om at de vil bli revidert. Begge grupper kan bli gjenstand for senere bokettersyn med en gitt sannsynlighet.

Eksperimentet med frivillig revisjon innbærer at det ikke er uavhengighet mellom utfallet (etterlevelse) og deltagelse, og sier altså ingenting om effekten av revisjon i gruppen selskaper som fortsetter med revisor. Ved hjelp av paneldata kan man imidlertid både studere beslutningen om revisjon eller ikke og utfallet for de som velger bort revisjon, og langt på vei identifisere relevante effekter.

Hvilken statistisk metode man bør velge avhenger av tre faktorer: Hva slags data som er tilgjengelige (informasjon), problemstillingen som skal undersøkes (modellen) og hvilke parametre som er av interesse (gjennomsnittseffekten for hele populasjonen vs effekten for de som faktisk blir gjenstand for "behandling").

Vi skal nedenfor diskutere to mulige tilnærminger til seleksjonsproblemet: Difference-in-differences (DID) og intrumentvariabel/eksklusjonsrestriksjons-metoden.[1]

[1] Blundell og Costa Dias (2000) gir en nærmere oversikt over disse problemstillingene.

3.1. Differences-in-differences estimatoren (DID)

Anta at Z_{ft} er en diskret-kontinuerlig responsvariabel for foretak *f* i år *t*. Bortfall av revisjonsplikten implementeres på tidspunkt *t=1* og indikatorvariabelen D_f=1 hvis foretak *f* velger bort revisor og 0 ellers. Videre antar vi at

$$Z_{ft} = X_{ft}\beta + D_f\alpha + \theta_t + \gamma_f + \varepsilon_{ft},\ t > 0$$
$$Z_{ft} = X_{ft}\beta + \theta_t + \gamma_f + \varepsilon_{ft},\ t \le 0$$

Her er β en vektor av regresjonsparametre tilhørende en vektor av bakgrunnsvariable, X_{ft}, α er gjennomsnittlig "effekt" av å delta i programmet blant de som deltar (ATT), γ_f er en foretaksspesifikk komponent (fast over tid), θ_t er en tidsspesifikk komponent (felles for begge kategorier), mens ε_{ft} er et genuint restledd.

Med mindre deltakerne er tilfeldig valgt, vil det lett være korrelasjon mellom de uobserverte variablene γ_f og/eller ε_{ft} og D_f, fordi det typisk vil være slik at det er noen egenskaper ved individet som påvirker beslutningen om å delta (D_f) og utfallet, Z_{ft}, simultant. Ordinær regresjon vil da gi et estimat på α som ikke er forventningsrett.

Som vi har vært inne på, finnes det 2gode" og "dårlige" skattytere. Dette er én foretaksspesifikk effekt. En annen er at det antakelig finnes "strenge" og "snille" revisorer. Begge disse effektene må antas å være korrelert både med beslutningen om revisjon og kvaliteten på selskapets skatteregnskap og selvangivelse. Dårlige skattytere vil se seg tjent med å velge bort revisor, men dersom revisor er "snill" vil selskapet kunne være tilbøyelig til å beholde revisjon.

Dersom man har minst ett sett med observasjoner før reformen og ett etter, kan man estimere ATT ved

$$\hat{\alpha} = (\bar{Z}_1^1 - \bar{Z}_0^1) - (\bar{Z}_1^0 - \bar{Z}_0^0) - (\bar{X}_1^1 - \bar{X}_0^1)\beta$$

det $\bar{Z}_t^d$ og $\bar{X}_t^d$ betegner gjennomsnittet av hhv. Z_{ft} og X_{ft} beregnet på tidspunkt *t* over foretakene i utvalget som har valgt $D = d$ (d=0,1). Dersom imidlertid effekten av tiltaket varierer systematisk over foretakene i utvalget (som er rimelig), må ATT beregnes separat for hvert stratum, mens total ATT beregnes som et veid gjennomsnitt over strata-spesifikke DID-estimater, $\hat{\alpha}_i$:

$$\hat{\alpha} = \sum_{i=1}^{m} P(i)\hat{\alpha}_i$$

3.2. Estimatorer basert på instrumentvariable/eksklusjonsrestriksjoner

Denne metoden krever at det finnes minst en (såkalt) *instrumentvariabel*, *I*, som ikke påvirker utfallsvariabelen (*Z* eller *Y*), men som påvirker beslutningen om å delta, *D*. En kan da estimere ATT basert på en totrinnsprosedyre, der en i første trinn estimerer $P(D_f = 1 \mid X, I)$ og i annet trinn estimerer $P(Y = 1 \mid X, D)$ eller $E(Z \mid X, D)$ ved regresjonsmetoder. Vi skal ikke gå inn på tekniske detaljer ved

denne metoden her, men henviser til Dagsvik et al. (2011) og Cappelen et al. (2011) for (relativt avanserte) anvendelser av slike metoder i andre kontekster (hhv. effekten av utdanningsvalg på lønnsinntekt og effekten av deltakelse i SkatteFUNN på foretakenes sannsynligheten for patentering og innovasjon). Mulige valg av instrumentvariable (*I)* er diskutert nedenfor.

3.3. Valg av indikator- og instrumentvariable

På den ene siden kan det være at oppdragsgiver ønsker et bredt bilde av hvordan revisjonsreformen virker på "etterlevelse", dvs. at man ønsker å se på dette langs flere dimensjoner. På den annen side er det essensielt at utvalget av selskaper blir så stort som mulig, dvs. at selve kontrollen gjøres så enkel som mulig for å gi plass til flest mulig kontroller.

Sentrale indikatorvariable for etterlevelse (Utfallsvariabelen "Y/Z" i omtalen foran) kan være:

1. Antall formelle feil (som går på kvaliteten på selvangivelse og næringsoppgave)
2. en indikator (0/1) for at det foreligger en eller flere materielle feil, for eksempel definert ved ligningsloven § 10-2 til 10-5 om tilleggsskatt, og
3. et anslag på unndratt beløp.

For å kunne benytte IV-metoden og DID-metoden, trenger man hhv. bakgrunnsvariable som kan tjene som instrumenter og paneldata med minst ett år før og ett år etter reformen.

Primære forklaringsvariable utover fravalg av revisjon (variabelen "X" i omtalen foran)

Gjennom påkopling av selvangivelsesdata og regnskapsdata får man tilgang på et rikt sett med bakgrunnsvariable som størrelse (omsetning etc.) og næringstil-knytning. Dersom det også er mulig å få informasjon om skattyters og revisors "kvalitet" i årene før reformen er det selvsagt av stor interesse (revisormerknader, tidligere ilagt tilleggskatt etc.). Det kan også være interessant om revisor og regnskapsfører kan identifiseres på en slik måte at man kan utnytte dette som variabel i analysen.

Instrumentvariable for beslutningen om revisjon eller ikke revisjon ("I").

Det kan være av interesse å kartlegge motivasjonen for bortvalg av revisjon i seg selv, av flere grunner: Er de som velger bort revisjon "dårlige" skatteytere? Hvilke andre faktorer enn lovens pålegg forklarer at bedrifter velger å beholde revisor? Når det gjelder instrumentvariable, er vi mest interessert i variable som påvirker revisjonsbeslutningen, men som ikke påvirker rapporteringsatferden (innholdet i selvangivelse og skatteregnskap).

Typiske forklaringsvariable i en analyse av revisjonsvalget kan være eierforhold (minoritetseiere vs. majoritetseiere), finansielle forhold (gjeldsgrad) og tidligere etterlevelse (revisormerknader, resultat av tidligere bokettersyn, skattbar inntekt i forhold til omsetning, gitt nivået på andre kontrollvariable).

I flere tilfeller kan revisor uansett ikke velges bort og i andre tilfeller kan det være fordelaktig å revidere selskapene, selv om dette ikke er påkrevd.

Revisorbekreftelser kan etter aksjeloven ikke velges bort ved:

- stiftelse av aksjeselskap
- kapitaløkninger og kapitalnedsettelser
- tingsinnskudd (ved stiftelse eller senere kapitalforhøyelser)
- gjeldskonvertering

- fusjon eller fisjon
- transaksjoner med nærstående eiere
- oppløsning og avvikling

Revisjon er også pålagt i en del andre tilfeller:

- Selskaper som innehar skjenkebevilling
- Refusjoner fra NAV
- Offentlige anbudsinnbydelser
- I noen bransjer vil det ofte kreves at involverte selskaper er underlagt revisjon. Dette gjelder bl.a. innen offshore og i bygg- og anleggsbransjen
- Morselskap i konsern, stiftelser, advokater og selskaper underlagt Finanstilsynet er fortsatt revisjonspliktige og kan ikke velge bort revisor

Grunner til at det kan være fordelaktig å revidere regnskapene, selv om det ikke er påkrevd:

- Revisjonsplikten er en disiplinerende faktor som bidrar til å holde orden i økonomien. Det er f.eks. ingen avsetningsplikt for forskuddsskatt og merverdiavgift, og det kan derfor være fristende å skyve på disse betalingsforpliktelsene. Etter aksjeloven § 6-12 plikter styret å påse at selskapets regnskap og formuesforvaltning er gjenstand for betryggende kontroll, mens § 3-4 og §3-5 stiller krav til selskapets egenkapital og til styrets handleplikt dersom egenkapitalen blir for lav. Brudd på disse pliktene kan utløse styreansvar. Ved fravalg av revisor vil det muligens stilles noe strengere krav til styrets aktsomhet. Selskapet bør vurdere å "forsikre seg" mot å gjøre feil som senere vil kunne koste dyrt, f.eks. at man unngår lovstridige overføringer etter aksjeloven kapittel 3.

- Aktører som har forbindelse med selskapet har behov for å være trygg på at oppgitte regnskapsdata er korrekte. Dette gjelder særlig långivere, leverandører, kunder, ansatte og eiere.

- I forbindelse med et låneopptak kan det tenkes at banken vil kreve at selskapet er revidert. Dette gjelder særlig dersom det ikke kan stilles sikkerhet i form av kausjon e.l. Leverandører som skal gi kreditt eller lån kan kreve at det låntakende selskap er revidert.

- Revisor har jevnlig kontakt med selskapet og har tilgang til informasjon og kontaktpersoner, tillit hos selskapet osv. De ulike oppgavene revisor utfører i tillegg til revisjonen (f.eks. bekreftelse på selvangivelsespapirer, særattestasjoner mv.) kan dermed utføres med en viss kostnadseffektivitet. Dersom revisor ikke lenger reviderer selskapets regnskap, må disse oppgavene gjøres av noen med mindre kjennskap til selskapet.

- Mange internasjonale aktører vil kreve at selskapet har reviderte regnskaper.
- Datterselskaper kan velge bort revisjon på linje med andre aksjeselskaper. I slike tilfeller må det likevel vurderes om det bør gjennomføres revisjon av disse datterselskapene, siden revisor må uttale seg om konsernet – hvor disse datterselskapene inngår.

- Utbytter eller konsernbidrag vil lettere kunne vedtas på forsvarlig grunnlag når selskapet har reviderte regnskaper. Tilsvarende ved lån fra selskapet til aksjeeiere mv. eller ved konserninterne transaksjoner. Utbetaling av utbytte som det senere viser seg at et korrekt regnskap ikke ville gitt grunnlag for, kan medføre ansvar for styremedlemmer og tilbakebetalingsplikt.

Basert på ovenstående, foreslås følgende instrumentvariable:

A. Selskaper som tilfredsstiller størrelseskriteriene for bortvalg men ikke andre formelle krav:

1. Kapitaløkninger og kapitalnedsettelser (kilde: Aksjonærregisteret og Næringsoppgave 2)

2. Transaksjoner med nærstående (kilde: Selvangivelsen, s. 1)

3. Søknad om SkatteFUNN-midler (Kilde: SkatteFUNN databasen)

4. Bransjetilhørighet? (Kun dersom det er entydig krav til revisjon i visse bransjer etter NACE-kode)

B. Selskaper som tilfredsstiller alle formelle kriterier for fravalg men som ev. velger å avstå:

5. Har minoritetseiere (Kilde: Aksjonærregisteret, koplet mot inntektsregisteret for å kontrollere for familietilhørighet)

6. Har gjeld til kredittinstitusjoner og leverandørgjeld (Kilde: Næringsoppgave 2. For året 2010 er det post 2220 og 2380, samt 2400 og 2900)

7. Har obligasjonsgjeld (Kilde: Næringsoppgave 2, post 2210, 2320)

8. Det er også ønskelig å vite om selskapet benytter autorisert regnskapsfører, som kan være et substitutt for revisor.

Referanser

Blundell, R. and M. Costa Dias (2000): Evaluation Methods for Non-Experimental Data. *Fiscal Studies*, 21, 427-468.

Cappelen, Å., A. Raknerud and M. Rybalka (2012): The effects of R&D tax credits on patenting and innovations". *Research Policy*, 41, 334-345.

Dagsvik, J.K., T. Hægeland and A. Raknerud (2011): Estimating the Returns to Schooling: A Likelihood Approach Based on Normal Mixtures. *Journal of Applied Econometrics*, 26, 613-640.

Eide, E., H. Goldstein, P.G. Larssen and J. Olsen (2009): Revelation of Tax Evasion by Random Audits. Part 1. Report 1/2009, Ragnar Frisch Centre for Economic Research

Eide, E., H. Goldstein, P.G. Larssen and J. Olsen (2010): Revelation of Tax Evasion by Random Audits. Part 2. Report 1/2010, Ragnar Frisch Centre for Economic Research

NOU 2008:12. Revisjonsplikten for små foretak (Finansdepartementet).

Figurregister

1. Kontrollhyppighet etter næring: Foretak med minst 1 revisormerknad 12
2. Kontrollhyppighet etter næring: Foretak med 0 revisormerknader..... 12

Tabellregister

1. Andel av alle kontrollerte foretak fordelt på strata (*i*): $P(i \mid kontroll)$.
   Populasjonsandelen til stratum *i* , $P(i)$, er oppgitt i parentes. Hele landet..... 13
2. Kontrollsannsynlighet (relativ kontrollhyppighet) innenfor hvert stratum: *P(kontroll|i)*. Hele landet 13
3. Foreslått utvalgsplan: Regionsvis fordeling (andel) av kontrollerte foretak i hvert stratum: $P^r(i \mid kontroll)$ (*r* = "region", *i* ="stratum")..... 15
4. Faktisk fordeling av kontroller på to strata. Skatteetatens utvelgelse av 2010-regnskap..... 15
5. Skatt Vest: Andelen foretak i hele populasjonen (13 476 foretak) som faktisk valgte bort revisor i 2011. Fordelt på to strata..... 15

B

Returadresse:
Statistisk sentralbyrå
NO-2225 Kongsvinger

Avsender:
Statistisk sentralbyrå

Postadresse:
Postboks 8131 Dep
NO-0033 Oslo

Besøksadresse:
Kongens gate 6, Oslo
Oterveien 23, Kongsvinger

E-post: ssb@ssb.no
Internett: www.ssb.no
Telefon: 62 88 50 00

ISBN 978-82-537-8561-5 (trykt)
ISBN 978-82-537-8562-2 (elektronisk)
ISSN 1891-5906

ISBN 978-82-537-8561-5

9 788253 785615

Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway

Statistisk sentralbyrå

72/2012

Bortfall av revisorplikt for mindre aksjeselskaper

Design: Siri Boquist