

Rådgivningstjenester og revisjonskvalitet ^F

En studie av 30 europeiske land



SIMEN BJØRNDALEN har en mastergrad i regnskap og revisjon fra Handelshøyskolen BI. Han arbeider som revisormedarbeider i revisjonsselskapet BHL DA i Sandvika og har erfaring med revisjon av ulike typer bransjer.



KIM-RAFIQ AKHTAR LARSEN har en bachelorgrad i regnskap og revisjon fra OsloMet samt en mastergrad i regnskap og revisjon fra Handelshøyskolen BI. Han arbeider for tiden som økonomi- og administrasjonskonsulent i Webcruiter.



TOBIAS SVANSTRÖM er professor ved Umeå School of Business, Economics and Statistics og BI Norwegian Business School. Han forsker i revisjon og har publisert sine arbeid i anerkjente vitenskapelige tidsskrifter som *Contemporary Accounting Research*, *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, *European Accounting Review*, *Accounting and Business Research* og *International Journal of Auditing*.

SAMMENDRAG

I denne artikkelen analyserer vi den tiltenkte effekten av revisjonsforordningen om begrensninger i honorar for rådgivningstjenester (537/2014/EU).¹ Den monetære begrensningen på rådgivningstjenester er satt til maksimalt 70 prosent av de siste tre års gjennomsnittlige honorar for lovpålagt revisjon.² Vi undersøker hvorvidt målsettingen om økt revisjonskvalitet gjennom reduserte rådgivningstjenester har stadfeste i empiri.

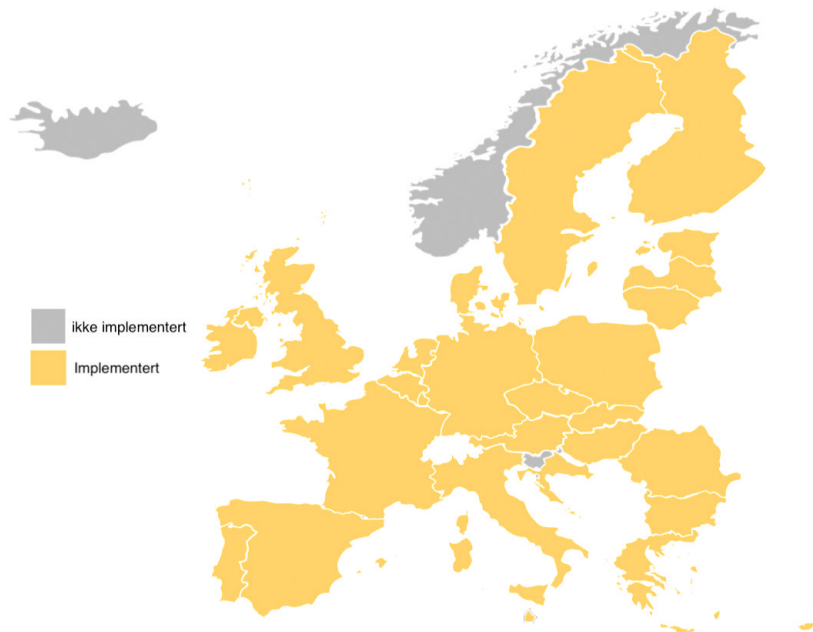
Vi benytter estimerte skjønsmessige periodiseringer som måleparameter på revisjonskvalitet, ettersom dette er et relevant mål på revisors evne til å begrense ekstreme og opportunistiske regnskapsvalg fra ledelsen (Myers mfl., 2003). For å beregne andelen av estimerte skjønsmessige periodiseringer har vi benyttet Modified Jones Model, som gjennom empiri har vist seg å være

- 1 Europaparlamentets- og rådsforordning 537/2014 om særlige krav til lovpålagt revisjon av allmenn interesse-foretak.
- 2 Det er dog åpnet for at lokale myndigheter kan sette denne lavere.

blant de mest anerkjente og brukte som indikasjon på lav regnskapskvalitet (Dechow mfl., 1995). Vi deler inn tre ulike nivåer på estimerte skjønsmessige periodiseringer: resultatøkende, reduserende og absolutt. Det som skiller denne studien fra tidligere forskning, er blant annet dens rekkevidde. Undersøkelsen gjennomføres for 30 land i Europa, i perioden 2009 til 2015. Som et eksplorativt bidrag deler vi inn i fem ulike strata basert på regnskaps-teoretiske likheter mellom nasjonene, og sammenligner mot hovedmodellene. Videre undersøker vi også hvorvidt vårt datasett kan underbygge 70 prosent-grensen på honorar for rådgivningstjenester slik den er fastsatt i revisjonsforordningen.

Vår analyse kan antyde at rådgivningstjenester påvirker revisjonskvalitet negativt. Dette innebærer at en økning i rådgivningstjenester indikerer synkende kvalitet på revisjonen som utføres. Videre kan våre funn tyde på at begrensningen på honorar for rådgivningstjenester antageligvis er satt for høyt.

FIGUR 1 Implementeringsstatus for de ulike nasjonene per oktober 2018.



INNLEDNING

I kjølvannet av finanskrisen ble revisjonsbransjen kritisert for å ikke ha advart allmenheten om problemene i de selskapene (banker) som kort tid etter å ha mottatt ren beretning, gikk konkurs eller endte opp i store økonomiske vanskeligheter. Av den grunn ønsket Europakommisjonen å undersøke hvorvidt revisjon kunne bidra til økt global finansiell stabilitet, hvor et høringsutkast ble benyttet til å gjennomføre en helhetlig vurdering av revisjon som fagområde. Spesielt ble det satt søkelys på uavhengighet og kvalitet i revisjon (Europakommisjonen, 2010, s. 3–5). Videre understreket man et ønske om totalforbud mot rådgivningstjenester³ (Europakommisjonen, 2010, s. 12). Tankerekken bak forslaget dreide seg om å gjenskape trygghet rundt revisors uavhengighet og profesjonelle skepsis. De utenforstående interessentene viste stor misnøye med et slikt forbud, og forordningen reflekterte dette ved å lande på et delvis forbud i type rådgiv-

ningstjenester, jf. Europaparlaments- og rådsdirektiv 2014/56/EU.⁴

I revisjonsforordningens artikkel 4 blir det stadfestet at den monetære begrensningen på rådgivningstjenester er 70 prosent av de siste tre års gjennomsnittlige revisjonshonorar, heretter kalt R-ratio. Ved beregning av gjennomsnittlig revisjonshonorar skal tillatte rådgivningstjenester ikke medregnes. Dette betyr at det utelukkende er den lovpålagte revisjonen som skal danne grunnlag for beregning av maksimalt tillatte rådgivningshonorar. Videre har det blitt fastsatt at strengere grense kan fastsettes etter lokale myndigheters diskresjon.⁵ Figur 1 viser implementeringsstatus for de 30 nasjonene som er berørt av regelpakken fra EU.⁶

På den ene siden kan det å tilby rådgivningstjenester i tillegg til ordinær revisjon skape en interessekonflikt, spesielt i tilfeller hvor revisor står i fare for å revidere

3 Rådgivningstjenester definerer vi som alle tjenester revisor utfører som ikke er lovpålagt revisjon.

4 Som en sikkerhetsventil har det blitt fastsatt at lokale myndigheter har mulighet til å forby alle tjenester som vil være en trussel mot revisors uavhengighet, jf. pkt. 2 i artikkel 5. For en oversikt over svartelistede tjenester, se tabell 10 i vedlegg.

5 Portugal har valgt å benytte seg av adgangen til å sette lavere grense, og har lagt seg på 30 prosent.

6 Figuren er oppdatert per oktober 2018.

sitt eget arbeid (Simunic, 1984, s. 679). Her blir det trukket frem teorier som tilsier at sosial og økonomisk tilknytning kan være en trussel mot revisors uavhengighet. Det blir også poengtert at revisor genererer store inntekter ved å utføre rådgivningstjenester, slik at avhengigheten til klienten blir for stor. Faren ved dette er at revisor ikke lenger tør å stå opp mot klienten og de valgene klienten har tatt, av frykt for å miste oppdraget. Dette betyr at revisor kommer for tett på ledelsen, som resulterer i at den profesjonelle skepsisen kan erodere (Svanström, 2013, s. 340–341).

På den andre siden hevdes det at rådgivningstjenester kan ha en positiv effekt på revisjonskvalitet. Som bakgrunn for denne argumentasjonsrekken trekkes kunnskapsoverføring ofte frem (Knechel & Sharma, 2010, s. 28). Både lovpålagt revisjon og rådgivningstjenester krever kunnskap om blant annet selskapets drift, internkontroll og industri. I tillegg til dette argumenteres det for at undersøkelses- og transaksjonskostnader reduseres (Simunic, 1984, s. 680). Dette vil være en kostnadseffektiv løsning for både revisor og klient, men spørsmålet er om det skjer på bekostning av brukerne av regnskapet. Ved å skaffe et oversiktsbilde over rådgivningstjenester i Europa tilegner vi oss økt innsikt i omfanget av problematikken som blir reist i forordningen. Steven Harris finner at honorar for rådgivningstjenester over tid har økt med ti prosent, mens honorar for lovpålagte revisjonstjenester øker med bare fire prosent (Harris, 2017, s. 4). Dersom denne utviklingen fortsetter over tid, vil vi kunne se en drastisk skjevhet i favør av rådgivningstjenester. Det kan dermed være nærliggende å anta at det er en slik utvikling forordningen ønsker å bremse.

FORSKNING PÅ RÅDGIVNINGSTJENESTER

Forskningen på området er preget av at det ikke er noen entydig konsensus om hvorvidt rådgivningstjenester har en positiv eller negativ effekt på revisjonskvalitet. I de fleste tilfeller konkluderes det med at man ikke finner noen signifikant sammenheng mellom revisjonskvalitet og rådgivningstjenestene som utføres (DeFond & Zhang, 2014, s. 279). Blant annet Hope & Langli (2010) kommer til denne konklusjonen. De undersøkte om det er mindre sannsynlig at revisor avgir en modifisert beretning i de tilfeller hvor han eller hun mottar et høyt revisjonshonorar fra et ikke-børsnotert selskap i Norge, uten å finne noen signifikante resultater i denne retningen.

Brukere av regnskapet oppfatter generelt rådgivningstjenester som en trussel mot revisors uavhengighet. Selv om rådgivningstjenester kan svekke uavhengigheten, kan nettoeffekten være positiv hvis dette fører til større sannsynlighet for at en feil i regnskapet blir oppdaget (Lennox, 1999, s. 240).

Majoriteten av kvantitative studier som undersøker faktisk revisjonskvalitet ved å anvende måleparametere som estimerte skjønnsmessige periodiseringer (*discretionary accruals*), resultatkorrigeringer, modifiserte beretninger og fortsatt drift-uttalelser, finner ikke resultater som tilsier at rådgivningstjenester bidrar til å svekke revisjonskvaliteten. Studier som undersøker opplevd revisjonskvalitet, kommer dog ofte til motsatt konklusjon (DeFond & Zhang, 2014, s. 309; Schmidt, 2012, s. 1059–1060). En problemstilling ved revisjonskvalitet er at den er uobserverbar, og at det må brukes indirekte måleparametere for å anslå den. Dette er en av årsakene til de sprikende forskningsresultatene på området. Vi viser til tabell 1 for en mer detaljert redegjørelse for tidligere forskning.

Geografisk er disse studiene i hovedsak sentrert i USA, Storbritannia og Australia. I tillegg er to av disse undersøkelsene gjennomført i ikke-børsnoterte selskaper i Norge og Sverige. Med de blandede forskningsresultatene som rapporteres på forholdet mellom rådgivningstjenester og revisjonskvalitet, er det vanskelig å komme til en konklusjon om hvorvidt det eksisterer en samvariasjon mellom disse. Det er heller ingen undersøkelser som rapporterer om signifikante svar på om det eksisterer ulikheter mellom land, noe denne studien kan bidra til å oppklare. Det er også mangel på undersøkelser som tar for seg revisjonskvalitet på tvers av landegrenser, og hvorvidt det eksisterer ulikheter mellom land. Denne studien forsøker å bidra til å fylle noe av dette vakuumet.

POSITIV SAMMENHENG MELLOM RÅDGIVNINGSTJENESTER OG REVISJONSKVALITET

Koh og medarbeidere (2012, s. 29) finner i sin studie av amerikanske selskaper på S&P500-indeksen at revisjonskvaliteten øker for de selskapene som har en høyere andel rådgivningstjenester i forhold til totale revisjonshonorar.⁷ Funnene er interessante for vår

7 Totale revisjonshonorarer inkluderer ikke honorar for rådgivningstjenester.

studie, da vi ønsker å se på forholdstallet mellom rådgivningstjenester og gjennomsnittlig lovpålagt revisjon de tre siste årene.

Antle og medarbeidere (2006, s. 1) og Larcker & Richardson (2004) finner i sine respektive studier en negativ sammenheng mellom rådgivningstjenester og estimerte skjønsmessige periodiseringer. Videre finner de imidlertid en positiv sammenheng mellom R-ratio⁸ og estimerte skjønsmessige periodiseringer. Larcker & Richardson (2004) presiserer i artikkelen at den positive sammenhengen mellom R-ratio og estimerte skjønsmessige periodiseringer kun skjer i en klynge på omtrent 8,5 prosent av utvalget. Ved videre undersøkelse finner de at gruppen har noen særegne egenskaper. De hevder at funnene tenderer mot at svak eierstyring og selskapsledelse er den viktigste driveren for sammenhengen mellom revisors uavhengighet og regnskapskvalitet. Totalt sett konkluderer begge studiene med at høyere andel rådgivningstjenester som følge av kunnskapsoverføring har en positiv effekt på revisjonskvalitet.

Svanström (2013) gjennomførte en empirisk undersøkelse angående sammenhengen mellom rådgivningstjenester og revisjonskvalitet i svenske ikke-børsnoterte selskaper. Her anvendes en inndeling av rådgivningstjenester i fire underkategorier: regnskapsrådgivning, skatterådgivning, investeringsrådgivning og juridisk bistand. Totalt sett indikerer ikke funnene at revisors uavhengighet svekkes som følge av rådgivning, men at rådgivningstjenester kan ha en positiv effekt på revisjonskvalitet. Studien finner at regnskapsrådgivning reduserer revisjonskvaliteten, juridisk bistand gir blandede resultater, mens investeringsrådgivning gir ingen signifikante resultater. En interessant observasjon fra studien er at skatterådgivning indikerer en økning i oppfattet revisjonskvalitet. Dette blir støttet av tidligere undersøkelser, som også finner at skatterådgivning har en positiv effekt på regnskaps- og revisjonskvalitet (Knechel mfl., 2013; Krishnan & Yu, 2011; Gleason & Mills, 2011; Paterson mfl., 2011; Robinson, 2008; Kinney mfl., 2004). En mulig forklaring på dette kan være at skatterådgivning har en positiv effekt på forbedringen av klientens internkontroll (De Simone mfl., 2015, s. 1492).

.....

8 R-ratio definerer vi som forholdet mellom honorar for ikke-lovpålagte revisjonstjenester og honorar for lovpålagte revisjonstjenester.

INGEN SAMMENHENG MELLOM RÅDGIVNINGSTJENESTER OG REVISJONSKVALITET

Majoriteten av studiene finner ingen signifikant sammenheng mellom rådgivningstjenester og revisjonskvalitet (DeFond & Zhang, 2014, s. 279). Mitra (2007, s. 85) sin studie av olje- og gassbransjen finner ingen sammenheng mellom estimerte skjønsmessige periodiseringer og rådgivningstjenester. DeFond og medarbeidere (2002, s. 26) finner heller ingen sammenheng mellom rådgivningstjenester og revisjonskvalitet. De bruker sannsynligheten for at revisor avgir en fortsatt drift-uttalelse som måleparameter.

NEGATIV SAMMENHENG MELLOM RÅDGIVNINGSTJENESTER OG REVISJONSKVALITET

Frankel og medarbeidere (2002) og Ferguson og medarbeidere (2004, s. 836) finner en negativ sammenheng mellom rådgivningstjenester og revisjonskvalitet ved å anvende resultatstyring som måleparameter.

Etterfølgende studier har imidlertid kritisert funnene og tolkningene som ble gjort av Frankel og medarbeidere (2002). Når de kontrollerer for selskapets prestasjoner (omsetningsvekst/-reduksjon), finner de ikke lenger en positiv sammenheng mellom rådgivningstjenester og estimerte skjønsmessige periodiseringer (Ashbaugh mfl., 2003; Reynolds mfl., 2004, s. 49). Basioudis og medarbeidere (2008, s. 303) gjennomførte en studie i Storbritannia hvor revisors rapportering ble undersøkt. Der viste det seg at selskaper som var i økonomiske vanskeligheter og hadde mottatt høyere andel av rådgivningstjenester, sjeldnere mottok en fortsatt drift-modifisering i beretningen. Kinney og medarbeidere (2004) finner en negativ sammenheng mellom uspesifiserte rådgivningstjenester og revisjonskvalitet. Studien viser imidlertid at skattebistand påvirker revisjonskvaliteten i positiv forstand, og finner ingen signifikant sammenheng med enkelte typer rådgivningstjenester.

Firth (2002, s. 687) argumenterer for to ulike årsaker til at revisor velger å ikke avgi en fortsatt drift-uttalelse, til tross for at selskapets finansielle situasjon indikerer at de kanskje burde fått det. Den ene er at revisor ikke ønsker å stå opp mot klienten da han er redd for å miste lukrative rådgivningshonorarer. Den andre grunnen er at rådgivningstjenester gjennom kunnskapsoverføring

TABELL 1 Oversikt over tidligere forskning på sammenhengen mellom rådgivningstjenester og revisjonskvalitet

Forfattere	Konklusjon	Land	År	Børs-notert	Hovedsakelig måleparameter	Utvalg
Kevin Koh mfl. (2012)	Positiv	USA	1978–1980	Ja	Estimerte skjønnsmessige periodiseringer	Middels
Antle mfl. (2006)	Positiv	UK	1994–2000	Ja	Estimerte skjønnsmessige periodiseringer	Stor
Larcker og Richardson (2004)	Positiv	USA	2000–2001	Ja	Estimerte skjønnsmessige periodiseringer	Stor
Svanstrom (2013)	Positiv	Sverige	2006	Nei	Estimerte skjønnsmessige periodiseringer	Middels
Ashbaugh mfl. (2003)	Ikke signifikant	USA	2003	Ja	Estimerte skjønnsmessige periodiseringer	Stor
Huang mfl. (2007)	Ikke signifikant	USA	2001	Ja	Inntjeningsmål	Stor
Knechel & Sharma (2012)	Ikke signifikant	USA	2000–2003	Ja	Estimerte skjønnsmessige periodiseringer	Stor
Chung og Kallapur (2003)	Ikke signifikant	USA	2001	Ja	Estimerte skjønnsmessige periodiseringer	Stor
Reynolds mfl. (2004)	Ikke signifikant	USA	2001	Ja	Estimerte skjønnsmessige periodiseringer	Stor
Mitra (2007)	Ikke signifikant	USA	2000	Ja	Estimerte skjønnsmessige periodiseringer	Stor
Lennox (1999)	Ikke signifikant	UK	1988 og 1994	Ja	Modifisert beretning	Stor
Hope & Langli (2010)	Ikke signifikant	Norge	1997–2002	Nei	Modifisert beretning	Stor
DeFond mfl.	Ikke signifikant	USA	2001–2002	Ja	Fortsatt drift-uttalelse	Stor
Geiger og Rama (2003)	Ikke signifikant	USA	2001	Ja	Fortsatt drift-uttalelse	Stor
Craswell mfl. (2002)	Ikke signifikant	USA	2002	Ja	Fortsatt drift-uttalelse	Stor
Ruddock mfl. (2002)	Ikke signifikant	Australia	1993–2000	Ja	Regnskapskonservatisme	Stor
Frankel mfl. (2002)	Negativ	USA	2001	Ja	Estimerte skjønnsmessige periodiseringer	Stor
Ferguson, Seow & Young (2002)	Negativ	UK	1996–1998	Ja	Estimerte skjønnsmessige periodiseringer	Stor
Kinney mfl. (2004)	Negativ	USA	1995–2000	Ja	Resultatkorrigeringer	Stor
Dee mfl. (2006)	Negativ	USA	2001	Ja	Estimerte skjønnsmessige periodiseringer	Stor
Srinidhi & Gul (2007)	Negativ	USA	2000–2001	Ja	Estimerte skjønnsmessige periodiseringer	Stor
Markelevich and Rosner (2013)	Negativ	USA	2000–2010	Ja	Misligheter	Stor
Basioudis mfl. (2008)	Negativ	UK	2003	Ja	Fortsatt drift-uttalelse	Stor
Wines (1994)	Negativ	Australia	1980–1989	Ja	Modifisert beretning	Lite

bidrar til at revisor får en bedre forståelse av selskaps drift og finansielle stilling, noe som gjør revisor bedre i stand til å vurdere selskapets forutsetning om fortsatt drift. Viser til tabell 1, som gir et oversiktlig bilde av tidligere forskning på sammenhengen mellom rådgivningstjenester og revisjonskvalitet.

REVISJONSKVALITET

Revisjonskvalitet er et mye diskutert begrep. Til tross for mer enn to tiår med forskning er det fortsatt ingen klar konsensus om hvordan vi definerer og måler revisjonskvalitet (Knechel mfl., 2013, s. 385). Ettersom dette ikke er et observerbart fenomen, har det vært gjort mange forsøk på å gjøre dette målbart. Det finnes fordeler og ulemper ved anvendelsen av disse forskjellige faktorene. Modifisert beretning og resultatkorrigeringer er to eksempler på mye anvendte måleparametere. I denne studien fokuserer vi dog på resultatstyring som mål på revisjonskvalitet.

RESULTATSTYRING

Resultatstyring (*earnings management*) er et mye anvendt mål på revisjonskvalitet og kan deles inn i to typer. Den ene typen er faktisk resultatstyring, som går ut på at ledelsen styrer resultatet ved å gjøre operasjonelle endringer i selskapet. Dette kan gi kortsiktige økninger i resultatet, men kan skade selskapet over lengre tid (Scott, 2015, s. 422). Den andre formen er regnskapsmessig resultatstyring, som er det som er direkte relevant for vår studie (Scott, 2015, s. 423). Dette går ut på at ledelsen styrer regnskapet til sin gunst ved valg av regnskapsprinsipper eller ved bruk av skjønn på regnskapsposter. Regnskapsstandardene gir for eksempel ledelsen handlingsrom til å verdivurdere varelageret, endre avskrivningsmetode og avsette for tap på fordringer til sin fordel, hvilket kan villede interessenter og er et kjennetegn på lav regnskapskvalitet. Myers og medarbeidere (2003) argumenterer for at man fra regnskapskvalitet kan dra slutninger om revisjonskvalitet. Det hevdes at når revisjonskvalitet er høy, bidrar

revisor til å minimere ledelsens mulighet til å tilpasse det økonomiske bildet etter egen gunst. I motsatt fall hevdes det at revisor ikke bidrar til å forhindre ekstreme skjønnsmessige valg, og i ytterste konsekvens hjelper ledelsen med å tøye grensene for hva som er akseptert etter gjeldende regnskapsprinsipper og god regnskaps-skikk. En fordel med å anvende estimerte skjønnsmessige periodiseringer som mål på regnskapskvalitet er at man får muligheten til å analysere både de resultatøkende og de resultatreduserende momentene. Begge typene anses for å være skadelige for utenforstående interessenter (Vander Bauwhede & Willekens, 2004).

ESTIMERTE SKJØNNMESSIGE PERIODISERINGER SOM RESULTATSTYRINGSINDIKATOR

Studier av periodiseringsbasert resultatstyring skiller mellom estimerte skjønnsmessige og ikke-skjønnsmessige periodiseringer. Ikke-skjønnsmessige periodiseringer er et resultat av faktorer utenfor ledelsens kontroll. Eksempler på dette er periodisering av forskuddsbetalte kostnader eller andre typer periodiseringer som ikke åpner for skjønnsmessig vurdering. Estimerte skjønnsmessige periodiseringer er derimot under ledelsens kontroll og gir derfor mulighet til resultatstyring (Jones, 1991, s. 223). Et eksempel på dette kan være når ledelsen underestimerer avsetning på tap, med intensjon om å øke periodens resultat (Dechow mfl., 1995; Sun & Rath, 2010, s. 124).

MODIFIED JONES MODEL

Det finnes flere modeller som beregner estimerte skjønnsmessige periodiseringer. Dechow og medarbeidere (1995) gjorde en studie som sammenlignet de fem modellene som ville vært aktuelle for en slik studie som vår. Studien tyder på at Modified Jones Model er den mest nøyaktige. Blant annet finner Bartov og medforfattere (2000, s. 25) i sin studie at den modifiserte versjonen av Jones-modellen gir best resultater, da denne gir færrest type 2-feil. Forskning har vist at ved estimering av skjønnsmessige periodiseringer kan ikke «normale» periodiseringer som er et resultat av omsetningsvekst, elimineres helt (Dechow mfl., 1995; McNichols, 2000). Bruk av estimerte skjønnsmessige periodiseringer er blant annet basert på forventning om at periodisering vil endre seg i takt med salg, men dette er ikke nødvendigvis alltid tilfellet. Logikken er dog at

det i gjennomsnitt vil stemme. Videre vil man basert på forutsetningen om regnskapskvalitet også kunne uttale seg om revisjonskvalitet. Dette er fundert på at revisorer av høy kvalitet er de som effektivt motvirker resultatstyring, ergo bør det være negativ korrelasjon mellom revisjonskvalitet og størrelsen på estimerte skjønnsmessige periodiseringer.

DATA OG UTVALG

Utvalget i denne studien er basert på europeiske børsnoterte selskaper i perioden 2009 til 2015. Videre begrenses dette utvalget ved at vi benytter oss av variabler som utledes av revisjonsforordningen, og således faller det naturlig å innskrenke utvalget til å bare gjelde de land som berøres av denne. Vi velger derfor å innhente data fra alle land i Den europeiske union (EU) samt Norge og Island. Det eneste landet i EU som vi ikke lyktes med å innhente data fra, er Luxembourg. Dette medfører at vi ender opp med et utvalg på totalt 30 land.

Ved å anvende Thomson Reuters Eikon har vi identifisert alle selskapene som er notert på børs i disse 30 landene. Dette gir oss en liste på 7 355 unike selskaper. Som en direkte konsekvens av at revisjonsforordningen legger til grunn at R-ratio beregnes ved å anvende tre sammenhengende år, ble antall selskaper kortet ned til 3 225.⁹ Denne utvalgsstørrelsen tilsvarer, i enkelte tilfeller overgår, det som anvendes i tidligere forskning, se tabell 2 (Ashbaugh, LaFond, & Mayhew, 2003, s. 615; Svanström, 2013, s. 339).

INDELING AV LAND I UNDERGRUPPERINGER

Vi ønsker å undersøke hvorvidt det eksisterer forskjeller mellom ulike land i vårt utvalg. Noen har en naturlig tilhørighet sammen basert på geografisk lokasjon, andre fordi de deler regnskapsmessige tradisjoner. Dette vil gjøre oss i stand til å lettere identifisere de momentene som taler for en sammenheng mellom revisjonskvalitet og rådgivningstjenester.

Det har vært gjort flere forsøk på å finne fellestrekk mellom ulike lands tradisjoner for regnskap og regnskapsføring. Nobes (2011) velger å skille mellom det som tradisjonelt blir kalt *common law* og *civil law*. Kategoriseringen avledes av hovedfunksjonen til regnskapet,

9 Årene 2009–2011 danner grunnlaget for R-ratio i 2012, slik at vi ender opp med et totalt mulighetsområde tilsvarende 9 491 observasjoner. Dette illustreres i tabell 2.

TABELL 2 Datautvalg og hvordan de fordeler seg over de ulike år.

Datautvalg		
Maks potensiell R-ratio		29 420
<i>Fjerner dem som ikke har lovpålagt revisjonshonorar for tre år sammenhengende i tillegg til honorar for rådgivningstjenester</i>		-19 816
<i>Fjerner selskaper med NAF-ratio over 1000 %</i>		-113
Fordelt på år		
2009	0	
2010	0	
2011	0	
2012	2431	
2013	2362	
2014	2352	
2015	2346	
Sum		9491

som er å gi informasjon til kapitalyttere og brukerne. Ifølge Nobes (2011) kan man velge å klassifisere Europas regnskapsstandarder i to forskjellige kategorier. Dette skjer med basis i hvordan regnskapsstandardene tradisjonelt var utformet før implementeringen av IFRS.

- (1) sterkt kapitalmarked, kommersielt drevet
- (2) svakt kapitalmarked, drevet av myndigheter
 - med skatt i fokus

Den kommersielt drevne gruppen relaterer seg til det anglosaksiske og angloamerikanske markedet, mens den myndighetsdrevne relateres til det kontinentaleuropeiske. Det angloamerikanske regnskapssystemet kan beskrives som mer aggressivt, med utstrakt bruk av virkelig verdi. Dette skiller seg fra det kontinentaleuropeiske systemet, som er mer konservativt og i større grad verdsetter etter historisk kost. Det anglosaksiske lovsystemet bærer også preg av å være der revisor har høyest søksmålsrisiko.

Før innføringen av IFRS i 2005 var det ikke et felles multinasjonalt rammeverk for børsnoterte selskaper innen EU og EØS. Et av formålene med IFRS var å få et felles rammeverk som skulle gjøre det enklere å sammenligne regnskaper på tvers av landegrensler. Det kan derfor henge igjen kulturelle tradisjoner for regnskapsføring i de ulike landene selv etter implementeringen av IFRS (Beke, 2012, s. 1).

Radebaugh og Gray (2002) har gjort et forsøk på å klassifisere land under internasjonale regnskapspråk

TABELL 3 Inndeling i de forskjellige undergrupperingene.

Gruppe	Land
Nordisk	Danmark, Finland, Island, Nederland, Norge og Sverige
Latinsk	Belgia, Frankrike, Hellas, Italia, Kypros, Malta, Portugal og Spania
Ekskommunistisk	Bulgaria, Estland, Kroatia, Latvia, Litauen, Polen, Romania, Slovakia og Slovenia
Angloamerikansk	Irland og UK
Germansk	Luxembourg, Tsjekkia, Tyskland, Ungarn og Østerrike

hvor de deler inn i grupperingene angloamerikansk, germansk, nordisk og latinsk. Ifølge Nobes (2011, s. 14) er det sterke kapitalmarkedet forbeholdt det angloamerikanske. Det kapitalsvake markedet er representert ved det germanske, skandinaviske og latinske.

Etablert regnskapspraksis i Norge og Sverige har tradisjonelt vært ganske like, slik at det faller naturlig å gruppere Norge sammen med Sverige (Beke, 2012, s. 12). De skandinaviske nasjonene har også et felles juridisk familietre som stammer fra romersk lov (Zhang mfl., 2016, s. 3). Samtidig har vi vektlagt det geografiske aspektet, som tilsier at både Island og Norge burde tilhøre den nordiske gruppen.

Enkelte av nasjonene som tilhører den latinske gruppen, blir karakterisert som land med svak eller ingen rettshåndheving (Beslic mfl., 2015, s. 75). Hellas, Malta og Kypros blir også beskrevet på denne måten. Av den grunn faller det naturlig å gruppere disse sammen under den latinske fanen.

Den gjenstående gruppen består av ekskommunistiske stater, som ifølge Nobes (2011) ikke hadde noen åpne markeder som ledet til finansiell rapportering. Det passer derfor godt å gruppere disse sammen med hverandre.

Tabell 4 viser hvordan de totale innhentede observasjonene fordeler seg på de ulike nasjonene og undergruppene. Dette skjer henholdsvis før og etter beregningen av tre års løpende revisjonshonorar, hvor sistnevnte er en nettoberegning av de observasjonene som er applicable i den videre analysen.

FORKLARING AV EMPIRISKE TESTER

I denne studien bruker vi estimerte skjønnsmessige periodiseringer som mål på revisjonskvalitet. Vi tester

TABELL 4 Oversikt over datautvalget for de ulike nasjonene og akkumulert for undergruppene.

Selskapsinformasjon			3 år løpende R-ratio	
Land	Unike	Totale obs	Unike	Totale
Danmark	131	917	120	342
Sverige	294	2 058	249	762
Finland	127	889	96	291
Nederland	104	728	70	207
Norge	179	1 253	154	479
Island	17	119	6	11
Sum nordisk	852	5964	695	2 094
Frankrike	480	3 360	171	425
Italia	405	2 835	110	217
Belgia	268	1 876	123	459
Portugal	63	441	25	57
Spania	235	1 645	110	307
Hellas	213	1 492	9	23
Malta	22	154	16	38
Kypros	97	679	22	39
Sum latinsk	1 783	12 481	586	1 565
Kroatia	166	1 162	0	0
Slovenia	36	252	10	20
Slovakia	88	616	4	13
Estland	18	126	0	0
Latvia	29	203	2	3
Polen	880	6 160	209	529
Bulgaria	87	609	1	3
Litauen	33	231	0	0
Romania	366	2 562	0	0
Sum ekskomm.	1 703	11 921	226	568
UK	1 971	13 797	1 217	3 710
Irland	32	224	26	90
Sum angloamer.	2 003	14 021	1 243	3 800
Luxembourg	34	238	2	3
Tsjekkia	25	175	1	1
Tyskland	773	5 411	418	1 278
Ungarn	113	791	1	4
Østerrike	69	483	53	178
Sum germansk	1 014	7 098	475	1 464
Totalt	7 355	51 485	3 225	9 491

for absolutte, resultatøkende og resultatreduserende estimerte skjønnsmessige periodiseringer. Ved å bruke absolutte verdier tester vi den kombinerte effekten av resultatøkende og resultatreduserende estimerte skjønnsmessige periodiseringer (Becker, DeFond, Jiambalvo, & Subramanyam, 1998; Reynolds mfl., 2004; Warfield, Wild, & Wild, 1995).

Resultatøkende estimerte skjønnsmessige periodiseringer blir ofte assosiert med aggressiv regnskaps-

førsel. Tilfeller hvor dette kan oppstå, er når ledelsen ønsker å nå ulike mål som kan resultere i bonus eller annen form for kompensasjon. Det kan også oppstå som følge av et ønske om styrket resultat som gir mulighet for økt utbytte eller en økning i selskapets markedsverdi. I motsatt fall assosieres resultatreduserende estimerte skjønnsmessige periodiseringer i større grad med konservativ regnskapsføring, som utføres for å minimere skatt.

Selv om vi bruker resultatreduserende og resultatøkende estimerte skjønnsmessige periodiseringer som mål på resultatstyring, er det de resultatøkende estimerte skjønnsmessige periodiseringene som har sterkest tilknytning til resultatstyring (Gaver, Gaver, & Austin, 1995; Healy, 1985; Holthausen, Larcker, & Sloan, 1995).

I tabell 5 følger en forklaring på variablene som er anvendt i de statistiske analysene.

DESKRIPTIV STATISTIKK

I tabell 6 fremkommer deskriptiv statistikk for variablene vi anvender i analysen henholdsvis før og etter transformering. Vi har transformert variablene ved å ta den naturlige logaritmen (Ln), fjernet uteliggere, og begrenset terskelen for ekstreme verdier (w). Vi kan ut ifra tabell 7 se at det er rundt 30 prosent av alle selskapene som overgår grensen, slik den er fastsatt i EU-forordningen. På gruppenivå kan vi se at fire av disse ligger mellom 30–35 prosent, mens den latinske gruppen skiller seg ut ved å ha en vesentlig lavere andel på rundt 17 prosent. Det er dog viktig å merke seg at vår analyse skiller seg ut fra en del tidligere forskning på rådgivningstjenester, da vi har eliminert alle selskapene som hadde 0 prosent i R-ratio. Disse er utelatt grunnet forutsetningen om revisjonshonorar i tre sammenhengende år. Da vi ikke kunne kontrollere for hvorvidt disse manglet, eller om de var 0, valgte vi å fjerne alle disse observasjonene. På grunn av dette vil tidligere studier som inkluderer 0-verdier, naturlig nok vise en lavere gjennomsnittlig R-ratio samt en lavere prosentandel som overgår 70 prosent. Det vi i imidlertid kan si noe om, er hvordan R-ratio fordeles seg på de observasjonene som har rapportert rådgivningshonorar over 0. Gjennomsnittlig R-ratio i utvalget spenner seg fra 69,90 prosent hos den germanske gruppen til 86,22 prosent i den angloamerikanske gruppen. Gjennomsnittet for hele utvalget er på 80,61 prosent.

TABELL 5 Oversikt over variabler anvendt i analysen – samt deres betydning.

Variabel	Definisjon	Måling
Avhengige variabler		
ESPabsolutt	Absolutte estimerte skjønsmessige periodiseringer	ESP blir målt i henhold til Modified Jones Model
ESPpos	Resultatøkende estimerte skjønsmessige periodiseringer	Skjønsmessige periodiseringer med positiv verdi
ESPneg	Resultatreduserende estimerte skjønsmessige periodiseringer	Skjønsmessige periodiseringer med negativ verdi
Uavhengige testvariabler		
R-ratio	Rådgivningstjenester innværende år delt på gjennomsnittlig revisjonshonorar fra de tre siste årene	Ikke lovpålagt revisjonshonorar / Gjennomsnittlig revisjonshonorar de tre siste årene
Rådgivningstjenester	All honorar som ikke går under lovpålagt revisjon	
ln_R	Den naturlige logaritmen til honorar for rådgivningstjenester	ln(R)
Uavhengige kontrollvariabler		
ln_Revisjonshonorar	Den naturlige logaritmen til lovpålagt revisjonshonorar	ln(Revisjonshonorar)
ln_TE	Den naturlige logaritmen til totale eiendeler	ln(TE)
ROA	Avkastning på totalkapitalen	Årsresultat / Kortsiktig gjeld
Gjeldsgrad	Forholdstallet mellom gjeld og egenkapital	Gjeld / Egenkapital
Likviditetsgrad	Forholdstallet mellom omløpsmidler og kortsiktig gjeld	Omløpsmidler / Kortsiktig gjeld
Tap	Dummyvariabel som indikerer om selskapet har negativt årsresultat	1 = selskap som rapporterer negativt årsresultat 0 = selskap som ikke rapporterer negativt årsresultat
KFO	Kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter skalert med fjorårets totale eiendeler	Kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter / fjorårets total eiendeler
Eksplosativ variabel		
R-ratio_dummy	Dummyvariabel som indikerer om R-ratio er 70 % eller mer	1 = R-ratio større eller lik 0,70 0 = R-ratio mindre enn 0,70

TABELL 6 Deskriptiv statistikk før og etter transformasjon.

Før transformering								
Variabel	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min.	Maks.	p10	p50	p90	Antall
ESP	0,07	1,74	-47,36	130,02	-0,13	0,00	0,18	15 623
R-ratio	0,84	1,21	0,00	9,90	0,10	0,46	1,85	9 491
Revisjonshonorar	11 400 000	264 000 000	6 492,00	22 300 000 000	175 088	1 171 203	11 900 000	15 633
R	7 051 815	118 000 000	73	7 810 000 000	51 621	640 089	9 698 796	12 118
Totale eiendeler	80 300 000 000	686 000 000 000	37 608	21 300 000 000 000	108 000 000	1 860 000 000	53 600 000 000	15 628
ROA	-0,06	2,94	-340,12	56,62	-0,15	0,03	0,12	15 628
Gjeldsgrad	1,71	59,70	0,00	4 297,46	0,07	0,50	0,88	15 682
Likviditetsgrad	5,07	41,11	0,00	2 468,08	0,60	1,50	5,77	14 637
KFO	-0,00181	1,64421	-180,57	5,66	-0,081	0,0458	0,181	15 629
Etter transformering								
Variabel	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min.	Maks.	p10	p50	p90	Antall
ESP_w	0,031	0,262	-0,895	2,5765	-0,126	0,003	0,182	15 623
R-ratio_w	0,8061	1,048	0,025	5,0974	0,096	0,460	1,852	9 491
ln_Revisjonshonorar	14,079	1,709	8,778	23,8257	12,073	13,974	16,295	15 633
ln_R	13,413	2,002	4,290	22,7790	10,852	13,369	16,088	12 118
ln_TE	21,523	2,510	10,535	30,6898	18,495	21,344	24,705	15 628
ROA_w	-0,016	0,225	-1,636	0,3252	-0,149	0,026	0,119	15 628
Gjeldsgrad_w	0,503	0,337	0,001	2,2976	0,067	0,502	0,877	15 628
Likviditetsgrad_w	3,582	8,716	0,000	74,6035	0,602	1,496	5,773	14 637
KFO_w	0,035	0,164	-0,750	0,3565	-0,081	0,046	0,181	15 629

TABELL 7 Begrensning i R-ratio og deskriptiv statistikk på de ulike undergruppene.

Subgrupperinger				
Land	Observasjoner	Selskap som overgår 70 %	Andel som overgår 70 %	Gjennomsnitt R-ratio
Nordisk	2 094	721	31,43 %	76,96 %
Angloamerikansk	3 800	1 324	34,84 %	86,22 %
Latinsk	1 565	267	17,06%	82,43 %
Germansk	1 464	447	30,53 %	69,90 %
Ekskommunistisk	568	184	32,39 %	79,15 %
Totalt	9491	2 943	29,85 %	80,61 % *

* For å beregne gjennomsnittet på totalnivået må man anvende en vektet andel av gjennomsnittet fra gruppenivå

TABELL 8 Modeller 1-6 for hele utvalget.

Variabler	ESPabs		ESPpos		ESPneg							
	Modell 1	p-verdi	Modell 2	p-verdi	Modell 3	p-verdi	Modell 4	p-verdi	Modell 5	p-verdi	Modell 6	p-verdi
R-ratio	0,018***	[0,000]			0,020***	[0,001]			0,000	[0,967]		
Ln_R			0,012***	[0,000]			0,010*	[0,054]			0,000	[0,856]
Ln_Revisjonshonorar			0,053***	[0,000]			0,008	[0,692]			0,031***	[0,002]
Ln_TE	0,048**	[0,039]	-0,016	[0,404]	0,048	[0,165]	0,013	[0,658]	0,002	[0,893]	-0,015	[0,314]
ROA	0,199***	[0,002]	0,230***	[0,000]	0,118	[0,254]	0,146*	[0,084]	0,005	[0,918]	0,054	[0,125]
Gjeldsgrad	0,014	[0,771]	-0,053	[0,313]	0,107	[0,254]	0,094	[0,243]	-0,102**	[0,023]	-0,113**	[0,002]
Likviditetsgrad	0,002***	[0,008]	0,001**	[0,032]	0,001*	[0,059]	0,002**	[0,013]	0,000	[0,551]	0,000	[0,674]
Tap	-0,075***	[0,000]	-0,068***	[0,000]	-0,050*	[0,058]	-0,021	[0,250]	-0,039***	[0,000]	-0,029**	[0,000]
KFO	-0,190*	[0,054]	-0,312***	[0,000]	-0,028	[0,837]	-0,217*	[0,073]	-0,040	[0,560]	-0,013	[0,818]
Konstant	-1,009	[0,046]	-0,496	[0,193]	-0,957	[0,198]	-0,411	[0,473]	-0,069	[0,842]	-0,136	[0,654]
Observasjoner (n)	8 791		11 244		4 635		5 750		4 156		5 494	
Antall selskaper	2 998		3 217		2 355		2 597		2 267		2 558	
F-verdi	22,88		26,11		2,903		3,164		7,66		9,78	
Prob > F	< 0,001		< 0,001		0,005		0,0014		< 0,001		< 0,001	
R² (within)	0,069		0,066		0,032		0,02		0,045		0,055	

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,01

REGRESJONSANALYSER

Nedenfor fremkommer en illustrasjon av hovedmodellene vi tester som ligger til grunn for våre analyser.

Modell 1:

$$ESP = \beta_0 + \beta_1 R\text{-ratio} + \beta_2 TE + \beta_3 ROA + \beta_4 \text{Gjeldsgrad} + \beta_5 \text{Likviditetsgrad}$$

Modell 2:

$$ESP = \beta_0 + \beta_1 Ln_R + \beta_2 Ln_Revisjonshonorar + \beta_3 TE + \beta_4 ROA + \beta_5 \text{Gjeldsgrad} + \beta_6 \text{Likviditetsgrad}$$

Vi vil i det følgende presentere de resultatene vi har kommet frem til gjennom våre analyser. De to første modellene som presenteres i tabell 8, tester de absolute estimerte skjønnsmessige periodiseringene, mens de to påfølgende tester de resultatøkende. Avslutningsvis vil modell 5 og 6 teste de resultatreduserende estimerte skjønnsmessige periodiseringene.

I den første modellen tester vi hvorvidt det finnes en sammenheng mellom rådgivningstjenester og estimerte skjønnsmessige periodiseringer. Vi anvender R-ratio som avhengig variabel, og tilfører samtidig en rekke kontrollvariabler for å styrke modellen. Resultatene viser at variabelen R-ratio er statistisk signifikant på 1-prosentnivå, og at modellen er signifikant i

sin helhet. R-ratio har en positiv koeffisient på 0,018. Det vil si at én enhet økning i R-ratio øker de estimerte skjønnsmessige periodiseringene med 0,02 NOK. Den økonomiske effekten er liten, men resultatene tyder på at en økning i andelen R-ratio kan bidra til å svekke revisjonskvaliteten. Resultatene på R-ratio samsvarer med studiene til Frankel og medarbeidere (2002) og Antle og medarbeidere (2006), men avviker samtidig fra flere andre studier. Datagrunnlaget vårt skiller seg fra tidligere studier, da en stor andel av eldre forskning analyserer andre tidsperioder og geografiske områder. Mye er spesielt sentrert rundt årtusenskiftet som en følge av innføringen av Sarbanes Oxley Act (SOX) i USA.

Modell 2 har i likhet med forrige modell som formål å teste sammenhengen mellom rådgivningstjenester og revisjonskvalitet. Modellen er imidlertid utformet noe annerledes, da vi her ser på lovpålagt revisjonshonorar og rådgivningstjenester hver for seg. I henhold til Ferguson og medforfattere (2004, s. 818) bruker vi den naturlige logaritmen til honorar for rådgivningstjenester. Modellen er i sin helhet signifikant, og vi ser at både \ln_R og $\ln_Revisjonshonorar$ er signifikante på 1-prosentnivå. Våre resultater kan tolkes dithen at 1 prosent økning i rådgivningstjenester øker de estimerte skjønnsmessige periodiseringene med 0,01 NOK. Resultatene på variabelen er i samsvar med Ferguson og medarbeidere (2004), Frankel og medarbeidere (2002) og Srinidhi & Gul (2007). For revisjonshonorar finner vi en positiv koeffisient på 0,053, som kan tolkes som at én prosentvis økning i revisjonshonorar øker de estimerte skjønnsmessige periodiseringene med 0,05 NOK. Dette strider mot funnene til Frankel og medarbeidere (2002) og Srinidhi & Gul (2007), men er i samsvar med studiene til Larcker & Richardson (2004), Gul og medarbeidere (2003) og Antle og medarbeidere (2006).

Resultatene kan tyde på at økt innsats fra revisor, i form av både rådgivningstjenester og lovpålagte revisjonstjenester korrelerer med lavere revisjonskvalitet. Det er her viktig å presisere at det ikke er snakk om en kausal sammenheng, ettersom modellbegrensninger ikke gjør oss i stand til å forklare årsakssammenhengen mellom honorar og revisjonskvalitet. Vi setter dog estimerte skjønnsmessige periodiseringer som avhengig variabel, da vi vil undersøke revisjonskvalitet, og ikke hva som driver honorar. Til tross for at den beløpsmessige effekten er liten, ser vi at effekten er fem ganger sterkere for revisjonstjenester enn for rådgivningstjenester.

Dette kan støttes opp av teorien om økonomisk og sosial tilknytning, som tilsier at revisor svekker sin uavhengighet på grunn av avhengighetsforholdet som oppstår ved høyere rådgivningshonorar. Resultatene tyder også på at honorar for lovpålagt revisjon kan bidra til sterkere bånd mellom revisor og klient. Implisitt indikerer funnene at teorien om økonomisk og sosial tilknytning veier tyngre enn teorien om kunnskapsoverføring.

I tillegg til å teste absolutte estimerte skjønnsmessige periodiseringer tester vi de resultatøkende.¹⁰ Resultatene er signifikante og kan indikere at dersom selskapet har mer rådgivningstjenester, vil det resultere i økt andel resultatøkende estimerte skjønnsmessige periodiseringer. Lovpålagte revisjonstjenester er i denne modellen ikke signifikant.

Vi tester dernest de resultatreduserende estimerte skjønnsmessige periodiseringene.¹¹ R-ratio og den naturlige logaritmen til honorar for rådgivningstjenester viser seg å ikke være signifikant. Resultatene kan tyde på at det ikke er en sammenheng mellom rådgivningstjenester og resultatreduserende estimerte skjønnsmessige periodiseringer. Vi tolker dette som en indikasjon på at økt innsats i form av rådgivningstjenester ikke bidrar til mer forsiktighet i utarbeidelsen av regnskapet. En interessant observasjon er at vi finner en signifikant sammenheng mellom honorar for lovpålagt revisjon og resultatreduserende estimerte skjønnsmessige periodiseringer. En årsak kan være at revisors involvering gir en mer konservativ regnskapsføring i henhold til forsiktighetsprinsippet. Dette kan eksemplifiseres ved tidlig kostnadsføring gjennom utvidede tapsavsetninger og aktivering av fremtidige forpliktelser.

UNDERGRUPPERINGER

Som en eksplorativ del av studien ønsker vi å undersøke hvorvidt det finnes en sammenheng mellom rådgivningstjenester og revisjonskvalitet i de ulike undergrupperingene. Vi tester de samme modellene som vi brukte på hele utvalget. Vi har gruppert landene i fem kategorier: nordisk, latinsk, ekskommunistisk, angloamerikansk og germansk.¹² Vi kan ved å dele inn i undergrupperinger se hvilke grupperinger som driver de signifikante sammenhengene vi finner i hele

10 Se modell 3 og 4 i tabell 8.

11 Se modell 5 og 6 i tabell 8.

12 Se tabell 3 for inndeling.

TABELL 9 Modell 1-6 for hovedmodell og undergruppene.

Hovedmodell	ESPabs				ESPpos				ESPneg			
	Modell 1	p-verdi	Modell 2	p-verdi	Modell 3	p-verdi	Modell 4	p-verdi	Modell 5	p-verdi	Modell 6	p-verdi
R-ratio	0,018***	[0,000]			0,020***	[0,001]			0,000	[0,967]		
Ln_R			0,012**	[0,000]			0,010*	[0,054]			0,000	[0,856]
Ln_Revisjonshonorar			0,053**	[0,000]			0,008	[0,692]			0,310***	[0,002]
Nordisk												
R-ratio	0,04***	[0,008]			0,470**	[0,031]			0,022**	[0,021]		
Ln_R			0,012***	[0,043]			0,016**	[0,026]			-0,001	[0,829]
Ln_Revisjonshonorar			0,060***	[0,039]			-0,023	[0,231]			0,024	[0,243]
Latinsk												
R-ratio	0,024***	[0,000]			0,027***	[0,005]			0,018	[0,190]		
Ln_R			0,017***	[0,000]			0,014**	[0,029]			0,005	[0,289]
Ln_Revisjonshonorar			0,028*	[0,057]			-0,007	[0,735]			0,029	[0,111]
Germansk												
R-ratio	0,002	[0,855]			-0,009	[0,457]			0,004	[0,420]		
Ln_R			0,002	[0,789]			-0,001	[0,898]			0,001	[0,883]
Ln_Revisjonshonorar			0,099**	[0,031]			0,037	[0,498]			0,068**	[0,036]
Angloamerikansk												
R-ratio	0,002	[0,668]			0,003	[0,763]			-0,011	[0,201]		
Ln_R			0,007	[0,216]			0,001	[0,906]			-0,006	[0,172]
Ln_Revisjonshonorar			0,068***	[0,001]			0,039	[0,250]			0,030*	[0,073]
Eks-kommunistisk												
R-ratio	0,026	[0,260]			0,062	[0,302]			-0,007	[0,241]		
Ln_R			0,015	[0,400]			0,051	[0,163]			-0,003	[0,674]
Ln_Revisjonshonorar			-0,076	[0,221]			-0,087	[0,537]			-0,034	[0,152]

*** p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1

utvalget. I tabell 9 følger en kortfattet sammenstilling av resultatet for undergruppene.

I testen finner vi i likhet med i hovedmodellen en positiv sammenheng mellom rådgivningstjenester og henholdsvis resultatøkende og absolutte estimerte skjønnsmessige periodiseringer. Når vi tester for de resultatreduserende estimerte skjønnsmessige periodiseringene, ser vi at R-ratio i den nordiske gruppen nå er statistisk signifikant på 1-prosentnivå og har positivt fortegn. Vi kan tolke resultatet som at en enhetsøkning i R-ratio øker de resultatreduserende periodiseringene med 0,02 NOK. At det er en signifikant sammenheng med de resultatreduserende periodiseringene, skiller seg ut fra hovedmodellen og de andre undergruppene. Nobes (2011) klassifiserer de nordiske landene i kategorien svakt kapitalmarked, myndighetsdrevet og med skatt i fokus. Dette kan forklare anomalien – i form av overdrevent konservativ regnskapsførsel.

I likhet med hovedutvalget og den nordiske gruppen finner vi også i den latinske en positiv sammenheng mellom rådgivningstjenester og resultatøkende og absolutte estimerte skjønnsmessige periodiseringer. Vi finner ingen signifikant sammenheng med de resultatreduserende periodiseringene.

Resultatene fra undergruppene germansk, angloamerikansk og ekskommunistisk gir ingen signifikante resultater for sammenhengen mellom rådgivningstjenester og estimerte skjønnsmessige periodiseringer. Dette samsvarer med resultatene til Li og Lin (2005) og Chung og Kallapur (2003). En mulig årsak som kan tilskrives den angloamerikanske gruppen, er at det i Storbritannia er en lavere terskel for å bli saksøkt, noe som kan virke skjerpende på revisors arbeid. Resultatene indikerer at det er den nordiske og latinske gruppen som bidrar til at hovedmodellen viser en signifikant positiv sammenheng. Det kan antydes at

revisors uavhengighet er svekket som følge av for tette bånd med selskapets ledelse i disse gruppene. Basert på statistikken for andel selskaper som går over 70-prosentgrensen, skiller den latinske gruppen seg ut ved at kun 17,04 prosent går over denne. Sett mot den angloamerikanske gruppen, som har omtrent 35 prosent som går over grensen, kan det se ut som det ikke nødvendigvis er mengden rådgivningstjenester som avgjør om revisjonskvaliteten svekkes, men typen rådgivningstjenester. Dette har vi ikke sett på i vår studie, og det kan være et interessant bidrag i videre forskning. Våre data er i tråd med tidligere studier, som viser at Storbritannia tradisjonelt har en høy andel som går over 70-prosentgrensen, mens derimot Frankrike og Italia, som totalt utgjør omtrent 50 prosent av den latinske gruppen, er i det nedre sjiktet av skalaen (Ratzinger-Saker & Schönberger, 2015, s. 71).

TEST AV FORORDNINGENS 70-PROSENTGRENSE

Som en direkte konsekvens av at forordningen skisserer en grense på 70 prosent, ønsker vi å teste hvorvidt denne gir et signifikant utslag, alternativt hvilken grense som vil gi et utslag. Vi kan dermed finne ut hvorvidt det finnes en signifikant sammenheng mellom de selskapene som går over denne grensen, og revisjonskvalitet. Resultatene viser i likhet med hovedmodellen for hele utvalget en sterk positiv statistisk signifikans på 1-prosentnivå. Testen indikerer at forordningens begrensning på 70 prosent kan være satt for høyt. Som følge av denne konklusjonen utformet vi en eksplorative test for å undersøke hvilket nivå begrensningen optimalt sett burde ligge på.

Testen ble gjennomført ved at vi senket begrensningen med 10 prosent for hver gang den viste seg å være signifikant, fra 70 prosent til 60 prosent, et cetera. Vi identifiserte 10 prosent som brytningspunktet for forholdet mellom rådgivningstjenester og revisjonskvalitet, hvor det ikke lenger vil ha noen negativ effekt på revisjonskvalitet å øke mengden rådgivningstjenester. På bakgrunn av dette kan det argumenteres for at EU-forordningens krav om en 70 prosent begrensning på R-ratio burde settes lavere.

KONKLUSJON

Studien har til hensikt å undersøke sammenhengen mellom rådgivningstjenester og revisjonskvalitet.

Som en konsekvens av EU-forordningens krav om begrensninger på rådgivningstjenester undersøker vi hvorvidt R-ratio har en effekt på estimerte skjønnsmessige periodiseringer. Den pågående diskusjonen rundt rådgivningstjenesters påvirkning på revisors uavhengighet og revisjonskvalitet er gjenstand for blandede forskningsresultater. Vårt tilskudd til debatten kommer i form av en statistisk analyse av de landene som berøres av bestemmelsen.

Resultatene våre finner en signifikant positiv sammenheng mellom rådgivningstjenester og absolutte estimerte skjønnsmessige periodiseringer. Vi kan trekke samme konklusjon for de resultatøkende estimerte skjønnsmessige periodiseringene. Begge funnene indikerer at rådgivningstjenester bidrar til svakere revisjonskvalitet. På de resultatreduserende estimerte skjønnsmessige periodiseringene finner vi ingen signifikante sammenhenger, og vi kan av den grunn ikke uttale oss om hvorvidt rådgivningstjenester har noen innvirkning på denne typen periodiseringer. Den lovpålagte delen av revisjonshonoraret viser seg å korrelere positivt med absolutte og resultatreduserende estimerte skjønnsmessige periodiseringer. Videre tester vi R-ratio etter forordningens bestemmelser på ulike nivåer, og vi finner at begrensningen på 70 prosent er for høy hvis vi ikke tolererer svekket revisjonskvalitet. Vi må helt ned til en begrensning på 10 prosent for at R-ratio skal gi resultater som ikke indikerer svekket revisjonskvalitet.

Denne studiens klare styrke er det store datamaterialet. Vi har innhentet data fra alle nasjoner berørt av revisjonsforordningen, noe som samtidig har muliggjort en sammenligning på tvers av landegrenser. Av svakheter kan målingsusikkerhet i forbindelse med estimerte skjønnsmessige periodiseringer nevnes, samtidig som vi ikke har klart å skille mellom hvem som har 0 i rådgivningstjenester, og hvilke som eventuelt er manglende.

Det er også viktig å presisere at vår studie ikke tar hensyn til hvilken type rådgivningstjeneste som utføres, noe som kan være et spennende moment for videre forskning. Skatterådgivning har fra tidligere forskning vist seg å bidra til økt revisjonskvalitet, så det hadde vært interessant å gjøre en undersøkelse på hvorvidt dette også gjelder for et tilsvarende datautvalg som i vår studie. M

REFERANSER

- Antle, R., Gordon, E., Narayanamoorthy, G., & Zhou, L. (2006). The joint determination of audit fees, non-audit fees, and abnormal accruals. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 27(3), 235–266. DOI: 10.1007/s11156-006-9430-y
- Ashbaugh, H., LaFond, R., & Mayhew, B.W. (2003). Do nonaudit services compromise auditor independence? Further evidence. *The Accounting Review*, 78(3), 611–639.
- Bartov, E., Gul, F.A., & Tsui, J.S.L. (2000). Discretionary-accruals models and audit qualifications. *Journal of Accounting and Economics*, 30(3), 421–452.
- Basioudis, I.G., Papakonstantinou, E., & Geiger, M.A. (2008). Audit fees, non-audit fees and auditor going-concern reporting decisions in the United Kingdom. *Journal of Accounting, Finance and Business Studies*, 44(3), 284–309.
- Beattie, V., & Fearnley, S. (2002). *Auditor independence and non-audit services: A literature review*. London, UK: Institute of Chartered Accountants in England & Wales.
- Becker, C.L., DeFond, M.L., Jiambalvo, J., & Subramanyam, K.R. (1998). The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research*, 15(1), 1–24.
- Beke, J. (2012). Comparative analyses in international accounting information systems. *International Management Journal*, 1(1–2), 1–16.
- Beslic, I., Beslic, D., Jaksic, D., & Andric, M. (2015). Testing the models for detection of earnings management. *Industrija*, 43(3), 55–79.
- Chung, H., & Kallapur, S. (2003). Client importance, nonaudit services, and abnormal accruals. *The Accounting Review*, 78(4), 931–955.
- DeAngelo, L.E. (1981). Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics*, 3(3), 183–199.
- Dechow, P.M., Sloan, R.G., & Sweeney, A.P. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70(2), 193–225.
- Dee, C.C., Lulseged, A., & Nowlin, T.S. (2006). Prominent audit clients and the relation between discretionary accruals and non-audit service fees. *Advances in Accounting*, 22(1), 123–148.
- DeFond, M.L., Raghunandan, K., & Subramanyam, K.R. (2002). Do non-audit service fees impair auditor independence? Evidence from going concern and audit opinion. *Journal of Accounting Research*, 40(4), 1247–1274.
- DeFond, M., & Zhang, J. (2014). A review of archival auditing research. *Journal of Accounting and Economics*, 58(2–3), 275–326.
- De Simone, L., Ege, M.S., & Stomberg, B. (2015). Internal control quality: the role of auditor-provided tax services. *The Accounting Review*, 90(4), 1469–1496.
- Europakommisjonen (2010). No. 561. *Green Paper – Audit Policy: Lessons from the Crisis*. Brussel: Europakommisjonen.
- Europaparlamentet og Det europeiske råd (2014a). *Om endring av direktiv 2006/43/EF om lovpliktig revisjon av årsregnskap og konsoliderte regnskap* (Direktiv nr. 56/2014.). Brussel: Europaparlamentet og Det europeiske råd.
- Europaparlamentet og Det europeiske råd (2014b). *Særlige krav til lovplagt revisjon av allmenn interesse-foretak* (Forordning nr. 537/2014). Brussel: Europaparlamentet og Det europeiske råd.
- Ferguson, M.J., Seow, G.S., & Young, D. (2004). Nonaudit services and earnings management: UK evidence. *Contemporary Accounting Research*, 21(4), 813–841.
- Firth, M. (2002). Auditor-provided consultancy services and their associations with audit fees and audit opinions. *Journal of Business Finance & Accounting*, 29(5–6), 661–693.
- Frankel, R.M., Johnson, M.F., & Nelson, K.K. (2002). The relation between auditors' fees for nonaudit services and earnings management. *The Accounting Review*, 77(Supplement 1), 71–105.
- Gaver, J.J., Gaver, K.M., & Austin, J.R. (1995). Additional evidence on bonus plans and income management. *Journal of Accounting and Economics*, 19(1), 3–28.
- Gleason, C.A., & Mills, L.F. (2011). Do auditor-provided tax services improve the estimate of tax reserves? *Contemporary Accounting Research*, 28(5), 1484–1509.
- Gul, F.A., Chen, C.J.P., & Tsui, J.S.L. (2003). Discretionary accounting accruals, managers' incentives, and audit fees. *Contemporary Accounting Research*, 29(3), 441–464.
- Harris, S.B. (2017). *Audit industry concentration and potential implications*. Hentet 20. oktober 2018 fra <https://pcaobus.org/News/Speech/Pages/Harris-Audit-Industry-Concentration-12-07-17.aspx>
- Healy, P.M. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics*, 7(1–3), 131–144. DOI: 0165-4101/85/\$3.30
- Holthausen, R.W., Larcker, D.F., & Sloan, R.G. (1995). Annual bonus schemes and the manipulation of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 19(1), 29–74.
- Hope, O.K., & Langli, J.C. (2010). Auditor independence in a private firm and low litigation risk setting. *The Accounting Review*, 85(2), 573–605.
- Huang, H-W., Mishra, S., & Raghunandan, K. (2007). Types of nonaudit fees and financial reporting quality. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 26(1), 133–145.
- Jones, J.J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193–228.
- Kinney, W.R., Palmrose, Z.V., & Scholz, S. (2004). Auditor independence, non-audit services, and restatements: was the U.S. Government right. *Journal of Accounting Research*, 42(3), 561–588.
- Knechel, W. R., Sharma, D. (2012). Auditor-provided nonaudit services and audit effectiveness and efficiency: evidence from pre- and post-SOX audit report lags. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 31(4), 85–114.
- Knechel, W.R., Krishnan, G.V., Pevzner, M., Shefchik, L.B., & Velury, U.K. (2013). Audit quality: insights from the academic literature. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 32(Supplement 1), 385–421.
- Koh, K., Rajgopal, S., & Srinivasan, S. (2012). Non-audit services and financial reporting quality: evidence from 1978 to 1980. *Review of Accounting Studies*, 18(1), 1–33.
- Krishnan, G.V., & Yu, W. (2011). Further evidence on knowledge spillover and the joint determination of audit and non-audit fees. *Managerial Auditing Journal*, 26(3), 230–247.
- Larcker, D.F., & Richardson, S.A. (2004). Fees paid to audit firms, accrual choices, and corporate governance. *Journal of Accounting Research*, 42(3), 625–658.
- Lennox, C.S. (1999). Non-audit fees, disclosure and audit quality. *The European Accounting Review*, 8(2), 239–252.
- Leuz, C., Nanda, D., & Wysocki, P.D. (2003). Earnings management and investor protection: an international comparison. *Journal of Financial Economics*, 69(3), 505–527.

- Li, J., & Lin, J.W. (2005). The relation between earnings management and audit quality. *Journal of Accounting and Finance Research*, 12(1), 1–11.
- Mitra, S. (2007). Nonaudit service fees and auditor independence: empirical evidence from the oil and gas industry. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 22(1), 85–107.
- Myers, J.N., Myers, L.A., & Omer, T.C. (2003). Exploring the term of the auditor–client relationship and the quality of earnings: a case for mandatory auditor rotation? *The Accounting Review*, 78(3), 779–799.
- Nobes, C. (2011). *International variations in IFRS adoption and practice* (Research report 124). London: Certified Accountants Educational Trust. Hentet 1. november 2018 fra: <http://www.accaglobal.com/content/dam/acca/global/PDF-technical/financial-reporting/rr-124-001.pdf>
- Paterson, J.S., & Valencia, A. (2011). The effects of recurring and nonrecurring tax, audit-related, and other nonaudit services on auditor independence. *Contemporary Accounting Research*, 28(5), 1510–1536.
- Ratzinger-Saker, N.V.S., & Schönberger, M.W. (2015). Restricting non-audit services in Europe – the potential (lack of) impact of a blacklist and a fee cap on auditor independence and audit quality. *Accounting in Europe*, 12(1), 61–86.
- Reynolds, J.K., Deis, D.R., & Francis, J.R. (2004). Professional service fees and auditor objectivity. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 23(1), 29–52.
- Robinson, D. (2008). Auditor independence and auditor-provided tax service: evidence from going-concern audit opinions prior to bankruptcy filings. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 27(2), 31–54.
- Schmidt, J.J. (2012). Perceived auditor independence and audit litigation: the role of non-audit services fees. *The Accounting Review*, 87(3), 1033–1065.
- Scott, W.R. (2015). *Financial accounting theory* (6. utg.). Toronto, Ontario: Pearson Canada.
- Simunic, D.A. (1984). Auditing, consulting, and auditor independence. *Journal of Accounting Research*, 22(2), 679–702.
- Srinidhi, B.N., & Gul, F.A. (2007). The differential effects of auditors' non-audit and audit fees on accrual quality. *Contemporary Accounting Research*, 24(2), 595–629.
- Sun, L., & Rath, S. (2010). Earnings management research: a review of contemporary research methods. *Global Review of Accounting and Finance*, 1(1), 121–135.
- Svanström, T. (2012). Non-audit services and audit quality: evidence from private firms. *European Accounting Review*, 22(2), 337–366.
- Vander Bauwhede, H.V., & Willekens, M. (2004). Evidence on (the lack of) audit-quality differentiation in the private client segment of the Belgian audit market. *European Accounting Review*, 13(3), 501–522.
- Warfield, T.D., Wild, J.J., & Wild, K.L. (1995). Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 20(1), 61–91.
- Zhang, Y., Hay, D., & Holm, C. (2016). Non-audit services and auditor independence: Norwegian evidence. *Cogent Business & Management*, 3(1). doi: 10.2139/ssrn.2248064

VEDLEGG

TABELL 10 Oversikt over svartelistede tjenester.

Forbud mot rådgivningstjenester, jf. 537/2014/EU artikkel 5	
(a) Skattetjenester:	(i) Utforming av skattemelding (ii) Arbeidsgiveravgift (iii) Toll og avgift (iv) Identifisering av statlig subsidiering og skatteincentiver, med mindre slik bistand er lovpålagt (v) Bokettersyn (vi) Utrekning (vii) Skatterådgivning
(b) Enhver involvering i forbindelse med ledelse eller beslutningstaking	
(c) Regnskapsføring og generelle regnskapstekniske tjenester	
(d) Lønnstjenester	
(e) Design eller implementering av internkontrollsystemer i tilknytning til utforming eller kontroll av finansiell informasjon	
(f) Verdssettelse av aktuarmessig karakter, eller	
(g) Juridiske tjenester:	(i) Generelle juridiske tjenester (ii) Forhandlinger på vegne av klienten (iii) Rådgivende rolle i forbindelse med rettsforfølgelse
(h) Tjenester i forbindelse med internrevisjon	
(i) Tjenester tilknyttet finansiering, kapitalstruktur og allokering samt investeringsstrategi	
(j) Handel med eller promotering av klientens aksjer	
(k) HRM-tjenester	(i) – Ansettelse av personer i ledende stillinger i regnskapsavdelingen – Gjennomgang av referanser for slike personer (ii) Innflytelse over organisasjonsstruktur (iii) Kostnadskontroll