

Denne fil er hentet fra Handelshøyskolen BIs åpne institusjonelle arkiv BI Brage
<http://brage.bibsys.no/bi>

Den inneholder akseptert og fagfellevurdert versjon av artikkelen sitert under. Den kan inneholde små forskjeller fra den originale pdf-versjonen publisert i tidsskriftet.

Langli, J. C., & Che, L. (2016). Har fravalg av revisor ført til dårligere finansieringsvilkår?
Praktisk økonomi og finans, 32(1), 111-125

<http://dx.doi.org/10.18261/issn.1504-2871-2016-01-12>

Tidsskriftets forlag, Universitetsforlaget, følger forleggerforeningens avtale, og tillater at siste forfatterversjon legges i åpent publiseringsarkiv ved den institusjon forfatteren tilhører.

http://www.universitetsforlaget.no/tidsskrift/Informasjon_om_rettigheter_og_praksis

Forlagets publikasjoner er tilgjengelige via www.idunn.no

Har fravalg av revisor ført til dårligere finansieringsvilkår?

John Christian Langli (Handelshøyskolen BI) og Limei Che (Handelshøyskolen BI, fra 1.1.2016: Høgskolen i SørØst Norge)

En rekke aksjeselskaper (ASer) valgte bort revisor i 2011. Dersom fravalget av revisor påvirket bankenes eller kreditorenes risikovurdering, er det rimelig å forvente at selskapene som valgte bort revisor vil få høyere lånerente eller dårligere tilgang til kreditt etter fravalget. Vi undersøker utviklingen fra 2010 til 2012 for ASer som kvalifiserte for fravalg i 2011. Resultatene er entydige. Vi finner ingen tegn til negative finansieringseffekter for de som valgte bort revisor i 2011 sammenliknet med de som beholdt revisor.

Innledning¹

Fravalg av revisor kan gjøre bankene (og andre regnskapsbrukere) mer usikre på om regnskapstallene er til å stole på. Dersom bankene vurderer utlånene som mer risikable etter fravalg, vil de klassifisere utlånene i en høyere risikoklasse. Siden bankenes finansieringskostnader avhenger av risikoen på aktivasiden, vil høyere risiko øke finansieringskostnadene. For å dekke inn de økte finansieringskostnadene, er det rimelig at bankene øker renten på utlånene som er blitt mer risikable. Oppslagene «Dyrere for kunden uten revisor» (Grønset 2008) og «Vil du låne bør du ha revisjon» (Langhammer 2011), indikerer at norske selskaper som velger bort revisor burde merke negative finansieringseffekter i form av høyere renter og/eller dårligere tilgang på kreditt etter et fravalg.

I denne artikkelen undersøker vi om selskapene som valgte bort revisor i 2011 har fått høyere rentekostnader og/eller dårligere tilgang på kreditt i 2012. Neste avsnitt gir et innblikk i litteraturen og presenterer de to hypotesene vi tester. Deretter forklares metoden, utvalgsriteriene, dataene og resultatene. En diskusjon av resultatene avslutter artikkelen.

Litteratur og hypoteser

De fleste private bedrifter trenger ekstern finansiering. Deres evne til å innhente egenkapital kan være begrenset fordi eierne mangler kapital eller eierne ikke ønsker å selge aksjer til nye eiere. Tilgang til kreditt, primært gjennom banker, kan derfor være av avgjørende betydning. I kredittvurderingene står reviderte regnskaper sentralt (Grønset 2008, Langhammer 2011) og regnskapsinformasjon brukes i modellene norske banker bruker for å predikere mislighold (Husebø

2009) og i scoringsmodellene til kredittopplysningsselskaper (Skarsvåg 2005). Det kan være viktig at regnskapene er reviderte fordi regnskapene produseres av selskapene selv. En kontroll av regnskapene av en uavhengig part, revisoren, kan derfor bidra til å redusere usikkerhet knyttet til regnskapstallenes pålitelighet.

Dersom reviderte regnskaper bidrar til å redusere bankenes risiko, vil bankene kunne oppnå rimeligere finansiering fordi utlånene kan plasseres i en lavere risikoklasse. Og jo lavere risiko bankene har på sine engasjementer, desto billigere kan de finansiere seg.² I et velfungerende marked vil konkurransen mellom bankene føre til at kundene får sin del av fordelene bankene oppnår gjennom rimeligere finansiering. Med andre ord: Jo mer et selskap bidrar til å redusere bankens risiko, desto lavere bør renten bli. Det er også andre hensyn som gjør seg gjeldende ved prising av utlån (se f.eks. Bernhardsen og Larsen, 2002), men disse tar vi ikke opp her.

Fra litteraturen er vi ikke kjent med studier som har analysert om rentekostnadene endres *etter* at næringslivet går fra å ha obligatorisk revisjon for alle til valgfri revisjon for noen, se Langli og Svanström (2014) og Langli (2015 kap. 5) for en oversikt over litteraturen. Derimot er det gjennomført flere studier som ser på effektene av å velge revisjon i regimer hvor revisjonen er valgfri. Disse gir ikke grunnlag for entydige konklusjoner om sammenheng mellom betydningen av reviderte regnskaper og rentekostnadene:

Blackwell et al. (1998) analyserer sammenhengen mellom hva selskaper faktisk betaler i rente og graden av ekstern verifisering av årsregnskapet. Utvalget er lite (212 selskaper), men kvaliteten på dataene er gode siden de er levert av seks forskjellige amerikanske banker og gjelder samme type lån. Selskapene hadde valget mellom fire grader av ekstern verifisering hvor ytterpunktene var full revisjon og ingen verifisering. Blackwell et al. (1998) fant at rentesatsen var 25 basispunkter (dvs. 0,25 prosentpoeng) lavere for selskaper med reviderte regnskaper, og rentebesparelsen utgjorde 30 til 50 prosent av det gjennomsnittlige revisjonshonoraret. Minnis (2011), som også undersøker amerikanske private selskaper, og Kim et al. (2011), som analyserer koreanske selskaper, finner også lavere renter for selskaper med reviderte regnskaper. Allee og Yohn (2009) og Cassar (2011), som begge bruker data om amerikanske selskaper, finner imidlertid ikke at selskaper med reviderte regnskaper får lavere renter. Spørreundersøkelser og eksperimenter blant regnskapsbrukere og kredittmedarbeidere gir heller ikke et klart svar. Cassar (2011 s. 508–509) viser til åtte publiserte

studier og skriver at respondentene «generally regard audited financial statements to be more credible and reliable than non-audited financial statement. ... However, these studies also generally fail to find an association between auditor use or quality and firms' cost of debt».

Selv om resultatene fra litteraturen er blandet, antar vi at fravalg av revisor fører til at engasjementene vurderes som mer risikable fordi regnskapsinformasjonen blir mindre pålitelig. Siden «[d]e fleste norske banker bruker risikostjustert pris overfor bedriftskunder» (Husebø, 2009) og reviderte regnskaper er viktig for bankene (Grønset 2008, Langhammer 2011), er det rimelig å forvente at bankene vil ta seg bedre betalt for å yte lån til selskaper som har valgt bort revisor. Dette er reflektert i den første hypotesen (på alternativ form):

H1 For selskaper som har valgt bort revisor har rentesatsen på selskapenes lån økt sammenliknet med selskaper som har beholdt revisor.

Långivere trenger ikke reagere på økt risiko med å øke renten. Alternativene til å heve renten er flere, f.eks. avslå lånesøknader, gi lån med kortere løpetid, kreve lån raskere innfridd ved mislighold, kreve tilleggsikkerhet i form av pant i eiendeler og liknende. Hope et al. (2011) og Allee og Yohn (2009) finner en positiv sammenheng mellom tilgang til kreditt og reviderte regnskaper, hvilket tyder på at reviderte regnskaper gir bedre tilgang til kreditt. Iverksetter banker og leverandører tiltak som reduserer fravalgselskapenes (FSenes) tilgang til kreditt etter at de har foretatt fravalg, kan det føre til at FSenes evne til å betale sine forpliktelser ved forfall avtar, og at de derfor får flere betalingsanmerkninger.³ Vi antar derfor at fravalg kan føre til dårligere tilgang til kreditt, noe som kan føre til flere betalingsmislighold og en påfølgende økning i antallet betalingsanmerkninger hos FSene relativt til ikke-fravalgselskapene (IFSene). Dette er reflektert i den andre hypotesen:

H2 Selskaper som har valgt bort revisor får flere betalingsanmerkninger enn selskaper som har beholdt revisor.

Testen

Vi tester hypotesene ved å undersøke om selskapene som foretok fravalg i 2011 har fått høyere rente på sine lån og/eller flere betalingsanmerkninger i 2012. Sammenlikningsgrunnlaget er selskaper

som kunne valgt bort revisor, men som ikke har gjort det. Testen, som estimeres ved hjelp av regresjonsanalyse med faste effekter på selskapsnivå, er som følger:

$$(1) \quad Y_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Effekt2012}_{jt} + \alpha_2 \text{År2012}_{jt} + \alpha_m \text{Kontrollvariabel}_{m_{jt}} + \text{Feilledd}_{jt}$$

Den avhengige variabelen Y_{jt} er enten rentesatsen på selskap j 's lån i år t (utover NIBOR, se nedenfor) eller antall betalingsanmerkninger registrert på selskap j i år t . Fotskriften t er enten 2010 eller 2012 og j går fra $1, \dots, k$ hvor k er antall unike selskaper i utvalget. Koeffisienten vi primært er interessert i, er α_1 , koeffisienten til *Effekt2012*. *Effekt2012* er lik 1 kun i 2012 for selskaper som har foretatt fravalg i 2011, og 0 ellers. Dermed vil koeffisienten fange opp eventuelle forskjeller i rentenivået/antall betalingsanmerkninger som ikke blir forklart av de øvrige variablene i ligningen og de faste effektene. Hypotese 1 (2) predikerer at rentenivået/antall betalingsanmerkninger har gått opp, dvs. hvilket innebærer at α_1 forventes å være signifikant positiv.

Rentenivået kan ha endret seg mellom 2010 og 2012 fordi selskapene kan ha utviklet seg forskjellig. Noen kan f.eks. ha hatt en god utvikling i lønnsomheten, mens andre kan ha gått med tap og blitt mer risikable. Slike forhold kan naturligvis ha betydning for rentesatsen og likviditeten. Vi tar med m variabler for å kontrollere for slike effekter (kontrollvariablene omtales nedenfor). Videre må det kontrolleres for at det generelle rentenivået og andre makroøkonomiske forhold kan være annerledes i 2010 enn i 2012. Det gjøres ved å ta inn variabelen *År2012* (som er 1 i 2012 og 0 ellers) og ved at selskapenes lånerente måles som forskjellen mot NIBOR.⁴ Videre må vi kontrollere for at noen bransjer har bedre lønnsomhet enn andre, at utviklingen i ulike deler av landet kan være forskjellig, og at FSene kan være systematisk forskjellige fra IFSene. Vi trenger imidlertid ikke ta inn kontrollvariabler for slike effekter fordi estimeringsmetoden automatisk korrigerer for variabler som er uendret fra en periode til den neste (se ytterligere forklaring under sensitivitetstest (vii) nedenfor).

Variablene

De *avhengige* variablene (Y -variablene) er som følger (alle variablene er definert i tabell 1):

- *RDR* = differansen mellom selskapets lånerente estimert ved hjelp av regnskapstall og NIBOR.

- RDS = differansen mellom selskapets lånerente estimert ved hjelp av saldo-renteoppgaver og NIBOR. Saldo-renteoppgavene er årsoppgavene som bankene sender sine kunder i januar hvert år og som viser årets renteinntekter/-kostnader og innskudd/gjeld per 31.12.
- $Ln\#BetAnm$ = den naturlige logaritmen til $(1 + \text{antall betalingsanmerkninger})$.

Vi estimerer rentesatsen som årets rentekostnad dividert på gjennomsnittlig rentebærende gjeld ved utgangen av år t og $t-1$. Deretter trekker vi NIBOR i fra de estimerte rentene fordi NIBOR forklarer svingninger i rentenivået som ikke er påvirket av endringer i selskapenes risiko. Sammenliknet med f. eks. Minnis (2011), Cassar (2011) og Kim et al. (2011), som enten bruker opplysninger fra finansregnskapene eller spørreskjemaer besvart av selskapene, har vi en stor fordel som kan estimere rentekostnaden ved hjelp av saldo-renteoppgavene: Informasjonen kommer direkte fra bankene. Dermed har ikke selskapene hatt muligheter til å svare feil (noe som kan skje i spørreundersøkelser), kvaliteten på dataene er ikke avhengig av hvorvidt regnskapene er reviderte, og prisingen av lånene har skjedd på markedsmessige vilkår (hvis små AS låner fra nærstående kan prisingen avvike fra arm-lengdes vilkår). RDS er derfor et mye mer pålitelig og presist mål på rentekostnadene enn RDR . Vi tar likevel med resultatene ved bruk av RDR fordi selskapene ikke nødvendigvis trenger å låne fra bankene.

Tabell 1: Variabeldefinisjoner

Avhengig variabler:	
RDR	Gjennomsnittlig lånerente estimert på grunnlag av tall fra årsregnskapet fratrukket gjennomsnittlig NIBOR. Den estimerte renten beregnes som resultatførte rentekostnader i år t i prosent av gjennomsnittlig rentebærende gjeld i år $t-1$ og t .
RDS	= Gjennomsnittlig lånerente estimert på grunnlag av tall fra selskapets saldo-renteoppgaver minus NIBOR. Gjennomsnittlig lånerente estimeres som sum rentekostnader ifølge saldo-renteoppgavene for år t dividert på gjennomsnittlig sum gjeld ifølge saldo-renteoppgavene for år $t-1$ og t .
$Ln\#BetAnm$	= $\ln(1 + \text{antall betalingsanmerkninger})$.
Testvariabel:	
$Effekt2012$	= 1 hvis året er 2012 og selskapet har valgt bort revisor i 2011 og 0 ellers.
Kontrollvariabler:	
$2+MdForSen$	= 1 hvis selskapet har levert årsregnskapet til Brønnøysund senere enn 273 dager etter regnskapsårets slutt. For selskaper som avslutter regnskapet

31.12. betyr grensen på 273 dager at regnskapet er innsendt mer enn 2 måneder etter fristen på 1. september året etter.

<i>AntPantst</i>	= Antall pantstillelser registrert på selskapet i Brønnøysundregisteret.
<i>Driftsmargin</i>	= Driftsresultat i prosent av driftsinntekter.
<i>EndrGjeld</i>	= Endring i gjeldsandelen = $Gjeldsandel_t - Gjeldsandel_{t-1}$.
<i>Gjeldsandel</i>	= Sum kortsiktig og langsiktig gjeld som andel av sum eiendeler.
<i>LikGrad2</i>	= Likviditetsgrad 2 = (omløpsmidler – varelager) / kortsiktig gjeld.
<i>LnDriftsinnt</i>	= Den naturlige logaritmen til sum driftsinntekter = $\ln(1 + \text{sum}$
<i>LnEiendeler</i>	= driftsinntekter).
<i>NegativEK</i>	= Den naturlige logaritmen til sum eiendeler = $\ln(1 + \text{sum eiendeler})$. 1 hvis selskapet har negativ egenkapital og 0 ellers.
<i>TKsOmlHas</i>	= Totalkapitalens omløpshastighet = driftsinntekter / sum eiendeler.
<i>VarigeAM/E</i>	= Varige driftsmidler dividert på sum eiendeler.
<i>VekstSalg</i>	= Vekst i salg fra $t-1$ til t på desimalform beregnet som $(\text{Driftsinntekter}_t - \text{Driftsinntekter}_{t-1}) / \text{Driftsinntekter}_{t-1}$.
<i>År2012</i>	= 1 hvis året er 2012 og 0 ellers.

Valget av kontrollvariabler bygger på Husebø (2009), Kim et al. (2011) og Skarsvåg (2005): Mulig effekter av forskjeller i selskapsstørrelsen tas hensyn til ved å inkludere omsetning (*LnDriftsinnt*) og sum eiendeler (*LnEiendeler*). Vi tar med vekst i omsetningen (*VekstSalg*) fordi det kan være vanskeligere å predikere risikoen til selskaper som vokser, og antall pantstillelser (*AntPantst*) fordi selskaper med pantstillelser kan gi kreditorene større trygghet for sine utlån.⁵ Det kan også være tryggere å gi lån til selskaper med relativt mye varige driftsmidler. Vi inkluderer derfor andelen av eiendelene som er bundet opp i varige anleggsmidler (*VarigeAM/E*). En indikatorvariabel for forsinket innlevering av årsregnskapet ($2+MdForSen$) tas med fordi forsinkelsen kan indikere at selskapet ikke er så nøye med å overholde lover og regler, hvilket kan indikere at de er mer risikable. Videre kontrolleres det for ulikheter i lønnsomheten (*Driftsmargin* = driftsresultat/driftsinntekter, *TKsOmlHas* = totalkapitalens omløpshastighet = driftsinntekt/eiendeler, og *NegativEK* = indikatorvariabel for negativ egenkapital), likviditetssituasjonen (*LikGrad2* = likviditetsgrad 2 = (omløpsmidler – varelager) / eiendeler), andelen av eiendelene finansiert med gjeld (*Gjeldsandel*) og endringer i gjeldsnivået (*EndrGjeld*).

Utvalget

Vi starter med å identifisere selskapene som i 2011 antas å være kandidater for å foreta fravalg. Dette innebærer at de må oppfylle kravene i aksjeloven § 7-6 (blant annet omsetning / eiendeler / ansatte i 2010 som ikke overstiger 5 millioner kroner / 20 millioner kroner /10 ansatte, ikke være

under tilsyn av Finanstilsynet, drive advokatvirksomhet eller være morselskap). Videre utelates datter- og vekstselskaper. Datterselskapene kan oppføre seg som om de er reviderte fordi revisor i morselskapet kan kreve verifisering av verdiene på aksjene i datterselskapet, og långiver kan få garantier for lån fra morselskapet. Dermed kan datterselskaper være i en annen situasjon enn ikke-datterselskaper. Vekstselskaper (definert som selskaper med omsetning eller eiendeler i 2011 som er høyere enn terskelverdiene multiplisert med 1,25) utelates fordi disse må engasjere revisor på nytt i 2012 dersom de foretar fravalg i 2011. Videre fjerner vi alle selskaper som foretok fravalg i 2012 og 2013, slik at vi sitter igjen med FSer som foretok fravalg i 2011 og IFSer som kunne ha valgt bort revisor innen 31.12.2011, men som ikke hadde benyttet muligheten innen 1.1.2014.

Kontrollvariabler tas i bruk for å kontrollere for endringer i rentenivået eller antall betalingsanmerkninger som ikke skyldes fravalg. Disse må lagges (=tidsforskyves) fordi det ikke er rimelig at regnskapsinformasjon for år t , som først blir tilgjengelig i $t+1$, kan påvirke rentefastsettelsen i år t . I tabellene brukes forstavelsen «L» for å indikere at variabelen er lagget en periode. Noen kontrollvariabler bruker observasjoner fra to påfølgende regnskapsår (f.eks. *VekstSalg*), slik at testene krever data tilbake til 2008 når variablene lagges en periode. Når den estimerte renten er under 1 prosent eller over 25 prosent, slettes observasjonen fra utvalget.⁶ Grunnen til å utelate observasjoner med svært lave/høye renter er at de estimerte rentene ikke virker rimelige, og det vil være uheldig om disse påvirker resultatene. Med disse kriteriene sitter vi igjen med et utvalg på 52 377 (41 804) observasjoner når avhengig variabel er *RDR* (*RDS*) og 97 816 observasjoner når avhengig variabel er antall betalingsanmerkninger. Fordelingen på FSer og IFSer per år og totalt fremgår av tabell 2. Fravalgsandelen er 45,2 prosent i utvalget som brukes til å teste for renteffekter og 47,3 prosent i utvalget som tester for dårligere kredittilgang.

Tabell 2: Utvalgets sammensetning

Tester av:	Renteffekter målt ved <i>RDR</i>				Dårligere kredittilgang			
	IFS	FS	FS+IFS	FS i %	IFS	FS	FS+IFS	FS i %
År								
2010	13 926	11 736	25 662	45,7 %	24 737	21 879	46 616	46,9 %
2012	14 793	11 922	26 715	44,6 %	26 834	24 366	51 200	47,6 %
I alt	28 719	23 658	52 377	45,2 %	51 571	46 245	97 816	47,3 %

Tabellen viser sammensetningen av utvalget som brukes for å teste for renteffekter (målt ved *RDR*, renten estimert ved hjelp av regnskapsinformasjon) og dårligere kredittilgang (målt ved antall betalingsanmerkninger), fordelt på år og hvorvidt selskapene har foretatt fravalg. Et selskap klassifiseres som fravalgselskap (FSer) når selskapet var fravalgskandidat i 2011 og valgt bort revisor i perioden 1.5.2011 – 31.12.2011. Ikke-fravalgselskapene (IFSene) består av fravalgskandidater i 2011 som ikke har valgt bort revisor innen 31.12.2013.

Deskriptiv statistikk

Tabell 3 viser gjennomsnitt, standardavvik og median for utvalget brukt i testen av hypotese 1 med RDR som avhengig variabel. Gjsn er gjennomsnitt for alle selskaper, gFS10 (gFS12) er gjennomsnittet for FSene i 2010 (2012) og Diff10 (Diff12) viser beløpet som må legges til gFS10 (gFS12) for å finne gjennomsnittsverdien for IFSene. Når gFS10 er 3,45 i 2010 og Diff10 er -0,037 for variabelen RDR (første linje i tabellen), har følgelig FSene en estimert rente utover NIBOR på 3,45 prosent i 2010 mens IFSene har en estimert rente utover NIBOR på $(3,45 - 0,037 =) 3,413$. For å finne nivået på de estimerte gjennomsnittlige lånerentene i 2010 og 2012, må NIBOR legges til RDR og RDS (NIBOR var 3,02 prosent i 2010 og 2,82 prosent i 2012). T-verdien, som viser resultatet fra en test av om forskjellen i gjennomsnittsverdiene for FSene og IFSene er statistisk signifikant, er -0,67 og den har ingen stjerner (*, ** eller ***). Fravær av stjerner betyr at forskjellen ikke er statistisk signifikant (m.a.o. samme likt gjennomsnitt).

Verken i 2010 eller 2012 var det signifikante forskjeller mellom FSene og IFSenes lånerente estimert ved hjelp av regnskapstall (RDR), men FSene hadde høyere lånerente i begge årene når vi bruker saldo-renteoppgavene for å estimere rentene (RDS). Differansen mellom FSenes og IFSenes rente på banklån har for øvrig blitt redusert fra 51,1 basispunkter i 2010 til 39,9 basispunkter i 2012. Dersom fravalg hadde ført til høyere risiko, ville det vært mer rimelig å observere en økning i differansen fra 2010 til 2012. Andelen av selskapene som har betalingsanmerkninger (*Ln#BetAnm*) er signifikant høyere hos IFSene enn for FSene. F.eks. var andel 0,17 eller 17 prosent hos FSene i 2010, mens den var $(0,17+0,087=)$ 25,7 prosent hos IFSene. Andelen med betalingsanmerkninger har videre økt mer hos IFSene fra 2010 til 2012. En medvirkende årsak til dette kan være at IFSene er signifikant større enn FSene både målt ved omsetning (*L.Driftsinnt*) og eiendeler (*L.LnEiendeler*), og større selskaper kan ha flere transaksjoner som kan gi opphav til betalingsanmerkninger enn mindre selskaper (se også diskusjonen nedenfor).

Tabell 3: Beskrivende statistikk for utvalget for tester av renteffekter

Periode:	2010 og 2012			2010			2012		
	Gjsn	Std	Median	gFS10	Diff10	t-verdi	gFS12	Diff12	t-verdi
RDR	3,55	4,45	2,57	3,45	-0,037	-0,67	3,63	0,068	1,24
RDS	4,66	3,65	3,75	4,66	-0,511	-9,57***	5,16	-0,399	-7,31***
<i>Ln#BetAnm</i>	0,26	1,40	0,00	0,17	0,087	5,72***	0,25	0,101	5,27***
<i>L.Eiendeler</i>	7,41	1,19	7,43	7,15	0,428	29,57***	7,16	0,483	33,45***
<i>L.Driftsinnt</i>	6,88	1,28	7,14	6,79	0,092	5,71***	6,82	0,166	10,67***
<i>L.Driftsmargin</i>	11,10	41,1	8,55	10,03	1,094	2,10**	11,38	0,331	0,66

<i>L.TKsOmlHas</i>	1,35	1,41	0,84	1,47	-0,239	-13,66***	1,49	-0,227	-13,07***
<i>L.VekstSalg</i>	0,14	0,64	0,03	0,07	0,039	4,86***	0,14	0,070	9,08***
<i>L.NegativEK</i>	0,20	0,40	0,00	0,19	0,006	1,16	0,20	0,003	0,64
<i>L.VarigeAM/E</i>	0,41	0,37	0,33	0,38	0,051	11,21***	0,39	0,041	9,23***
<i>L.2+MdForSen</i>	0,31	0,46	0,00	0,56	-0,012	-1,85*	0,06	0,032	9,99***
<i>L.Gjeldsandel</i>	0,81	0,52	0,74	0,80	0,007	1,08	0,81	0,007	1,06
<i>L.EndrGjeld</i>	0,01	0,30	-0,01	0,01	0,001	0,21	0,01	0,015	3,90***
<i>L.LikGrad2</i>	2,78	6,16	1,14	2,59	0,224	3,01***	2,68	0,299	3,83***
<i>L.AntPant</i>	0,07	0,25	0,00	0,06	0,003	1,17	0,07	0,014	4,19***

Tabellen viser gjennomsnitt (Gjsn), standardavvik (Std) og median for årene 2010 og 2012 under ett for alle selskaper definert som fravalgskandidater i 2011 og som har RDR mellom 1 og 25 prosent i 2010 og 2012 og tilstrekkelig informasjon til at alle variabler i likning (1) kan benyttes (N = 52 377), med unntak av for RDS, hvor kun observasjoner hvor RDS kan beregnes inngår i utvalget (N = 41 804). gFS10 (gFS12) er gjennomsnittsverdien for FSene i 2010 (2012) og Diff10 (Diff12) viser verdien som må legges til gFS10 (gFS12) for å finne gjennomsnittsverdien for IFSene. Kolonnene t-verdi viser realisert t-verdi for en t-test for likt gjennomsnitt mellom IFSene og FSene. T-testene antar ulik varians. L.x betyr at variabelen x er lagget en periode. Se for øvrig tabell 1 for variabeldefinisjoner og klassifisering av selskaper som FS og IFS. *, **, *** indikerer statistisk signifikans på henholdsvis 10 prosent, 5 prosent og 1 prosent (tosidig).

Gjeldsandelen (*L.Gjeldsandel*) er over 0,8, hvilket er høyere enn det som er vanlig for fravalgskandidatene. Det skyldes at utvalget i tabell 3 består av selskaper hvor rentesatsen basert på regnskapstall er mellom 1 og 25 prosent. En rekke små selskaper har ikke rentebærende gjeld, og da vil ikke rentesatsen kunne beregnes eller den blir svært lav. I utvalget som brukes for å teste for forskjellig utvikling i antall betalingsanmerkninger, er gjeldsandelen 0,72. Det er ingen signifikant forskjell i gjeldsandelen mellom FSene og IFSene eller i andelen av selskaper som har negativ egenkapital (*L.NegativEK* = 0,2). Selskapene har om lag samme driftsmargin (*L.Driftsmargin*), men FSene har signifikant høyere omløpshastighet på eiendelene (*L.TKsOmlHas*). Siden driftsmarginen multiplisert med eiendelenes omløpshastighet er totalkapitalens rentabilitet (målt med driftsresultatet), følger det at FSene har høyere regnskapsmessig avkastning på eiendelene, jf. DuPont-modellen (Soliman 2008). IFSene har høyere likviditetsgrad 2 enn FSene (*L.LikGrad2*), og forskjellen har økt fra 2010 til 2012.

For å spare plass vises ikke korrelasjonsmatrisen. Som forventet er korrelasjonskoeffisientene høye mellom variabler som er definisjonsmessig bundet til hverandre: *L.LnEiendeler* og *L.TKsOmlHas* har en korrelasjonskoeffisient på -0,63, *L.Driftsinnt* og *L.TKsOmlHas* har en korrelasjonskoeffisient på 0,49, og korrelasjonskoeffisienten mellom *L.Gjeldsandel* og *L.NegativEK* er 0,72. Korrelasjonen mellom *RDR* og *RDS* er 0,49. De øvrige korrelasjonskoeffisientene er gjennomgående lave.⁷

Resultatene

Resultatene fra testene av hypotese 1 og 2 er vist i tabell 4. Den første linjen angir de avhengige variablene, som er lånerenten beregnet ved hjelp av årsregnskapene (*RDR*), lånerenten er beregnet ved hjelp av saldo-renteoppgavene (*RDS*) og antall betalingsanmerkninger (*Ln#BetAnm*). Utvalget «Alle RDR» betyr at utvalget består av alle selskaper hvor den estimerte renten ved hjelp av regnskapstall er større enn 1 prosent og mindre enn 25 prosent. Utvalget «0<RDS<5N» betyr at utvalget består av observasjoner hvor rentedifferansen basert på regnskapstall ligger mellom 0 og 5•NIBOR (NIBOR var 3,02 prosent i 2010 og 2,82 prosent i 2012, slik at taket for lånerenten ligger rundt 15 prosent). Vi tar med to utvalg når betalingsanmerkninger er avhengig variabler: Alle observasjoner uavhengig av filter på rentesatsen («Alle Ln#BA») og et utvalg hvor filteret er som i kolonne 2 («0<RDS<5N»).

Tabell 4: Regresjonsresultater

Avhengig variabel:	<i>RDR</i>	<i>RDS</i>	<i>Ln#BetAnm</i>	<i>Ln#BetAnm</i>
Utvalg:	Alle RDR	0<RDS<5N	Alle Ln#BA	0<RDS<5N
<i>Effekt2012</i>	-0,077 (-1,27)	-0,059 (-1,33)	-0,014*** (-4,62)	-0,018*** (-3,08)
<i>År2012</i>	0,276*** (6,01)	0,696*** (20,17)	0,033*** (12,72)	0,041*** (8,39)
<i>L.LnEiendeler</i>	-0,005 (-0,05)	-0,341*** (-4,45)	0,008* (1,90)	0,022** (2,20)
<i>L.LnDriftsinnt</i>	0,082 (1,22)	-0,159*** (-3,44)	0,021*** (7,18)	0,031*** (4,11)
<i>L.Driftsmargin</i>	-0,002** (-2,13)	-0,001 (-1,11)	-0,000*** (-6,94)	-0,000*** (-4,18)
<i>L.TKsOmlHas</i>	0,493*** (6,32)	0,387*** (6,61)	-0,002 (-0,73)	-0,006 (-0,76)
<i>L.VekstSalg</i>	0,065 (1,40)	0,022 (0,64)	-0,009*** (-4,32)	-0,019*** (-3,78)
<i>L.NegativEK</i>	0,080 (0,80)	0,034 (0,48)	0,031*** (3,99)	0,028** (2,27)
<i>L.VarigeAM/E</i>	-0,197 (-0,91)	-0,980*** (-5,86)	-0,008 (-0,77)	-0,025 (-1,15)
<i>L.2+MdForSen</i>	0,084 (1,48)	0,083** (2,00)	0,009*** (2,87)	0,011* (1,92)
<i>L.Gjeldsandel</i>	-0,956*** (-6,61)	-0,627*** (-5,68)	0,022*** (2,75)	0,077*** (4,19)
<i>L.EndrGjeld</i>	0,138 (1,09)	0,106 (1,10)	0,002 (0,37)	-0,005 (-0,36)
<i>L.LikGrad2</i>	-0,016***	-0,010***	-0,000	-0,000

	(-3,31)	(-3,10)	(-0,02)	(-0,78)
<i>L.AntPantst</i>	-0,044	-0,408***	-0,005	-0,011
	(-0,44)	(-5,75)	(-0,59)	(-0,90)
<i>Konstant</i>	3,104***	8,428***	-0,138***	-0,328***
	(4,16)	(14,74)	(-4,79)	(-4,24)
Antall observasjoner	52 377	38 898	97 816	38 898

Tabellen viser resultatene som fremkommer når ligning (1) estimeres på utvalget beskrevet i tabell 2. Tallene i parentes er t-verdier. Variablene er definert i tabell 1. Utvalg «Alle RDR» viser resultatene som fremkommer når datagrunnlaget er det samme som i tabell 3. Utvalg «0<RDS<5N» betyr utvalget består av alle selskaper hvor RDS er større enn 0 (dvs. at estimert rente basert på saldo-renteoppgavene minst må være på nivå med NIBOR) og mindre enn 5 ganger NIBOR. Utvalg «Alle Ln#BA» betyr at utvalget består av alle observasjoner det er mulig å gjennomføre testen på når avhengig variabel er Ln#BetAnm. *, **, *** indikerer statistisk signifikans på henholdsvis 10 prosent, 5 prosent og 1 prosent (tosidig). Estimeringsmetoden er regresjonsanalyse med faste effekter på selskapsnivå og gruppekonsistente feilledd. Se for øvrig noten til tabell 3.

Skal de to hypotesene få empirisk støtte, må de estimerte koeffisientene til *Effekt2012* være signifikant positive. I tabell 2 er ingen av de fire koeffisientene positive. I tillegg er koeffisientene signifikant negative når antall betalingsanmerkninger er avhengig variabel, noe vi drøfter nærmere i sensitivitetsanalysen.

Vi begrenser kommentarene av kontrollvariablene til resultatene som fremkommer med *RDS* som avhengig variabel: Rentenivået korrelerer positivt med totalkapitalens omløpshastighet og forsinket innlevering av årsregnskapet, og negativt med størrelsen, andelen av eiendelene bundet opp i varige anleggsmidler, likviditetsgrad 2, gjeldsandelen og antall pantstillelser. Resultatene er omtrent som man kan forvente, f.eks. at selskaper som har god likviditet vurderes som mindre risikable og følgelig får lavere renter. Det er også rimelig at rentekostnaden er lavere for selskaper som har stilt eiendeler som pant eller som har en relativt stor andel av eiendelene bundet opp i varige driftsmidler (långiver har større sikkerhet for lånene). Videre kan den negative sammenhengen mellom *RDS* og størrelse reflektere at store selskaper er bedre til å forhandle lånevilkår enn mindre selskaper. Mindre intuitivt er det at selskaper med høy gjeldsandel har lavere rentekostnader, men en mulighet er at selskaper med mye gjeld må ha stilt sikkerhet for å få lån. Med risikostjustert prising av lån kan det gi lavere lån (se også sensitivitetstest (viii)).

Sensitivitetsanalyser

Basert på tabell 4 blir konklusjonen at selskapene som valgte bort revisor i 2011 ikke har erfart høyere renter i 2012 eller dårlige tilgang til kreditt som har ført til flere betalingsanmerkninger i

2012. Cassar (2011 s. 509–521) redegjør for en rekke potensielle feilkilder knyttet til tester av om rentekostnaden blir påvirket av om låntaker har reviderte regnskaper eller ei. Med unntak av feilkilden nevnt i sluttnote 5 har vi unngått eller kontrollert for alle feilkildene som Cassar tar opp. Dette har vi gjort ved (1) å hente data fra bankene eller registeret over betalingsanmerkninger (slik at resultatene ikke kan bli påvirket av at FSene kan ha mindre pålitelige regnskapstall eller oppgi feil tall i spørreundersøkelser) og (2) følgende sensitivitetsanalyser:

(i) Gjentatt testene på (i.a) et utvalg hvor selskapene har samme daglig leder og de samme eierne i utvalgsperioden og (i.b) et utvalg som består av selskaper hvor det har vært endringer i eierskapet og/eller bytte av daglig leder. Det er relevant å skille mellom disse to kategoriene av selskaper fordi bankens personlige kunnskap om aksjonær(-ene) og daglig leder kan være mer viktig enn økonomien i selskapet. Når selskaper hvor det har skjedd endringer i eierskapet og/eller i ledelsen skilles fra de selskapene hvor det ikke er slike endringer, får vi undersøkt om det kun er hos selskapene med endringer i eierskapet/ledelsen hvor lånerenten er gått opp eller kreditttilgangen er blitt redusert.

(ii) Gjentatt testene på (ii.a) et utvalg hvor selskapene ikke har tatt opp nye lån mellom 2010 og 2012 og (ii.b) et utvalg hvor selskapene har tatt opp nye lån mellom 2010 og 2012. «Nye lån» måles på to måter: Hvorvidt andelen med rentebærende gjeld har økt fra 2010 til 2012 (dvs. om gjeldsandelen har økt), eller hvorvidt selskapene har opprettet en ny lånekonto i en bank mellom 2010 og 2012. Disse testene er relevante fordi det er mulig at effektene av høyere rente for FSene vil bli lettere å observere på nye lån (utvalg ii.b). Utvalg ii.a tas med fordi det er mulig at effektene også inntreffer for selskaper som ikke tar opp nye lån, f.eks. ved at IFSer kan forhandle seg fram til bedre vilkår fordi de kan signalisere at de er «bedre» enn FSene ved å beholde revisor (Lennox og Pittman, 2011). Å bruke selskapenes konkrete lånekontoer (dvs. kontonumre de har i bankene) som kriterier for å skille mellom selskaper som har tatt opp og ikke tatt opp nye lån, er en robust test. Det skyldes at f.eks. pantelån har lavere renter enn kassekredittlån/usikre lån, eller selskaper kan ha byttet lån med flytende rente mot lån med fast rente (i utvalgsperioden har fastrentelån vært dyrere enn lån med flytende rente). Når vi holder lånetypen konstant er vi sikre på at eventuelle renteffekter ikke skyldes bytte av en type lån mot en annen, eller at selskapene bytter bank.

(iii) Gjentatt testene på (iii.a) et utvalg bestående av store selskaper og (iii.b) på et utvalg bestående av små selskaper. Store selskaper er definert som selskaper med minst 1 million kroner i driftsinntekter og eiendeler i 2010 og 2012. Små selskaper er de som ikke er definert som store. Selv om alle selskapene i utvalget er relativt små (siden fravalgsordningen kun gjelder de minste ASene), er det relevant å skille mellom store og små selskaper. Det er de store selskapene som eksponerer bankene for mest risiko. Bankene har følgelig sterkere insentiver til å sørge for riktig risikoklassifisering og prising av lån til de relativt største selskapene.

(iv) I testene er kontrollvariabler lagget en periode. Testene gjentas uten lagging og med lagging i to perioder. Årsaken til at det er viktig å undersøke effekter av lagging av variabler er usikkerheten om hvilket regnskapsår som er mest relevant for bankenes beslutninger om endringer i rentesatsen (se Rysstad og Vatne (2014), kap. 6.1 og 6.4.5).

(v) Selskaper kan bli tvunget til å bytte bank etter et fravalg fordi banken de hadde forbindelser med krever reviderte regnskaper, og når selskaper uten revisor blir kunde i en ny bank kan de få dårligere vilkår. I utvalget som brukes i kolonne 2 og 4 i tabell 4 byttet 683 selskaper bankforbindelse mellom 2010 og 2012. Fravalgsprosenten blant disse er 45,5, som er marginalt høyere enn for utvalget hvor *RDR* kan beregnes (hvor fravalgsprosenten var 45,2). Dette tyder ikke på at fravalgsordningen har hatt noen påvirkning på selskapenes bytte av bankforbindelser. Det kan likevel være at selskaper som bytter bank kan få dårligere vilkår, slik testene gjentas på et utvalg som består av selskaper som har byttet bank mellom 2010 og 2012.

(vi) I tabell 4 utvalg «Alle RDR» er avhengig variabel rentedifferansen *RDS* uten filtre utover det som følger av at observasjoner med estimerte renter mindre enn 1 prosent og over 25 prosent er utelatt. Når avhengig variabel er *RDS* kreves det at den estimerte renten minst skal være på nivå med NIBOR og ikke over 5 ganger NIBOR (utvalg « $0 < RDS < 5N$ »). Vi har gjentatt analysene uten å bruke filtre på *RDS*, med krav om at rentedifferansen ikke skal være større enn 4 ganger NIBOR, at den estimerte renten basert på regnskapstall, henholdsvis saldo-renteoppgavene, skal være minst 2 prosent og kombinasjoner av disse kravene.

(vii) Regresjonsanalyse med faste effekter og data fra to perioder er i realiteten en regresjon av endringer i rentenivået mot endringer i kontrollvariablene (Wooldridge, 2001 s. 279–291), og Kim et al. (2011 s. 612) argumenterer for at regresjoner på endringer «mitigates concerns over the

possibility that the results of our main (levels-based) regressions might be driven by correlated omitted variables, potential endogeneity bias, and/or reverse causality». I følge Kim et al. (2011) skal følgelig testene vi har brukt være robuste mot en rekke feilkilder. En enda mer robust test får en ved å sammenlikne FSene som ligger like under terskelverdiene med selskaper som *ikke* kan velge bort revisor fordi de ligger like over terskelverdiene. Da blir sammenlikningsgrunnlaget for FSene en gruppe av selskaper som ikke har hatt mulighetene til å velge bort revisor. Vi gjentar derfor testene på et utvalg hvor omsetningen er mellom 4,5 og 5,5 millioner kroner og hvor fravalgskandidatene med omsetning under 5 millioner kroner utelates dersom de ikke har valgt bort revisor. Med unntak av omsetningsnivået oppfyller alle selskapene de samme kriteriene for fravalg (ikke morselskap, eiendeler under 20 millioner kroner osv.).

(viii) Cassar (2011) viser at rentesatsen er negativt korrelert med størrelsen på lånet. Vi undersøker om størrelsen på lånet har betydning på to måter. Først ved å inkludere *LnBanklån* = den naturlige logaritmen til (1 + banklån i kr 1 000 per 31.12.) som kontrollvariabel. Deretter ved å estimere testene med og uten *LnBanklån* på et utvalg bestående av selskaper med omtrent samme nivå på banklånet («samme nivå» betyr at banklånet må være over 25 prosentilen og under 75 prosentilen til *LnBanklån*).

Det er lett å oppsummere resultatene fra disse sensitivitetsanalysene: *Ingen* av koeffisientene til *Effekt2012* er signifikant positive. Gjennomgående er koeffisientene negative med betalingsanmerkninger som avhengig variabel, og stort sett negative, men ikke signifikante, når rentenivået er avhengig variabel.

I sensitivitetstest (vii) blir koeffisientene til *Effekt2012* kun svakt signifikant negativ i utvalget «0<RDS<5N» og ikke signifikant i utvalg «Alle Ln#BA» når avhengig variabel er Ln#BetAnm (i tabell 4 er begge koeffisientene signifikante). Det indikerer at selvseleksjon kan være forklaringen på færre betalingsanmerkninger i tabell 3 for FSene. Når revisjonen blir valgfri, vil det være selskapenes behov for reviderte regnskaper som avgjør om de vil ha revisor eller ei. Selskaper med god økonomi trenger i mindre grad enn selskaper med dårlig økonomi reviderte regnskap, siden det er hos selskapene med dårlig økonomi at insentivene til å pynte på tallene ved hjelp av regnskapsmanipulasjon vil være størst. Følgelig kan beslutningen om å beholde revisor være positivt korrelert med finansielle problemer – selskaper med anstrengt økonomi trenger i større

grad enn selskaper med god økonomi en bekreftelse fra revisor på at regnskapstallene er riktige. Hvis denne mekanismen gjør seg gjeldende, er det rimelig å observere færre betalingsanmerkninger hos selskaper som velger bort revisor når disse sammenliknes med selskaper som har beholdt revisor (jf. tabell 3). I sensitivitetstest (vii) er sammenlikningsgrunnlaget for FSene selskaper som er marginalt større fordi de faller utenfor fravalgsordningen og disse har både god og dårlig økonomi. Forskjellen i økonomisk stilling mellom FSene og de sammenliknbare selskapene i sensitivitetstest (vii) kan derfor antas å være mindre enn mellom FSene og IFSene, hvilket kan forklare hvorfor vi kun får meget svak støtte til resultatet om færre betalingsanmerkninger for FSene i sensitivitetstest (vii).

Oppsummering

Norske banker må klassifisere sine eiendeler i ulike risikoklasser. Når risikoen på eiendelene øker, vil bankenes finansieringskostnader gå opp. Det virker rimelig at bankene vil dekke inn de økte finansieringskostnadene ved å øke prisen på utlån på de engasjementene som har ført til økt risiko. Dersom fravalg av revisor fører til at bankene vurderer kundene som mer risikable, bør det føre til høyere lånerenter. Som et alternativ til å øke renten på lån, kan banker og andre kreditorer stramme inn på fravalgselskapenes tilgang til kreditt. Dersom en slik innstramming har påvirket fravalgselskapenes likviditetssituasjon negativt, er det rimelig å forvente at antallet betalingsanmerkninger for FSene går opp. Vi analyserer utviklingen fra 2010 til 2012 for små AS som faller inn under fravalgsordningen. Vi finner ingen resultater som tyder på at fravalgselskapenes tilgang på kreditt er blitt svekket, eller at de har fått høyere renter på banklån.

Årsakene til at fravalg ikke har hatt noen betydning for lånerenten eller tilgangen til kreditt kan være flere. En kan være at reviderte regnskaper for små selskaper ikke spiller noen rolle, f.eks. fordi bankene krever at aksjonæren eller andre stiller pant for lån til selskapet (Rysstad og Vatne 2014 s.14). Hvis bankene krever sikkerhet fra aksjonæren, spiller det ingen rolle om selskapet har et regnskap, eller hvorvidt regnskapet er revidert (som forklart i sluttnote 5 har vi ikke tilgang til informasjon om garantier stilt av aksjonærene og andre nærstående). Utsagnene fra banknæringen om viktigheten av reviderte regnskaper (Grønset 2008, Langhammer 2011) kan følgelig gjelde større selskaper enn de som går inn under fravalgsordningen. En annen mulighet er at bankene ikke har rukket å tilpasse prisingen og utlånspraksisen til den endrede situasjonen – historikken er for kort og de mangler erfaringstall. Dermed vet de ikke hvordan fravalg bør påvirke prisingen og

kredittgivningen. Ettersom bankene og andre kredittyttere vinner erfaring, er det mulig at reviderte regnskaper vil kunne influere på rentesatsen og kreditttilgangen.

Litteratur

- Allee, K. D. og T. L. Yohn. 2009. «The demand for financial statements in an unregulated environment: An examination of the production and use of financial statements by privately held small businesses.» *The Accounting Review* 84 (1): 1–25.
- Bernhardsen, E. og K. Larsen. 2002. «Bankenes prising av risiko ved utlån til foretakssektoren.» *Penger og kreditt* nr. 4.
- Blackwell, D., T. Noland og D. Winters. 1998. «The Value of Auditor Assurance: Evidence from Loan Pricing.» *Journal of Accounting Research* 36: 57–70.
- Cassar, G. 2011. «Discussion of The Value of Financial Statement Verification in Debt Financing: Evidence from Private U.S. Firms.» *Journal of Accounting Research* 49 (2): 507–528.
- Forbrukerrådet, 2009. Verdt å vite om inkasso og betalingsanmerkninger. <https://www.finansportalen.no/?p=2434>.
- Grønset, E. 2008. «Dyrere for kunden uten revisor.» *Annonsebilag, Dagens Næringsliv* 8. november.
- Gujarati, D. 2004. *Basic Econometrics*. McGraw-Hill Companies.
- Hope, O.-K., W.B. Thomas og D. Vyas. 2011. «Financial Credibility, Ownership, and Financing Constraints in Private Firms.» *Journal of International Business Studies* 42: 935–957.
- Husebø, T.A. 2009. «Risikoklassifisering av utlån.» *Foredrag, Bankenes sikringsfonds høstkonferanse* 21. september.
- Kim, J.-B., D.A. Simunic, M.T. Stein, og C.H. Yi. 2011. «Voluntary Audits and the Cost of Debt Capital for Privately Held Firms: Korean Evidence.» *Contemporary Accounting Research* 28 (2): 585–615.
- Langhammer, A.K. 2011. «Vil du låne bør du ha revisjon.» *Annonsebilag, Dagens Næringsliv* 7. juni.
- Langli, J. C. 2015. «Evaluering av unntak for revisjonsplikt i små aksjeselskaper.» Utredning på oppdrag fra Finansdepartementet 26. mars, Handelshøyskolen BI.
- Langli, J. C. og T. Svanström. 2014. «Audits of private companies.» In *The Routledge Companion to Auditing*, edited by D. Hay, W. R. Knechel and M. Willekens. London: Routledge.
- Larsen, K. og M. Nyhus. 2011. «IRB-metoden og risikovekter. Holder norske nok regulatorisk kapital bak sine boliglån?» *Masteroppgave*, Norges Handelshøyskole.
- Lennox, C.S., og J.A. Pittman. 2011. «Voluntary Audits versus Mandatory Audits.» *The Accounting Review*, 86 (5): 1655–1678.
- Minnis, M. 2011. «The Value of Financial Statement Verification in Debt Financing: Evidence from Private Firms.» *Journal of Accounting Research*, 49 (2): 457–506.
- Rysstad, K.S. og F. Normann Vatne. 2014. «Financial Effects of Opting Out of Auditing: A Norwegian Perspective.» *Masteroppgave*, Handelshøyskolen BI.
- Skarsvåg, F. 2005. «Scorekort i kredittvurdering.» *Praktisk økonomi og finans*, nr. 1.
- Soliman, M.T. 2008. «The Use of DuPont Analysis by Market Participants.» *The Accounting Review*, 83 (3): 823–853.
- Storli, I. og R. Hoff. 2005. «Risikostyring i DnB NOR.» *Praktisk økonomi og finans*, nr. 3.

Wooldridge, J. M. 2001. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.

Noter

- ¹ Artikkelen er en videreføring av kapittel 5 i Langli (2015). Vi takker Frode Sættem (redaktøren) og fagfellen for nyttige kommentarer, Experian AS, Skatteetaten, Finanstilsynet, Tilsynsrådet for advokatvirksomhet og Senter for eierskapsforskning ved Handelshøyskolen BI for hjelp med å skaffe tilveie data og Handelshøyskolen BI og Finansdepartementet for økonomisk støtte.
- ² I utvalgsperioden var bankenes kapitaldekningsregler regulert av Basel II, som ble innført i 2007. Vi går ikke inn på hvordan kapitaldekningsreglene fungerer og sammenhengen mellom risikovektingen på bankenes aktivaside og finansieringskostnadene. Vi viser i stedet til annen litteratur, f. eks. Storli og Hoff (2005) og Larsen og Nyhus (2011).
- ³ For at det skal bli registrert en betalingsanmerkning, må kreditor/inkassoselskap ha tatt rettslige skritt for å inndrive kravet gjennom forliksrådet eller namsmannen. Betalingsanmerkninger kan tidligst registreres en måned etter at kreditor/inkassoselskap har meldt inn saken for forliksrådet eller namsmannen. Det er kun uomtvistede krav som kan gi grunnlag for en betalingsanmerkning. Siden selskaper/personer med betalingsanmerkninger kan bli nektet kredittkjøp og lån, er det rimelig å anta at det er manglende betalingsevne som gir opphav til betalingsanmerkninger. Se for øvrig Forbrukerrådet (2009).
- ⁴ NIBOR = Norwegian Interbank Borrowing Rate. NIBOR angir renten bankene bruker ved lån seg imellom. Vi har brukt en gjennomsnittlig 12-måneders rente basert på daglige observasjoner. Dataene er hentet fra <http://www.norges-bank.no/en/Statistics/Historical-monetary-statistics/Short-term-interest-rates/>.
- ⁵ Et alternativ til å stille bedriftens eiendeler som pant, er at aksjonær eller andre nærstående garanterer for selskapets lån. På selvangivelsen side 1 skal selskaper opplyse om verdien av en eventuell sikkerhetsstillelse. Etter fravalg av revisor kan aksjonærene i økende grad ha stilt sikkerhet, slik at bruken av sikkerhetsstillelse har potensiale for å være en relevant kontrollvariabel. Det er så få selskaper som oppgir at aksjonær eller andre nærstående har stilt sikkerhet for selskapets lån at informasjonen ikke kan brukes.
- ⁶ Bernhardsen og Larsen (2002) ekskluderer observasjoner når estimert lånerente er under 2,5 prosent og over 25 prosent, men de analyserer en periode hvor rentenivået var høyere. Minnis (2011) utelater selskaper hvor den estimerte renten er 10 prosent høyere enn «prime rate» («prime rate» er tilnærmet lik den amerikanske sentralbankens utlånsrente til bankene pluss 3 prosentpoeng). I sensitivitetsanalysen rapporterer vi effektene av å bruke ulike filtre på de estimerte rentesatsene.
- ⁷ De lave korrelasjonskoeffisientene indikerer at multikollinearitet ikke er et problem. Formell testing ved hjelp av Variance Inflation Factors viser at antakelsen er riktig (ingen VIF er over 4,14, som er godt under den kritiske verdien på 10, jf. Gujarati, 2004: 362).