

Modell for analyse av kredittrisiko i foretakssektoren

Trond Eklund, direktør, Kai Larsen, rådgiver, og Eivind Bernhardsen, studentengasjement, alle i Avdeling for finansiell analyse og struktur¹

Sentralt i vurderingen av bankenes samlede risiko er deres kredittrisiko overfor foretakssektoren. I analyser av bankenes kredittrisiko overfor foretakssektoren legges generelt både en makroøkonomisk og en bedriftsøkonomisk tilnærming til grunn, der en i det siste tar utgangspunkt i foretakenes inntjening, likviditet og soliditet. I denne artikkelen presenterer vi en ny modell som predikerer foretaksspesifikke sannsynligheter for konkurs. Ut fra disse kan en beregne aggregerte konkurssannsynligheter og anslå størrelsen på tilhørende tap for bankene.

1 Innledning

Norges Bank har gjennom mange år brukt Sebra-modellen² i sine analyser av bankenes kredittrisiko overfor foretakssektoren. Den nye modellen er basert på den samme bedriftsøkonomiske tankegangen og det samme data-grunnlaget. I motsetning til Sebra-modellen er imidlertid den nye modellen utviklet med tanke på statistisk analyse, og utgjør derfor et kvantitativt supplement.

Den nye modellen predikerer individuelle konkurssannsynligheter som en funksjon av alder, størrelse, bransjekarakteristika og regnskapsvariabler som kan si noe om foretakenes inntjening, likviditet og soliditet. Ved å aggregere de individuelle konkurssannsynlighetene får en fram et bilde av risikoen samlet sett i foretakssektoren. Dette gir et grunnlag for å predikere utviklingen i nærmeste fremtid. Det er også mulig å predikere bankenes potensielle utlånstap i kroner.

I avsnitt 2 forklares kort bakgrunnen for at Norges Bank utfører analyser av kredittrisikoen i foretakssektoren og tankegangen som legges til grunn for analysene. I avsnitt 3 presenteres den nye modellen, mens vi i avsnitt 4 evaluerer estimeringsresultatene. I avsnitt 5 drøfter vi bruken av modellen, før vi oppsummerer i avsnitt 6. I appendikset følger en teknisk beskrivelse av modellen.

2 Generelt om analyse av kredittrisiko i foretakssektoren

Svært mange land har i løpet av det siste tiåret vært igjennom bankkriser. Erfaringer fra Norge, Finland og Sverige viser at bankkriser har store samfunnsøkonomiske kostnader. De fleste større banker i disse landene hadde i første halvdel av 1990-årene så store tap at det ikke var mulig å drive videre uten støtte fra myndighetene. Problemer i noen deler av finansiell sektor spredte seg til andre deler av sektoren, og dermed oppstod det man vil kalle en systemkrise. En svært stor andel av bankenes tap skyldtes tap på lån til norske foretak. Myndighetene er derfor opptatt av denne risikoen³.

Med kredittrisiko mener vi risikoen for at en kredittinstitusjon ikke får tilbakebetalt det den har krav på fra

en låntaker i form av renter og avdrag fordi låntaker ikke har vilje og/eller evne til å betale. Desto høyere kredittrisiko en institusjon eksponerer seg for, desto større kan tapene bli. For banker og de fleste andre kredittinstitusjoner antas kredittrisikoen å være den risikoen som kan svekke inntjeningen og soliditeten mest.

Norges Bank bruker både mikrodata og aggregerte data fra nasjonalregnskapet i sine analyser av kredittrisikoen overfor foretakssektoren. Uavhengig av kilde, er analysene konsentrert om foretakenes inntjening og gjeldsbetjeningsevne. For sentralbanken er formålet å følge utviklingen i kredittrisikoen i foretakssektoren på aggregert nivå.

Nedenfor følger en beskrivelse av tankegangen som ligger bak Sebra-modellen og den nye kvantitative kredittrikomodelen. Datagrunnlaget for analysene er årsregnskap for samtlige aksjeselskap i Norge fra og med 1988. I tillegg til regnskap har Norges Bank opplysninger om næring og geografisk beliggenhet. Det er dermed mulig å følge utviklingen i foretakenes kredittrisiko fordelt på næringer og geografiske områder. De fleste norske banker har tilsvarende modeller. I tillegg til vurdering av kredittrisiko brukes disse ofte til prising av lån, utvelgelse av satsingsområder og prioritering av ressursinnsats i engasjementsarbeidet.

Sentrale faktorer i analyse av kredittrisiko

På sikt må foretakets inntjening stå i et rimelig forhold til betalingsforpliktelsene. Dersom dette ikke er tilfellet, vil likviditeten svekkes. Uten en tilfredsstillende inntjening vil det også være vanskelig for foretaket å hente inn annen form for kapital som gjeld og ny egenkapital. Våre analyser er derfor konsentrert om foretakenes inntjening. Det finnes imidlertid mange måter å representere inntjeningen i en analysemodell. I Sebra-modellen har vi valgt variabelen *årsresultat før av- og nedskrivninger etter skatt i prosent av langsiktig gjeld*. Minimumskravet til inntjeningen er at den dekker utbytte, avdrag, en del av investeringene i anleggsmidler og økt driftskapitalbehov. Ved analyse av et enkelt foretak kan kravet fastsettes ut fra utbyttepolitikk, tilbakebetalingsplan for langsiktig

¹ Takk til Kjersti-Gro Lindquist, Terje Lensberg og Arild Lund for nyttige bidrag og kommentarer.

² For en beskrivelse av Sebra-modellen se Eklund og Knutsen (1997) og Sæther og Larsen (1999).

³ I Norge er myndighetenes arbeid med å sikre stabiliteten i finansiell sektor delt mellom Finansdepartementet, Kredittilsynet og Norges Bank. Finansdepartementet har det overordnede ansvar, mens Kredittilsynet har ansvaret for tilsynet med den enkelte aktør. Norges Bank har et ansvar for å bidra til robuste og effektive betalingssystemer og finansmarkeder, det vil si bidra til finansiell stabilitet.

gjeld og et beregnet driftskapitalbehov. En slik analyse er vist i Eklund og Knutsen (1997).

Likviditetsmangel er ofte utløsende årsak til konkurs. En eller flere variabler som forklarer nivået og utviklingen i foretakets likviditet bør derfor inngå i en kredittrisikomodell. Også her finnes det flere variabler som kan brukes. I Sebra-modellen har vi valgt variabelen *betalingsmidler fratrukket kortsiktig gjeld i prosent av driftsinntekter*. Begrunnelsen for denne variabelen er at manglende likviditet enten vises som reduserte betalingsmidler eller økt kortsiktig gjeld. Brukt på enkeltforetak må kravet til likviditet fastsettes ut fra de tilpasninger foretaket har gjort i forhold til for eksempel likviditetsreserve, kredittid overfor kunder, politikk for lagerhold og valg av kortsiktige former for finansiering.

Et foretaks evne til å tåle tap vurderes ofte ut fra dets soliditet målt ved egenkapitalandelen. Ved høy egenkapitalandel har foretaket bedre mulighet til å komme igjennom vanskelige tider, blant annet fordi det vil være lettere å skaffe midler gjennom salg av eiendeler uten heftelser og dessuten skaffe nye lån fordi bedre sikkerheter kan tilbys. I utgangspunktet betyr også høy egenkapitalandel lavere løpende utgifter til renter og avdrag. Det er imidlertid ikke vanskelig å finne grunner for at disse momentene ikke alltid er relevante. Den viktigste grunnen til at soliditeten bør representeres i en modell, er etter vår mening at denne akkumulerer informasjon om bedriftens historiske inntjening. En bedrift med høy egenkapital har som regel skaffet seg en vesentlig del av egenkapitalen gjennom å holde tilbake tidligere års inntjening. Den har vist evne til å skape overskudd, noe som gir en viss støtte for å anta at den også fremover vil være i stand til å tjene penger. Det må påpekes at det er flere problemer knyttet til det å måle et foretaks soliditet, først og fremst verddivurdering av eiendelene i foretaket.

Et alternativt konsept til modeller basert på regnskapsdata er å bruke markedsinformasjon (dvs informasjon om aksje-/obligasjonskurser) i modellen. Norges Bank har imidlertid så langt valgt å bruke modeller basert på regnskapsdata. Det skyldes blant annet at det i Norge er få børsnoterte selskaper og enda færre selskaper som handles regelmessig. Det er derfor meget begrenset markedsinformasjon tilgjengelig for analyseformål. Også analytikere og investorer bruker regnskapsinformasjon i sine analyser som grunnlag for anbefalinger og handel.

3 Den nye kvantitative kredittrisikomodelen

Ideelt sett bør en kredittrisikomodel estimere sannsynligheter for konkurs/mislighold for hvert enkelt foretak.

Siden individuelle estimater kan knyttes direkte opp mot foretakenes gjeld, kan en slik modell brukes til å predikere hvor risikoutsatt gjelden er. Videre kan modellen brukes til prising av engasjementer og til å bestemme hvor mye kapital som bør settes av til det enkelte engasjement. Ønsket om individuelle sannsynlighetsestimater har gjort at vi har valgt å bruke en variant av logistisk regresjon, jf. appendikset.

Modellen er estimert på hele populasjonen av foretak i Norges Banks regnskapsdatabase for perioden 1990-96⁴. Datautvalget består totalt av om lag 400 000 foretaksobservasjoner. Det er enkelte begrensninger knyttet til regnskapsdatabasen. Opprinnelig ønsket vi å estimere sannsynligheten for mislighold. Databegrensningene førte imidlertid til at vi valgte å estimere sannsynligheten for konkurs. Fordi bankene også har kostnader knyttet til betalingsutsettelse, mislighold, gjeldssanering og avvikling, får vi ikke fanget opp alle kostnadene relatert til kredittrisiko. En annen begrensning er at en forholdsvis stor andel (om lag 15 prosent) av foretakene årlig faller ut av basen uten at de går konkurs. Det skyldes enten at de avvikler virksomheten (frivillig eller under tvang), slutter å levere regnskap eller fusjonerer/blir kjøpt opp. Vi har ikke informasjon om hva som har skjedd med disse foretakene. Videre er noen foretak midlertidig ute av basen av ukjente årsaker. Det er også viktig å påpeke at en betydelig andel av foretak som går konkurs, er nyetablerte foretak som går konkurs *før* de kommer med i databasen.

Et sentralt kriterium for valg av modell er at den skal være basert på tankegangen som er diskutert i avsnitt 2. Dette betyr blant annet at foretakenes inntjening, likviditet og soliditet skal ha en sentral rolle. Det må her påpekes at det er vanskelig å fange opp disse forholdene på en fullt ut tilfredsstillende måte i en modell som kun er basert på regnskapsdata. Videre har det vært en forutsetning at modellen skal være transparent, slik at også utenforstående kan vurdere modellens prediksjonsevne og resultater.

Valg av forklaringsvariabler

For å redusere sannsynligheten for å utelate forklaringsvariabler som er både bedriftsøkonomisk relevante og statistisk signifikante, har vi gjennomført en omfattende søkeprosess⁵. Et stort antall forklaringsvariabler og kombinasjoner av variabler er prøvd ut. Med bakgrunn i kriteriene som lå til grunn for valg av modell, valgte vi følgende forklaringsvariabler⁶:

Inntjening:

- Inntjening⁷ som andel av total kapital (tkr)

⁴ Databasen inneholder samtlige aksjeselskap i Norge for perioden 1988-1999. Et kriterium for å komme med i basen er at foretaket har levert gyldig regnskap til Brønnøysund-registrene og at regnskapet har passert testene til vår dataleverandør, Dun & Bradstreet. Vi har ekskludert foretak med sum eiendeler på mindre enn 200 000 kroner.

⁵ Vi har blant annet brukt en metode basert på genetisk programmering, jf. McKee, et.al. (forthcoming). To av forklaringsvariablene i den nye modellen er funnet ved hjelp av denne metoden.

⁶ Betegnelsen i parentes er variabelnavnet benyttet i estimeringsprogrammet, jf. appendiks.

⁷ Resultat før ekstraordinære poster pluss av- og nedskrivninger og minus skattekostnad.

Likviditet:

- Betalingsmidler minus kortsiktig gjeld som andel av driftsinntekter (lik)
- Skyldige offentlige avgifter som andel av total kapital (ube)
- Leverandørgjeld som andel av total kapital (lev)

Soliditet:

- Egenkapital som andel av total kapital (eka)
- Dummyvariabel for bokført egenkapital mindre enn innskutt egenkapital (taptek)
- Dummyvariabel for utbetalt utbytte siste regnskapsår (div)

Bransje:

- Bransjevis gjennomsnitt for variabelen 'egenkapital som andel av total kapital' (meaneka)
- Bransjevis gjennomsnitt for variabelen 'leverandørgjeld som andel av total kapital' (meanlev)
- Bransjevis standardavvik for variabelen 'inntjening som andel av total kapital' (sdtkr)

Alder:

- Dummyvariabel for antall år siden etablering (a1, a2, ..., a8)

Størrelse:

- Sum eiendeler (size)

Modellstruktur

Analyser av datasettet viser at en stor del av konkursetakene har en betydelig tidsforsinkelse mellom siste leverte regnskap og konkursetåpningstidspunktet⁸. På bakgrunn av dette fant vi det mest hensiktsmessig å definere variabelen vi modellerer som begivenheten 'siste år med levert regnskap og konkurset åpnes innen tre år'.

Vi har forsøkt å estimere tidsspesifikke effekter direkte i modellen for å fange opp konjunktursykeeffekter. Dette

har ikke lyktes, dels fordi vi har et begrenset antall år i estimeringsutvalget og dels fordi datasettet er preget av tidsspesifikke utvalgsproblemer. Regnskapsdataene og konkursetdataene har ulike kilder, og vi har grunn til å tro at kvaliteten på konkursetdataene varierer noe over de ulike årene. Forholdet mellom forklaringsvariablene og konkursetbegivenheten er antatt konstant over tid, og koeffisientene representerer derfor 'gjennomsnittseffekter' over konjunktursyken. Det ser ut til at mye av konjunkturvariasjonen i konkursetrisikoen fanges opp i forklaringsvariablene, jf. tabell 1, som viser at det er en relativt stabil sammenheng mellom predikert og faktisk sannsynlighet for konkurset uavhengig av konjunkturfase. Konjunkturvariasjon kan også fanges opp som vist i figur 1a, der en variabel som er aggregert over de predikerte konkurset sannsynlighetene brukes til å forklare bankenes utlånstap, eller som vist i figur 1b, der variabelen basert på de predikerte konkurset sannsynlighetene suppleres med en makrovariabel.

Modellstrukturen åpner for ikke-lineære transformasjoner av enkeltvariabler, jf. appendikset. Dette gjør modellen mer fleksibel idet den marginale effekten av en variabel eksplisitt tillates å avhenge av nivået på variabelen. Ved denne strukturen vil ikke kompensasjonsraten mellom to variabler nødvendigvis være konstant⁹. Dette er en hensiktsmessig egenskap for modellen. For eksempel: hvor mye inntjeningen må øke for å holde risikoen uendret når likviditeten faller marginalt, bør avhenge av hvilke nivåer inntjeningen og likviditeten hadde i utgangspunktet. Modellstrukturen innebærer at den marginale effekten av en gitt variabel nærmer seg null etter hvert som variabelen tar ekstreme verdier. Dette gjør at prediksjonene i mindre grad vil være preget av ekstremobservasjoner.

Alle variablene inngår med et signifikansnivå på minst 0,1 prosent. Ved trinnvis inklusjon gir alle variablene signifikante bidrag til modellens forklaringskraft. Se appendikset og Bernhardsen (2001) for en mer detaljert beskrivelse av modellen.

Mer om de enkelte forklaringsvariablene

I avsnitt 2 har vi begrunnet hvorfor vi mener en kreditt-risikomodel bør inkludere variabler som gjenspeiler foretakenes inntjening, likviditet og soliditet. I den nye modellen har vi inkludert noen flere forklaringsvariabler. I denne rammen følger en kort begrunnelse for hvorfor vi mener disse variablene kan bidra til å forklare konkurset.

Skyldige offentlige avgifter som andel av total kapital

Det er ofte skattemyndighetene som begjærer illikvide foretak konkurset. Foretakene er klar over dette og er derfor påpasselige med å betale skatter og avgifter i tide. Dersom de offentlige gjeldsforpliktelsene ikke blir innfridd i tide, og dermed når et uforholdsmessig høyt nivå, kan det være en indikasjon på at foretaket har svak likviditet.

Leverandørgjeld som andel av total kapital

For en del foretak slår likviditetsproblemer ut i en uforholdsmessig stor leverandørgjeld. Testresultatene indikerer at den relative størrelsen på leverandørgjelden bidrar med noe i tillegg til de to andre likviditetsvariablene i modellen.

Bokført egenkapital mindre enn innskutt egenkapital (dummyvariabel)

Ved å se på sammensetningen av egenkapitalen er det mulig å si noe om i hvilken grad en gitt egenkapitalandel skyldes akkumulert inntjening eller innskutt egenkapital. Dersom bokført egenkapital er mindre enn innskutt egenkapital, viser det at foretaket har et bokført tap, som igjen indikerer at det ikke har drevet godt nok. Det motsatte er tilfellet dersom bokført egenkapital er større enn innskutt egenkapital.

⁸ Om lag 25 prosent av foretakene som går konkurset, blir registrert konkurset året etter siste leverte regnskap, mens om lag 55 og 20 prosent blir registrert konkurset henholdsvis to og tre år etter siste leverte regnskap.

⁹ Dette problemet er drøftet i Laitinen og Laitinen (2000). Modellstrukturen som foreslås i den artikkelen er imidlertid ikke lik den som er presentert her.

Utbetalt utbytte siste regnskapsår (dummyvariabel)

Det er realistisk å anta at forsvarlige eiere ikke tar ut utbytte dersom foretaket på en eller annen måte sliter og/eller har dårlige fremtidsutsikter¹⁰. Dersom eierne nylig har tatt ut utbytte, kan det være en indikasjon på at foretaket er solid og at fremtidsutsiktene er gode.

Bransjevis gjennomsnitt for variabelen 'egenkapital som andel av total kapital'

Konkurshyppigheten er normalt mindre i bransjer med høy gjennomsnittlig egenkapitalandel enn i bransjer med lav egenkapitalandel. En mulig forklaring kan være at førstnevnte bransjer preges av relativt liten konkurranse og dermed relativt høy profitt. Det er ikke urealistisk å anta at konkurshyppigheten i slike bransjer er lavere enn i bransjer med sterk konkurranse. Videre kan det være slik at långivere stiller strengere krav til egenkapitalandelen til foretak som opererer i bransjer med en høy gjennomsnittlig egenkapitalandel. Terskelen for å etablere seg i slike bransjer kan derfor være høyere, og en får en 'utsiling' av mindre seriøse og svake foretak før de tar opp gjeld.

Bransjevis gjennomsnitt for variabelen 'leverandørgjeld som andel av total kapital'

Konkurshyppigheten viser seg å være større i bransjer med høy gjennomsnittlig leverandørgjeld, som for eksempel restaurantdrift og varehandel. Det kan ikke utelukkes at slike bransjer er mer preget av 'spekulativ' virksomhet enn andre bransjer. Ved å finansiere virksomheten med leverandørgjeld istedenfor bankgjeld, er det lettere å unngå kredittvurdering og oppfølging.

Bransjevis standardavvik for variabelen 'inntjening som andel av total kapital'

Det er grunn til å anta at det er større risiko forbundet med å operere i en bransje som preges av store svingninger i inntjeningen enn i bransjer med stabil inntjening. Stor usikkerhet knyttet til bransjens generelle inntjening kan blant annet gjøre det vanskelig for foretakene å planlegge og å sette i verk nødvendige tiltak. Det kan også gjøre det vanskelig å få tilgang på ekstern finansiering. Videre har bransjer med stor variasjon i inntjeningen ofte et stort oppside-potensiale. Muligheten til å tjene gode penger kan bidra til at bransjen trekker til seg foretak som er mer risikovillige og/eller foretak som er mindre seriøse. Et stort innslag av slike foretak vil øke konkurshyppigheten i bransjen.

Antall år siden etablering

Både våre testresultater og studier i flere land¹¹ viser at konkurshyppigheten er større blant nyetablerte foretak enn blant etablerte foretak. En årsak kan være at det som regel tar tid å bygge opp relevant kompetanse på sentrale områder som for eksempel økonomi- og likviditetsstyring, organisering, innkjøp, salg, produksjon, etc. Videre er det ofte vanskelig for nyetablerte og unge foretak å få tilgang på egen- og fremmedkapital, samt å etablere gunstige forretningsforbindelser på leverandør- og kundesiden. I enkelte tilfeller kan det også være slik at nyetablerte foretak ikke har 'livets rett', for eksempel fordi markedet ikke er stort nok eller at det ikke lar seg gjøre å produsere produktene på en tilstrekkelig effektiv måte. Ofte finner ikke foretakene ut av dette før det er gått et år eller to.

Sum eiendeler

Konkurshyppigheten er generelt større blant små foretak enn blant store. Små foretak opererer ofte innenfor et begrenset geografisk område og har ofte liten produktbredde. Det betyr at de har få eller kanskje bare ett ben å stå på og dermed er sårbare overfor enkelthendelser. Videre er små foretak ofte nyetablerte og dermed utsatt for mange av de samme problemene som unge foretak er (se over). Testresultatene indikerer imidlertid at konkurshyppigheten¹² blant de aller minste foretakene er lavere enn blant de nest minste¹³. En årsak kan være at det ofte er lite å hente i konkursboet til de aller minste foretakene, og at de derfor i mindre grad blir slått konkurs. Vi har tatt hensyn til dette ved å bruke en størrelsesfunksjon som reduserer konkurssannsynligheten dersom foretakets eiendeler er mindre enn 2 millioner kroner. Variabelen inngår på logaritmisk form.

Kommentarer til bransjevariablene

Bransjeinndelingen tar utgangspunkt i Statistisk sentralbyrås femsifrede næringskode. Vi har imidlertid valgt en noe grovere inndeling, hvor hver næringsgruppe inneholder minst 1000 observasjoner. Vi opererer likevel med et stort antall næringsgrupper, og har derfor begrenset oss til å beregne momenter av modellens sentrale variable over disse gruppene.

4 Evaluering av estimeringsresultatene

I tabell 1 er foretakene delt inn i grupper basert på predikert konkurssannsynlighet. Ved å se på hvor stor andel av foretakene i de ulike gruppene som faktisk gikk konkurs,

får en et inntrykk av modellens prediksjonsevne. Det er godt samsvar mellom predikerte sannsynligheter og faktiske konkurshyppigheter. For eksempel er gjennomsnittlig predikert konkurssannsynlighet for den mest risikoutsatte gruppen 26,7 prosent over perioden 1990-96, mens gjennomsnittlig faktisk konkurshyppighet er 25,4 prosent.

¹⁰ I henhold til aksje- og regnskapsloven kan ikke eierne ta ut utbytte dersom foretakets soliditet er svak.

¹¹ Se blant annet Audtresh (1991) og Audtresh et.al. (1994).

¹² Men ikke nødvendigvis hyppigheten for avviking på annen måte.

¹³ Statistiske tester viser at konkurshyppigheten avtar når eiendelene er på mindre enn 2 millioner kroner.

Tabell 1. Predikerte konkurssansynligheter og faktiske konkursfrekvenser¹

	Gruppering etter predikerte konkurssansynligheter					
	Gruppe 1 p>20%	Gruppe 2 10%<p<=20%	Gruppe 3 5%<p<=10%	Gruppe 4 2%<p<=5%	Gruppe 5 1%<p<=2%	Gruppe 6 p<1%
1990	27,8	16,9	11,7	6,3	3,9	1,1
1991	27,0	15,6	9,8	5,1	3,0	0,9
1992	23,7	11,8	7,2	4,0	2,5	0,6
1993	26,0	13,2	7,8	4,1	2,4	0,7
1994	23,4	11,8	7,0	3,2	2,1	0,5
1995	23,0	12,8	8,0	4,1	2,2	0,5
1996	26,7	14,5	9,5	5,2	3,3	1,0
Gjennomsnitt for faktiske konkursfrekvenser ² (standardavvik)	25,4 (1,96)	13,8 (1,94)	8,7 (1,69)	4,6 (1,03)	2,8 (0,64)	0,8 (0,25)
Gjennomsnitt for modellens predikerte konkurssansynligheter ³	26,7	14,1	7,1	3,2	1,4	0,2

¹ Konkurs innen 3 år. Tallet for gruppe 1 i 1990 viser for eksempel at 27,8 prosent av foretakene som på grunnlag av regnskapene i 1990 fikk en estimert konkurssansynlighet på over 20 prosent gikk konkurs i perioden 1991-1993.

² Gjennomsnittlig konkursfrekvens og standardavvik over perioden 1990-1996.

³ Gjennomsnittlig predikert konkurssansynlighet (registrert konkurs innen 3 år) over perioden 1990-1996.

Merknad til tabellen:

Mens modellen predikerer sannsynligheten for den sammensatte begivenheten; 'siste år med levert regnskap og konkurs åpnes innen 3 år', viser de faktiske konkursfrekvensene begivenheten; 'konkurs åpnet innen 3 år'. Forskjellen mellom begrepene er størst for de minst risikoutsatte foretakene, og har som konsekvens at den predikerte konkurssansynligheten trekkes noe ned. Begrepet er valgt fordi det (for konkursforetakene) er lettere å tidfeste det siste leverte regnskapet før konkurs enn å predikere det eksakte tidspunktet for konkursåpning. Valget av denne definisjonen gir dessuten en størrelse som lar seg summere over år på en hensiktsmessig måte, noe som er viktig når en skal analysere makrobildet.

Kilde: Norges Bank

Konkurshyppigheten i de ulike gruppene varierer forholdsvis lite på 1990-tallet. Det indikerer at mye av konjunkturutviklingen fanges opp i foretakenes regnskaper. Et gitt regnskap ser med andre ord ikke ut til å være forbundet med særlig større risiko i en nedgangskonjunktur enn i en oppgangskonjunktur. Konjunkturutviklingen gjen-speiles ved endringer i andelen foretak i de ulike risiko-gruppene.

En annen måte å evaluere den estimerte modellen på, er å se på andelen av konkursforetakene som blir predikert konkurs og andelen av ikke-konkursforetakene som blir predikert ikke-konkurs ved ulike nivåer på konkurssansynligheten. Ved et optimalt nivå på konkurssansynligheten, oppnår vi en treffprosent på om lag 83 i begge kategoriene. Dersom vi hadde estimert modellen på et designet utvalg, ville det trolig vært mulig å oppnå høyere treffprosent. For å oppnå en modell som er mest mulig stabil og robust, har vi imidlertid valgt å estimere modellen på hele populasjonen av foretak.

Vi har også testet modellen ved å estimere den på data for årene 1990-93, og så brukt den til å predikere konkurs i 1996. Ved å velge et optimalt nivå på konkurssansynligheten, oppnår vi en treffprosent på om lag 82 for henholdsvis konkurs og ikke-konkurs foretak. Dette er en nesten like høy treffprosent som når modellen estimeres og testes på samme utvalg.

Vi har også delt datamaterialet i to like store deler (vilkårlig trekning) og estimert modellen på den ene delen og testet den på den andre. Resultatene viser at modellen treffer like godt på dette testutvalget som på estimeringsutvalget. Videre er det ingen signifikante forskjeller i koeffisientestimatene. Jf. appendikset for en nærmere evaluering av modellen.

5 Bruk av modellen

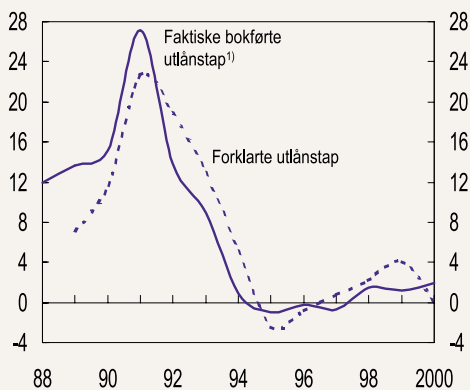
Fordi modellen gir individuelle sannsynlighetsestimater, kan den brukes på en rekke områder relatert til analyse av kredittrisiko. Ved å multiplisere gjelden til det enkelte foretak med konkurssansynligheten og summere for alle foretak, får en et estimat på risikovektet gjeld. Denne størrelsen kan betraktes som et anslag på bankenes forventede utlånstap gitt fravær av realiserte sikkerheter. Ved å inkludere en eller flere variabler som kan si noe om verdien på bankenes sikkerheter, vil det være mulig å gi et estimat på nivået på utlånstapene på kort sikt. I figur 1a og 1b er utlånstapene søkt forklart ved henholdsvis forrige års anslag på risikovektet gjeld alene, og forrige års anslag på risikovektet gjeld og endringen i en indeksvariabel¹⁴ som søker å fange opp endrede forventninger knyttet til realisasjonsverdien av sikkerheter. Føyningen for disse to enkle modellene er relativt god (jf. appendiks for en nærmere beskrivelse). Den eksakte fordelingen av de bokførte utlånstapene over tid vil i stor grad avhenge av bankenes forventninger. Spesielt kan fordelingen ha blitt påvirket av løpende endringer av prosedyrene for bankenes evaluering av kredittrisiko i perioden rundt bankkrisen. Det må her påpekes at det er forskjell på å kunne forklare utlånstapene i ettertid og det å kunne gi anslag på fremtidige tap.

Ved å fremskrive modellens variabler vil det være mulig å si noe om utviklingen i den risikovektede gjelden på lengre sikt. Norges Bank vurderer for tiden muligheten for å knytte modellens sentrale variable til fremskrivninger av utvalgte makrostørrelser i Rimini-modellen¹⁵ for å kunne si noe om utviklingen i kreditt-

¹⁴ Som indeksvariabel brukes endring i realboligprisen mellom september og september, målt ved ECON-indeksen.

¹⁵ Norges Banks makromodell, jf. Eklund og Gulbrandsen (2000).

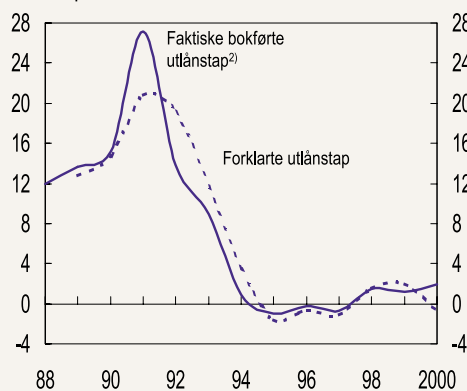
Figur 1a Utlånstap forklart ved forrige års anslag for risikovektet gjeld. Bokførte utlånstap¹⁾. Milliarder 1999-kroner



¹⁾ Årets konstaterte tap og tapsavsetninger justert for tilbakeføringer av tidligere års avsetninger til tap. Tallene omfatter alle typer utlån.

Kilde: Norges Bank

Figur 1b Utlånstap forklart ved forrige års anslag for risikovektet gjeld og endring i boligpriser¹⁾. Bokførte utlånstap²⁾. Milliarder 1999-kroner



¹⁾ Inneværende års endring. Kilde: ECON/NEF og Norges Bank.

²⁾ Årets konstaterte tap og tapsavsetninger justert for tilbakeføringer av tidligere års avsetninger til tap. Tallene omfatter alle typer utlån.

Kilde: Norges Bank

risikoen og utlånstapene fremover basert på prognoser for sentrale makroøkonomiske størrelser.

Den risikovektede gjelden kan også summeres over næringer og regioner. Det er dermed mulig å si noe om mulige diversifiseringsgevinster ved å investere i ulike næringer eller regioner. Modellen indikerer at de fleste hovednæringene i Norge beveger seg i takt når det gjelder kredittrisiko, jf. figur 2a og 2b.

Modellen kan også brukes til å studere bevegelsen mellom ulike risikogrupper over tid. Ved å gjøre dette kan en si noe mer generelt om utviklingen i foretakssektoren. En oppgangskonjunktur vil for eksempel være preget av en netto migrasjon fra de mest risikoutsatte gruppene til de mindre utsatte gruppene, og vice versa i en nedgangskonjunktur.

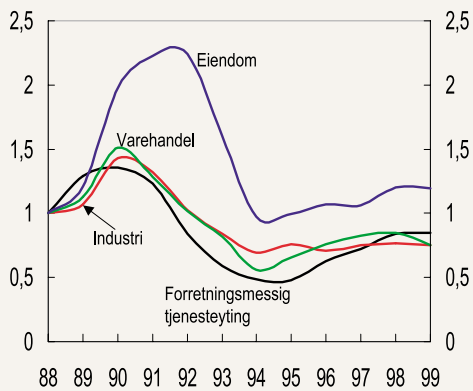
Videre kan modellen brukes til sensitivitetsanalyser. Ved å se på ulike utviklingsbaner for modellens sentrale

variabler, kan en si noe om hva som må til for at kreditt- risikoen skal øke til et 'kritisk' nivå (for eksempel til nivået i forkant av bankkrisen). Siden det er svært vanskelig å si noe om utviklingen fremover, kan slike 'hva-hvis' analyser gi et nyttig bidrag til analysen av finansiell stabilitet. Vi viser videre til Norges Banks rapport om Finansiell stabilitet 1/2001, der modellen er brukt i vurderingen av kredittrisiko til bankenes eksponering overfor foretakssektoren.

6 Oppsummering

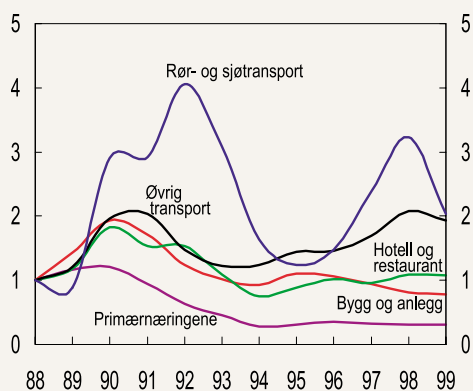
Norges Bank har utviklet en ny kvantitativ modell for analyse av bankenes kredittrisiko overfor foretakssektoren. Den nye modellen predikerer individuelle konkurssansynligheter som en funksjon av alder, størrelse, bransjekarakteristika og regnskapsvariabler som kan si noe om foretak-

Figur 2a Risikovektet gjeld i utvalgte næringer. Indeks. 1988=1



Kilde: Norges Bank

Figur 2b Risikovektet gjeld i utvalgte næringer. Indeks. 1988=1



Kilde: Norges Bank

enes inntjening, likviditet og soliditet. Estimeringsresultatene viser at det er godt samsvar mellom predikerte sannsynligheter og faktiske konkurserfrekvenser. Ved å aggregere de individuelle konkurssannsynlighetene får en fram et bilde av risikoen samlet sett i foretakssektoren. Modellen gjør det også mulig å si noe om nivået på bankenes utlånstap på kort sikt. For tiden vurderes muligheten for å knytte modellens sentrale variabler til fremskrivninger av utvalgte makrostørrelser. Dersom dette lykkes, vil det være mulig å si noe om utviklingen i kreditt- risikoen og utlånstapene på lengre sikt.

Referanser

Audretsch, D.B. (1991): «New-Firm survival and the Technological Regime», *Review of Economics and Statistics*, pp. 441-450.

Audretsch, D.B. and Mahmood, T. (1994): «The Rate of Hazard Confronting New Firms and Plants in US Manufacturing», *Review of Industrial Organisation*, pp. 41-56.

Bernhardsen, Eivind (2001): «A Model of Bankruptcy Prediction», *Hovedoppgave*. Økonomisk Institutt, Universitetet i Oslo. Mai.

Eklund, Trond og Knutsen, Knut (1997): *Regnskapsanalyse: aktiv bruk av regnskapet*, 5.utg. Universitetsforlaget, Oslo.

Eklund, Trond og Gulbrandsen, Bjarne (2000): «Norges Banks overvåking av finansiell stabilitet», *Penger og Kreditt* 1/2000 (vol.28), Norges Bank.

Norges Bank (2001): *Finansiell stabilitet* 1/2001.

Sæther, Pål og Larsen, Kai (1999): «Kredittrisiko knyttet til foretakssektoren», *Penger og Kreditt* 4/1999 (vol.27), Norges Bank.

Laitinen, Erkki K og Laitinen, Teija (2000): «Bankruptcy prediction. Application of the Taylor's expansion in logistic regression», *International Review of Financial Analysis*, North-Holland.

Morris, Richard (1998): *Early Warning Indicators of Corporate Failure*, Ashgate Publishing Ltd, England.

McKee, Thomas E. og Lensberg, Terje (forthcoming): «Genetic Programming: A Rough Approach to Bankruptcy Classification», *European Journal of Operations Research*.

Appendiks:

De predikerte konkurssannsynlighetene kan settes på formen:

$$(1) \hat{\beta} = \frac{1}{1 + e^{-\hat{v}}}$$

$$(2) \hat{v} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 T_1(x_1) + \hat{\beta}_2 T_2(x_2) + \dots + \hat{\beta}_k T_k(x_k)$$

$$(3) T_i(x_i) = \frac{1}{1 + e^{-\left(\frac{x_i - \alpha_i}{\delta_i}\right)}}$$

der variablene x_1, x_2, \dots, x_k er finansielle nøkkeltall beregnet fra foretakenes årsregnskap. Koeffisientvektoren β og de variabelspesifikke skaleringsparametrene α, δ estimeres vekselvis ved en iterativ maximum likelihood prosedyre¹. Gitt skaleringsparametrene gir strukturen en logit modell i de transformerte variablene $T_i(x_i), i = 1, 2, \dots, k$. Hvis likning (3) erstattes med $T_i(x_i) = x_i$, vil kompensasjonsforholdet mellom to variable x_i og x_j være konstant:

$$(4) \frac{\partial x_i}{\partial x_j \Big|_{dp=0}} = -\frac{\beta_j}{\beta_i}$$

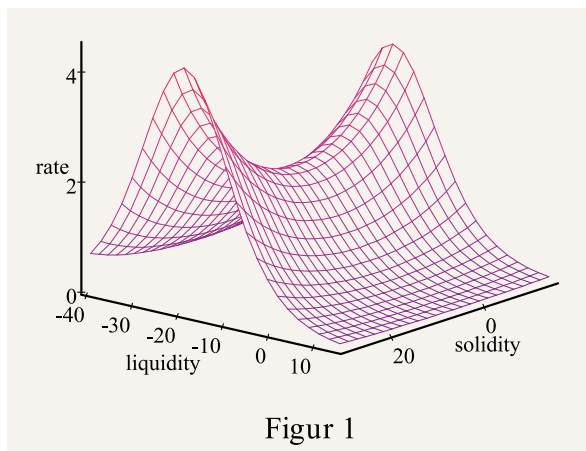
Hvor mye variabelen x_i må endres for at risikoen skal holdes konstant når variabelen x_j øker marginalt, er dermed antatt uavhengig av nivåene på variablene x_i og x_j . Ved strukturen gitt ved likningene (1)-(3) vil kompensasjonsforholdet generelt variere:

$$(5) \frac{\partial x_i}{\partial x_j \Big|_{dp=0}} = -\frac{\beta_j T_j(x_j)(1 - T_j(x_j))\delta_i}{\beta_i T_i(x_i)(1 - T_i(x_i))\delta_j} \equiv -g_{ij}(x_i, x_j) \frac{\beta_j \delta_i}{\beta_i \delta_j}$$

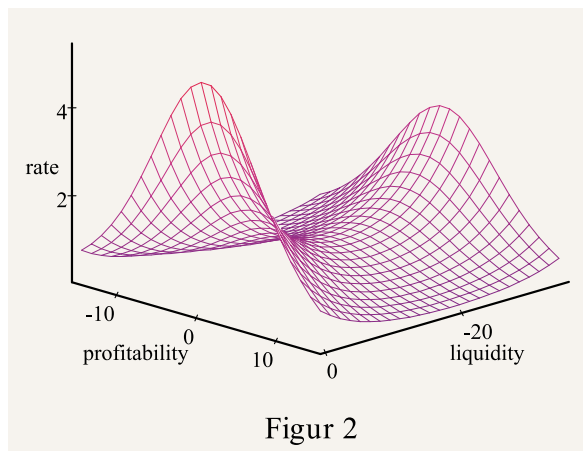
Funksjonen $g_{ij}(x_i, x_j)$ vil være større dess mer x_i avviker fra α_i og dess mindre x_j avviker fra α_j . Forøvrig er kompensasjonsforholdet mellom x_i og x_j er uavhengig av alle $x_r, r \neq i, j$. Nedenfor følger to figurer med kompensasjonsforholdene likviditet/soliditet og inntjening/likviditet, slik de er estimert i modellen.

Hvis parameteren δ_i er tilstrekkelig stor, vil $T(x_i)$ være tilnærmet lineær over et gitt variasjonsområde for x_i . I tabell 1 er modellestimatene gjengitt. Variablene er målt i prosent. Koeffisientestimatene kan ikke betraktes uavhengig av skaleringsparametrene. Spesielt vil en høy δ_i (høy grad av linearitet) skalere opp β , alt annet gitt. Figur 3 gjengir partielle simuleringer av marginale effekter av variablene: Alle andre variable enn den plottede er for hver graf holdt konstant lik sine gjennomsnittsverdier. Figuren er plottet for et 3 år gammelt foretak som ikke har betalt utbytte inneværende år og ikke har tapt egenkapital siden oppstart.

¹ Som initialverdier har vi brukt $\alpha_i = 0, \delta_i = 1, i=1,2,\dots,k$.



Figur 1

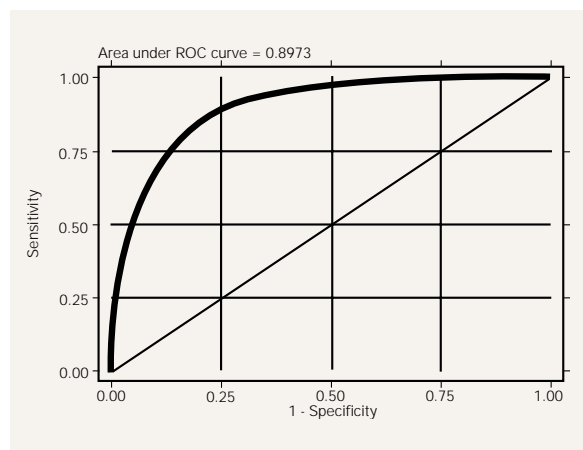


Figur 2

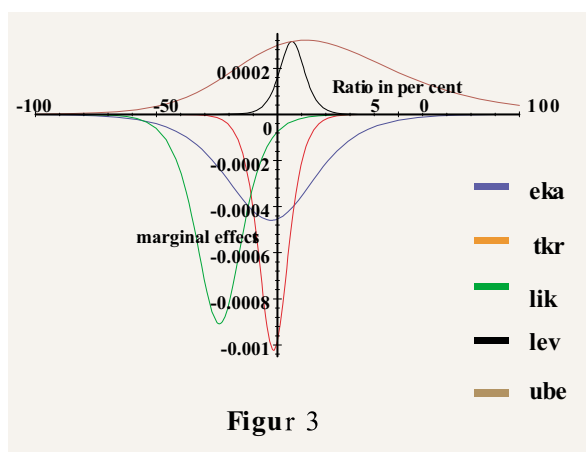
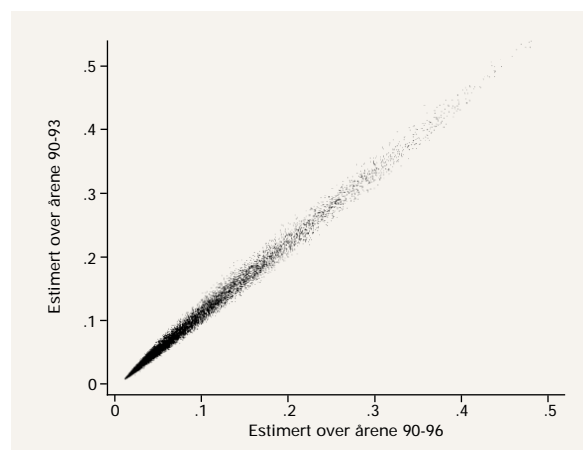
Tabell 1. Modellestimater

variabel	β	s.e.	α/δ	s.e.	$1/\delta$	s.e.
eka	-1,4459	0,0604	0,4464	0,0977	0,0782	0,0049
tkr	-1,0948	0,0386	0,1216	0,1274	0,2096	0,0190
lik	-1,4925	0,0421	-2,9618	0,1977	0,1529	0,0087
lev	0,4968	0,0486	1,5224	0,4142	0,2895	0,0660
ube	6,8069	0,2019	-1,1474	0,0243	0,0362	0,0017
a1	0,8380	0,0438
a2	0,9707	0,0382
a3	0,8310	0,0398
a4	0,6729	0,0429
a5	0,5282	0,0468
a6	0,3189	0,0528
a7	0,2689	0,0575
a8	0,2076	0,0638
div	-1,0639	0,0742
taptøk	0,5386	0,0419
size	-0,0543	0,0064
meanlev	1,0404	0,1692
meanek	-3,9690	0,2273
sdtkr	1,8229	0,3319
konstant	-7,0131	0,2786

Figur 4: Diskrimineringsevne.



Figur 5: Modellens stabilitet



Figur 3

Kurven gitt i figur 4 gir en valgmeny mellom treffprosent for konkursforetakene og feilprosent for ikke-konkursforetakene. Arealet under kurven betraktes som et mål på modellens evne til å diskriminere. Dette målet vil ligge mellom 0,5 og 1.

Det er vanskelig å si noe definitivt om modellens grad av stabilitet over tid. I figur 5 er to sett av prediksjoner for året 1996 plottet mot hverandre. Modellen er estimert over regnskap til og med året 1993 og til og med året 1996. Prediksjonene generelt, og rangeringen av foretak spesielt, virker ikke å avhenge mye av denne utvidelsen av estimeringsutvalget. Fordi konkursdataene i større grad er preget av tidsspesifikke registreringsfeil enn årsregnskapene er det imidlertid fordelaktig å estimere modellen over flere år.