

Hva påvirker konkursutviklingen?

Dag Henning Jacobsen, konsulent i Finansmarkedsavdelingen, og Thea Birkeland Kloster, assisterende direktør i Finansmarkedsavdelingen.¹

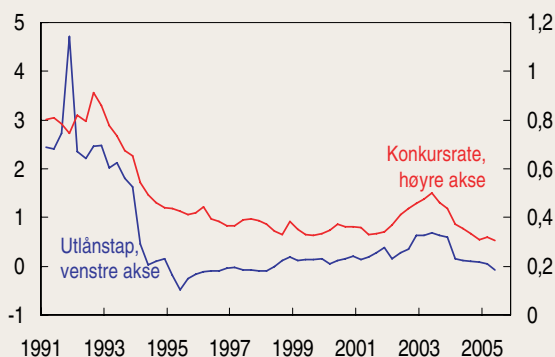
Etter å ha ligget på et nokså stabilt nivå siden midten av 1990-årene, økte antall konkurser markert i 2002 og 2003, men falt igjen i fjor og i første halvår i år. Med utgangspunkt i en empirisk modell analyserer vi faktorer bak konkursutviklingen. Vi finner at utviklingen i fortjenestemarginer, konkurranseevne og realrente, samt konjunktursvingningene i norsk og internasjonal økonomi, har vært blant de viktigste drivkreftene siden 2002. Analysen indikerer at svekket konkurranseevne i 2002, som følge av styrket krone og høy lønnsvekst, særlig bidro til den kraftige økningen i antall konkurser. Med svekket kronekurs i 2003 og inn i 2004, og moderat lønnsvekst fra 2003, er konkurranseevnen til norske foretak igjen noe bedret. Det kan forklare en vesentlig del av fallet i antall konkurser den senere tid.

1 Innledning

En av Norges Banks hovedoppgaver er å medvirke til at det finansielle systemet er robust og effektivt. Norges Bank overvåker derfor utviklingstrekk som kan true stabiliteten i finansiell sektor. Én slik trussel kan være en kraftig økning i antall foretaks konkurser, siden flere konkurser normalt gir større utlånstap i bankene.

Selv om hovedtyngden av bankenes utlån går til husholdninger, viser erfaringen at bankene normalt har større tap på utlån til foretak enn på utlån til husholdninger. Dette var særlig tilfellet under bankkrisen fra 1988 til 1992. Fra midten av 1990-årene og fram til 2002 har konkurreraten, det vil si antall konkurser i forhold til antall foretak, vært på et nokså lavt og stabilt nivå, se figur 1. I 2002 økte imidlertid konkurreraten betydelig. Den var vesentlig lavere enn under bankkrisen, men bankenes utlånstap økte markert. Særlig var det en økning i tapene på utlån til industrien.² Utlånstapene økte videre inn i 2003, og bidro til svekket inntjening i bankene. Siden slutten av 2003 har konkurreraten avtatt. Samtidig har bankenes resultater bedret seg, i hovedsak som følge av lavere utlånstap.

Figur 1 Bankenes utlånstap i prosent av brutto utlån og antall åpnete konkurser (sesongjustert) i prosent av antall foretak¹⁾. Kvartalstall. 1. kv. 1991 – 2. kv. 2005



¹⁾ Antall foretak i 1. og 2. kvartal 2005 er basert på anslag fra Inflasjonsrapport 2/2005.

Kilder: Statistisk sentralbyrå, Brønnøysundregistrene og Norges Bank

Norges Bank har tidligere utviklet en empirisk modell for å anslå individuelle konkurssannsynligheter for norske aksjeselskaper.³ I denne modellen inngår blant annet foretaksspesifikke regnskapsstørrelser som forklaringsfaktorer. Regnskapsvariablene fanger opp utviklingen i det enkelte aksjeselskaps lønnsomhet, soliditet og likviditet. Utviklingen i slike regnskapsstørrelser vil ofte henge nøye sammen med den makroøkonomiske utviklingen i Norge og i utlandet. I tillegg publiseres mange makroøkonomiske variable både tidligere og oftere enn regnskapstall. Norges Bank følger derfor også den makroøkonomiske utviklingen i overvåkingen av bankenes kredittrisiko. Siktemålet med denne artikkelen er å øke forståelsen for sammenhengen mellom makroøkonomiske forhold og konkursutviklingen ved hjelp av en empirisk modell. Modellen er tidligere presentert i Finansiell stabilitet 1/2005. I denne artikkelen vil vi belyse nærmere drivkreftene bak konkursutviklingen. Spesielt prøver vi å svare på følgende spørsmål:

- Hva er de viktigste makroøkonomiske forklaringsfaktorene for konkursutviklingen i perioden 1991–2004?
- Hvor raskt og sterkt reagerer antall konkurser på endringer i disse faktorene?
- Hva har drevet antall konkurser fra 2002?
- Hvordan blir konkursutviklingen fremover dersom norsk økonomi utvikler seg i tråd med analysene i Inflasjonsrapport 2/2005?

Den estimerte modellen inneholder effekter av:

- Innenlandsk etterspørsel og aktivitetsnivå
- Utenlandsk etterspørsel og aktivitetsnivå
- Konkurranseevne
- Realrente
- Reallønnskostnader
- Realkostnader knyttet til vareinnsats
- Foretakenes realbruttogjeld
- Realprisen på næringseiendom
- Antall foretak

¹ Takk til Nina Langbraaten, Bent Vale, Bjørne Dyre Syversten, Kjersti-Gro Lindquist, Bjørn E. Naug, Kai Larsen, Arne Kloster, Birger Vikøren, Kjersti Haugland og Snorre Evjen for nyttige innspill og kommentarer. Analysen er utført ved bruk av PcGive 10,1 (Hendry og Doornik 2001).

² Se Finansiell stabilitet 1/2003.

³ Se Sæther og Larsen (1999), Bernhardsen (2001) og Eklund, Larsen og Bernhardsen (2001).

I neste avsnitt drøftes hvilke makroøkonomiske faktorer som kan påvirke utviklingen i antall konkurser. I avsnitt 3 presenteres den empiriske modellen, og i avsnitt 4 diskuterer vi de viktigste makroøkonomiske drivkreftene bak konkursutviklingen siden 2002.

2 Konkursutviklingen og makroøkonomiske faktorer

Formålet med den empiriske analysen er å identifisere de makroøkonomiske faktorene som driver utviklingen i antall konkurser. Vi begynner med å drøfte hvilke variable som kan ventes å ha betydning for konkursutviklingen ut fra økonomisk teori. Først tar vi utgangspunkt i et profittmaksimerende foretak, og belyser generelle faktorer som påvirker sannsynligheten for at det går konkurs. Fremstillingen i dette avsnittet følger i stor grad Wadhvani (1986):⁴

- (i) Foretaket produserer et produkt ved hjelp av arbeidskraft (L), vareinnsats (V), og kapital (K). Foretaket betaler lønnsatsen W og vareinnsatsprisen Q . Realkapitalen, K , er gitt på kort sikt, og utelates for enkelthets skyld i den videre utledningen av modellen.
- (ii) Den eneste kilden til usikkerhet er produktprisen, som er en stokastisk variabel med forventet verdi lik \tilde{P} og standardavvik σ . Foretaket må ta produktprisen for gitt.
- (iii) Foretaket har lånt beløpet D for å finansiere realkapitalen som er nødvendig for produksjonen. Foretaket må betale renteutgifter lik iD i hver periode, der i er rentesatsen.
- (iv) NV angir forventet nåverdi av foretakets fremtidige kontantstrøm, og er derfor lik verdien av foretaket. S uttrykker dets egenkapital. Dersom foretaket ikke kan innfri de løpende forpliktelsene i en periode, vil det kunne finansiere seg med beløpet $S = NV - D$, så lenge $NV \geq D$.

Under disse forutsetningene er det optimalt for foretaket å velge den mengde arbeidskraft og vareinnsats som maksimerer forventet overskudd:

$$(1) \max E(\Pi) = \tilde{P}G(L, V) - WL - QV \text{ med hensyn på } L \text{ og } V,$$

der E angir forventningsoperatoren, Π er overskuddet og $G(\cdot)$ er produktfunksjonen. Et foretak vil normalt være konkurs dersom verdien av eiendelene er mindre enn gjelden og betalingsevnen for svak til å innfri de løpende forpliktelsene. Med utgangspunkt i denne definisjonen, vil foretaket vi betrakter være konkurs dersom den realiserte prisen, P , er slik at summen av foretakets overskudd og egenkapital i denne perioden er negativ:

$$(2) \begin{aligned} & PG(L, V) - WL - QV - iD + S < 0 \\ \Leftrightarrow & PG(L, V) - WL - QV - (1+i)D + NV < 0. \end{aligned}$$

Ofte vil imidlertid kreditor(ene) kunne se seg tjent med fortsatt drift dersom kostnadene ved å åpne en konkurs er større enn det forventede tapet ved videre drift, eller fordi det er en viss sannsynlighet for at den negative verdien ovenfor kan bli positiv i senere perioder. Slike vurderinger er trolig nær knyttet til konjunktursituasjonen, det vil si utviklingen i samlet etterspørsel og aktivitetsnivå i økonomien. Vi uttrykker derfor sannsynligheten for at foretaket går konkurs ved:

$$(3) \mu = \Pr[\tilde{P}G(L, V) - WL - QV - (1+i)D + NV < 0 | AD]$$

der μ angir konkurssannsynligheten og $\Pr[\cdot]$ betegner sannsynlighetsfunksjonen. Sannsynligheten for at foretaket går konkurs, er nå betinget på den samlede etterspørselen, AD ⁵. Ved å kombinere (1) og (3) kan mengden arbeidskraft som maksimerer forventet overskudd, uttrykkes ved:

$$(4) L = L(W, Q, i, D, NV, \tilde{P}, \sigma),$$

og tilsvarende for vareinnsats:

$$(5) V = V(W, Q, i, D, NV, \tilde{P}, \sigma).$$

Ved å sette (4) og (5) inn i (3) kan L og V substitueres ut av uttrykket for konkurssannsynligheten:

$$(3') \mu = \mu(\tilde{P}, \sigma, W, Q, i, D, NV, AD) \\ \text{der } \mu_P < 0, \mu_\sigma > 0, \mu_W > 0, \mu_Q > 0, \\ \mu_i > 0, \mu_D > 0, \mu_{NV} < 0, \mu_{AD} < 0.^6$$

μ_j angir den partielle deriverte av $\mu(\cdot)$ med hensyn på faktor j .

Høyere etterspørsel, AD , vil generelt øke et foretaks inntekter ved økt omsetning og/eller økt pris, \tilde{P} . Økt inntjening vil bedre foretakets evne til å betale kostnader, betjene gjeld og styrke egenkapitalen. For gitt produktivitet og produktpris, vil derimot høyere innsatsfaktorer, W og Q , øke foretakets kostnader, og dermed svekke lønnsomheten og gjeldsbetjeningsevnen. Høyere inntekter gir derfor isolert sett en lavere konkurssannsynlighet for foretaket, mens økte kostnader har motsatt virkning.

Konkurssannsynligheten øker med variasjonen i produktprisen, σ , siden høyere prisvariasjon gir en større sannsynlighet for at summen av overskuddet og egenkapitalen i en periode er negativ.

En høyere rente, i , øker foretakets kostnad ved å

⁴ Davis (1995) og Vlieghe (2001) følger også en tilsvarende (teoretisk) fremgangsmåte som Wadhvani (1986) i spesifikasjonen av sine empiriske modeller.

⁵ Ifølge Wadhvani (1986) kan AD også inngå i uttrykket for konkurssannsynligheten ved at en antar imperfekt konkurranse i produktmarkedet. Foretaket velger produktionsnivået for å maksimere profitten og tar de andre foretakenes produksjon for gitt. Da vil AD inngå i relasjonene (4) og (5) og konkurssannsynligheten blir derfor også en funksjon av AD .

⁶ Se Wadhvani (1984) for en utledning av fortegnene på de partielle deriverte.

betjene gjeld. Samtidig vil økt rente redusere verdien av foretaket ved å gi lavere nåverdi av fremtidig inntjening. En høyere rente gir derfor isolert sett en høyere konkurssansynlighet. Jo større gjeld, D , et foretak har sammenlignet med verdien av eiendelene, NV , dess mer sannsynlig er det at foretaket går konkurs. Konkursansynligheten øker derfor med gjelden, men avtar med verdien av foretaket.⁷

Andre mulige forklaringsfaktorer

Likning (3') viser konkurssansynligheten til ett enkelt, profittmaksimerende foretak. I neste avsnitt presenteres en empirisk modell for utviklingen i *antall* konkurser. I spesifikasjonen av den empiriske modellen har vi benyttet aggregerte størrelser av variablene som inngår i funksjonen i likning (3'). I tillegg tar vi hensyn til at også andre makroøkonomiske faktorer vil kunne påvirke konkursutviklingen. Likning (3') utvides derfor til å omfatte konkurransevne, E , næringseiendomspriser, PN , inflasjon, \dot{P} , og antall foretak, F . Vi lar nå μ ha tolkning som en gjennomsnittlig konkurssansynlighet for alle foretak:

$$(6) \quad \mu = \mu(\bar{P}, \sigma, W, Q, i, D, NV, AD, E, PN, \dot{P}, F)$$

der $\mu_{\bar{P}} < 0$, $\mu_{\sigma} > 0$, $\mu_W > 0$, $\mu_Q > 0$, $\mu_i > 0$, $\mu_D > 0$,

$$\mu_{NV} < 0, \mu_{AD} < 0, \mu_E < 0, \mu_{PN} < 0, \mu_{\dot{P}} > 0, \mu_F > 0.$$

I en åpen økonomi vil mange innenlandske foretak konkurrere med utenlandske produsenter på både hjemme- og eksportmarkedet. Når vi ser foretakene under ett, vil (den gjennomsnittlige) konkurssansynligheten øke dersom utenlandsk etterspørsel rettet mot hjemlandets produkter avtar. I tillegg må vi ta hensyn til at konkurssansynligheten til de konkurranseutsatte foretakene påvirkes av deres konkurransevne vis-à-vis utenlandske produsenter. Hvis innenlandske faktorpriser (per produsert enhet) øker raskere enn de utenlandske konkurranseenes faktorpriser (per produsert enhet), vil konkurransevnen bli svekket. Et tilnærmet mål på denne faktoren er relative timelønnskostnader i industrien mellom Norge og handelspartnerne målt i lokal valuta. Imidlertid vil konkurransevnen også avhenge av kronekursen. I den empiriske analysen benyttes derfor relative lønnskostnader regnet i felles valuta som mål på konkurransevne (lik en realvalutakurs). Dersom kronekur-

sen styrker seg, vil internasjonale produktpriser målt i norske kroner avta. Det gir lavere inntjening i eksport- og importkonkurrerende næringer. Effekten kan bli noe dempet ved at deler av den innenlandske etterspørselen vris fra skjermede til konkurranseutsatte produkter. Det vil i så fall bidra til å svekke lønnsomheten i de skjermede næringene. Vi vil derfor vente at svekket konkurransevne, E , som følge av høyere innenlandsk enn utenlandsk kostnadsvekst eller sterkere kronekurs, gir økt konkurssansynlighet.⁸

Ved utlån til foretak som eier næringseiendom, er pant i denne realkapitalen svært utbredt. Slike lån blir normalt gitt til en lavere rente enn renten på andre lån med svakere eller ingen sikkerhet. Bankenes og andre kreditt-yteres utlånspolitikk avhenger av kundenes (forventede) betalingsevne og panteverdier.⁹ Dersom eiendomsprisene faller, kan panteverdiene falle under verdien av enkelte lån. Lån uten tilstrekkelig sikkerhet kan da bli krevd tilbakebetalt, og mer generelt kan bankene bli mer tilbakeholdne med å gi lån. En del foretak kan derfor få så dårlige lånebetingelser at de ikke (lenger) ønsker å ta opp lån. Et foretak med svak betalingsevne kan dermed gå konkurs hvis det ikke har tilstrekkelige panteverdier til å kunne finansiere seg med et nytt lån. I tillegg vil utviklingen i eiendomsprisene ha en direkte virkning på lønnsomheten i eiendomsnæringen og byggebransjen.

Ifølge Wadhvani (1986) kan endret inflasjon påvirke konkursutviklingen. Et foretak med et lån som ikke er prisindeksert og til flytende rente, kan få redusert inntjeningen når inflasjonen øker, dersom økningen i renteutgifter er større enn inntektsøkningen.¹⁰ En nødvendig forutsetning for at økt inflasjon kan svekke inntjeningen, er at foretaket ikke har mulighet til å ta opp et nytt lån slik at det selv kan prisindeksere gjelden. Ifølge Wadhvani (1986) kan økt inflasjon derfor gi større konkurssansynlighet dersom foretakets gjeld ikke er prisindeksert og det ikke (lenger) har låneadgang som følge av kredittrasjonering.

Dersom antall foretak øker, vil en også vente at antall konkurser øker. Yngre foretak har normalt en høyere konkurssansynlighet enn eldre foretak.¹¹ Det kan for eksempel skyldes at etterspørselen etter deres produkter har vist seg å bli lavere enn ventet på etableringstidspunktet, at relevant kunnskap i nyetablerte foretak er på et lavere nivå enn i eldre foretak, eller at nye foretak i mindre grad har tilgang på egenkapital og lån.

⁷ Eventuelt kan vi uttrykke konkurssansynligheten som en funksjon av egenkapitalen i stedet for verdien av foretaket, se likning (2).

⁸ En motvirkende effekt av kronestyrkingen kan være at samlet etterspørsel øker hvis prisen på valuta faller, se Norman (1993) for en nærmere diskusjon av konkurransevne. En annen mulig motvirkende effekt på konkurssansynligheten er at gjeld tatt opp i utenlandsk valuta avtar, omregnet til norske kroner, når kronekursen øker. Dersom foretakenes inntekter (i hovedsak) er i innenlandsk valuta, blir det lettere å betjene gjelden. En spørreundersøkelse utført av Norges Bank indikerer imidlertid at foretak med gjeld i utenlandsk valuta også ofte har eiendeler i utenlandsk valuta, se Børsum og Ødegaard (2005). Det trekker i retning av at konkurssansynligheten i liten grad påvirkes av kronekursendringer via gjelden i utenlandsk valuta.

⁹ Se Stiglitz (1992, avsnittene 6.2–6.3) for en teoretisk diskusjon.

¹⁰ Gjelden i norske ikke-finansielle foretak er normalt ikke prisindeksert. Wadhvani (1986) illustrerer hypotesen med et eksempel: Dersom $i = 0,01$ og $D = 1000$, er foretakets renteutgifter lik 10 i hver periode. Med en (forventet) inflasjon lik null, vil $i = r$, der r angir realrenten. Vi angir inflasjonen med \dot{P} og lar i være bestemt av formelen $(1+i) = (1+r)(1+\dot{P}) \Leftrightarrow i = r + \dot{P} + r\dot{P}$. Dersom inflasjonen øker fra 0 til 10 prosent, øker den nominelle renten til 11,1 prosent og renteutgiftene øker til 111. Med en antagelse om at foretakets (produktpris og derfor) inntekter øker med 10 prosent, vil en høyere inflasjon gi en lavere kontantstrøm. Med et prisindeksert lån vil derimot realinntektene og de reelle renteutgiftene øke like mye. Hvis gjelden ikke er prisindeksert, eller dersom foretaket ikke kan låne et beløp lik 100 for selv å indeksere gjelden, vil økt inflasjon redusere kontantstrømmen. Det gir en høyere konkurssansynlighet.

¹¹ I modellen Norges Bank benytter til å fremskrive individuelle konkurssansynligheter for norske aksjeselskaper, inngår blant annet selskapenes alder som forklaringsfaktor (Bernhardsen, 2001; Eklund, Larsen og Bernhardsen, 2001). Ifølge disse analysene har foretak med en alder på 1–3 år størst sannsynlighet for å gå konkurs, alle andre forhold like.

3 En empirisk modell for antall åpne konkurser

Vi har estimert en modell for antall åpne konkurser. Likning (6) i forrige avsnitt var utgangspunktet for spesifikasjonen av den empiriske modellen. Tidsserien for

antall åpne konkurser publiseres kvartalsvis av Statistisk sentralbyrå, og omfatter alle juridiske objekter som det åpnes konkurs for. De fleste konkursenhetene er enten private aksjeselskaper eller enkeltpersonforetak, og aksjeselskapene utgjør hoveddelen. Modellen, vist i rammen, er estimert på kvartalsdata over perioden

Ramme En modell for antall konkurser

$$\Delta k_t = 2,03 + 1,76 \Delta_3 (w-p)_t - 1,32 \Delta_3 e_{t-2} - 0,74 \Delta_2 (pn-p)_{t-1} - 0,06 \Delta y_{t-5} + 0,48 \Delta_2 (d-p)_{t-2} - 0,93 [(k_{t-1} - f_{t-3}) - 3,44 R_{t-1} - 0,36 u_{t-2} - 2,77 (w-p)_{t-3} - 2,10 (q-p)_{t-1} + 1,90 e_{t-4}] + \varepsilon_t$$

(1,9) (3,7) (4,6) (3,2) (2,8) (2,8)

(9,6) (4,5) (6,4) (3,5) (5,4) (7,9)

$R^2 = 0,90$, $\sigma = 0,05$, $AR_{1-4} : F(4, 36) = 2,02$, $ARCH_{1-4} : F(4, 32) = 0,34$, $NORM : \chi^2(2) = 0,28$, $HET : F(26, 13) = 0,46$, $RESET : F(1,39) = 1,01$.

Estimeringsperiode: 1. kv. 1991 – 4. kv. 2004.

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode.

Absolutte t -verdier er oppgitt i parentes under estimatene. Likningen tilfredsstiller krav (diagnostikk-tester) det er relevant å stille til en velspesifisert modell. Den passerer også (rekursive) Chow-tester for strukturelle brudd ved én prosent signifikansnivå over de fem siste årene av estimeringsperioden.

Δ er en differensoperator: $\Delta X_t = (X_t - X_{t-1})$, $\Delta_2 X_t = (X_t - X_{t-2})$, $\Delta_3 X_t = (X_t - X_{t-3})$.

Variablene er definert ved (små bokstaver angir at variable er målt på logaritmisk skala):

- k = Antall åpne konkurser. Kilde: Statistisk sentralbyrå (SSB).
- w = Lønnskostnader per produsert enhet i Fastlands-Norge uten offentlig sektor. Kilde: SSB.
- p = Prisdeflator for BNP Fastlands-Norge. Kilde: SSB.
- e = Realvalutakurs (konkurranssevne) målt ved konkurransekursindeksen og timelønnskostnadene i industrien for henholdsvis Norge og handelspartnerne. Konkurranseskursindeksen måler kursen på norske kroner mot valutaene for Norges 25 viktigste handelspartnere. Kilder: TBU, Finansdepartementet og Norges Bank.
- pn = Prisindeks for kontor- og forretningseiendommer. Før 1996 er tidsserien forlenget bakover med vekstraten i eiendomsmeglerbransjens boligprisindeks. Kilder: SSB, Norges Eiendomsmeglerforbund, Eiendomsmeglerforetakenes Forening, FINN.no, ECON og Norges Bank.
- y = Produksjonsgap for OECD-området. Kilde: OECD.
- d = Bruttogjeld i ikke-finansielle foretak. Kilde: Norges Bank.
- f = Antall foretak (registeropptelling). Kilde: SSB og Brønnøysundregistrene.
- R = Realrente målt ved bankenes gjennomsnittlige utlånsrente til private ikke-finansielle foretak fratrukket gjennomsnittlig firekvarteralsvekst i p over fire kvartaler. Kilde: Norges Bank.
- u = Arbeidsledighetsrate. Kilde: Aetat.
- q = Kostnadsindeks for vareinnsats. Kilde: SSB.
- ε = Regresjonsresidualene (uforklart variasjon i venstresidevariabelen).
- R^2 = Andelen av variasjonen i venstresidevariabelen som forklares av modellen.
- σ = Standardavviket til regresjonsresidualene.
- AR_{1-4} = En test for 4. ordens auto-korrelasjon i residualene.
- $ARCH_{1-4}$ = En test for 4. ordens ARCH-residualer.
- $NORM$ = En test for om residualene er normalfordelte.
- HET = En test for heteroskedastisitet.
- $RESET$ = En test av modellens funksjonsform.

Uttrykket i klammeparentesen måler avvik fra en estimert langtidssammenheng mellom antall konkurser og antall foretak, realrenten, ledighetsraten, reallønnskostnadene, realkostnadene knyttet til vareinnsats og konkurransevnen. Modellen inneholder også effekter av sesongvariasjon og en dummyvariabel for 4. kvartal 1993. Dummyvariabelen må ses i sammenheng med nye registreringsregler for personlige konkurser ved årsskiftet 1993/94.

1991–2004 (fjerde kvartal 2004 var siste observasjon tilgjengelig da modellen ble estimert).

Vi testet for effekter av følgende variable, jf. avsnitt 2:

- Innenlandsk etterspørsel (målt ved enten utviklingen i BNP, produksjonsgapet eller arbeidsledighetsraten)
- Utenlandsk etterspørsel (målt ved produksjonsgapet for OECD-området)
- Konkurranssevnen (målt ved realvalutakursen)
- Realrenten
- Reallønnskostnadene (per produsert enhet)
- Realkostnadene knyttet til vareinnsats (målt med og uten energivarer)
- De ikke-finansielle foretakenes realbruttogjeld (fra innenlandske og utenlandske långivere), og forholdet mellom bruttogjeld og egenkapital
- Antall foretak/nyetableringer
- Inflasjon (utvikling i produsentpriser målt ved prosentvis endring over fire kvartaler i prisdeflatoren for BNP Fastlands-Norge)
- Produktprisvariasjon (målt ved standardavviket for prisdeflatoren for BNP Fastlands-Norge)

Listen over potensielle forklaringsfaktorer er lang i forhold til antall observasjoner i estimeringsperioden. Det var derfor ikke mulig å inkludere alle variablene i én generell likning med meningsfylt resultat. Vi estimerte derfor en rekke alternative modeller der vi kun inkluderte en delmengde av variablene. Deretter forenklet vi modellene ved å legge restriksjoner på koeffisientene som ikke ble forkastet av data og som lettet tolkningen av dynamikken. Robustheten av restriksjonene, også de initiale avgrensningene av variable i enkeltmodeller, ble testet ved modellutvidelser. Den foretrukne modellen er rapportert i rammen.

Både inflasjonen og prisvariasjonen fikk koeffisienter og t -verdier nær null.¹² Den insignifikante effekten av inflasjon kan avspeile at foretakene i liten grad har vært kredittrasjonert over estimeringsperioden, jf. drøftingen i avsnitt 2. En alternativ tolkning er at foretak med svak lønnsomhet har vært kredittrasjonert, men at inflasjonen har vært tilstrekkelig stabil over estimeringsperioden slik at en ikke får identifisert en (signifikant) effekt på konkursutviklingen.¹³ Det kan også forklare den insignifikante effekten av prisvariasjonen. I tillegg kan det være vanskelig å få identifisert en mulig effekt av inflasjon når arbeidsledighetsraten inngår i modellen. Økt inflasjon vil normalt samvariere negativt med økt arbeidsledighet, og ledigheten inngår i modellen for å fange opp virkningen av innenlandsk etterspørsel. Selv om endret prisstigning ville hatt en effekt på konkursutviklingen på kort sikt, ville en ikke vente en virkning av inflasjonsnivået på antall konkurser på lang sikt. Vi vil i utgangspunktet vente at nivået på inflasjonen verken har betydning for realpriser eller andre realstørrelser over tid. Siden antall konkurser er en realøkonomisk stør-

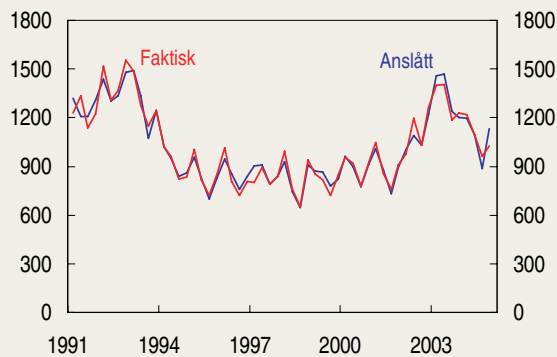
relse, vil derfor prisstigningen isolert sett ikke påvirke konkursutviklingen på lang sikt.

Modeller med realkostnader knyttet til vareinnsats *uten* energivarer fikk bedre føyning enn modeller med realkostnader ved vareinnsats *med* energivarer. Det kan skyldes at det er få foretak med energiintensiv produksjon som har gått konkurs over estimeringsperioden, og/eller at konkursutviklingen skyldes andre forhold enn energiprisene. Arbeidsledighetsraten som mål på innenlandsk etterspørsel ga bedre føyning enn utviklingen i henholdsvis BNP, BNP Fastlands-Norge og det innenlandske produksjonsgapet. Vi inkluderte derfor arbeidsledighetsraten som mål på utviklingen i innenlandsk etterspørsel.¹⁴

Et foretak må normalt ha tapt egenkapitalen for å kunne gå konkurs. Imidlertid fikk en variabel for forholdet mellom gjeld og egenkapital insignifikante t -verdier i de ulike modellene. Det kan indikere at de makroøkonomiske faktorene som forklarer konkursutviklingen, også fanger opp effekten av utviklingen i forholdet mellom gjeld og egenkapital. I tråd med diskusjonen i avsnitt 2 kunne en vente at et varig høyere gjeldsnivå også ville ha virkning på antall konkurser over tid. Foretakenes realbruttogjeld har imidlertid bare en kortsiktig effekt i modellen.

Modellen er en likevektsjusteringsmodell for logaritmen til antall konkurser, se rammen. Figur 2 viser at modellen føyer godt over estimeringsperioden. Uttrykket i klammeparentesen i rammen viser den langsiktige sammenhengen mellom antall konkurser, antall foretak, ledighetsraten, realrente, reallønnskostnader og realkostnader ved vareinnsats samt konkurranssevne. I modellen inngår også realprisene på næringseiendom, foretakenes realbruttogjeld og utviklingen i utenlandsk etterspørsel, men disse faktorene har kun kortsiktige effekter på antall konkurser. Koeffisienten på $-0,93$ foran langtidssammenhengen i klammeparentesen sier at antall konkurser øker (faller) med $0,93$ prosent i kvartal t dersom antall konkurser lå 1 prosent under (over) den estimerte langtidssammenhengen i kvartal $t-1$ (alle andre forhold like).

Figur 2 Faktisk og anslått antall åpne konkurser. Kvartalstall. 1. kv. 1991 – 4. kv. 2004



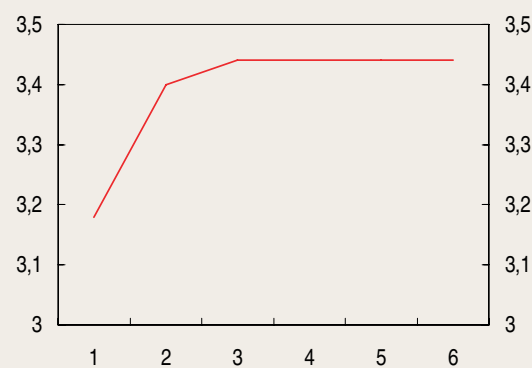
Kilder: Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

¹² Wadhvani (1986) finner effekt av inflasjon, men ikke av variasjon i produktprisene. Modellen er estimert på data fra første kvartal 1964 til fjerde kvartal 1981.

¹³ Gjennomsnittlig årsvekst i prisdeflatoren for BNP Fastlands-Norge i perioden 1991–2004 var $2,6$ prosent, med et standardavvik på om lag 1 prosent.

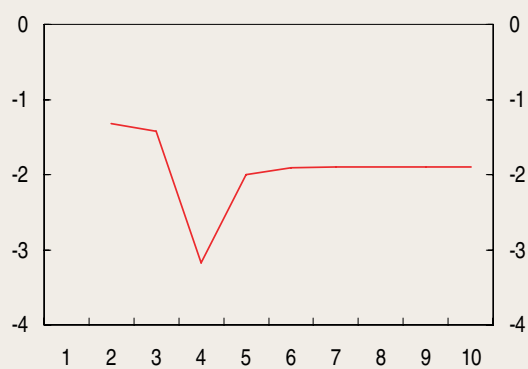
¹⁴ I en empirisk modell for likvideringsraten til amerikanske foretak benytter også Platt og Platt (1994) arbeidsledighetsraten som proxyvariabel for etterspørselsutviklingen.

Figur 3 Endring i antall konkurser når realrenten øker permanent med ett prosentpoeng. Prosentvis endring over tid. Kvartalstall



Kilde: Norges Bank

Figur 4 Endring i antall konkurser når konkurranseevnen (målt ved en realvalutakurs) bedrer seg permanent med én prosent. Prosentvis endring over tid. Kvartalstall



Kilde: Norges Bank

Hvordan påvirkes konkursutviklingen av skift i forklaringsfaktorene?

Ifølge modellen vil antall konkurser øke hvis arbeidsledighetsraten går opp. Dersom arbeidsledigheten for eksempel øker fra 4 til 5 prosent av arbeidsstyrken, og de øvrige forklaringsfaktorene ligger fast, vil antall konkurser øke med om lag $8\frac{1}{4}$ prosent over tid. En endring i ledighetsraten har effekt på konkursutviklingen etter to kvartaler, og virkningen er utspilt etter ett år. Arbeidsledigheten er antatt å fange opp virkningen av innenlandsk etterspørsel. I Husebø og Wilhelmson (2005) vises det (blant annet) at den negative samvariasjonen er sterkest mellom ledigheten i inneværende kvartal og real-BNP i Fastlands-Norge to kvartaler tidligere. Effekten av endret innenlandsk etterspørsel på antall konkurser er derfor trolig noe treg, og den fulle virkningen nås etter om lag $1\frac{1}{2}$ år. En endring i utenlandsk etterspørsel har ifølge modellen effekt først etter $1\frac{1}{4}$ år, men denne virkningen er kun midlertidig, og etter to år har den bortfalt. Den noe trege effekten av endret etterspørsel kan indikere at lavere etterspørsel trolig raskt demper inntjeningen, men at det tar noe tid før det slår ut i svekket soliditet.

Ifølge modellen vil antall konkurser øke med nær $3\frac{1}{2}$ prosent på lang sikt dersom realrenten, kostnaden ved å betjene gjeld, øker med én prosent, se figur 3. Det meste av effekten oppnås allerede i løpet av to kvartaler. Økt realgjeld vil også trekke opp konkursantallet etter to kvartaler, men virkningen er ifølge modellen kun kortsiktig: Etter 6–7 kvartaler har det høyere gjeldsnivået ingen effekt på antall konkurser.

Modellen tilsier at antall konkurser øker med om lag $1\frac{3}{4}$ prosent det første kvartalet og med nær $2\frac{3}{4}$ prosent over tid dersom reallønnskostnadene per produsert enhet øker med 1 prosent. Tilsvarende vil antall konkurser øke med om lag 2 prosent på lang sikt hvis realkostnadene ved vareinnsats øker med 1 prosent. Virkningen nås

innen ett år. Analysen indikerer derfor at endringer i foretakenes marginer har relativt rask virkning på antall konkurser.

Konkurranseevnen svekkes hvis lønnsveksten i konkurranseutsatt sektor er sterkere enn for handelspartnerne, eller hvis kronkursen styrker seg. Modellen impliserer at antall konkurser øker med nær 2 prosent på lang sikt dersom konkurranseevnen svekkes med 1 prosent, se figur 4.¹⁵ Virkningen etter 4 kvartaler er $1\frac{1}{4}$ prosent sterkere enn langtidseffekten. Dette avspeiler at mange konkurranseutsatte foretak er sårbare ved en langvarig svekkelse av konkurranseevnen. Den noe svakere effekten på lang sikt kan skyldes at de konkurranseutsatte foretakene (i) i økende grad kan etterspørre andre innsatsfaktorer enn arbeidskraft hvis svekket konkurranseevne skyldes høy innenlandsk lønnsvekst, og (ii) i større omfang benytter naturlige sikringsteknikker, som å kjøpe innsatsvarer i samme valuta som en selger sine produkter i, dersom konkurranseevnen er blitt svekket av en sterkere krone.

Modellen tilsier at et fall i realprisen på næringseieendom gir flere konkurser, men effekten er kun kortsiktig: Ett og to kvartaler etter prisleiløpet øker antall konkurser med om lag $\frac{3}{4}$ prosent, deretter avtar virkningen, og etter 6–7 kvartaler har effekten bortfalt.¹⁶

Økt nyetablering gir flere konkurser over tid: Modellen impliserer at antall konkurser øker med 1 prosent over tid dersom antall foretak øker med 1 prosent, og den fulle virkningen nås i løpet av fire kvartaler.¹⁷ På lang sikt vil derfor konkursraten være konstant for gitte verdier av de øvrige forklaringsfaktorene.

4 Hva har drevet konkursutviklingen i senere tid?

I dette avsnittet diskuterer vi hva som har drevet konkursutviklingen de siste $3\frac{1}{2}$ årene, og hvordan konkursraten blir fremover dersom norsk økonomi utvikler seg i

¹⁵ Jacobson og Lindé (2000) finner effekt av realvalutakursen på konkursutviklingen i Sverige, den empiriske analysen er utført på data fra 2. kvartal 1993 til 1. kvartal 1998. Vlieghe (2001) tester også for realvalutakursen på britiske kvartalsdata over perioden 1975–1999, men finner ingen statistisk signifikant effekt på foretakenes likvideringsrate.

¹⁶ Vlieghe (2001) identifiserer også en kortsiktig effekt av realprisen på næringseieendom, med en estimert koeffisientverdi på $-0,76$.

¹⁷ Denne (langsiktige) homogeniteten er en testet restriksjon som ikke ble forkastet av data.

tråd med anslagene i Inflasjonsrapport 2/2005.¹⁸ Antall konkurser økte markert i 2002 etter å ha vært på et lavere og nokså stabilt nivå siden midten av 1990-tallet. Bankenes utlånstap økte, og det var særlig en økning i tapene på utlån til industrien. Figur 5 indikerer at utviklingen i konkurranseevnen kan ha vært en viktig forklaringsfaktor for konkursutviklingen de siste årene.

Dekomponering av konkursutviklingen

Figur 6 viser de beregnede bidragene fra modellens forklaringsfaktorer til årsveksten i antall konkurser i perioden fra første halvår 2002 til og med første halvår 2005.¹⁹ De dekomponerte bidragene er basert på den estimerte modellen og utviklingen i forklaringsvariablene.²⁰ Utviklingen i fortjenestemarginer, konkurranseevne og realrente, samt konjunktursvingningene i norsk og internasjonal økonomi, har vært blant de viktigste drivkreftene i denne perioden. For eksempel bidro svekket konkurranseevne til å trekke opp årsveksten i antall konkurser med 16–17 prosentenheter i 2002. Med unntak av reallønnskostnader, som har effekt på antall konkurser også i samme kvartal som reallønnskostnadene endres, påvirker de øvrige forklaringsfaktorene konkursutviklingen med et (noe ulikt) tidsetterslep.

Hos flere av handelspartnerne var det svak økonomisk vekst gjennom perioden 2001–2003. Det ga lavere etterspørsel rettet mot norsk eksportindustri. Ved inngangen til 2002 var det imidlertid fortsatt høy kapasitetsutnyttelse i norsk økonomi, og et omslag kom først mot slutten av året. Det samlede bidraget fra innenlandsk og utenlandsk etterspørsel trakk opp antall konkurser fra 2002 og fram til og med første halvår 2004. Først i 2004

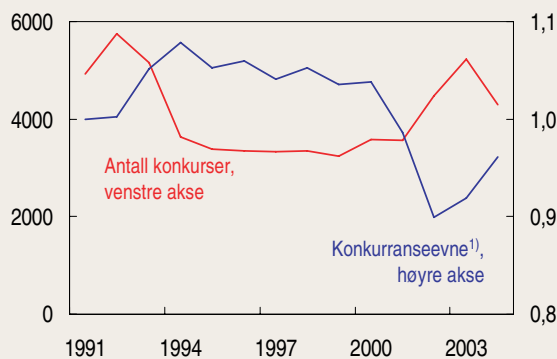
tok den økonomiske veksten seg markert opp i både norsk og internasjonal økonomi, noe som bidro til å redusere antall konkurser i første halvår i år.

Utviklingen i foretakenes marginer (målt som forholdet mellom faktorpris og produktpris) bidrar også til å forklare endringene i antall konkurser de siste 3½ årene. De reelle vareinnsatskostnadene bidro til å redusere antall konkurser fra første halvår 2002 og fram til utgangen av 2003, men trakk i motsatt retning i fjor og i første halvår i år. Den kraftige reallønnsveksten i 2002 trakk opp antall konkurser i andre halvår samme år og i første halvår 2003. Fra 2003 har lønnsveksten vært moderat, noe som har bidratt til en reduksjon i antall konkurser det siste halvannet året.

I tillegg til virkningen på foretakenes marginer, har lønnsveksten også betydning for konkursutviklingen via effekten på konkurranseevnen. Konkurranseevnevariabelen består av nominell valutakurs og innenlandske lønnskostnader relativt til utenlandske. I figur 7 dekomponerer vi den beregnede effekten av konkurranseevnen på konkursutviklingen.

Som figurene 6 og 7 viser, kan svekket konkurranseevne forklare en betydelig del av økningen i antall konkurser i 2002 og 2003. I tillegg til høy innenlandsk lønnsvekst, bidro en styrket krone til å svekke konkurranseevnen. Det trakk opp antall konkurser, særlig i første halvår 2003. Kronestyrkingen skyldtes blant annet en økende renteforskjell mot utlandet. Bakgrunnen for utviklingen i rentedifferansen og kronekursen i 2002 var den særnorske høykonjunkturen med kraftig lønnsvekst.²¹ Rentenedgangen fra desember 2002 til mars 2004 bidro til en svekkelse av kronekursen, og i tillegg har lønnsveksten avtatt fra 2003. Konkurranseevnen ble

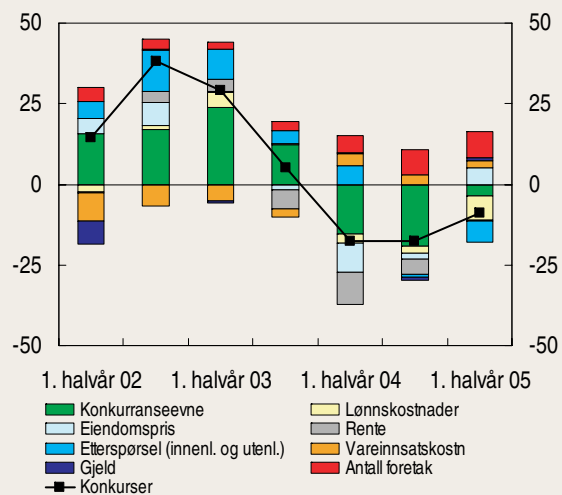
Figur 5 Antall åpnete konkurser og konkurranseevne. Konkurranseevne målt ved relative timelønnskostnader i industrien mellom Norge og handelspartnerne i felles valuta, indeks: 1991=1. Årstall. 1991-2004



¹⁾ Stigende verdi viser bedret konkurranseevne

Kilder: Statistisk sentralbyrå, TBU, Finansdepartementet og Norges Bank

Figur 6 Årsvekst i antall åpnete konkurser i prosent og beregnede bidrag fra forklaringsfaktorer i prosentpoeng. Realstørrelser. 1. halvår 2002 – 1. halvår 2005



Kilder: Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

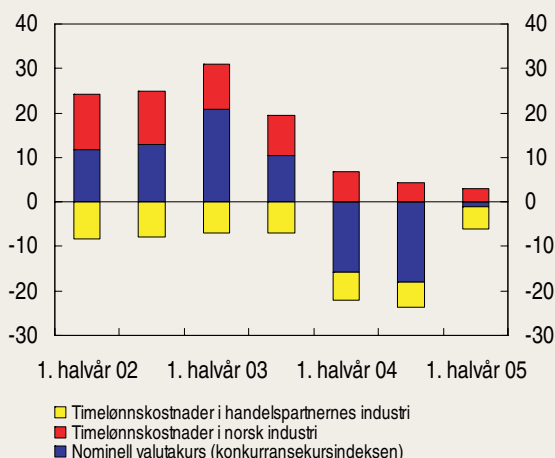
¹⁸ Modellen passerer tester for strukturelle brudd over de siste fem årene av estimeringsperioden, jf. rammen. Parametrene er nokså stabile, og vi benytter modellen til å belyse nærmere forklaringsfaktorenes bidrag til konkursutviklingen i senere tid.

¹⁹ Tall for prisen på næringsseiendom i 1. kvartal 2005 og for lønnskostnader per produsert enhet og prisdeflatoren for BNP Fastlands-Norge i 2. kvartal samme år, er basert på anslag fra Inflasjonsrapport 2/2005.

²⁰ Dekomponeringsmetoden er beskrevet i Jacobsen og Naug (2004).

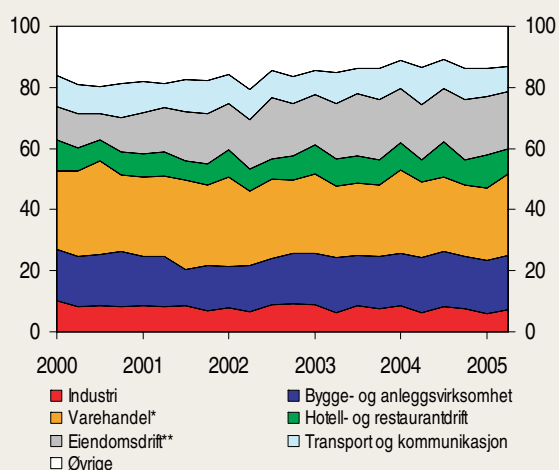
²¹ For en nærmere drøfting, se Naug (2003) og utdypning i Inflasjonsrapport 1/2003: «Faktorer bak utviklingen i kronkursen». I disse analysene vises det at også særegne internasjonale forhold bidro: Kursfall på internasjonale aksjemarkeder og lavere svingninger mellom hovedvalutaene bidro til å styrke kronen fordi rentedifferansen var positiv. Kronestyrkingen hadde også sammenheng med økt oljepris og at kronen fungerte som geopolitisk tilfluktsvaluta.

Figur 7 Beregnet bidrag fra dekomponert konkurransevne til konkurser. Bidrag i prosentpoeng til årsveksten. 1. halvår 2002 – 1. halvår 2005



Kilder: TBU, Finansdepartementet og Norges Bank

Figur 8 Åpnede konkurser etter næring, i prosent av antall konkurser. Kvartalstall. 1. kvartal 2000 – 2. kvartal 2005



* Omfatter reparasjon av kjøretøy og husholdningsapparater
 ** Inkluderer forretningsmessig tjenesteyting og utleievirksomhet
 Kilde: Statistisk sentralbyrå

derfor noe bedret igjen i 2003 og 2004. Det bidro markert til fallet i antall konkurser i fjor.

Renten påvirker flere av de andre forklaringsfaktorene i modellen, blant annet innenlandsk etterspørsel og konkurransevnen. I tillegg har renteutviklingen en direkte effekt på konkursutviklingen: Etter rentefallet fra desember 2002 trakk realrenten ned antall konkurser i andre halvår 2003 og i 2004. Realrenten har trolig også hatt betydning for utviklingen i eiendomsprisene. Fallet i realprisene på næringseiendom i 2002 trakk opp antall konkurser samme år. Etter rentenedgangen tok eiendomsprisene seg opp igjen i løpet av 2003, noe som bidro til å dempe konkursutviklingen i fjor. Nærings-eiendomsprisene falt imidlertid noe fra første til andre halvår 2004, og dette trakk opp antall konkurser i første halvår i år.

Med økt vekst i norsk økonomi i 2004 har også nyetableringen av foretak tatt seg opp, og bidraget fra nyetablering har økt det siste halvannet året. Beregningene viser at foretakenes gjeldsutvikling har hatt liten direkte virkning i perioden sett under ett.

Konkursutviklingen i ulike næringer

Figur 8 viser antall konkurser etter næring i prosent av det totale antall konkurser, fra første kvartal 2000 til andre kvartal 2005. Siden svekket konkurransevne kan forklare en betydelig del av konkursutviklingen i 2002 og 2003, kunne en vente at særlig konkurranseutsatte industriforetak utgjorde en vesentlig del av det samlede antall konkurser i de to årene. Figur 8 illustrerer imidlertid at andelen industrikonkurser har vært stabil de siste årene (om lag 8 prosent i gjennomsnitt): Selv om antall industrikonkurser økte kraftig i 2002 og første

halvår 2003, økte antall konkurser også i andre næringer i samme periode. Av næringene vist i figuren, var det en økning i antall konkurser særlig blant industriforetak, i bygge- og anleggsbransjen, i hotell- og restaurantnæringen og innen eiendomsdrift og forretningsmessig tjenesteyting.

Den stabile og nokså lave andelen industrikonkurser, og den sterke effekten av endret konkurransevne på konkursutviklingen i samme periode, indikerer at også andre næringer enn industri er konkurranseutsatt. For eksempel er både fiskeoppdrettsnæringen og importkonkurrerende virksomhet i andre næringer enn industri direkte eksponert for konkurranse fra utlandet. Andre foretak, som underleverandører til eksportindustrien, vil indirekte være eksponert overfor endret konkurransevne. Foretak en normalt betrakter som skjermet, kan også bli berørt av endret konkurransevne: Eksempler kan være eiendomsforetak som leier ut lokaler til konkurranseutsatt virksomhet, eller foretak innen varehandelen med lokaler nær grensen til Sverige. Også lønnsomheten for foretak innen hotell- og restaurantnæringen kan bli påvirket. For eksempel vil en kronestyrking gjøre det relativt sett rimeligere å være turist i utlandet enn i Norge.

En åpen økonomi

Foretakene har selv muligheter til å beskytte seg mot svingninger i kronkursen, både gjennom bruk av valuta-derivater og ved naturlig sikring, som å kjøpe innsatsvarer i samme valuta som en selger produktene i. Sommeren 2004 gjennomførte Norges Bank en spørreundersøkelse blant norske foretak om deres valuta-sikringspraksis, se Børsum og Ødegaard (2005). Undersøkelsen indikerer at valutasikring ved bruk av

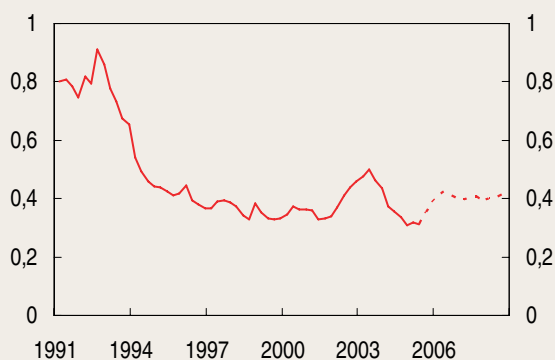
derivater er utbredt, særlig blant større foretak, men også naturlig sikring benyttes mye. Naturlig sikring vil imidlertid være lite tilgjengelig for foretak som i produksjonen benytter spesifikke norske innsatsvarer. I tillegg er derivatkontraktene i hovedsak kortsiktige med en løpetid på opptil ett år. Én av konklusjonene i Børsum og Ødegaard er derfor at foretakene – utover omfanget av naturlig sikring – samlet sett er sårbare overfor en kronestyrking av en viss varighet. Denne konklusjonen får støtte av den empiriske analysen vist ovenfor.

Pengepolitikken i Norge er innrettet mot lav og stabil inflasjon. Når Norges Bank fastsetter renten, har kronkursen betydning fordi den påvirker prisstigningen og den samlede produksjonen.²² Med skiftende temaer i valutamarkedet kan sammenhengene som påvirker kronkursen på kort sikt, lett bli ustabile. Ettersom kronkursen er prisen på våre penger målt i utenlandske, kan også forhold i andre land ha betydning for kronkursen. Over tid er det likevel en del grunnleggende krefter som påvirker kronkursen. Dette gjelder blant annet innføring av oljeinntekter og konjunkturene. På lang sikt vil konkurranseevnen være bestemt av realøkonomiske faktorer. I tillegg har den reelle valutakursen en tendens til å vende tilbake hvis det oppstår store avvik over tid.²³

Konkursutviklingen fremover

Figur 9 viser at dersom forklaringsfaktorene utvikler seg i tråd med anslagene i Inflasjonsrapport 2/2005, impliserer modellen at om lag 0,4 prosent av alle foretak vil gå konkurs hvert år i de neste tre årene. Ifølge beregningene basert på modellen og anslagene i Inflasjonsrapporten, vil utviklingen i etterspørsel, realrente og konkurranseevne være blant de viktigste drivkreftene fremover. Dersom renten øker gradvis, slik det er lagt til grunn i Inflasjonsrapporten, og inflasjonen utvikler seg som anslått, vil realrenten øke noe gjennom prognoseperioden. Kronkursen antas stabil de neste 3½ årene, og lønnsveksten ventes å være sterkere enn lønnsveksten hos handelspartnerne. Konkurranseevnen svekkes derfor noe fram mot utgangen av 2008. Økt realrente og svekket konkurranseevne bidrar isolert sett til å øke antall konkurser. Den gradvise tilstramningen i pengepolitikken avspeiler imidlertid at norsk økonomi vokser sterkt, og at utnyttelsen av produksjonskapasiteten anslås å ligge over normalnivået i prognoseperioden. Ifølge Inflasjonsrapporten ville en slik rentebane gi en rimelig avveining mellom hensynet til å bringe inflasjonen opp til målet og hensynet til å stabilisere utviklingen i produksjon og sysselsetting. Veksten i samlet etterspørsel bidrar til å dempe utviklingen i antall konkurser. Samlet gir derfor bidragene fra forklaringsfaktorene en stabil og moderat konkursutvikling fremover.

Figur 9 Antall åpnete konkurser (sesongjustert) i prosent av antall foretak. Kvartalstall. 1. kv. 1991 – 4. kv. 2008¹⁾



¹⁾ Fremskrivninger for 3. kv. 2005 – 4. kv. 2008

Kilder: Statistisk sentralbyrå, Brønnøysundregistrene og Norges Bank

5 Avslutning

Etter en nokså stabil konkursutvikling fra midten av 1990-årene økte antall konkurser markert i 2002 og 2003, men har siden avtatt. Vi har analysert faktorer bak konkursutviklingen med utgangspunkt i en empirisk modell. Ifølge analysen har utviklingen i fortjenestemarginer, konkurranseevne og realrente, samt konjunktursvingningene i norsk og internasjonal økonomi, vært blant de viktigste drivkreftene de siste 3½ årene. Vi finner at særlig endringer i konkurranseevnen kan forklare en betydelig del av konkursutviklingen siden 2002. I 2002 ble konkurranseevnen svekket av både kraftig lønnsvekst og styrking av kronkursen. Konkurranseevnen trakk derfor opp antall konkurser i både 2002 og 2003. Kronkursen svekket seg gjennom 2003 og inn i 2004, og lønnsveksten har avtatt de siste to årene. Konkurranseevnen er derfor noe bedret, og har bidratt til fallet i antall konkurser i senere tid.

En økning i antall konkurser gir normalt større utlånstap i bankene. Den empiriske analysen viser derfor at blant annet utviklingen i kronkursen og innenlandske produksjonskostnader relativt til utenlandske kan ha betydning for den finansielle stabiliteten.

Dersom forklaringsfaktorene utvikler seg i tråd med anslagene i Inflasjonsrapport 2/2005, impliserer den estimerte modellen at antall konkurser i forhold til antall foretak stabiliserer seg på nær 0,4 prosent i de neste tre årene. Beregningene indikerer at de viktigste drivkreftene fremover vil være utviklingen i etterspørsel, realrente og konkurranseevne. Samlet sett gir forklaringsfaktorene en stabil og moderat konkursutvikling fram til utgangen av 2008.

²² Se for eksempel Gjedrem (2003).

²³ Se for eksempel Akram (2002) og Sarno og Taylor (2002).

Referanser

- Akram, Farooq Q. (2002): «PPP in the medium run despite oil shocks: The case of Norway». Working Paper 2002/4, Norges Bank. Utkommer i *Journal of Macroeconomics* 28(4), 2006
- Bernhardsen, Eivind (2001): «A model of bankruptcy prediction». Working Paper 2001/10, Norges Bank
- Børsum, Øystein G. og Bernt Arne Ødegaard (2005): «Valutasikring i norske selskaper». *Penger og Kreditt* nr. 1/2005, s. 29–40
- Davis, E. Philip (1995): *Debt, financial fragility and systemic risk*. Clarendon Press, Oxford.
- Eklund, Trond, Kai Larsen og Eivind Bernhardsen (2001): «Modell for analyse av kredittrisiko i foretakssektoren». *Penger og Kreditt* nr. 2/2001, s. 109–116
- Gjedrem, Svein (2003): «Økonomiske perspektiver». *Penger og Kreditt* nr. 1/2003, s. 4–12
- Hendry, David F. og Jurgen A. Doornik (2001): *Empirical econometric modelling using PcGive 10*. London: Timberlake Consultants
- Husebø, Tore Anders og Bjørn-Roger Wilhelmsen (2005): «Norwegian business cycles 1982–2003». *Staff Memo* 2005/2, Norges Bank
- Jacobsen, Dag Henning og Bjørn E. Naug (2004): «Hva påvirker gjeldsveksten i husholdningene?». *Penger og Kreditt* nr. 2/2004, s. 79–86
- Jacobson, Tor og Jesper Lindé (2000): «Kreditvurdering och konjunkturcykeln: kan konkurser prognosticeras?» *Penning- och valutapolitikk*, nr. 4/2000, s. 11–33, Sveriges Riksbank
- Naug, Bjørn E. (2003): «Faktorer bak utviklingen i kronkursen – en empirisk analyse». Kapittel 7 i Ø. Eitrheim og K. Gulbrandsen (red.): *Hvilke faktorer kan forklare utviklingen i valutakursen?*, Norges Banks skriftserie nr. 31
- Norman, Victor D. (1993): *Næringsstruktur og utenriks-handel i en liten, åpen økonomi*. Oslo: Universitetsforlaget
- Platt, Harlan D. og Marjorie B. Platt (1994): «Business cycle effects on state corporate failure rates». *Journal of Economics and Business* 46, s. 113–127
- Sarno, Lucio og Mark P. Taylor (2002): «Purchasing power parity and the real exchange rate». *IMF Staff Papers* 49, nr. 1, s. 65–105
- Stiglitz, Joseph E. (1992): «Capital markets and economic fluctuations in capitalist economies». *European Economic Review* 36, s. 269–306
- Sæther, Pål og Kai Larsen (1999): «Kredittrisiko knyttet til foretakssektoren». *Penger og Kreditt* nr. 4/1999, s. 546–554
- Vlieghe, Gertjan W. (2001): «Indicators of fragility in the UK corporate sector». Working Paper nr. 146, Bank of England
- Wadhvani, Sushil B. (1984): «Inflation, bankruptcy default premia and the stock market». Discussion Paper nr. 194, Centre for Labour Economics, London School of Economics
- Wadhvani, Sushil B. (1986): «Inflation, bankruptcy default premia and the stock market». *The Economic Journal* 96, nr. 381, s. 120–138