# Kreditvärdering och konjunkturcykeln: kan konkurser prognosticeras?

Av Tor Jacobson och Jesper Lindé
*Verksamma vid forskningsavdelningen*

*Kreditvärderingsföretag har en betydelsefull uppgift att fylla på de finansiella marknaderna. I denna uppsats studerar vi egenskaper hos de kreditvärderingar som gjorts för aktiebolag av Dun & Bradstreet Sverige AB och Upplysningscentralen AB under perioden 1993–1999. En central frågeställning i uppsatsen är hur den makroekonomiska utvecklingen förhåller sig till de kreditvärderingar som gjorts, och till den faktiska risken för konkurs. Vi undersöker också om kreditvärderingarna innehåller information om bankernas framtida kreditförluster, och om bankerna förefaller ta hänsyn till kreditvärderingsföretagens värderingar i kreditbeviljningsprocessen.*

## Kreditvärderingsföretag i Sverige och utomlands

I sina roller som finansiella intermediärer antas bankerna ha ett informationsöverläge som gör dem särskilt lämpade att avgöra vilka investeringsprojekt (kreditansökningar) som ska beviljas och vilka som ska förkastas. I praktiken kommer detta informationsöverläge delvis till stånd genom köp av externa riskbedömningar av såväl befintliga som potentiella motparter. Bankernas behov av prognoser för framtida kreditrisker har gett underlag till en hel bransch som specialiserat sig på kreditvärdering av – såväl aktiebolag, som handelsbolag och enskilda näringsidkare – och privatpersoner.

**Bankernas behov av prognoser för framtida kreditrisker har gett underlag till en hel bransch som specialiserat sig på kreditvärdering. Branschen domineras i Sverige av två företag, UC AB och Dun & Bradstreet Sverige AB (D&B).**

*Författarna vill tacka Tommy Bisander, Jan Fritsch, Henrik Hargéus, Staffan Viotti och Anders Vredin för värdefulla kommentarer.*

Branschen domineras i Sverige idag av två företag, UC AB och Dun & Bradstreet Sverige AB (D&B), som tillsammans har en marknadsandel på cirka 90 procent. UC är ett av bankerna helägt dotterbolag och har därmed närmast en monopolställning vad gäller försäljning av kreditvärderingar till bankerna. D&B har precis som UC en stor försäljningsvolym av företagsinformation, men arbetar i större utsträckning mot andra utställare av kredit, som detaljhandeln, finansbolag, bostadsföretag och telekomföretag. På informationsområdet för privatpersoner har UC en dominerande ställning.

**De svenska kreditvärderingsföretagen skiljer sig från utländska motsvarigheter både vad gäller metod och omfattning.**

De svenska kreditvärderingsföretagen skiljer sig från utländska motsvarigheter både vad gäller metod och omfattning. De svenska företagen värderar i princip alla svenska företag, medan traditionella amerikanska kreditvärderingsföretag som Moody's och Standard and Poor värderar ett företag på uppdrag av detsamma.[1] Detta betyder i praktiken att UC och D&B kontinuerligt värderar mellan 500 000 och 750 000 företag, medan Moody's och Standard and Poor täcker en mycket mindre andel företag. Skillnaden förklaras av värderingsmetod. De amerikanska värderingarna fastställs av handläggare genom omfattande utredningar av objektens kreditvärdighet. De båda svenska företagen utnyttjar den relativt goda tillgången på pålitliga data i Sverige i automatiserade datorbaserade värderingar, om än väsensskilda sinsemellan. Det är viktigt att notera att UC och D&B använder sig av det starka samband som existerar mellan bankernas samlade kreditförluster och konkursutvecklingen för Sveriges företag. Konkursrisk antas i praktiken vara direkt relaterad till kreditrisk.[2] Skälet till detta är att information om företagens konkurser är allmänt tillgänglig och centralt samlad, medan bankernas kreditfallissemang är företagshemligheter som inte sprids.

**Det är klart att dessa båda företags kreditvärderingar har stor betydelse för de svenska finansiella marknadernas funktionssätt.**

Det är klart att dessa båda företags kreditvärderingar har stor betydelse för de svenska finansiella marknadernas funktionssätt. Bankerna använder sig av externa kreditvärderingar i sina kreditprövningar. Dessutom använder bankerna externa kreditvärderingar som en komponent i de interna

[1] Det finns andra internationella aktörer som exempelvis FairIsaac och Experian som tillämpar metoder liknande UC:s. FairIsaac har utvecklat en så kallad scoring-modell för små och medelstora företag i USA. Tillgången på information är dock väsentligt sämre än i Sverige. Kreditvärderingsmodeller baserade på subjektiva regelverk av den typ som D&B använder (se nedan) tillhandahålls av flera internationella kreditvärderingsföretag.

[2] Notera att både D&B och UC:s obeståndskriterium för aktiebolag omfattar konkurs (laga kraft), utmätning, ackordsuppgörelse, betalningsinställelse och företagsrekonstruktion. I resten av uppsatsen använder vi deras obeståndskriterium som operationellt mått på konkurs.

kreditvärderingssystemen, låt vara i varierande omfattning. Det betyder att extern kreditvärdering kan få ett genomslag i bankernas allokering av buffertkapital, åtminstone i den utsträckning som interna kreditvärderingssystem används för sådana syften. Ett skäl för Riksbanken att studera svenska kreditvärderingar är bankens bevakning av de finansiella marknaderna med avseende på systemets stabilitet. I detta arbete är bankernas framtida kreditförluster en central fråga och genom sambandet mellan kreditförluster och konkursutvecklingen för Sveriges företag, framstår externa kreditvärderingar som ett möjligt prognosverktyg. Icke-finansiella företag, värderade av D&B och UC, stod för över 75 procent av bankernas kreditförluster under bankkrisen 1991–1993, och man kan på goda grunder anta att kreditförluster i företagssektorn föregår kreditförluster i hushållssektorn.

**I vilken utsträckning slår förbättringar, eller försämringar, i det allmänna företagsklimatet igenom i kreditvärderingarna.**

Kreditvärderingarnas användbarhet för dessa syften kan studeras från ett flertal utgångspunkter. En viktig sådan och den vi har valt, är deras förmåga att inkorporera makroekonomiska effekter, det vill säga, i vilken utsträckning förbättringar, eller försämringar, i det allmänna företagsklimatet slår igenom i kreditvärderingarna. D&B och framför allt UC, har synnerligen generöst givit oss tillgång till kvartals- respektive månadsvisa data på kreditvärderingar (prognoser) och konkursandelar (utfall) för en period som omfattar konjunkturuppgången sedan bankkrisen (1993–1998). Genom att analysera dessa data vill vi försöka belysa följande frågeställningar:

- Hur har D&B:s och UC:s kreditvärderingar varierat över tiden och finns det en samvariation dem emellan?
- Går det att påvisa makroekonomisk påverkan på kreditvärderingarna?
- I den utsträckning prognos och utfall för konkursandelar skiljer sig åt, är differensen dem emellan systematiskt relaterad till den makroekonomiska utvecklingen?
- I vilken utsträckning kan kreditvärderingarna användas när det gäller att prognosticera bankernas framtida kreditförluster?
- Finns det ett samband mellan kreditvärderingarna och tillväxttakten i bankernas utlåning till företag och hushåll? Vilka övriga makrovariabler är viktiga?

Inom ramen för revideringsarbetet av kapitaltäckningsreglerna har Baselkommittén för banktillsyn vid Bank for International Settlements låtit utföra en omfattande studie om externa kreditvärderingar.[3] Ett grundläggande syfte med denna

[3] Se BIS (2000).

studie är att undersöka möjligheterna att använda extern kreditvärdering som grundval för bestämning av bankernas kapitaltäckning. I BIS (2000) studeras dock inte makroekonomins inverkan på kreditvärderingarna explicit. Lindhe (2000) identifierar enskilda makroekonomiska variablers förmåga att prognosticera aggregerade konkurser för svenska data.

# Metod och data

**I detta avsnitt ges en beskrivning av de metoder som UC och D&B har utvecklat för att producera kreditvärderingar.**

I detta avsnitt ges en beskrivning av de metoder som UC och D&B har utvecklat för att producera kreditvärderingar. Vi diskuterar även kortfattat skillnader i kreditvärderingarnas innebörd – eller uttolkning – och användningsområde mellan de två företagen, eftersom företagens värderingsfilosofi har betydelse för deras val och utformning av metod. Därefter diskuterar vi de data som företagen ställt till vårt förfogande och avslutar med presentationer av några grundläggande egenskaper i data.

## Modeller och metodologi

**D&B använder sig av en femgradig skala för indelning i risk.**

D&B använder sig av en femgradig skala för indelning i risk, vilken sammanfaller med huvudägaren Moody's indelning. För aktiebolag ges kreditvärderingarna AAA, AA, A, B och C. Handelsbolag och enskilda firmor kan inte erhålla AAA, det bästa kreditbetyget. D&B's värderingsmetod utnyttjar ett *expertsystem*. Bokslutsinformation, branschanalys, betalningshistorik för företaget, samt information om individerna i företagets styrelse (som förmögenhet, inkomst och betalningsanmärkningar) utvärderas i ett formaliserat, datorbaserat regelverk.[4] De kriterier som avgör att ett företag hamnar i en viss klass baseras på expertbedömningar, därav namnet expertsystem.

**UC bestämmer kreditvärderingar genom en statistisk metod vars grund utgörs av en så kallad logistisk regressionsmodell i kombination med ett beslutsträd.**

UC bestämmer kreditvärderingar genom en statistisk metod vars grund utgörs av en så kallad logistisk regressionsmodell i kombination med ett beslutsträd. Tidigare värderades uteslutande aktie- och handelsbolag med denna metod, men från och med i år värde-

[4] Eftersom kunskapen om expertsystemets uppbyggnad och exakt vilken information som används är en affärshemlighet så kan vi inte vara mer precisa i vår framställning. Vårt intryck är dock att både bokslutsdata för företaget och information om individerna i styrelsen, till exempel betalningsanmärkningar, tillmäts stor betydelse.

ras även enskilda firmor. Liksom D&B delar UC in företagen i fem riskklasser: 1, 2, 3, 4 och 5. Bäst kreditvärdighet har företagen i klass 5 och sämst i klass 1. Kreditvärderingsmodellen använder i princip samma information som D&B:s expertsystem, det vill säga företagsinformation och personinformation avseende styrelseledamöter. Modellens slutprodukt är en skattning av sannolikheten att företaget ifråga går i konkurs inom en kommande tvåårsperiod. UC:s riskklasser är helt enkelt en indelning av konkurssannolikhetsfördelningen i fem intervall, exempelvis placeras de företag som har en skattad konkurssannolikhet större än 25 procent i riskklass 1.[5]

**Inget av de två kreditvärderingsföretagen har inkluderat makroekonomiska variabler i sina värderingsmodeller.**

Inget av de två kreditvärderingsföretagen har inkluderat makroekonomiska variabler i sina värderingsmodeller, dock av olika skäl. För att förstå dessa måste man beakta att företagens val av kreditvärderingsmetod reflekterar en viktig skillnad i synen på vad en kreditvärdering representerar. D&B syftar med sin metod till att mäta den *relativa* kreditvärdigheten för ett företag, medan UC försöker mäta den *absoluta* risken. En viktig implikation av skillnaden i ansats är att enligt D&B:s ansats skall ett A-företag vara ett A-företag oavsett om det är hög- eller lågkonjunktur. UC, å andra sidan, kommer att ändra riskklassen för många företag vid förändringar av konjunkturläget därför att de skattade konkurssannolikheterna ändras medan klassgränserna ligger fast. Det finns alltså ingen anledning för D&B att explicit inkludera makroekonomiska variabler i expertsystemet. För UC:s del kan man argumentera för möjligheten att modellens variabler indirekt fångar den makroekonomiska utvecklingen. Om detta är sant, följer att UC:s kreditvärderingar kan vara användbara som indikatorer av en konjunkturellt betingad kreditvärdighet i företagssektorn som helhet. Av detta skäl använder Riksbanken idag i sin finansiella stabilitetsrapport UC:s värderingar som en indikator på den absoluta risken i företagssektorn och därmed på framtida kreditförluster. Trots att D&B:s kreditvärderingar endast avser att mäta den relativa risken kan de likväl vara av intresse att studera ur ett finansiellt stabilitetsperspektiv. De kan tänkas fånga upp en möjlig riskuppbyggnad, det vill säga ökad beviljning av krediter av bankerna i en konjunkturförbättringsfas och därmed uppkomst av företag av sämre kvalitet i en högkonjunktur som inte är livskraftiga när konjunkturen vänder nedåt igen. Om så vore fallet skulle andelen företag i B- och C-klasserna tendera att öka när högkonjunkturen mognar, och

[5] Notera att UC – förutom aktuell riskklass – även tillhandahåller den skattade konkurssannolikheten för ett företag om kunden så önskar.

D&B:s värderingar kunna fungera som en indikator på riskuppbyggnad, till exempel när Riksbanken genomför sin finansiella stabilitetsanalys.

## Data

**Det datamaterial som D&B och UC har ställt till förfogande skiljer sig åt som en följd av skillnaderna i företagens värderingsmetoder.**

Det datamaterial som D&B och UC har ställt till förfogande skiljer sig åt som en följd av skillnaderna i företagens värderingsmetoder. Från D&B har vi för perioden från och med tredje kvartalet 1993 till och med fjärde kvartalet 1999 erhållit kvartalsvis statistik över antalet företag i olika riskklasser och det totala antalet värderade företag uppdelat på aktiebolag, handelsbolag och enskilda firmor.[6] Vi har även erhållit information om det faktiska konkursutfallet för de olika riskklasserna för olika horisonter (tre månader till och med tre år) för perioden 1996–1999.

Från UC har vi erhållit statistik på aktiebolagens fördelning över konkurssannolikhetsfördelningens percentiler. Ett exempel förklarar enklast vad vi menar med detta: i april 1993 tilldelade UC 12 804 företag skattade sannolikheter för konkurs inom två år i percentilen 3,00 – 3,99 procent. Vi har dessutom fått statistik på utfallet, det vill säga andelen aktiebolag inom en given percentil som faktiskt gick i konkurs. Om vi anknyter till exemplet ovan, så ger utfallsstatistiken besked om hur stor andel av de 12 804 företagen i percentilen 3,00–3,99 procent som faktiskt gått i konkurs under tvåårsperioden april 1993 till april 1995. Denna prognos- och utfallsstatistik har vi per månad för perioden april 1993 till februari 1998. Anledningen till att den endast sträcker sig fram till och med februari 1998, och inte till och med år 1999 som för D&B, är att det tar två år för UC att stämma av prognos mot utfall. Eftersom data för BNP endast finns per kvartal, har vi använt kvartalsvisa medelvärden för månadsobservationerna.[7] Före maj 1997 (och därmed under större delen av vår undersökningsperiod) använde UC följande percentiler för indelningen i riskklasserna 1 till 5: klass 5 hade en konkursprognos ≤ 3,00 procent, företagen i klass 4 en prognos 3,01–5,00 procent, klass 3 en prognos 5,01–10,00 procent, klass 2 en prognos 10,01–25,00, klass 1, slutligen, en prognos ≥ 25,01 procent.[8] Från maj 1997 och framåt ändrades gränserna till

[6] Notera att D&B inte tilldelar alla företag en kreditvärdering. Detta gäller nyregistrerade företag, och även ett fåtal andra som det inte finns tillräcklig information om. Även UC ”släcker” vissa bolag om särskilda kriterier är uppfyllda. Det är det dock inte fråga om en stor andel företag för vare sig D&B eller UC.

[7] I de fall när vi inte fått information för varje månad i ett givet kvartal av UC, baseras kvartalsobservationen endast på den månad/månader som information gavs för. Exempelvis baseras informationen för första kvartalet 1998 endast på information om januari och februari månad.

[8] Anledningen till att UC 1997 ändrade klassgränserna är att en ny modell då introducerades.

≤ 1,04 procent för klass 5, 1,05–3,04 för klass 4, 3,05–10,49 för klass 3, 10,50–25,49 för klass 2, och ≥ 25,50 för klass 1.[9]

I diagram 1 och 2 redovisas riskklassernas utveckling över tiden för UC och D&B. I diagrammen har vi tagit ett genomsnitt över kvartalsobservationerna för ett givet år. I diagram 1 ser vi en betydande rörelse från sämre till bättre riskklas-

**Diagram 1. Fördelning av aktiebolag enligt UC:s riskklassificering 1993–1998**

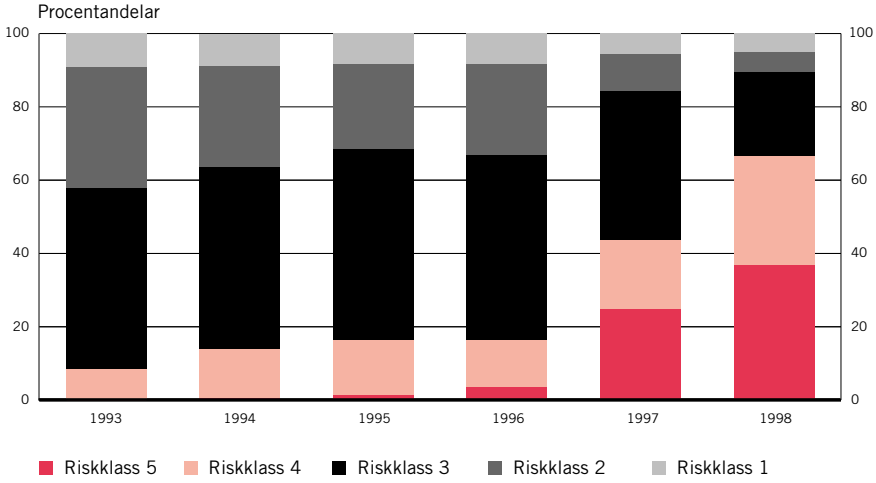
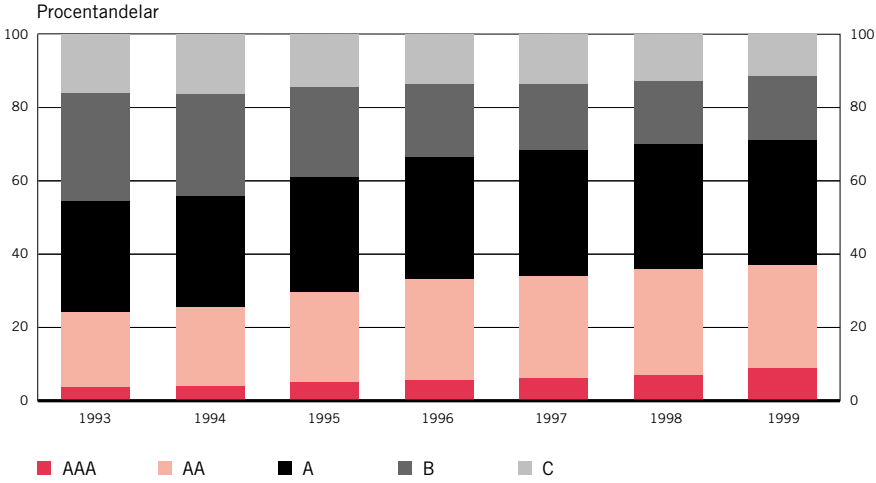



**Diagram 2. Fördelning av aktiebolag enligt D&B:s riskklassificering 1993–1999**




[9] Notera att eftersom vi endast har statistik för andelen företag i heltalspercentiler (0,00–0,99, 1,00–1,99, 2,00–2,99 och så vidare) så kan vi inte exakt replikera UC:s riskklasser.

ser. Från att i princip inga företag fanns i riskklass 5 1993 och 1994, så fanns över 20 procent av totalt cirka 250 000 aktiva aktiebolag i denna riskklass 1998. Från diagrammen kan vi tydligt utläsa att det framförallt är riskklasserna 2 och 3 som minskat och riskklasserna 4 och 5 som ökat. Andelen aktiebolag i den sämsta riskklassen 1 är mest konstant över tiden. I diagram 2 ser vi en betydligt mindre, men ändå påtaglig rörelse. Framförallt har andelen företag i riskklassen B minskat och andelen aktiebolag i AAA ökat. Att andelen företag har ökat mest i den bästa riskklassen (AAA/5) och minskat mest i den näst sämsta (B/2) verifieras i tabell 1, där vi ser att korrelationerna (som mäter graden av samvariation) mellan UC:s och D&B:s kreditvärderingar är störst för dessa riskklasser (0,66 och 0,78).

**Tabell 1. Korrelationer över tiden mellan D&B och UC:s riskklasser 3 kv 1993–1 kv 1998**

| | D&B:s värderingar | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| UC:s riskklasser | AAA | AA | A | B | C |
| 5 | 0,66 | 0,51 | –0,37 | –0,77 | –0,72 |
| 4 | 0,60 | 0,49 | –0,33 | –0,73 | –0,66 |
| 3 | 0,71 | 0,37 | –0,35 | –0,75 | –0,77 |
| 2 | –0,69 | –0,50 | 0,39 | 0,78 | 0,74 |
| 1 | –0,49 | –0,35 | 0,21 | 0,62 | 0,60 |

Anmärkning. Korrelationerna i tabellen mäter graden av linjär samvariation mellan två olika riskklasser över tiden. Om den är 1 föreligger ett perfekt positivt samband, och om den är –1 föreligger ett perfekt negativt samband.

**I genomsnitt har företagen fått en väsentligt förhöjd kreditvärdering under perioden.**

Av diagram 1 och 2 kan vi dra slutsatsen att företagen i genomsnitt fått en väsentligt förhöjd kreditvärdering under perioden. Det förefaller också rimligt att tro att den faktiska genomsnittliga kreditvärdigheten ökat då perioden sammanfaller med en stark konjunkturuppgång. Eftersom UC syftar till att mäta den absoluta kreditvärdigheten i varje tidsperiod, och D&B den relativa, så är det också naturligt att UC:s kreditvärderingar reflekterar konjunkturuppgången i större utsträckning. För D&B är resultaten bekymmersamma eftersom de uttalat avser att mäta endast den relativa kreditvärdigheten. En tänkbar förklaring till att det finns en trend i deras utvärderingar under perioden kan vara att branschsammansättningen förändrats. En annan möjlig förklaring kan vara att D&B:s värderingar inte uteslutande tar hänsyn till relativa utfall, utan även till vissa absoluta nyckeltal. Oavsett förklaring till den uttalade trenden, så krävs ytterligare data för att analysera huruvida D&B:s kreditvärderingar är informativa beträffande en möjlig riskuppbyggnad i företagssektorn som helhet. Detta, i kombination med vårt primära intresse för de absoluta riskerna i ljuset av de frågeställningar vi inledningsvis formulerade, gör att vi fortsättningsvis fokuserar på UC:s kreditvärderingar. Vi

börjar analysen med en utvärdering av UC:s konkursprognoser per se, för att sedan övergå till dess relation med konjunkturcykeln.

Vi har valt att utvärdera UC:s konkursprognoser på tre nivåer. Den första nivån blir med avseende på de skattade konkurssannolikheterna vid given tidpunkt, den andra gäller UC:s riskklasser över tiden och på den tredje nivån aggregerar vi riskklasserna och studerar tidsserier för konkursprognoser och faktiskt utfall.

**Vi har valt att utvärdera UC:s konkursprognoser på tre nivåer.**

I diagram 3 redovisar vi prognos och utfall för UC:s konkurssannolikheter för tre godtyckligt valda månader: en i början, en i mitten och en i slutet på undersökningsperioden. Om prognosticerad och faktisk konkursandel sammanföll i varje percentil, så skulle alla observationer i diagrammen ligga på en 45-gradig linje från origo och därmed ha en lutningskoefficient lika med 1. Nu ser vi att så inte är fallet, speciellt inte för april 1993 där stora avvikelser förekommer, speciellt för de högre riskprognoserna. I vissa percentiler – framförallt de högre – är dock antalet företag mycket litet, vilket kan ge en delvis missvisande bild av modellens prognosförmåga. För december 1997, som visar resultat för den nya modell som UC använder, ser prognoserna ut att överensstämma betydligt bättre med utfallet. Ett formellt test av hypotesen att lutningskoefficienten är lika med 1 för de tre valda månaderna, ger resultatet att vi endast för december 1997 kan avstå från att förkasta. Detta indikerar att UC gjort systematiska prognosfel under perioden, åtminstone vid några tillfällen.

**UC har gjort systematiska prognosfel under perioden, åtminstone vid några tillfällen.**

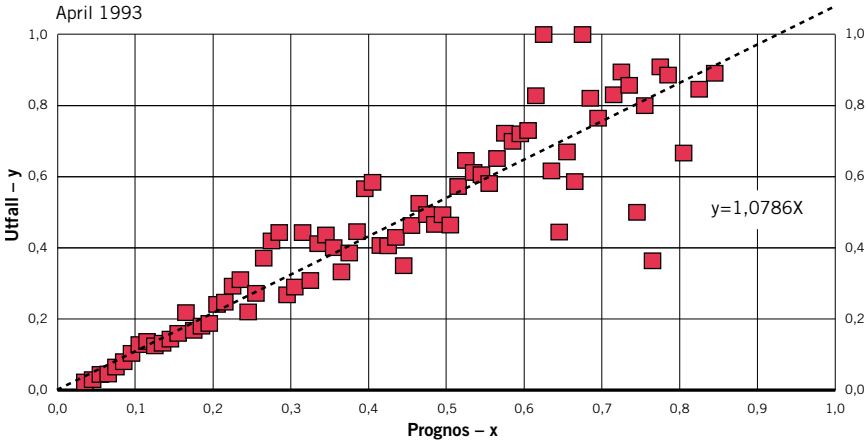
Eftersom perioden april 1993 till 1996 sammanföll med en stark konjunkturuppgång och återhämtning i den svenska ekonomin är det av intresse att studera om de prognosfel som UC har gjort under denna period är slumpmässiga eller systematiskt relaterade till konjunkturutvecklingen. Denna analys är lättare att göra för de riskklasser som UC presenterar än för de percentiler som vi undersökt i diagram 3, eftersom det finns fem riskklasser men 100 percentiler. Om felen är systematiska och går åt samma håll för varje percentil, så framkommer detta tydligare i en analys av riskklasserna. Även om resultaten i diagram 3 pekar mot tillfredsställande prognoser av konkursfrekvenser – åtminstone för slutet av perioden – är detta ingen garanti för att resultaten för riskklasserna ser lika bra ut.

**Även om resultaten i diagram 3 pekar mot tillfredsställande prognoser av konkursfrekvenser är detta ingen garanti för att resultaten för riskklasserna ser lika bra ut.**

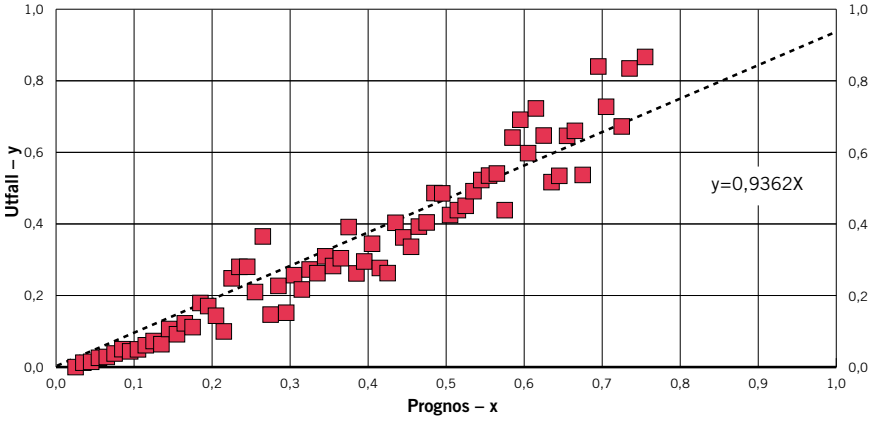
I diagram 4 redovisas prognosticerad och faktisk konkursandel i varje risk-

**Diagram 3. Prognosticerad och faktisk konkursfrekvens för aktiebolag i UC:s kreditvärderingar**

April 1993




Mars 1996




December 1997

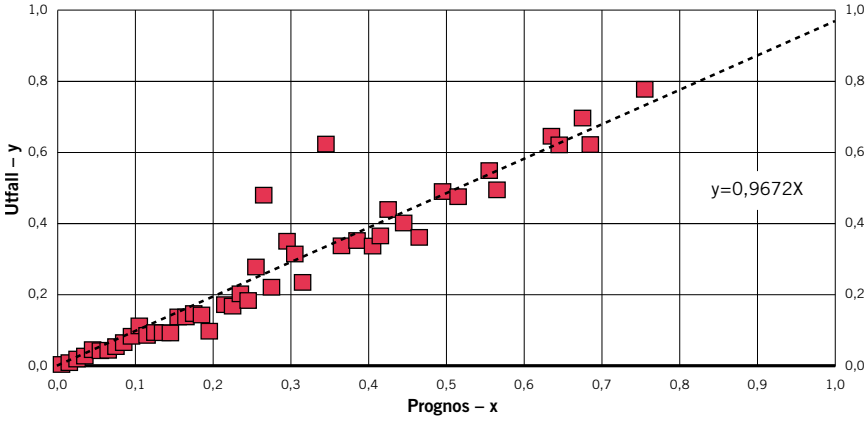
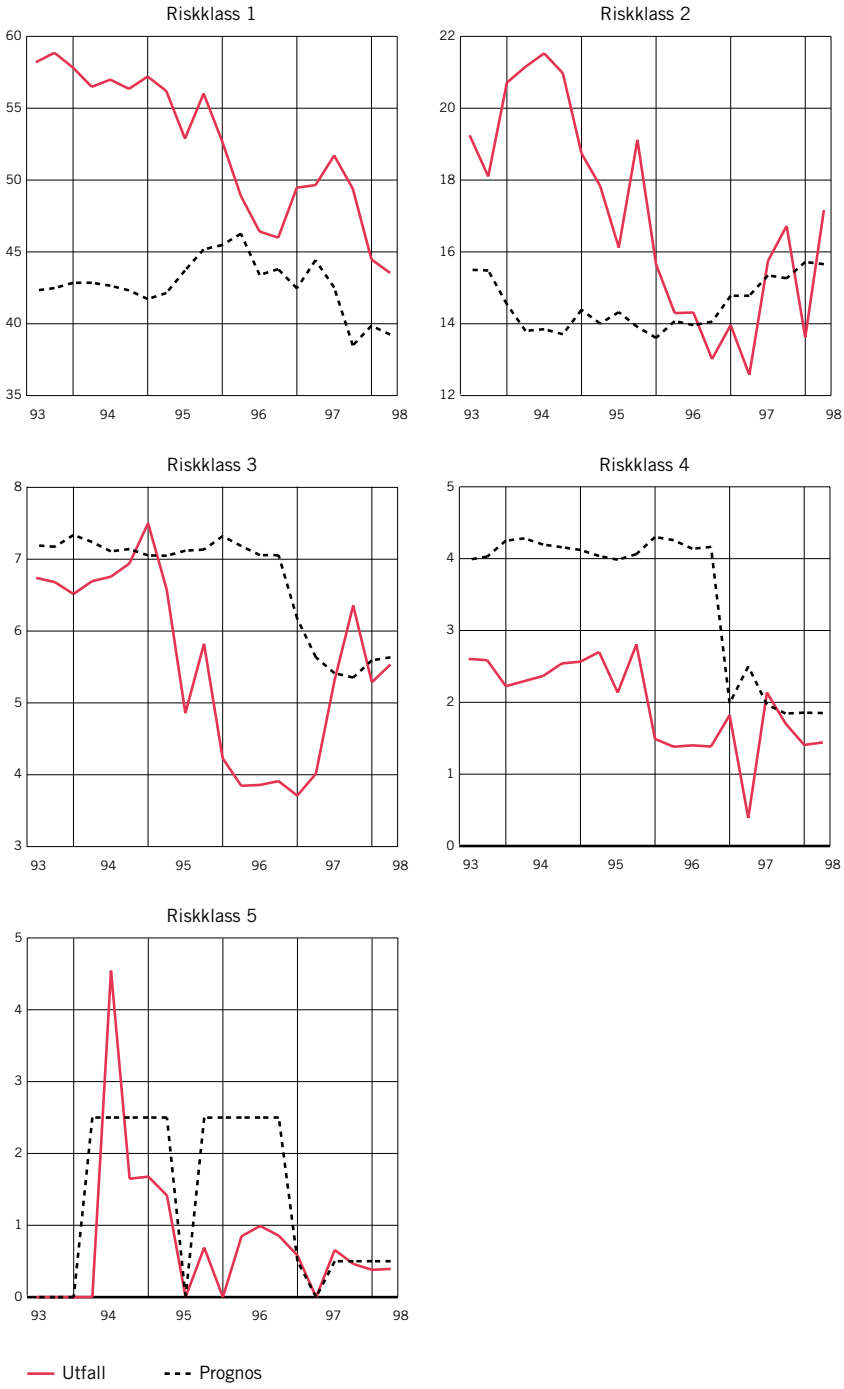


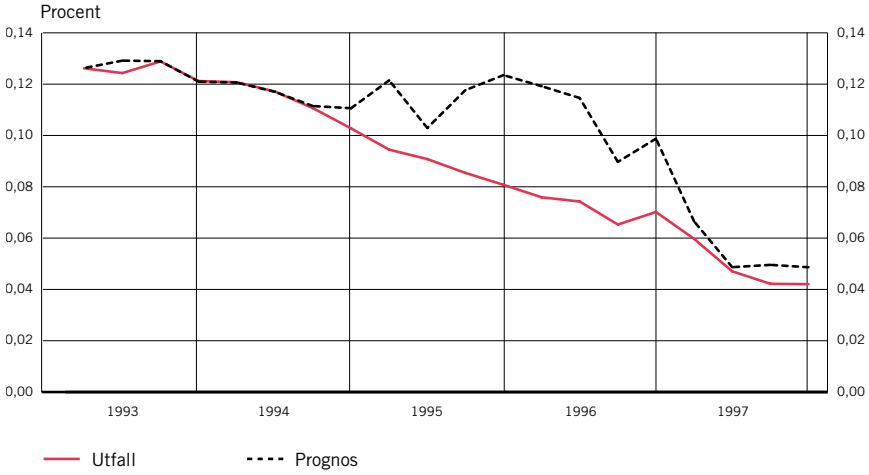
**Diagram 4. Prognosticerad och faktisk konkursandel i UC:s riskklasser 2 kv 1993–1 kv 1998**



**Det förefaller som om UC systematiskt överskattat risken för konkurs för riskklass 3 och 4 och underskattat risken för konkurs för klasserna 1 och 2.**

klass under perioden andra kvartalet 1993 till första kvartalet 1998.[10] Från diagrammen förefaller det som om UC systematiskt överskattat risken för konkurs för riskklass 3 och 4 och underskattat risken för konkurs för klasserna 1 och 2. Efter introduktionen av den nya modellen har denna över- respektive underskattning minskat markant. Eftersom det stora antalet företag ligger i riskklasserna 3 och 4 indikerar detta att modellen systematiskt överskattat konkursrisken i aktiebolag som helhet under perioden 1994–1996.

**Diagram 5. Prognosticerad och faktisk konkursandel för aktiebolag utvärderade av UC 2 kv 1993–1 kv 1998**




Slutligen visar vi i diagram 5 de aggregerade konkursprognoserna över tiden, det vill säga prognosticerad för *alla* aktiebolag värderade av UC. Diagrammen visar dessutom aggregerad faktisk konkursandel. Vi kan bekräfta att modellen systematiskt överskattat konkursrisken i aktiebolag som helhet under perioden 1994–1996. Värderingarna fångar den fallande konkursrisken sett över hela perioden, men med en tydlig eftersläpning.

[10] Serierna över prognoser och utfall för riskklass 5 är inte speciellt informativa i början av perioden eftersom få företag fanns i klassen då.

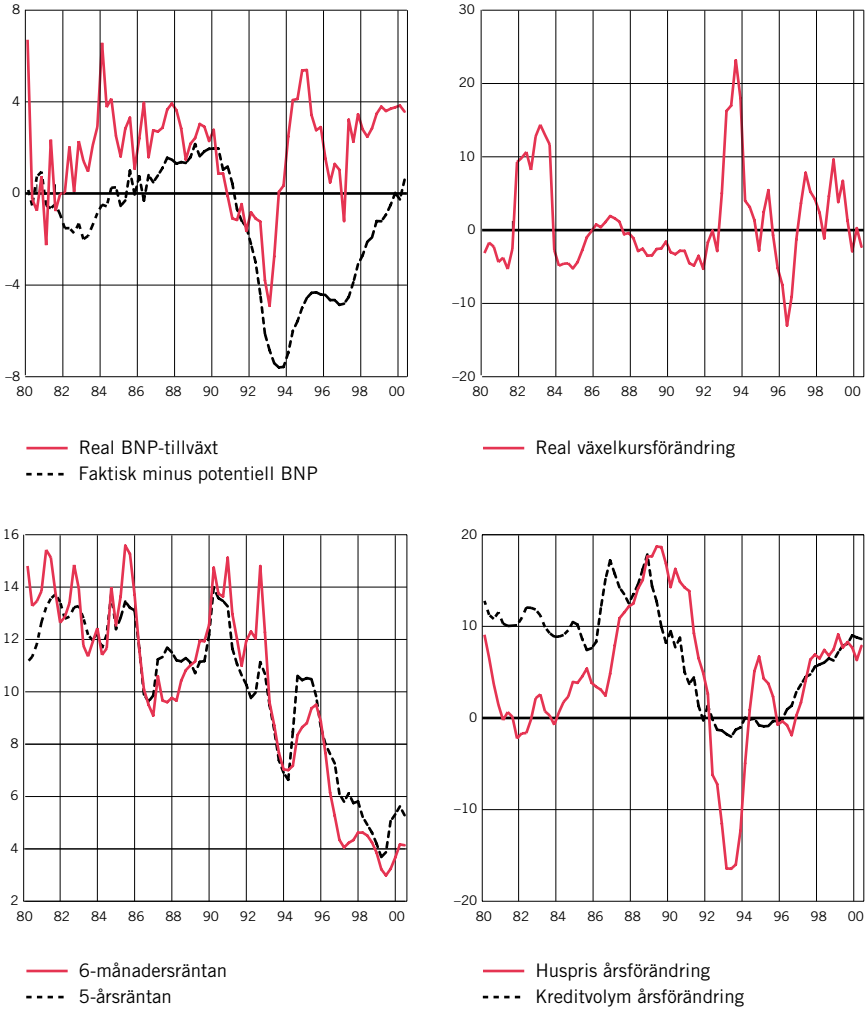
# Makroekonomins betydelse för kreditvärderingarna

Eftersom den systematiska överskattningen av konkursrisken som redovisas i diagram 5 sammanföll med en period med stark konjunkturuppgång är det av intresse att studera om den makroekonomiska utvecklingen kan förklara skillnaderna mellan prognos och utfall. I detta avsnitt gör vi just det.

I diagram 6 visas utvecklingen för några centrala makroekonomiska variabler första kvartalet 1980 till andra kvartalet 2000. I den första rutan visas tillväxt-

**Diagram 6. Makroekonomins utveckling 1 kv 1980–2 kv 2000**

Procent



takten i real BNP i 1995 års priser tillsammans med det så kallade BNP-gapet, vilket är en uppskattning av skillnaden mellan faktisk och potentiell BNP-nivå.[11] Från diagrammet kan man tydligt utläsa den djupa lågkonjunkturen, med kraftigt negativa tillväxttal (mer än 4 procent som mest) och ett BNP-gap på mer än 8 procent. Den kraftiga konjunkturförbättringen 1994–1996 framgår också tydligt. I den andra rutan visas den reala växelkursens (TCW) utveckling (ett högre värde implicerar en depreciering av kronkursen).[12] Kronans stora depreciering under 1993 framgår tydligt. Därefter stärktes kronan under framförallt 1996. Sexmånaders nominell ränta på statsskuldsväxlar och femårs nominell ränta på statsobligationer visas i den tredje rutan, där vi kan spåra hur Riksbanken under 1994–1995 etablerade trovärdighet för det svenska inflationsmålet. I den sista rutan visas tillväxttakten i nominella krediter till företagen och hushållen tillsammans med de nominella husprisernas tillväxttakt. Den djupa lågkonjunkturens dramatiska inverkan på huspriserna och kredittillväxttakten framgår tydligt.

**Vi har genomfört ett antal regressionsanalyser.**

För att undersöka hur väl den makroekonomiska utvecklingen kan förklara variationen i faktiska och prognosticerade konkurser för företagen värderade av UC, har vi genomfört ett antal regressionsanalyser där vi använt några centrala makroekonomiska variabler som förklarande variabler och de faktiska och prognosticerade konkursandelarna i diagram 5 som beroende variabler.

**Syftet med analysen är att besvara två frågeställningar: går det att påvisa att UC:s prognoser avviker från faktiskt konkursutfall på ett systematiskt sätt samt hade UC kunnat förbättra sina prognoser.**

Syftet med analysen är att besvara två frågeställningar. För det första: går det att påvisa att UC:s prognoser avviker från faktiskt konkursutfall på ett systematiskt sätt givet den information som fanns tillgänglig vid prognostillfället? Med andra ord, hade UC förbättrat sina prognoser om de hade inkorporerat effekterna av samtida och tidigare realisationer av makroekonomiska variabler? Detta studerar vi genom att skatta tre regressionsekvationer; en för UC:s prognoser, en för faktiskt konkursutfall, samt en för differensen mellan UC:s prognoser och faktiskt konkursutfall, det vill säga prognosfelet. Om de första två regressionerna resulterar i likartade koefficientskattningar och om regressionen för prognosfelet ger insignifikanta koefficienter, så kan vi dra slutsatsen att UC inte uppenbart hade förbättrat konkursprognoserna genom att inkludera samtida och tidigare realisationer av de makroekonomiska variablerna. Den andra frågeställningen gäller möjlighe-

[11] Här använder vi Apel och Janssons (1999) mått på BNP-gapet. Vi har också experimenterat med BNP-gap genererade av Hodrick–Prescott (HP) filtret, men funnit att resultaten är invarianta mot val av mått.

[12] Alla tillväxttakter, eller årsförändringar, mäts på kvartalsdata genom att först ta logaritmen på variabeln och sedan fjärde differensen.

ten att förbättra dagens prognos för konkurser inom den tvåårigа prognoshorisonten genom att utnyttja information om den makroekonomiska utvecklingen under *själva prognosperioden*. Den intressanta frågan härvidlag är om det också finns ett systematiskt samband mellan UC:s prognosfel och makroekonomins utfall under den tvåårigа prognosperioden. Om så är fallet medför detta att UC skulle kunna förbättra sina konkursprognoser genom att betinga dessa på prognoser av makroekonomins utveckling. Resultaten av regressionerna visas i tabell 2.[13]

**Tabell 2. Regressionsanalys av prognosticerade och faktiska konkursandelar 2 kv 1993–1 kv 1998**

| | Beroende variabel | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Förklarande variabler | Prognosticerad konkursandel av UC | | | Faktisk konkursandel | | | Prognos – Faktiskt utfall | |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| Real BNP-tillväxt idag | –0,59** | | | –0,19 | | | | |
| | (–2,75) | | | (–0,83) | | | | |
| BNP-gapet idag | | –1,70*** | | | –1,57*** | | –0,13 | |
| | | (–7,25) | | | (–9,54) | | (–0,44) | |
| 6-månaders räntan idag | 1,15*** | 0,62*** | | 1,08*** | 0,69*** | | –0,07 | |
| | (5,24) | (4,60) | | (4,73) | (7,31) | | (–0,44) | |
| Reala växelkursens förändring idag | –0,05 | –0,15*** | | 0,10* | –0,02 | | –0,13*** | |
| | (–0,95) | (–4,49) | | (2,02) | (–1,02) | | (–3,10) | |
| BNP-gapet 2-år framåt | | | –2,33*** | | | –0,91*** | | –1,41*** |
| | | | (–8,21) | | | (–8,30) | | (–6,55) |
| 6-månaders räntan 2-år framåt | | | –0,43* | | | 0,98*** | | –1,42*** |
| | | | (–2,04) | | | (11,89) | | (8,77) |
| Reala växelkursens förändring 2-år framåt | | –0,16** | | | 0,04* | | –0,20*** | |
| | | | (–2,78) | | | (1,79) | | (–4,57) |
| Förklarad varians-andel | 0,65 | 0,88 | 0,91 | 0,65 | 0,95 | 0,99 | 0,46 | 0,84 |
| Autokorrelations-problem | JA | NEJ | NEJ | JA | JA | NEJ | JA/NEJ | NEJ |
| Normalfördelnings-problem | NEJ | NEJ | NEJ | NEJ | NEJ | NEJ | NEJ | NEJ |
| Nonsens-samband, sannolikhet | 0,18 | 0,03 | 0,09 | 0,33 | 0,04 | 0,07 | 0,41 | 0,03 |
| Antal observationer | 20 | 20 | 20 | 20 | 20 | 20 | 20 | 20 |

Anmärkning. En konstant har inkluderats i regressionerna men redovisas inte. t-kvoter för de skattade parametrarna inom parenteser. *(**)[***] anger att en parameter är statistiskt signifikant på 10(5)[1] procents nivån. Testet för nonsenssamband avser regressionens förklarade variansandel. Fördelningen för den förklarade variansandelen under nollhypotesen att inget samband föreligger är skattad med simulering. Det redovisade värdet avser sannolikheten att en simulerad förklarad variansandel överstiger den observerade i regressionen.

[13] Vi har även experimenterat med andra makroekonomiska variabler såsom inflationen, penningmängden, ökningstakten i huspriserna, kredittillväxten till privata företag och hushållen, årsförändringen i affärsvärldens generalindex (AFGX). Ingen av dessa variabler förefall dock vara av betydelse för analysresultaten i tabell 2.

**BNP-gapet är ett bättre mått på ekonomisk aktivitet än tillväxttakten för att förklara variationen i faktisk konkursandel, analogt med resultaten i kolumnerna 1 och 2.**

Kolumnerna 1 och 2 i tabell 2 visar resultaten av regressioner med två olika mått på ekonomisk aktivitet; tillväxttakten i real BNP vid prognostillfället och BNP-gapets storlek vid prognostillfället. Det framgår av resultaten att BNP-gapet mycket bättre fångar makroekonomins indirekta effekt på UC:s prognoser jämfört med tillväxttakten i BNP. Andelen av variationen i prognosticerad konkursandel som modellen förklarar stiger från 70 till 90 procent och autokorrelationen försvinner. I kolumnerna 4 och 5 visas motsvarande resultat med avseende på faktisk konkursandel. Det visar sig att BNP-gapet är ett bättre mått på ekonomisk aktivitet än tillväxttakten för att förklara variationen i faktisk konkursandel, analogt med resultaten i kolumnerna 1 och 2.

Resultaten i kolumnerna 2, 5 och 7 belyser den första frågeställningen; skulle UC förbättra sina prognoser genom att inkludera samtida och tidigare makroekonomiska realisationer? Koefficientskattningarna i kolumn 2 och 5 är påfallande lika och följaktligen är skattningarna för prognosfelregressionen i kolumn 7 insignifikanta, undantaget koefficienten för den reala växelkursen. Vi kan därmed konstatera att UC:s prognoser indirekt inkorporerar effekter av den historiska makroekonomiska utvecklingen genom prognosmodellens företagsspecifika variabler.

**UC skulle kunna förbättra sina prognoser genom att försöka inkorporera prognoser av den framtida makroutvecklingen.**

I kolumnerna 6 och 8 redovisas analyser med avseende på vår andra frågeställning; kan betingning på makroekonomiska utfall under prognosperioden förbättra UC:s konkursprognoser? Våra resultat antyder att så är fallet. När vi använder den makroekonomiska utvecklingen under mätperioden två år framåt (kolumn 6) så kan vi förklara hela 99 procent av variationen i faktisk konkursandel, vilket kan jämföras med 95 procent i ekvationen som använder de historiska makrorealisationerna (kolumn 5). Vad viktigare är, ekvationen i kolumn 8 som förklarar prognosfelet ger signifikanta koefficientskattningar. Slutsatsen är att UC skulle kunna förbättra sina prognoser genom att försöka inkorporera prognoser av den framtida makroutvecklingen.

**Vår slutsats är att den makroekonomiska utvecklingen är av central betydelse för faktiska och – indirekt – prognosticerade konkursandelar.**

Ett potentiellt problem i sammanhanget är dock att de höga förklaringsvärdena kan vara ett resultat av slumpen, eftersom vi har en undersökningsperiod som karaktäriseras av starka trender i de beroende (se diagram 5) och flera av de förklarande variablerna (se di-

agram 6 perioden 1993—1998).[14] Därför har vi undersökt huruvida detta är fallet med våra analyser. Under rubriken ”Nonsens-samband” redovisar vi skattade sannolikheter för att våra resultat kan vara ett resultat av nonsens-samband.[15] Som kan utläsas i tabellen är dock dessa sannolikheter mycket låga, mindre än 0,10 i de viktiga fallen. Tillsammans med vår a priori uppfattning att dessa variabler borde vara relaterade till varandra gör detta att vi känner oss säkra i vår slutsats att den makroekonomiska utvecklingen är av central betydelse för faktiska och – indirekt – prognosticerade konkursandelar.

## Kreditvärderingar som framåtblickande indikator på kreditförluster

I detta avsnitt skall vi undersöka om UC:s prognoser kan fungera som en framåtblickande indikator för bankernas framtida kreditförluster. Detta är naturligtvis det yttersta motivet för de privata bankerna – och även för Riksbanken – att använda sig av UC:s värderingar som kreditförlustprognoser.

**UC:s värderingar kan vara mindre användbara som indikator på framtida kreditförluster i situationer där makroekonomins utveckling förändras.**

I detta sammanhang är det viktigt att närmare undersöka om vi kan förklara UC:s prognosfel, mätt som prognosticerad minus faktisk konkursandel på två års horisont, med tidigare förändringar i den makroekonomiska utvecklingen. Det finns goda skäl att tro att det är just i konjunkturens upp- och nedgångar som UC:s prognoser kan släpa efter den faktiska utvecklingen. Eftersom vi har data för en period som karaktäriseras av en stark konjunkturuppgång (se diagram 6) så låter sig denna analys göras. Ett test på om UC:s prognoser korrekt fångar effekterna av förändringar i makroekonomins utveckling är att undersöka om prognosfelet kan förklaras systematiskt av förändringar i makroekonomiska variabler. Resultaten i tabell 3 bekräftar att så är fallet. När exempelvis förändringen i BNP-gapet ett år tidigare

[14] Se Granger och Newbold (1974).

[15] Nonsens-samband sannolikheterna är beräknade på följande vis. Först skattas ekvationer för alla variabler i tabell 2. I dessa ekvationer modelleras variablerna enbart av sin egen historia, så kallade autoregressiva modeller. Ett tillräckligt antal tidsförskjutna variabler inkluderas för att feltermen i ekvationen ska bli slumpmässig. I ett andra steg används dessa skattningar för att konstruera artificiella stickprov genom att generera feltermer med en slumptalsgenerator med lämplig varians. Slutligen skattas alla ekvationerna i tabell 2 igen på det simulerade stickprovet och vi sparar den förklarade variansandelen. Genom att upprepa steg 1 till 3 ett stort antal gånger erhålls en fördelning av förklarade variansandelar för varje kolumn i tabell 2. Genom att undersöka hur många utfall i den simulerade fördelningen som överstiger det observerade värde som vi erhållit i regressionen på faktisk data erhålls en skattad sannolikhet. Eftersom de justerade förklaringsvärdena i den simulerade fördelningen är generade under hypotesen att alla variablerna endast förklaras av sin egen historia och att de således är oberoende av varandra, mäter denna sannolikhet risken för att regressionen ifråga är ett nonsens-samband.

varit positiv, så har UC överskattat konkursandelen två år framåt. Slutsatsen av detta är att UC:s värderingar kan vara mindre användbara som indikator på framtida kreditförluster i situationer där makroekonomins utveckling förändras.

**Tabell 3. Regressionsanalys av differensen mellan prognosticerad och faktiskt konkursandel 2 kv 1993–1 kv 1998**

| Förklarande variabler | Beroende variabel<br>Prognosticerad minus faktisk konkursandel |
|---|---|
| Förändring i BNP-gapet 1 år tidigare | 0,65*** |
| | (6,17) |
| Förändring i 6-månaders räntan 1 år tidigare | 0,25*** |
| | (3,81) |
| Förändring i tillväxttakten i reala växelkursen 1 år tidigare | 0,05** |
| | (2,83) |
| Förklarad variansandel | 0,82 |
| Autokorrelationsproblem | NEJ |
| Normalfördelningsproblem | NEJ |
| Nonsens-samband, sannolikhet | 0,01 |
| Antal observationer | 20 |

Anmärkning. En konstant har inkluderats i regressionerna men redovisas inte. t-kvoter för de skattade parametrarna inom parenteser. *(**)[***] anger att en parameter är statistiskt signifikant på 10(5)[1] procents nivån. Testet för nonsens-samband avser regressionens förklarade variansandel. Fördelningen för den förklarade variansandelen under nollhypotesen att inget samband föreligger är skattad med simulering. Det redovisade värdet avser sannolikheten att en simulerad förklarad variansandel överstiger den observerade i regressionen.

För att ytterligare undersöka om UC:s värderingar kan användas som en indikator på framtida kreditrisker har vi genomfört ett så kallat Granger (1969) kausalitetstest mellan UC:s prognosticerade konkursandel och bankernas totala kreditförluster för lån till svenska företag och hushåll som andel av nominell BNP.[16] Testet innebär att man undersöker om prognosticerad konkursandel *idag* kan förklara variation i *framtida* kreditförluster. Vi kontrollerar också för att inga logiska kullerbyttor uppträder genom att undersöka om det är så att prognoserna idag har prediktiv information för framtida kreditförluster, så har inte *samtidigt* kreditförluster idag prediktiv information för framtida prognoser. Vi har även genomfört analysen för faktiska konkursandelen och den skattade konkursandel som predikteras av de makroekonomiska variablerna i ekvation 6 i tabell 2.

**Den faktiska konkursandelen kan användas som en ledande indikator för framtida kreditförluster.**

I tabell 4 redovisas resultaten av Granger-kausalitetsanalysen. Vi ser att UC:s värderingar inte fungerar som en ledande indikator på kreditförluster i aggregatet enligt detta test. Vi

[16] Detta är ett vanligt test i tidsserieanalys för att undersöka om en variabel har prediktiv förmåga att förklara variationen i en annan variabel och vice versa.

ser också att kreditförlusterna inte kan användas för att prediktera UC:s prognosandel. Däremot ser vi att den faktiska konkursandelen kan användas som en ledande indikator för framtida kreditförluster. Det omvända förhållandet gäller inte. En implikation av detta är att om UC:s prognoser förbättras så att deras avvikelse från faktisk konkursandel reduceras, så skulle deras värderingar som indikator för framtida aggregerade kreditförluster öka. Sist, men icke desto mindre intressant, så ser vi att den konkursandel som skattas med de makroekonomiska variablerna i kolumn 6 i tabell 2, kan användas som en indikator på framtida kreditförluster. Samtidigt gäller inte det omvända förhållandet (kreditförluster idag kan inte prediktera skattad konkursandel). Detta innebär att om man kunde bilda sig en god uppfattning om det makroekonomiska utfallet två år framåt (som exempelvis är Riksbankens penningpolitiska prognoshorisont) så skulle man genom ekvationen i kolumn 6 kunna göra en rimlig prognos för bankernas framtida kreditförluster.

**Tabell 4. Resultat av Granger kausalitetstest 2 kv 1993–1 kv 1998**

| | | |
|---|---|---|
| Prognosticerad konkursandel UC | $\not\Rightarrow$ | Kreditförluster för lån till företag och hushåll (andel av nominell BNP) |
| Kreditförluster för lån till företag och hushåll | $\not\Rightarrow$ | Prognosticerad konkursandel UC (andel av nominell BNP) |
| Faktisk konkursandel | $\Rightarrow$ | Kreditförluster för lån till företag och hushåll (andel av nominell BNP) |
| Kreditförluster för lån till företag och hushåll | $\not\Rightarrow$ | Faktisk konkursandel (andel av nominell BNP) |
| Prognosticerad konkursandel med makroekonomiska variabler (ekvation 6 i tabell 2) | $\Rightarrow$ | Kreditförluster för lån till företag och hushåll (andel av nominell BNP) |
| Kreditförluster för lån till företag och hushåll | $\not\Rightarrow$ | Prognosticerad konkursandel med makroekonomiska variabler (ekvation 6 i Tabell 2) (andel av nominell BNP) |

Anmärkning. Vald signifikansnivå för testet är 5 procent. Två laggar har använts. Antalet observationer blir därmed 18.

**En förbättrad modellering av makroekonomins utveckling skulle kunna göra UC:s konkursprognoser användbara som indikatorer på framtida kreditförluster.**

Sammantaget innebär detta att UC:s värderingar idag är mindre användbara som en ledande indikator på framtida kreditförluster på aggregerad nivå. När det sker en förändring i konjunkturläget riskerar UC:s värderingar att släpa efter den faktiska konkursrisken för värderade företag, eftersom modellen inte explicit inkorporerar den framtida makroekonomiska utvecklingen. Detta är ett potentiellt problem om UC:s

värderingar används som en viktig faktor när bankerna beviljar krediter. I detta sammanhang förefaller det som om en god bild av den framtida makroekonomiska utvecklingen är av central betydelse för att kunna bedöma konkursrisken i företagssektorn, och därmed också framtida kreditrisker hos bankerna. Våra resultat pekar på att en förbättrad modellering av makroekonomins utveckling skulle kunna göra UC:s konkursprognoser användbara som indikatorer på framtida kreditförluster.

## Kreditvärderingarnas betydelse för bankernas kreditgivning

Eftersom resultaten i analysen ovan tyder på att UC:s värderingar inte fullt ut fångar de framtida kreditriskerna på aggregerad nivå, så är det viktigt att bilda sig en uppfattning om hur stor hänsyn bankerna tar till UC:s prognoser när de beviljar krediter. Om de tar stor hänsyn till UC:s värderingar, kan detta exempelvis leda till att bankerna underskattar kreditriskerna när konjunkturläget snabbt försämras.

**Den enskilda variabel som kan förklara mest av variationen i kredittillväxten är UC:s prognosticerade konkursandel.**

I tabell 5 redovisar vi resultaten av en analys som undersöker hur stor del av variationen i tillväxttakten i nominella krediter till företag och hushåll som kan förklaras av UC:s prognosandel och andra centrala makroekonomiska variabler. I tabellen kan vi utläsa att den enskilda variabel som kan förklara mest av variationen i kredittillväxten är UC:s prognosticerade konkursandel. Den kan förklara hela 86 procent av variationen i kredittillväxten på egen hand. De två andra viktigaste variablerna verkar vara sexmånaders räntan på statsskuldsväxlar och BNP-gapet. Tillsammans kan dessa variabler förklara hela 98 procent av variansen i kredittillväxttakten (se kolumn 7). Även husprisernas utveckling förefaller vara viktig (se kolumn 6). Om man infogar sexmånaders- och femårsräntan, alternativt huspriserna, och BNP-gapet i samma analys, visar sig sexmånadersräntan och BNP-gapet ha marginellt högre förklaringsvärde. Notera att man inte tycks kunna erhålla en välspecificerad ekvation för kredittillväxttakten om inte UC:s prognosticerade konkursandel inkluderas i analysen. Problem med så kallad autokorrelation uppstår, vilket belyser vikten av att inkludera denna variabel vid modellering av bankernas kreditbeviljning.

Sammanfattningsvis indikerar resultaten i detta avsnitt att bankerna tagit hänsyn till UC:s värderingar. Enligt regressionerna har bankerna också tagit hänsyn till andra variabler såsom räntan, huspriserna och konjunkturläget.

**Tabell 5. Regressionsanalys av tillväxttakten i bankernas utlåning till företag och hushåll 2 kv 1993–1 kv 1998**

| Förklarande variabler | Beroende variabel: Tillväxttakten i krediter till företag och hushållen (nominellt) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
| Prognosticerad konkursandel av UC | –0,84*** | | | | | –0,46*** | –0,40*** |
| | (–10,50) | | | | | (–7,14) | (–6,71) |
| 6-månaders SSVX räntan | | –1,12*** | | | | –0,63*** | –0,64*** |
| | | (–7,74) | | | | (-8,46) | (-9,92) |
| 5-års statsobligationsräntan | | | –1,04*** | | | | |
| | | | (–4,89) | | | | |
| Tillväxttakten i huspriserna (nominellt) | | | | 0,193** | | 0,05** | |
| | | | | (2,81) | | (2,50) | |
| BNP-gapet | | | | | 1,21*** | | 0,33*** |
| | | | | | (3,88) | | (3,64) |
| Förklarad variansandel | 0,86 | 0,77 | 0,57 | 0,30 | 0,46 | 0,97 | 0,98 |
| Autokorrelationsproblem | JA/NEJ | JA | JA | JA | JA | NEJ | NEJ |
| Normalfördelningsproblem | NEJ | NEJ | NEJ | NEJ | NEJ | NEJ | NEJ |
| Nonsens-samband, sannolikhet | 0,03 | 0,06 | 0,13 | 0,18 | 0,26 | 0,00 | 0,00 |
| Antal observationer | 20 | 20 | 20 | 20 | 20 | 20 | 20 |

Anmärkning. En konstant har inkluderats i regressionerna men redovisas inte. t-kvoter för de skattade parametrarna inom parenteser. *(**)[***] anger att en parameter är statistiskt signifikant på 10(5)[1] procents nivån. Testet för nonsens-samband avser regressionens förklarade variansandel. Fördelningen för den förklarade variansandelen under nollhypotesen att inget samband föreligger är skattad med simulering. Det redovisade värdet avser sannolikheten att en simulerad förklarad variansandel överstiger den observerade i regressionen.

# Slutsatser

Analysresultaten föranleder oss att dra följande slutsatser.

**Både UC:s och D&B:s kreditvärderingar samvarierar med den makroekonomiska utvecklingen.**

Både UC:s och D&B:s kreditvärderingar samvarierar med den makroekonomiska utvecklingen. Men UC:s kreditvärderingar gör det i högre grad. Detta implicerar att UC:s kreditvärderingar torde vara av större intresse att studera som en användbar indikator för absoluta kreditförluster. För D&B, som har en uttalad policy att mäta den relativa kreditvärdigheten, innebär resultaten att man inte utan fördjupade analyser kan använda deras värderingar i syfte att bilda sig en uppfattning om en riskuppbyggnad i företagssektorn sker. I uppsatsen har vi därför fokuserat på UC:s värderingar för perioden 1993–1998.

Det visar sig att UC:s prognosticerade konkursrisker, såväl som de faktiska konkursutfallen, samvarierar systematiskt med den makroekonomiska utveckling-

**En utveckling av UC:s modell som försöker fånga den makroekonomiska utvecklingen under prognosperiodenborde vara en mycket användbar indikator på framtida aggregerade kreditförluster.**

en. Däremot verkar det som om UC:s prognoser inte fångar effekterna av förändringar i den makroekonomiska utvecklingens betydelse för faktiska konkursutfall. Mer specifikt, så överskattar UC:s prognoser konkursrisken i en konjunkturuppgång, och eftersläpar därmed den makroekonomiska utvecklingen. Vi finner också stöd för slutsatsen att faktisk konkursandel är användbar som indikator på framtida kreditförluster, medan UC:s prognoser inte är det. Predikterad konkursandel skattad med makroekonomiska variabler är användbar för prognosticering av framtida kreditförluster. Alltså borde en utveckling av UC:s modell som försöker fånga den makroekonomiska utvecklingen under prognosperioden vara en mycket användbar indikator på framtida aggregerade kreditförluster. En möjlig förklaring till resultaten är att UC:s gamla modell som användes till och med april 1997 fungerade otillfredsställande. UC började använda en ny modell först från och med maj 1997, och det finns därmed inte tillräckligt med data för att undersöka den nya modellens validitet. Men eftersom som den nya modellen som UC använder inte explicit inkorporerar den framtida makroekonomiska utvecklingen, så finns det skäl att tro att resultaten i uppsatsen kan vara giltiga även för UC:s nya modell.

Det verkar också som att UC:s kreditvärderingar verkligen är viktiga för bankernas kreditgivningsbeslut. Detta innebär att det i dagsläget är angeläget att utveckla kreditvärderingsmodeller som korrekt inkorporerar makroekonomins framtida utveckling i syfte att förbättra bankernas kreditbeviljningsbeslut. Detta gäller såväl UC:s prognosmodell som bankernas interna kreditriskmodeller.

**Det blir av central betydelse för Riksbanken att analysera den makroekonomiska utvecklingen i syfte att identifiera riskuppbyggnad i banksystemet.**

För Riksbankens arbete med att övervaka den finansiella stabiliteten innebär resultaten följande slutsats. Då den makroekonomiska utvecklingen i så stor utsträckning kan förklara den faktiska konkursandelen hos företagen och då företagen står för en stor andel av bankernas kreditförluster, följer att det blir av central betydelse för Riksbanken att analysera den makroekonomiska utvecklingen i syfte att identifiera riskuppbyggnad i banksystemet.

# Referenser

Apel, Mikael & Per Jansson, 1999," System estimates of potential output and the NAIRU", Empirical Economics, Vol. 24, Nr 3, s. 373–88.

BIS, 2000, "Credit ratings and complementary sources of credit quality information", Basel Committee on Banking Supervision Working Papers No. 3 – August 2000.

Granger, Clive W.J., 1969, "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", Econometrica, Vol. 37, s. 424–438.

Granger, Clive W.J., & Paul Newbold, 1974, "Spurious regressions in econometrics", Journal of Econometrics, Vol. 2, s. 111–20.

Lindhe, Lena, 2000, "Makroindikationer på kreditrisker vid företagsutlåning", Penning- och valutapolitik, nr 1.