IRB-ansatsen i Baselkommitténs förslag till nya kapitaltäckningsregler: några simuleringsbaserade illustrationer

Av Tor Jacobson, Jesper Lindé och Kasper Roszbach
Författarna arbetar på forskningsavdelningen.

Den så kallade IRB(Internal Ratings Based)-ansatsen för bestämning av bankers kapitaltäckning är en av grundbultarna i Baselkommitténs förslag till revidering av Baselöverenskommelsen för bankreglering. I vår artikel presenterar vi idéerna bakom och grunddragen för IRB-ansatsen och beskriver konsekvenserna för bankernas kapitaltäckningsbehov av ett antal av ansatsens komponenter. Vi illustrerar med hjälp av en simuleringsbaserad analys hur IRB-bestämt kapital förhåller sig till riskerna i en låneportfölj i ett dynamiskt perspektiv under olika antaganden om den makroekonomiska utvecklingen.[1] *Därtill undersöker vi effekten av antalet riskklasser som banker använder och effekterna av olika riskprofiler i bankers kreditportföljer.*

Baselkommitténs regelverk

Baselkommittén introducerade 1988 ett regelverk för kapitaltäckning som anammats av mer än 100 länder.

År 1988 introducerade Baselkommittén ett regelverk som anger hur beräkningen av den lägsta tillåtna nivån för kapitaltäckning i banker ska utföras, det vill säga storleken på det kapital som banker är ålagda att hålla som buffert för eventuella framtida förluster i sin tillgångsportfölj, exempelvis krediterna i låneportföljerna. Från att ursprungligen ha varit avsedda för internationellt aktiva banker i G10-länderna har Baselreglerna numera anammats av mer än 100 länder. Dessutom tillämpas regelverket i allmänhet på samtliga banker, inte bara internationellt verksamma.

Författarna tackar för värdefulla synpunkter från Sonja Daltung, Kerstin Mitlid, Staffan Viotti och Anders Vredin.

[1] Insikterna i uppsatsen är delvis baserade på en uppsats med titeln *Capital Charges under Basel II: Corporate Credit Risk Modelling and the Macro Economy* av Carling, Jacobson, Lindé & Roszbach (2002). Där utvärderas IRB-ansatsen med hjälp av data för en företagslåneportfölj från en svensk storbank för perioden 1994–2000.

Syftet var, och är fortfarande, att befrämja säkerhet och stabilitet i banknäringen. Under senare år har tillsynsmyndigheters bekymmer över regelverkets urholkade effektivitet emellertid vuxit. Banknäringen har funnit metoder för kapitalarbitrage som kringgår kapitaltäckningsreglerna och som leder till bristfällig överensstämmelse mellan de risker man tar på sig och det buffertkapital man är tvungen att hålla.[2] I syfte att stävja denna utveckling har Baselkommittén och dess omfattande hierarki av arbetsgrupper arbetat fram ett förslag till revidering av 1988 års regler. Det föreslagna regelverket är betydligt mer omfattande och anger principer för reglering av bankers verksamhet och tillsynsmyndigheters övervakning.[3]

Otillräcklig riskhänsyn och möjligheter till arbitrage är viktiga motiv för Baselkommitténs utvecklingsarbete vad gäller kapitaltäckningsreglerna.

Otillräcklig riskhänsyn och möjligheter till arbitrage i det nuvarande regelverket är viktiga motiv för Baselkommitténs utvecklingsarbete vad gäller kapitaltäckningsreglerna. Men man kan också betrakta revideringsarbetet som en naturlig konsekvens av den snabba utvecklingen av kreditriskhantering och -mätning under senare år samt bankernas ökade vilja och förmåga att kvantifiera kreditrisk. Dagens metoder för mätning av kreditrisk närmar sig i vid bemärkelse allt mer de marknadsriskmodeller som tillsynsmyndigheter sedan flera år tillbaka tillåtit banker att använda för att bestämma buffertkapitalets storlek för riskutsatta valuta- och värdepapperstillgångar. I ett tidigt skede av utvecklingsarbetet med det nya regelverket diskuterades möjligheten att låta kreditriskmodeller användas på motsvarande sätt för bestämning av buffertkapitalet för kreditförluster. Eftersom det ännu inte har etablerats någon allmänt accepterad metodologi för validering, eller utvärdering, av kreditriskmodeller, beslutades att de nya reglerna ska utformas för att fungera under en övergångsperiod tills dess fullskalig kreditriskmodellering kan utgöra basen för kapitalbestämning.[4] I praktiken innebär det att reglerna blir en kompromisslösning, där kreditriskmodeller tillåts att indirekt utgöra grundval för bestämning av buffertkapitalet via bankernas interna riskklassificeringssystem. Baselkommittén poängterar också vikten av att det nya regelverket utformas på så sätt att det skapar incitament för bankerna att vidareutveckla kvantitativ hantering av kreditrisk.

[2] Jackson et al. (1999) innehåller en översikt av den omfattande empiriska litteraturen om de nuvarande kapitaltäckningsreglernas inverkan på bankernas beteende.

[3] I januari 2001 presenterades grundstommen för de framtida kapitaltäckningsreglerna. Förslaget finns tillgängligt på Bank for International Settlements webbplats (www.bis.org/publ/bcbsca.htm).

[4] Svårigheterna att utvärdera kreditriskmodeller beror dels på att användningen av modellerna ännu inte är allmänt spridd, dels på att de banker som använder modeller inte har gjort det särskilt länge och därför ännu inte hunnit lagra de omfattande datamängder som krävs. Eftersom själva händelsen, inställd betalning av ränta och amortering för ett lån, är en relativt sällsynt företeelse, krävs naturligtvis av det skälet datainsamling under en lång period.

Förslaget är uppbyggt på tre så kallade pelare. Den *första* pelaren omfattar regler för att bestämma bankers obligatoriska buffertkapital, avsett att täcka bland annat kreditförluster som bankerna ådrar sig. Den *andra* pelaren gäller tillsynsmyndigheters granskningsprocesser av bankers interna rutiner för att bestämma kapitalets storlek med hänsyn tagen till riskprofilen. Syftet med den *tredje* pelaren är att främja insyn i bankers riskprofiler för marknadsaktörer genom utökade krav på offentlig redovisning av bankernas verksamheter. Tanken är att öka den marknadsdisciplinerande effekten som exempelvis innebär att en riskbenägen bank korrekt uppfattas som en sådan av marknaden och därför, allt annat lika, åsamkas kostsammare finansiering.

Förslaget till nytt regelverk är uppbyggt på tre pelare.

Det buffertkapital som krävs enligt kapitaltäckningsreglerna ska uppgå till minst 8 procent av summan av bankens riskutsatta tillgångar. Värdet av tillgången multipliceras beroende på typ av tillgång med en så kallad riskvikt innan summeringen görs. I dagens regelverk är lånen i en kreditportfölj i viss utsträckning riskdifferentierade; lån till andra banker har exempelvis en riskvikt på 20 procent, medan företagslån har en riskvikt på 100 procent. Detta betyder att lån till andra banker skyddas av ett faktiskt buffertkapital på 1,6 procent (20 procent av de 8 procent som brukar kallas det absoluta kapitaltäckningskravet); lån till banker uppfattas således som mindre riskabla än lån till företag. Men i nuvarande regler är riskdifferentieringen begränsad så att exempelvis två företagsportföljer av samma storlek också belastas av samma buffertkapital, oberoende av portföljernas faktiska kreditriskprofiler. I det nya regelverket kommer riskdifferentieringen i beräkningen av tillgångarnas värde att drivas betydligt längre. Den konstanta riskvikten för företagslån ersätts med en varierande; kreditvärdiga företag med låg sannolikhet för fallissemang tilldelas en låg riskvikt och tvärtom.

Det buffertkapital som i dag krävs enligt kapitaltäckningsreglerna ska uppgå till minst 8 procent av summan av bankens riskutsatta tillgångar.

Den första pelaren föreslår två huvudalternativ för bestämningen av de riskvikter med vilka de riskutsatta tillgångarna multipliceras. Det första, den så kallade standardansatsen, är utformat så att det ska kunna tillämpas av alla banker. Med detta alternativ kommer lånen i en portfölj att delas in i ett relativt litet antal riskklasser, dock fler

Den första pelaren föreslår två huvudalternativ för bestämning av riskvikter. Det första, standardansatsen, ska kunna tillämpas av alla banker.

än enligt nuvarande regler.[5] Lånen i en given riskklass antas vara homogena i riskhänseende. Tillsynsmyndigheten tilldelar varje riskklass en riskvikt baserad på en extern kreditvärdering av motpartsriskerna som är typiska för lånen i riskklassen. Beräkningen av buffertkapitalet kan beskrivas i några enkla steg. Först summeras lånens värden i var och en av riskklasserna samt multipliceras med respektive riskvikt. Därefter summeras de erhållna riskviktade tillgångarna från varje riskklass. Buffertkapitalkravet utgörs av 8 procent av den summan.

Det andra alternativet är utformat med tanke på stora och mer sofistikerade banker.

Det andra huvudalternativet är utformat med tanke på stora och mer sofistikerade banker. IRB-ansatsen skiljer sig från standardansatsen främst genom att den bygger på intern snarare än extern information. Grundidén i IRB-ansatsen är att man ska utnyttja den information som samlas och bearbetas i bankens interna motpartsvärdering. Eftersom det är en del av bankers affärsverksamhet att professionellt bedöma och värdera motpartsrisker borde sådana utvärderingar kunna användas för riskdifferentierad kapitaltäckning. En banks interna riskklassificeringssystem är en systematisk sammanställning av dess kreditriskbedömningar och utgör därmed en rimlig bas i praktiken. Analogt med standardansatsen antas lånen i varje intern ratingkategori eller riskklass vara homogena i riskhänseende. Riskvikten för IRB-ansatsen, det vill säga den faktor som beräknas för varje riskklass och med vilken summan av alla lån i en specifik riskklass ska multipliceras för att få den *riskvägda* kapitaltäckningen, beräknas av banken själv. Utifrån historiska data för lånen i en given riskklass över en given tidshorisont beräknas en genomsnittlig fallissemangsannolikhet för riskklassen.[6] Med hjälp av en formel tillhandahållen av tillsynsmyndigheten översätts fallissemangsannolikheterna i de olika riskklasserna till riskvikter. Produkten av riskvikten, exponeringen vid försummelsetidpunkten (vanligtvis används det nominella lånebeloppet minus eventuell säkerhet) och det 8-procentiga absoluta kapitaltäckningskravet, summerad över alla lån i portföljen ger bankens buffertkapital, helt i analogi med standardansatsen. Det nuvarande förslaget erbjuder banker en möjlighet att själva välja på vilken av två komplexitetsnivåerna de tillämpar IRB-ansatsen. Den mer komplexa metoden kräver att banken internt kan sammanställa data på förlustkvoter för fallerande lån (*loss given default, LGD*), samt exponeringen vid fallissemangtidpunkten, medan den enkla

[5] Riskdifferentieringen i standardansatsen ökar jämfört med nuvarande regler dels genom att antalet riskviktsklasser ökar för lånekategorier som redan är riskviktade, dels genom att ytterligare lånekategorier, exempelvis krediter till företag och privatpersoner, riskviktas.

[6] En definition på fallerande lån som är vanlig i svenska banker är 60 dagar dröjsmål med betalning av ränta eller amortering.

metoden endast förutsätter att banken kan ta fram skattningar av fallissemangsannolikheter.

Fallissemangsannolikheter baserade på historiska data för ratingklasserna i den egna portföljen är gissningsvis det som i praktiken kommer att användas av flertalet banker.

Vi vill i denna artikel visa att trots regelförslagets detaljrikedom återstår fortfarande en del viktiga frågetecken rörande den praktiska tillämpningen av IRB-ansatsen. Vi undersöker konsekvenserna av alternativa sätt att utföra den viktiga beräkningen av genomsnittlig fallissemangsannolikhet, som sin tur resulterar i en riskvikt för varje ratingklass. Baselkommittén föreslår tre grundläggande metoder som bankerna kan använda sig av för att beräkna dessa sannolikheter: genomsnittlig extern rating av motpartsrisk, genomsnittliga skattade sannolikheter från en kreditriskmodell och frekvensberäkningar baserade på historiska data för ratingklasserna i den egna portföljen. En gissning är att den sistnämnda ansatsen är den som i praktiken i första hand kommer att användas av flertalet banker. Av det skälet är det också denna metod som vi illustrerar här. Vi tittar på effekterna av de olika sätten på vilka historiska data kan utnyttjas. Det rör sig dels om mängden data som kommer till användning, det vill säga vilken historisk horisont som tillämpas, dels om valet av metod för att skatta fallissemangsannolikheterna. Dessa frågor är relevanta oavsett vilken grundläggande metod banken tillämpar, alltså också i fallen med extern rating eller en kreditriskmodell. En annan frågeställning som vi belyser är hur ofta vi kan förvänta oss att en given kapitaltäckning visar sig vara otillräcklig i förhållande till uppmätt portföljrisk? Givetvis kommer svaret att vara beroende av hur buffertkapitalet beräknas samt valet av nivå och horisont för portföljens riskmått. Frågeställningen är relevant för de principer för beräkning av kapitaltäckning som det nuvarande Baselregelverket omfattar. Likväl har vi valt att studera kapitaltäckning enligt IRB-ansatsen. I dagsläget arbetar svenska banker med en anpassning av verksamheten för det nya regelverket, vilket i sig motiverar en undersökning av IRB-ansatsen. Vi kommer därför att illustrera hur det med IRB-metoden beräknade kapitalet varierar med skattningsmetod för fallissemangriskerna i respektive ratingklass. Vi kommer också att undersöka i vilken utsträckning IRB-kapitalet ger skydd för fallissemangrisken i låneportföljen. Därtill visar vi att det är viktigt att ta explicit hänsyn till konjunkturutvecklingen vid dessa bedömningar.

Våra resultat tyder på att valet av metod för att beräkna genomsnittlig historisk fallissemangrisk för ratingklasserna har stor betydelse; ju längre tidsperiod över vilken man beräknar fallissemangrisken, desto lägre kapitaltäckningskrav; ju längre framtida tidsperiod man antar att buffertkapitalet ska ge täckning för, des-

Våra resultat tyder på att valet av metod för att beräkna genomsnittlig historisk fallissemangrisk för ratingklasserna har stor betydelse.

to svagare samvariation med framtida kreditrisk och desto större risk att bufferten visar sig vara otillräcklig. Storleken på den här effekten beror också på valet av beräkningsmetod för fallissemangrisk. Makroekonomins påverkan har betydelse för utformningen av det nya kapitaltäckningssystemet. Bankens konjunkturkänslighet har stor inverkan på samvariationen mellan buffertkapital och portföljens kreditrisk, och därmed också för sannolikheten att kapitalbufferten visar sig vara otillräcklig. Våra resultat motsäger inte farhågorna för att en stark samvariation mellan buffertkapital och kreditrisk i det nya regelverket kan öka risken för procyklikalitetseffekter, det vill säga oönskade förstärkningar av konjunktursvängningar.

Metod

I detta avsnitt beskriver och motiverar vi stegen i vår analys. Appendix A innehåller en genomgång av tekniska detaljer i beräkningarna. Texten i det här avsnittet är dock upplagd på ett sådant sätt att den kan läsas fristående från appendixet. Appendixet är primärt skrivet för läsare som är intresserade av att själva tillämpa metoden eller göra om (delar av) beräkningarna.

Generering av data

Vår metod grundar sig på analys av simuleringsgenererade datamängder.

Vår metod är kvantitativ, men inte empirisk, eftersom den grundar sig på analys av simuleringsgenererade datamängder. Det finns flera skäl till detta. Det främsta är att verkliga data i den omfattning vi behöver är omöjliga att uppbringa. Dels vill vi analysera bankportföljer under en lång tidsperiod, dels omfattar analysen egenskaper för 1 000 portföljer. Ett annat skäl är att vi vill generera data med en stark och kontrollerbar koppling till makroekonomisk utveckling i syfte att studera effekterna över en konjunkturcykel. Den uppenbara nackdelen med en simuleringsansats är att resultaten är beroende av simuleringsmodellens verklighetsförankring. I nästa avsnitt beskriver vi den datagenererande modellens konstruktion. Med hjälp av den genererar vi tidsserier för ett antal perioder för hypotetiska bankportföljer som innehåller ett stort antal lån. Dessutom genererar vi data som beskriver det makroekonomiska tillståndet (BNP-gapet, det vill säga differensen mellan skattad potentiell bruttonationalprodukt och faktisk) i syfte att studera effekterna av konjunkturcykeln på bankernas IRB-bestämda kapitalkrav, specifikt med avseende på portföljernas variationer i risk.

Företagslånen i de simulerade bankportföljerna är fördelade över tio kreditrisk- eller ratingklasser. Fastän vi har valt antalet klasser relativt godtyckligt, ligger detta antal inom gränserna för vad de flesta banker hanterar. Portföljernas sammansättning, det vill säga riskklassernas riskprofil och andel av den totala portföljen, karaktäriseras av så kallade transitionsmatriser. Elementen i en transitionsmatris anger sannolikheter för flyttning av en motpart, det vill säga ett företag, från en ratingklass till en annan eller sannolikheter att motparter blir kvar i samma klass. De beskriver alltså motparternas rörelser mellan portföljens olika ratingklasser under en given tidsperiod, exempelvis från starttidpunkten och ett år framåt.

Det finns goda skäl att anta att olika faser i konjunkturcykeln ger upphov till olika nivåer i företagens kreditvärdighet.

Det finns goda skäl att anta att olika faser i konjunkturcykeln, allt annat lika, ger upphov till olika nivåer i företagens kreditvärdighet. Vi förväntar oss till exempel att relativt få företag tvingas i konkurs i en konjunkturfas med hög efterfrågan, med andra ord att relativt få krediter i en bankportfölj fallerar. I vår analys, som är ”dynamisk” i den meningen att vi följer en portföljs utveckling över många perioder, kommer vi att arbeta med tre olika transitionsmatriser som bör ge en rimlig beskrivning av migrationerna i portföljerna under normal, hög-, respektive lågkonjunktur. För att undvika att de simulerade företagslånen i bankens portfölj ”hoppar” för mycket mellan olika tillstånd, kommer vi att se till att övergångarna mellan de olika tillståndens transitionsmatriser jämnas ut. Denna utjämning regleras av det aktuella konjunkturläget i ekonomin.[7]

Transitionsmatriser

Låneportföljerna karaktäriseras av transitionsmatriser.

Som vi tidigare nämnt karaktäriseras låneportföljerna av transitionsmatriser. Denna karaktärisering sker på följande sätt. Utgå från att vår hypotetiska bank i sin kreditverksamhet, precis som banker är tänkta att göra under de nya Baselreglerna, i varje kvartal tilldelar alla sina lånekunder (motparter) en kreditvärdering eller rating. Det vill säga krediterna i portföljen fördelas över ett antal (här tio) ratingklasser. Om banken gör detta under många kvartal och systematiskt lagrar information om krediternas förflyttningar mellan

[7] Vi approximerar konjunkturen genom BNP-gapet, det vill säga differensen mellan faktisk real BNP och skattad potentiell BNP. Potentiell BNP är vad som skulle uppnås om alla ekonomiska resurser kunde utnyttjas fullt ut.

ratingklasserna, kan den på basis av denna information skatta en transitionsmatris,

$$TM = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdot & \cdot & \cdot & p_{1r} & p_{1d} \\ p_{21} & p_{22} & \cdot & \cdot & \cdot & p_{2r} & p_{2d} \\ \cdot & & & & & & \cdot \\ \cdot & & & & & & \cdot \\ p_{r1} & p_{r2} & \cdot & \cdot & \cdot & p_{rr} & p_{rd} \end{bmatrix},$$

där r är antalet icke-fallerande ratingklasser och d betecknar ratingklassen där fallerande krediter placeras. Om banken, som i vårt fall, använder sig av tio icke-fallerande ratingklasser så innehåller TM tio rader och elva kolumner. Elementet p_{24} betecknar en uppskattad sannolikhet för att en kredit som befinner sig i ratingklass 2 vid tidpunkt t kommer att ha förflyttats till ratingklass 4 vid tidpunkten $t + 1$; elementet p_{11} står för sannolikheten att krediter i ratingklassen med högst kreditvärdighet återfinns i samma klass i nästa period, medan p_{rd} är sannolikheten att de sämst värderade krediterna fallerar under tidsintervallet t till $t + 1$. Det kan vara värt att notera att sannolikheterna i en rad (avseende en ratingklass) summerar till 1.

Det finns skäl att förvänta sig att sannolikheterna i transitionsmatrisen inte är konstanta över konjunkturcykeln.

Som vi tidigare nämnt finns det skäl att förvänta sig att sannolikheterna i transitionsmatrisen inte är konstanta över konjunkturcykeln. I en högkonjunktur borde rimligen fallissemangrisken minska och i en lågkonjunktur borde en transitionsmatris med högre sannolikheter för nedvärdering av kredittagarna ge en bättre beskrivning av en bankportfölj. Vi tar hänsyn till detta konjunkturberoende genom att utgå från tre konjunkturlägen: ett slags normalkonjunktur samt hög- och lågkonjunktur som var och en kännetecknas av en egen transitionsmatris: TM_{normal}, $TM_{\text{hög}}$ och $TM_{\text{låg}}$. Transitionsmatrisen TM_{normal} har följande utseende:[8]

[8] $TM_{\text{hög}}$ och $TM_{\text{låg}}$ visas i Appendix A.

$$TM_{\text{normal}} = \begin{bmatrix} .90 & .04 & .03 & .02 & .01 & .00 & .00 & .00 & .00 & .00 & .00 \\ .01 & .90 & .02 & .02 & .01 & .01 & .01 & .01 & .01 & .00 & .00 \\ .00 & .01 & .89 & .03 & .02 & .02 & .01 & .01 & .01 & .00 & .00 \\ .00 & .01 & .02 & .85 & .03 & .03 & .015 & .02 & .01 & .01 & .005 \\ .00 & .005 & .01 & .025 & .82 & .04 & .03 & .03 & .025 & .01 & .005 \\ .01 & .02 & .00 & .03 & .05 & .80 & .04 & .02 & .01 & .01 & .01 \\ .00 & .02 & .02 & .03 & .04 & .05 & .75 & .04 & .02 & .02 & .01 \\ .00 & .00 & .01 & .01 & .02 & .04 & .08 & .75 & .05 & .025 & .015 \\ .00 & .00 & .00 & .01 & .02 & .03 & .06 & .12 & .70 & .04 & .02 \\ .00 & .00 & .00 & .00 & .01 & .02 & .02 & .06 & .15 & .70 & .04 \end{bmatrix}.$$

Matriselementens numeriska värden har bestämts med hjälp av empiriska data.

Bestämningen av matriselementens numeriska värden har inte skett genom en skattning och är därför i viss mån godtycklig. I fallet TM_{normal} har vi utnyttjat empiriska data för en svensk storbanks företagsportfölj.[9] Vi har dock låtit de exakta värdena i matrisen skilja sig något från verkliga data för att få en jämnare minskning av sannolikheterna då man rör sig på en rad i matrisen ifrån diagonalelementen.[10] $TM_{\text{hög}}$ och $TM_{\text{låg}}$ är rimliga, om än i viss mån godtyckliga, justeringar av TM_{normal}, och har fått sådana värden att portföljernas fallissemangrisk både i genomsnitt och under hög- och lågkonjunktur ger upphov till kreditförluster som grovt överensstämmer med faktiska kreditförluster i den svenska banknäringen (se figur 3). I nästa avsnitt beskriver vi närmare *hur* det rådande konjunkturläget skiftar portföljens karaktärisering med hjälp av dessa matriser.

Konjunkturcykeln

Den makroekonomiska utvecklingen approximeras med en tidsserie för BNP-gapet.

Som påpekats approximerar vi den makroekonomiska utvecklingen med en tidsserie av kvartalsvisa observationer på det svenska BNP-gapet.[11] En lågkonjunktur karakteriseras av ett negativt BNP-gap med outnyttjade resurser medan ett positivt BNP-

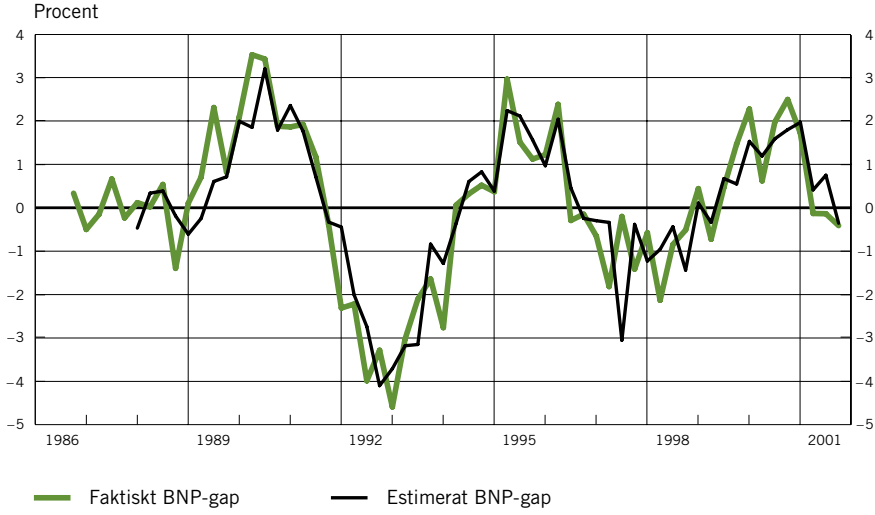
[9] Se Carling, Jacobson, Lindé & Roszbach (2002) för en utförlig beskrivning av detta datamaterial, särskilt egenskaperna för de transitionsmatriser som skattats för denna låneportfölj.

[10] Sannolikheten att man rör sig från en godtycklig klass till en annan är nämligen mindre än sannolikheten att man stannar i samma riskklass. Till exempel bör $p_{15} < p_{14} < p_{13} < p_{12} < p_{11}$. För äkta banklåneportföljer kan det förekomma att riskklasserna inte är monotont ökande i fallisemangrisk, så att denna olikhet inte håller. Det kan även inträffa förändringar i definitionen av ratingklasserna, som leder till problem med skattningen av transitionsmatriserna.

[11] Se fotnot 1 (sid. 35) för en förklaring.

gap, det vill säga när BNP är högre än den trendmässiga nivån, förknippas med en högkonjunktur. Eftersom trenden i BNP inte är observerbar, skattas en tidsserie för BNP-gapet på data av observerade storheter, typiskt sådana som är relaterade till faktisk BNP. Vi har valt att använda en vektorautoregressiv tidsseriemodell (VAR), där både utländsk och svensk BNP, inflation och ränta samt de svenska kreditförlusterna, reporäntan, realväxelkursen och importpriserna är ingående variabler. För detaljer hänvisar vi till appendixet.

Figur 1. Faktiskt BNP-gap enligt VAR-modellen och en approximation av detta BNP-gap enligt AR(5)-modellen

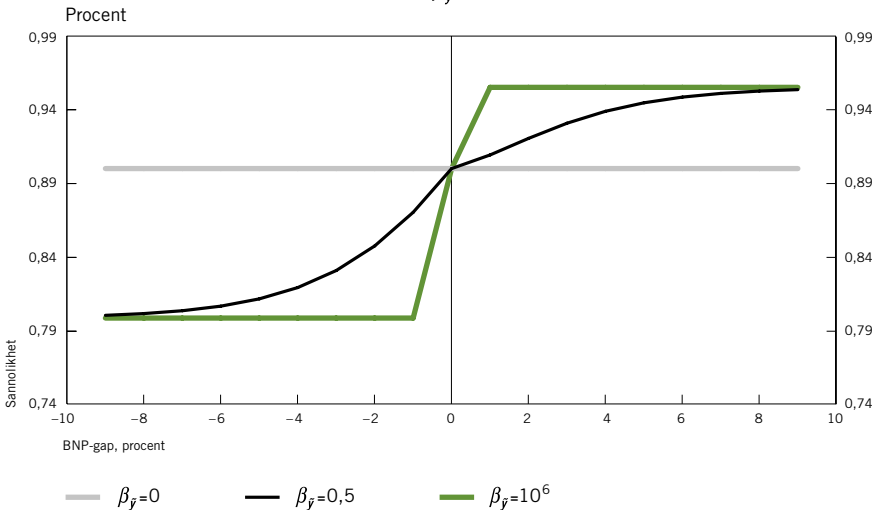


Figur 1 visar att BNP-gapet var kraftigt positivt i slutet av 1980-talet, för att sedan sjunka dramatiskt från början av 1990-talet fram till slutet av 1992, då Riksbanken lät kronan flyta fritt. Notera att det skattade BNP-gapet är nivåjusterat så att det är noll i genomsnitt under denna period, varför man ska tolka procentenheterna på axlarna som avvikelser från det genomsnittliga konjunkturförhållandet under stickprovsperioden.

För enkelhetens skull antar vi att sannolikheterna i transitionsmatrisen endast beror på BNP-gapet.

I analysen antar vi för enkelhetens skull att sannolikheterna i transitionsmatrisen (som vi kommer att behöva för att simulera bankdata som fluktuerar med konjunkturen) endast beror på BNP-gapet. Därför approximerar vi processen som genererar värdena för BNP-gapet med en enkel autoregressiv modell. Fördelen med denna förenkling är att vi inte behöver modellera de övriga makrovariablerna från VAR-modellen i

Figur 2. Elementet$_{P\,1,1}$ i transitionsmatrisen som en funktion av BNP-gap för olika värden på genomslagsparametern $\beta_{\tilde{y}}$



vår generering av portföljdata. Skattningsresultaten (se Appendix A, sid. 63 f) visar att en autoregression där BNP-gapet i innevarande period är en funktion av fem tidigare realisationer (en AR(5)-modell) är en god statistisk approximation. Det framgår av figur 2 att AR(5)-modellen inte bara följer trenden i BNP-gapet enligt VAR-modellen, utan även fångar den kortfristiga variationen.

Transitionsmatrisen som en funktion av konjunkturcykeln

Modellens parametrar har valts så att både konjunkturen och kreditförlusterna uppvisar ett likartat beteende som i Sverige under 1990-talet.

Här beskriver vi hur vi får transitionsmatrisens sannolikheter att skifta över tiden med konjunkturutvecklingen. Transitionsmatrisen i varje kvartal kommer att vara begränsad av extremlägena under hög- respektive lågkonjunktur, $TM_{\text{hög}}$ och $TM_{\text{låg}}$. Med normalläget enligt matrisen TM_{normal} (sid. 43), som utgångspunkt bestäms transitionsmatrisen i en given tidpunkt av konjunkturläget. Ett positivt (negativt) BNP-gap, alltså en hög(låg)konjunktur kommer på detta sätt att ge lägre (högre) fallissemangsannolikheter i transitionsmatrisen samt ökade (minskade) sannolikheter för uppgrade-

[12] Vi kan alltså reglera låneportföljens konjunkturkänslighet genom att välja värden på $\beta_{\tilde{y}}$. Notera att $\beta_{\tilde{y}}$ i praktiken är något olika för varje ratingklass, vilket skulle kunna innebära att olika ratingklasser är olika konjunkturkänsliga. Vi använder i denna uppsats värdena 0,5, 0,5, 0,5, 0,5, 0,5, 0,5, 0,6, 0,6, 0,8, 0,8 för ratingklasserna 1–10, vilket innebär att företagen i ratingklasserna 7–10 antas vara något mer konjunkturkänsliga än företagen som befinner sig i ratingklasserna 1–6. Appendixet innehåller fler detaljer om kalibreringen av parametrarna.

ring och vice versa för nedgradering. Vi kan också bestämma värdet på en parameter $\beta_{\tilde{y}}$ som anger hastigheten med vilken transitionsmatrisen rör sig mot konjunkturtopp respektive -botten.[12] Figur 2 illustrerar konsekvenserna för portföljens konjunkturkänslighet av att välja olika värden för parametern $\beta_{\tilde{y}}$. Vår målsättning är att välja $\beta_{\tilde{y}}$ så att kreditförlusterna i vår simulerade portfölj uppvisar ett likartat beteende som förlusterna i den svenska banknäringen under 1990-talet. Figuren visar att en portfölj med $\beta_{\tilde{y}} = 0$ kommer att vara helt konjunkturokänslig; sannolikheten att ett företag som befinner sig i ratingklass 1 i period t också befinner sig i samma ratingklass nästa period, alltså i period $t + 1$, är konstant (0,90) och därmed oberoende av BNP-gap. Ett högt värde på $\beta_{\tilde{y}}$ gör däremot att sannolikheten skiftar mycket snabbt mellan det nedre och det övre gränsvärdet när BNP-gapet skiljer sig från noll och skapar därmed en konjunkturkänslig portfölj. Enbart för relativt små positiva värden på $\beta_{\tilde{y}}$, som till exempel 0,5, vilket kommer att vara utgångsvärdet i vår analys, finns det en jämn övergång i sannolikheterna och därmed en 'normal' konjunkturkänslighet.

Konstruktion och simulering av en hypotetisk portfölj över tiden

Eftersom vi arbetar med simulerade data, har vi ingen naturlig utgångspunkt för fördelningen av företag i portföljens olika ratingklasser. Vår analys kräver därför en uppsättning startvärden, eller annorlunda uttryckt, en initialfördelning. I appendixet beskriver vi hur man kan använda transitionsmatrisen TM_{normal} för att räkna fram en sådan fördelning för företagen i portföljen. Eftersom matrisen TM_{normal} är konstruerad utifrån data från en svensk bank, kommer initialfördelningen som vi får fram genom detta förfarande att likna en fördelning som vi kan observera i data. Initalfördelningen kommer vi hädanefter att benämna *steady state*-fördelningen.

Simuleringen av data sker på följande vis:

1. I den första perioden, tidpunkt $t = 1$, tilldelar vi alla ratingklasser företag. Antalet företag i varje klass bestäms genom att multiplicera steady state-proportionerna med det totala antalet företag. Vi har satt detta till 10 000 och varje företag tilldelas ett organisationsnummer $i = 1,\ldots, 10\,000$ och en lånestorlek.[13]

[13] För enkelhets skull antar vi att alla företag har samma lånestorlek. Man skulle också kunna tillåta att företagen har olika lånestorlekar genom att slumpmässigt dra lånestorlekar ur en fördelning med medelvärde 1 och standardavvikelse lika med den som kan observeras på faktiska bankdata. Problemet med den senare ansatsen är att man antar att lånestorleken över tiden är oberoende av företag och ratingklass i portföljen. Det vore intressant att studera lånestorlekens samvariation med ratingklass över tiden för de fyra stora svenska bankernas låneportföljer.

2. Vi beräknar BNP-gapet $\tilde{y}_t$ med hjälp av AR(5)-modellen och genererar tillhörande transitionsmatris för innevarande period. Matrisen används för att beräkna fördelningen av existerande företag i nästa kvartal, $t + 1$.[14]
3. Den nya fördelningen i perioden $t + 1$ består inte enbart av de företag som existerade perioden innan. Vi antar också att banken beviljar lån till nya företag varje period. *Fördelningen* för dessa nya lån antar vi vara densamma som steady state-fördelningen. *Antalet* nya företag som banken beviljar lån till i varje period antar vi vara konstant och lika med andelen företag som fallerar i genomsnitt multiplicerat med antalet företag i portföljen i tidpunkt 1 (10 000). Detta innebär att om BNP-gapet vore 0 i alla perioder $t = 1,\ldots, T$ skulle både antalet och fördelningen av företag i portföljen vara konstant över tiden. De nya företagen antas inte kunna fallera samma tidsperiod som de beviljas lån.
4. För varje period $t = 1,\ldots, T$ sparar vi följande information om alla ”levande” företag i bankens portfölj: företagets organisationsnummer, tidsperiod, tilldelad ratingklass, fallissemang (värde 0 om företaget lever, värde 1 om det fallerar denna period) och lånestorlek. Denna information kan sedan användas för att beräkna kapitaltäckningskravet under Basel II och portföljens Value-at-Risk (VaR).

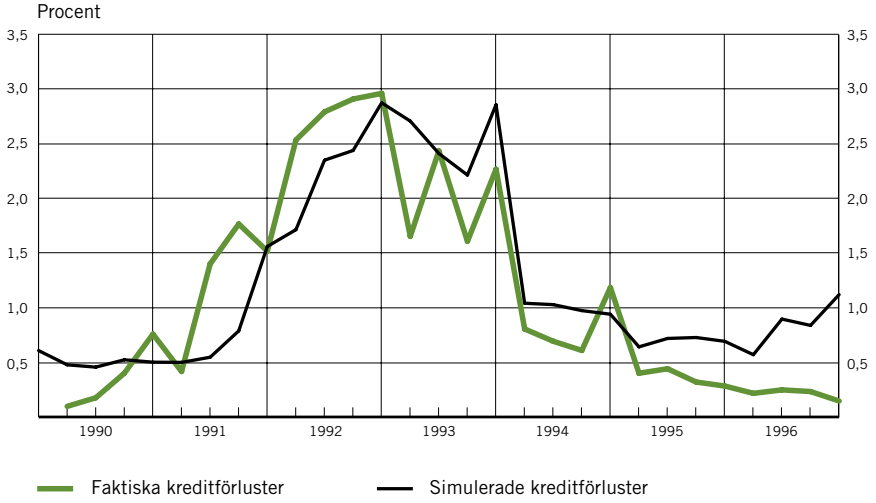
Vi använder i uppsatsen $N = 1\,000$ hypotetiska låneportföljer och antar att bankerna har information om sin portfölj för $t = 1,\ldots, 40$ kvartal, alltså i tio år. Notera att den datagenererande processen är densamma för alla de N olika simulerade portföljerna i så motto att de karaktäriseras av samma transitionsmatriser. Däremot utsätts varje portfölj för en unik makroekonomisk utveckling och alla lån för unika idiosynkratiska risker. Vi antar också att varje företag i varje period har en företagsspecifik risk att fallera.[15]

I figur 3 visas hur väl vår simuleringsansats kan återskapa de faktiska kreditförluster till icke-finansiella företag (som andel av utlåningen) som de fyra stora bankerna drabbades av under perioden första kvartalet 1990 till fjärde kvartalet

[14] För varje företag i generar vi ett slumptal $\tilde{p}_{i,t}$ från en uniform sannolikhetsfördelning (som antar värden på intervallet [0,1]). Om företaget i återfinns i ratingklass l i period t så tilldelas den rating klass k nästa period, det vill säga period $t + 1$ när villkoret $\tilde{p}_{i,t} < \sum_k p_{lk,t}$ är uppfyllt för minsta möjliga värde på $k = 1,\ldots, r$ och där sannolikheterna $p_{lk,t}$ erhålls från transitionsmatrisen. Notera att om olikheten inte är uppfyllt för $k = r$, så innebär detta att företaget i fallerar denna period.

[15] Vi beskriver i Appendix A (sid. 63) ingående hur vi modellerar den företagsspecifika risken.

Figur 3. Faktiska och simulerade kreditförluster för icke-finansiella företag



Anm.: Kreditförluster är uttryckta som andel av utlåningen. Simulerade kreditförluster är genererade i enlighet med steg 1–4 av den dynamiska portföljmodellsmetoden och med användning av det faktiska BNP-gapet (se figur 1).

1996.[16] Vi ser att de predikterade värdena från vår modell följer den faktiska utvecklingen mycket väl. Modellens simuleringsutfall kan därför antas ge en rimlig, om än stiliserad, beskrivning av hur kreditförlusterna i den svenska banksektorn påverkas av förändringar i makroekonomin.

VaR och IRB-kapital

Analyserna av de simulerade låneportföljerna genomförs med hjälp av två mått: VaR, som beskriver portföljernas risk, och IRB-kapitalet, som anger portföljens kapitaltäckning beräknat enligt föreskrifterna i den nya Baselöverenskommelsen.

Value-at-Risk mäter kreditrisken i låneportföljen för en given tidshorisont.

I detta sammanhang mäter VaR kreditrisken i låneportföljen för en given tidshorisont. Mer specifikt definierar vi VaR som det belopp i kronor som banken riskerar att förlora

[16] För att beräkna kreditförlusterna för de fyra stora bankerna som andel av utlåningen till icke-finansiella företag har vi använt följande information: De fyra stora bankernas totala kreditförluster har erhållits från Riksbankens stabilitetsrapporter, se till exempel figur 1:9 i Finansiell Stabilitet (1999). En sammanställning av andelen av dessa totala kreditförluster som har gått till icke-finansiella företag redovisas av Dahlheim, Lind & Nedersjö (1993) för åren 1991 och 1992. För åren 1993 till och med 1996 har vi erhållit motsvarande siffror av Finansinspektionen. För fjärde kvartalet 1990 antog vi samma andel förluster som för helåret 1991. Information om total mängd beviljade krediter till icke-finansiella företag har erhållits av Jan-Olof Elldin på Riksbankens finansiella statistikavdelning (numera APP).

inom en given tidsperiod j med en maximal sannolikhet av Z. Ett alternativt sätt att uttrycka detta är att med en sannolikhet $(1 - Z)$ kommer bankens förlust inte att överstiga VaR-beloppet i kronor under en tidsperiod av längd j. I praktiken är det vanligt att välja en horisont j på ett år och en sannolikhet Z i intervallet [0,001–0,01].

För beräkningen av VaR krävs att ytterligare två parametrar bestäms: prognoshorisonten och antalet möjliga framtidsscenarier för var och en av portföljerna.

Utöver detta krävs det att ytterligare två parametrar bestäms för beräkningen av VaR: prognoshorisonten j och antalet möjliga framtidsscenarier F för var och en av de N portföljer som vi har generat data för. Vi använder $j = 1, 2, 3, 4$ kvartal och $F = 1\,000$. I var och en av de N portföljerna utgår vi från portföljens utseende och det makroekonomiska läget i sluttidpunkten T. Därefter simuleras 1 000 olika makroekonomiska scenarier för period $T + 1, T + 2, \ldots, T + j$ och för varje framtida scenario sparas information om den sammanlagda andelen av portföljen som fallerar för $j = 1, 2, 3, 4$ kvartal framåt i tiden. Sedan kan vi med denna information för varje portfölj beräkna VaR på 95-procentsnivån, $j = 1, 2, 3, 4$ kvartal framåt i tiden, som den 95:e percentilen i fördelningen för de sammanlagda förlusterna i de F olika framtidsscenarierna.[17]

Beräkningen av låneportföljens IRB-kapital sker i flera steg. Först beräknas den genomsnittliga fallissemangrisken för varje ratingklass.

Beräkningen av låneportföljens IRB-kapital sker i flera steg. Först beräknas den genomsnittliga fallissemangrisken för varje ratingklass. Den är en central komponent, eftersom fluktuationer i fallissemangsannolikhet (PD) över tiden direkt påverkar IRB-kapitalet. Enligt Baselförslaget ska fallissemangsannolikheten beskrivas av en långsiktig skattning som grundar sig på data för minst fem år och med giltighet över en konjunkturcykel. Denna tanke bygger på att förändringar i portföljens risk ska reflekteras i transitioner av motparter mellan riskklasserna, det vill säga att bankens interna ratingsystem fungerar fullt ut. Om detta håller är det meningsfullt att använda sig av en konstant karaktäriserande fallissemangsannolikhet och inte låta denna variera över konjunkturcykeln. I praktiken kommer man att behöva göra en avvägning mellan två motstridiga önskemål. Å ena sidan bör PD variera över tiden och reflektera förändringar i kreditrisk som det interna kreditrisksystemet inte fångar. Å andra sidan bör man undvika kortfristig, överdriven instabilitet i skattningen av PD, eftersom den leder till onödigt stora fluktuationer i IRB-kapi-

[17] I Appendix B (sid. 69) redovisas detaljerna om hur VaR beräknas.

talet, i den meningen att de inte motsvarar förändringar i faktisk portföljrisk. Vi kommer att studera skillnader i IRB-kapital för olika horisonter i riskviktsskattningarna: 40, 20, 8, 4 och 1 kvartal.

Givet de skattade fallissemangsannolikheterna för bankens samtliga ratingklasser beräknas i nästa steg IRB-riskvikterna som en funktion av dessa.

Givet de skattade fallissemangsannolikheterna för bankens samtliga ratingklasser beräknas i nästa steg IRB-riskvikterna som en funktion av dessa. Därefter multipliceras riskvikterna med de riskutsatta tillgångarna (lånen) i alla ratingklasser för att summeras till de totala riskutsatta tillgångarna. Dessa utgör i sin tur nämnaren i beräkningen av kapitaltäckningsgraden för portföljen.[18]

I Baselkommitténs förslag om IRB-ansatsen återstår fortfarande en del frågetecken, som exempelvis antalet ratingklasser.

Trots att Baselkommitténs förslag om IRB-ansatsen är specifikt i många avseenden, återstår en del frågetecken. Ett av dessa gäller antalet ratingklasser som banker bör använda. Variation i kapitaltäckningskravet uppstår genom ett flertal variabler och parametrar i riskviktsformeln. En högre fallissemangsannolikhet för en viss ratingklass ökar till exempel kapitaltäckningkravet för denna ratingklass. Därtill påverkar förändringar i transitionsfrekvenserna mellan ratingklasserna fördelningen över klasserna och därmed dessa klassers riskvikt i summeringen av IRB-kapitalet. Detta medför att ändringar i *antalet* ratingklasser och avgränsningen dem emellan kan komma att påverka kapitaltäckningskravet. En minskning av antalet klasser skiftar fördelningen av alla lån över klasserna och reducerar sannolikt transitionsaktiviteten. Men det påverkar även fallissemangsannolikheter som associeras med riskklasserna, då den mest riskfyllda (säkraste) klassen kommer att sammanfogas med säkrare (mera riskabla) klasser. Betydelsen av dessa effekter är alltså en viktig, empirisk fråga.

Skattning av fallissemangsannolikheterna

Resultaten redovisar IRB-kapitalets storlek beräknat på två grundläggande sätt. Enligt beräkningsmetod A skattar banken fallissemangsannolikheten (och därmed riskvikten) $f_{i,t}$ för ratingklassen i för ett kvartal s genom att beräkna sannolikheten för fallissemang från närmast föregående kvartal, $s-1$, till kvartal s. Om vi betecknar denna enperiodiga fallissemangsannolikhet mellan kvartal $s-1$ och s

[18] Riskviktsfunktionen presenteras i Appendix C (sid. 70). I den här uppsatsen diskuterar vi inte riskviktsfunktonens egenskaper eller dess härledning. Det kan dock nämnas att funktionen är skattad av Board of Governors med hjälp av data på amerikanska obligationer. Funktionens lämplighet i sig kan alltså också vara föremål för diskussion.

med $d_{i,s-1}$ så bestäms $f_{i,t}$ som genomsnittet av $d_{i,s-h}$ för olika horisonter, h, bakåt i tiden. Det vill säga $f_{i,t} = (1/h)\sum_1^h d_{i,s-1}$. Om banken vill att den karaktäriserande sannolikheten ska grunda sig på exempelvis tre års historiska data, så beräknar den tolv enperiodiga sannolikheter och tar genomsnittet av dessa tolv.

Metod A skattar fallissemangsannolikheten för en ratingklass genom att beräkna sannolikheten för fallissemang från närmast föregående kvartal till det aktuella kvartalet.

Det andra sättet, metod B, att beräkna fallissemangrisken $f_{i,t}$ för en ratingklass i för en given horisont h bakåt i tiden, utgår från de företag som befann sig i ratingklassen h perioder tidigare och beräknar hur stor andel av dessa företag som fallerat mellan $t - h$ och t. Det vill säga, under B beräknas endast en sannolikhet för hela perioden. Båda beräkningsmetoderna är rimliga, men det står klart att den första metoden, A, utnyttjar mer information än den senare. Beräkningsmetod B är relevant att belysa eftersom det för en bank som inte har sparat historik *varje* kvartal bakåt i tiden ändå kan tänkas vara möjligt att ta fram portföljens utseende vid *ett* tillfälle bakåt i tiden och sedan utvärdera den utifrån dess utseende i dag. Vi har valt att presentera resultat för horisonterna h = 1, 4, 8, 20 och 40 kvartal. Med tanke på alla sammanslagningar i banksektorn och tillkomsten av interna ratingsystem under senare år i de flesta banker, är det knappast troligt att någon svensk bank förfogar över data längre tillbaka än 40 kvartal.

Metod B beräknar fallissemangrisken för en ratingklass genom att utgå från de företag som befann sig i ratingklassen tidigare och beräkna hur stor andel av dessa som fallerat.

En fråga som är nära relaterad till huvudfrågan är IRB-kapitalets riskhorisont, det vill säga hur långt in i framtiden ska buffertkapitalet ge täckning för portföljens kreditrisker. Eftersom det oss veterligt inte finns något givet svar på denna fråga presenterar vi resultat för riskhorisonter på en till fyra perioder. Dessa beskriver hur väl IRB-kapitalet täcker portföljens risk mätt som VaR.

Resultat

Här illustrerar vi numeriskt IRB-ansatsen för beräkning av bankers kapitaltäckning. Detta görs med ett dynamiskt perspektiv och en explicit koppling till konjunkturcykeleffekter. Specifikt kommer vi att med hjälp av simulering studera IRB-kapitalets storlek i förhållande till låneportföljens kreditrisk, mätt med ett Value-at-Risk-mått. Det övergripande syftet med simuleringarna är att beräkna hur ofta det kommer att visa sig att riskkapitalet, som det bestäms med hjälp av IRB-formeln, ger otillräcklig täckning för en låneportföljs kreditförluster. Det

motsatta problemet, en överdrivet stor kapitaltäckning i förhållande till portföljrisk, är naturligtvis lika intressant. Eftersom vi arbetar med låt vara realistiska, men likväl simulerade portföljer och transitionsmatriser, ska resultaten inte tolkas bokstavligt utan ses som illustrationer av effekternas kvalitativa riktning.[19]

Med beräkningsmetod A är den genomsnittliga storleken på IRB-kapitalet densamma för olika horisonter över tiden medan det med beräkningsmetod B faller för de längre horisonterna.

Resultaten för några grundläggande experiment redovisas i tabell 1. Notera att alla siffror i tabellen presenteras i förhållande till portföljvärde och att de avser genomsnitt för de 1 000 portföljer som har simulerats. Vi ser direkt att den genomsnittliga storleken på IRB-kapitalet är densamma för de olika horisonterna *h* över tiden för beräkningsmetod A, medan det faller för de längre horisonterna under användande av beräkningsmetod B. Vi ser också att ju kortare horisont *h* som banken använder, desto större variation uppstår i kapitalkravet. Detta följer naturligt av vår ansats, då vi antagit att det är den underliggande makroekonomiska utvecklingen som styr fallissemangrisken. Om banken använ-

Tabell 1. Simuleringsresultat för IRB-kapitalets storlek och Value-at-Risk (VaR) för portföljmodellen

	IRB-kapitalets storlek som andel av portföljens värde under användande av information *h* kvartal bakåt i tiden				
Beräkningsmetod	*h* = 1	*h* = 4	*h* = 8	*h* = 20	*h* = 40
A	0,111	0,113	0,114	0,112	0,111
	(0,043)	(0,042)	(0,039)	(0,026)	(0,023)
B	0,111	0,114	0,111	0,099	0,087
	(0,043)	(0,044)	(0,040)	(0,019)	(0,012)

	Genomsnittlig VaR *j* kvartal framåt i tiden			
VaR-percentil	*j* = 1	*j* = 2	*j* = 3	*j* = 4
95 %	0,020	0,039	0,059	0,080
99 %	0,023	0,044	0,066	0,090

	99:e percentilen för IRB-kapitalets storlek				
Beräkningsmetod	*h* = 1	*h* = 4	*h* = 8	*h* = 20	*h* = 40
A	0,223	0,221	0,213	0,178	0,169
B	0,223	0,227	0,208	0,144	0,115

Anm.: Antalet simulerade portföljer är 1 000. Dessa har först simulerats 40 perioder varefter IRB-kapitalets storlek beräknats. Sedan har var och en av dessa 1 000 portföljer simulerats 1 000 gånger i ytterligare fyra perioder för olika makroekonomiska utfall. Detta för att beräkna ett mått på framtida kreditrisk (VaR) för varje portfölj. Siffrorna inom parentes avser standardavvikelsen i IRB-kapitalets storlek.

[19] Fallissemangrisken i våra simulerade data matchar i stora drag den empiriska fördelningen på portföljnivå, men är endast approximativt matchad för enskilda riskklasser.

der data för en längre period som inbegriper flera konjunkturcykler, jämnar upp- och nedgångar ut sig. Om banken däremot endast använder sig av data något eller några kvartal bakåt i tiden, uppstår naturligen större variationer i kapitaltäckningen, eftersom skattningsperioden kan ha kännetecknats av en hög- eller lågkonjunktur. Notera också att beräkningsmetod A och B sammanfaller för $h = 1$ och att vi således får identiska resultat för denna horisont.

Våra simulerade portföljer implicerar en högre genomsnittlig nivå för kapitaltäckningen än med nuvarande regelverk.

Vi ser också att våra simulerade portföljer implicerar en högre genomsnittlig nivå för kapitaltäckningen jämfört med nuvarande regelverk (runt 11 i stället för 8 procent). Detta resultat bör dock tolkas med viss försiktighet eftersom det kan vara en följd av att sannolikheterna i de transitionsmatriser som vi ansatt kan vara representativa för banker med större riskaptit än verklighetens banker. Empiriska resultat för en företagsportfölj i Carling, Jacobson, Lindé och Roszbach (2002) tyder på att IRB-kapitaltäckning kan komma att variera kraftigt över konjunkturcykeln, det vill säga, i lågkonjunkturer överstiga det absoluta kapitalkravet på 8 procent, för att i goda tider falla till mycket låga nivåer.[20] Detta resultat är konsistent med Baselkommitténs ambitioner att utforma det nya regelverket så att kapitaltäckning i betydligt högre utsträckning återspeglar portföljens kreditrisk. Vad som är en rimlig, eller önskvärd, variation i kapitaltäckning till följd av förändringar i makroekonomin är en öppen fråga.

Value-at-Risk-exponeringen ökar nästan linjärt med prognoshorisonten.

I tabell 1 redovisas också genomsnittet av 95- och 99-procentiga VaR-skattningar av portföljens risk för olika prognoshorisonter (1, 2, 3 och 4 kvartal framöver). Observera att VaR är oberoende av beräkningsmetod, risken i portföljen beror inte på vilket sätt kapitaltäckning bestäms. Tabell 1 visar att riskexponeringen ökar nästan linjärt med prognoshorisonten. Genomsnittlig 95-procentig VaR för ett år framåt är 8 procent, jämfört med runt 2 procent ett kvartal framåt. Att risken ökar linjärt över tiden kan till en del förklaras av att antalet företag som fallerar per kvartal är ungefär konstant i det långa loppet. Att linjariteten är starkare för 95- än för 99-procentig VaR är sannolikt ett resultat av att extremt ogynnsamma utfall – som man fångar med just 99-procentig VaR – inte inträffar regelbundet. Ökningstakten för genomsnittlig 99-procentig VaR kommer således att vara mindre jämn än för 95-procentig VaR.

[20] Dessa empiriska resultat är beräknade under antaganden om att vare sig bankens portfölj eller kreditpolicy förändras till följd av det nya regelverket.

Slutligen redovisar vi i den nedersta delen av tabell 1 den 99:e percentilen av fördelningen för IRB-kapital för de 1 000 portföljer som vi simulerat. Den större standardavvikelsen för IRB-kapitalet under $h = 1$ jämfört med $h = 40$, som vi tidigare uppmärksammade, manifesteras här med ett avsevärt högre percentilvärde, $h = 1$ jämfört med $h = 40$. Fördelningen för de tusen portföljernas IRB-kapital får alltså en större svans ju kortare historik som används i kapitalberäkningen. Notera också skillnaden mellan utfallen för beräkningsmetod A och B. Medan metod A och B generar ungefär lika stora värden då $h<20$, så är den 99:e percentilen betydligt större för beräkningsmetod A än för B då $h = 20$ och $h = 40$. Under system A kommer med andra ord IRB-kapitalet, som följd av att (historiskt) extremt dåliga utfall i makroekonomin inkluderas i beräkningarna, att vara betydligt större än under system B.

Vilken av metoderna A och B implicerar högst korrelation mellan IRB-kapital och VaR?

Denna observation för oss direkt in på frågeställningen om vilken av metoderna A och B som implicerar högst korrelation med VaR? Målsättningen med det nya regelverket är att göra bankers kapitaltäckning riskkänsligt, det vill säga hög kreditrisk ska resultera i högt IRB-kapital. Den övre delen av tabell 2 visar samvariation mellan olika mått på IRB-kapital och portföljrisk som mätt med 99-procentig VaR. Som väntat stärks samvariationen mellan buffertkapital och kreditrisk när beräkningshorisonten för fallissemangrisken blir kortare. För den kortaste beräkningshorisonten, $h = 1$, bestäms IRB-kapitalet helt av förlusterna under det närmast föregående kvartalet. Risken i portföljen drivs av utvecklingen i BNP-gapet. Eftersom detta är autokorrelerat (observationer på serien samvarierar med tidigare observationer) innehåller den senaste observationen i stickprovet mer information än en genomsnittlig observation. En kort horisont leder därför till en bättre matchning mellan buffert och risken i portföljen än om information för flera perioder används. Att metod A ger större korrelation än metod B för alla $h>1$ är också förväntat, eftersom det senare alternativet endast utnyttjar uppgifter från två kvartal i skattningen av fallissemangsannolikheten $f_{i,t}$. Metod B bortser därmed från mer aktuell information om det rådande konjunkturläget. Skillnaden mellan de två metoderna växer med horisonten h. Vår slutsats är att metod A i detta avseende är bättre än metod B. I vilken utsträckning beror i praktiken på autokorrelationen i den makroekonomiska utvecklingen (BNP-gapet), bankportföljens konjunkturkänslighet och h. Det är värt att notera att om kreditriskerna i en portfölj är av enbart idiosynkratiskt slag utan påverkan från makroekonomin, då kan mycket väl ett högre h ge en högre korrelation mellan risk och buffertkapital.

Nästa frågeställning gäller hur stor sannolikheten är att kapitalkraven, och där-

Tabell 2. Samspelet mellan kapitaltäckningskrav, Value-at-Risk och den makroekonomiska utvecklingen på simulerade data

	Korrelationer mellan IRB-kapitalet och VaR på 99-procentsnivån					
Kvartal framåt i tiden	Beräkningsmetod A			Beräkningsmetod B		
j	*h* = 1	*h* = 8	*h* = 40	*h* = 1	*h* = 8	*h* = 40
1	0,90	0,69	0,67	0,90	0,63	0,54
2	0,89	0,61	0,59	0,89	0,54	0,47
3	0,84	0,51	0,51	0,84	0,44	0,40
4	0,80	0,42	0,43	0,80	0,35	0,33

	Sannolikheten att IRB-kapitalet ska understiga VaR på 95-procentsnivån					
Kvartal framåt i tiden	Beräkningsmetod A			Beräkningsmetod B		
j	*h* = 1	*h* = 20	*h* = 40	*h* = 1	*h* = 20	*h* = 40
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
3	0,00	0,00	0,00	0,00	0,04	0,13
4	0,11	0,16	0,16	0,11	0,30	0,40

	Korrelationen mellan kapitaltäckningskravet i period *t* och den makroekonomiska utvecklingen, *t*+1, *t*+2, *t*+3 och *t*+4					
	Beräkningsmetod A			Beräkningsmetod B		
Kvartal	*h* = 1	*h* = 8	*h* = 20	*h* = 1	*h* = 8	*h* = 20
t	–0,89	–0,60	–0,53	–0,89	–0,54	–0,37
t+1	–0,74	–0,38	–0,34	–0,74	–0,31	–0,23
t+2	–0,60	–0,15	–0,15	–0,60	–0,08	–0,08
t+3	–0,35	0,12	0,08	–0,35	0,19	0,09
t+4	–0,17	0,37	0,30	–0,17	0,43	0,25

Anm.: Se tabell 1.

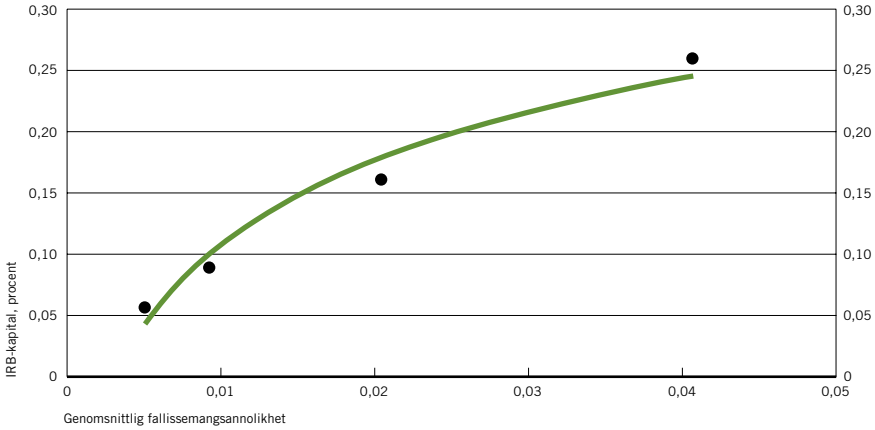
med buffertkapitalet, understiger portföljens framtida förluster? Risken att banken själv kommer att fallera, eller bli tvungen att sälja tillgångar för att kunna täcka de förluster som har uppstått, kan mätas med sannolikheten att IRB-kapitalet kommer att understiga någon kritisk VaR-percentil. I den andra panelen i tabell 2 syns att risken att buffertkapitalet inte räcker till för att täcka 95-procentig VaR är näst intill obefintlig för prognoshorisonter upp till och med ett halvår. För längre horisonter och större *h* uppstår betydande risk för att bufferten är för liten, särskilt för metod B.

Hur stor är sannolikheten att buffertkapitalet understiger portföljens framtida förluster?

Kapitaltäckning är inget självändamål utan ett medel för tillsynsmyndigheter att tvinga banker att säkra sin fortlevnad vid ogynnsamma utfall. Säkerligen skapar överdrivet stor kapitaltäckning också problem, exempelvis kan bankerna då tänkas ägna sig

Kapitaltäckning är inget självändamål utan ett medel för tillsynsmyndigheter att tvinga banker att säkra sin fortlevnad vid ogynnsamma utfall.

Figur 4. Genomsnittlig fallissemangsannolikhet och IRB-kapital



Anm.: Figur 4 visar hur genomsnittligt IRB-kapital (som andel av portföljen) varierar med genomsnittlig fallissemangrisk för portföljen i ett normalkonjunkturläge ($\beta_y = 0$).

åt att försöka kringgå regelverket i stället för att fokusera på kärnverksamheten, att bedöma och prissätta risk. Vår analys visar att IRB-kapitalet kan visa sig otillräckligt vid kraftiga konjunkturnedgångar. Är detta acceptabelt? Eller annorlunda uttryckt, hur ofta bör detta få ske? Denna fråga gäller i mångt och mycket nivån för det absoluta kapitalkravet på 8 procent. Det är den nivå som gäller i dagens regelverk och den har sitt ursprung i de kapitalkvoter som välskötta banker höll då dagens regler formulerades för ett tiotal år sedan. I det nya regelverket har man valt att hålla fast vid 8 procent och försökt att anpassa IRB-ansatsen så att den ska ge kapitalkrav som i genomsnitt inte blir lägre än under nuvarande regelverk. Frågan om samhällsekonomiskt optimal nivå för bankers kapitaltäckning har inte prioriterats i utvecklingsarbetet av det nya regelverket. Den ligger också utanför den här artikelns ambitioner. I avsaknad av en sådan analys är det vanskligt att bedöma om resultaten i tabell 2 är samhällsekonomiskt rimliga.

Ett flitigt diskuterat problem, som riskberoende buffertkapital kan medföra, är dess procyklikalitetsegenskaper.

Ett flitigt diskuterat problem som riskberoende buffertkapital kan medföra är dess så kallade procyklikalitetsegenskaper. Stark samvariation mellan buffertkapital och risk, som man får med litet h, kan leda till att banker behöver reservera finansiella tillgångar när konjunkturen är svag. Detta kan resultera i en kreditåtstramning som försvårar konjunkturnedgången. Omvänt gäller att små risker i en högkonjunktur ger små kapitalkrav som frigör kapital för en kreditexpansion, som i sin tur ytterligare förstärker högkonjunkturen. Den nedre

delen av tabell 2 illustrerar detta: litet h och j i kombination med metod A, som ger en god överensstämmelse mellan buffert och risk, associeras i stort sett också med den starkaste korrelationen mellan kapitaltäckningskrav och konjunkturen. Den kvantitativa betydelsen av denna effekt är dock hittills i liten utsträckning empiriskt belagd.

Slutligen visar vi i figur 4 en tentativ relation mellan genomsnittligt IRB-kapital och portföljens genomsnittliga fallissemangsannolikhet i ett normalkonjunkturläge, $\tilde{y}_t = 0$. Det framgår att kapitalet inte tycks öka linjärt med risk, utan att kvoten mellan kapital och risk är avtagande. Detta betyder, med risk för att hårddra, att IRB-ansatsen ger incitament för banker att öka portföljernas kreditrisker snarare än att minska dem, därför att en större risk inte kostar proportionellt mer kapital.

För att få en bättre förståelse av makroekonomins relevans för effekterna av den nya Baselöverenskommelsen har vi undersökt hur bankportföljers konjunkturkänslighet påverkar slutsatserna från tabell 1 och 2. Konjunkturkänsligheten i simuleringarna bestäms av två parametergrupper, de tre alternativa transitionsmatriserna och antalet frihetsgrader som styr intensiteten med vilken portföljen rör sig från normalläge till låg- respektive högkonjunkturläge. Resultaten i tabell 3 och 4 visar simuleringar för banker med helt konjunkturokänsliga portföljer ($\beta_{\tilde{y}} = 0$), samt banker som antas vara kraftigt utsatta för konjunktursvängningar ($\beta = 10^8$). Båda typerna av banker har samma genomsnittliga fallissemangrisk i sina portföljer. Alla beräkningar har gjorts enligt skattningsmetod A, eftersom den i ljuset av de tidigare resultaten framstår som mer intressant än B.

Precis som i tabell 1 fördubblas genomsnittlig VaR på 99-procentsnivån för varje kvartal som prognoshorisonten förlängs. Detta gäller för båda typer av bank, men för den konjunkturkänsliga banken finner vi att VaR-måttet är ungefär dubbelt så stort. Tabell 3 belyser också hur konjunkturkänsligheten påverkar det genomsnittliga kapitaltäckningskravet. Nästan oberoende av horisonten h är kravet cirka 25 procent större och dess standardavvikelse en faktor 10 till 25 gånger större för den konjunkturkänsliga banken. Dessa skillnader återspeglas också i skillnader för bankerna med avseende på IRB-kapitalets 99:e percentil. Den maximala förlusten som banken kommer att utsättas för på 1-procentsnivån är cirka 125 procent större för den konjunkturkänsliga banken för alla horisonter h.

Samvariationen mellan IRB-kapitalet och 99 procents VaR är starkt beroende av bankens känslighet för förändringar i makroekonomin. Tabell 4 visar att en ökad känslighet för fluktuationer i BNP-gapet leder till större korrelation mellan bufferten å ena sidan och den makroekonomiska utvecklingen och VaR å andra sidan. Observera att även om en bank är helt skyddad mot makrofluktuationer,

Tabell 3. Jämförelse av en relativt konjunkturkänslig portfölj med en relativt okänslig med avseende på IRB-kapitalets storlek och Value-at-Risk

	IRB-kapitalets storlek som andel av portföljens värde under användande av information *h* kvartal bakåt i tiden				
Konjunkturkänslighet	$h = 1$	$h = 4$	$h = 8$	$h = 20$	$h = 40$
$\beta_{\dot{y}} = 0$	0,105	0,105	0,105	0,105	0,105
	(,008)	(,005)	(,003)	(,002)	(,002)
$\beta_{\dot{y}} = 10^6$	0,129	0,135	0,137	0,133	0,132
	(,080)	(,077)	(,071)	(,051)	(,046)

	Genomsnittlig VaR på 99-procentsnivån *j* kvartal framåt i tiden			
	$j = 1$	$j = 2$	$j = 3$	$j = 4$
$\beta_{\dot{y}} = 0$	0,016	0,030	0,044	0,057
$\beta_{\dot{y}} = 10^6$	0,032	0,063	0,095	0,127

	99:e percentilen för IRB-kapitalets storlek				
	$h = 1$	$h = 4$	$h = 8$	$h = 20$	$h = 40$
$\beta_{\dot{y}} = 0$	0,121	0,115	0,113	0,111	0,109
$\beta_{\dot{y}} = 10^6$	0,280	0,279	0,278	0,254	0,238

Anm.: Se tabell 1.

Tabell 4. Samspelet mellan kapitaltäckningskrav, Value-at-Risk och den makroekonomiska utvecklingen: jämförelse av en relativt konjunkturkänslig portfölj med en relativt okänslig

	Korrelationer mellan IRB-kapitalet och VaR på 99-procentsnivån					
Kvartal framåt i tiden	$\beta_{\dot{y}} = 0$			$\beta_{\dot{y}} = 10^6$		
j	$h = 1$	$h = 8$	$h = 40$	$h = 1$	$h = 8$	$h = 40$
1	0,40	0,41	0,37	0,87	0,82	0,81
2	0,38	0,37	0,33	0,86	0,78	0,78
3	0,32	0,35	0,30	0,85	0,74	0,75
4	0,29	0,30	0,32	0,84	0,70	0,72

	Sannolikheten att IRB-kapitalet ska understiga VaR på 95-procentsnivån					
Kvartal framåt i tiden	$\beta_{\dot{y}} = 0$			$\beta_{\dot{y}} = 10^6$		
j	$h = 1$	$h = 20$	$h = 40$	$h = 1$	$h = 20$	$h = 40$
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	0,00	0,00	0,00	0,12	0,01	0,00
3	0,00	0,00	0,00	0,28	0,10	0,06
4	0,00	0,00	0,00	0,38	0,40	0,41

	Korrelationen mellan kapitaltäckningskravet i period *t* och den makroekonomiska utvecklingen *t*, *t*+1, *t*+2, *t*+3 och *t*+4					
	$\beta_{\dot{y}} = 0$			$\beta_{\dot{y}} = 10^6$		
Kvartal	$h = 1$	$h = 8$	$h = 20$	$h = 1$	$h = 8$	$h = 20$
t	0,02	–0,01	–0,01	–0,77	–0,55	–0,49
t+1	–0,01	0,01	–0,02	–0,63	–0,35	–0,32
t+2	–0,00	0,02	0,00	–0,50	–0,15	–0,15
t+3	0,01	0,04	0,02	–0,28	0,11	0,06
t+4	0,01	0,01	0,01	–0,10	0,33	0,26

Anm.: Se tabell 1.

samvarierar IRB-kapitalet och VaR med varandra i viss grad, där graden är beroende på prognoshorisonten.

Risken för ett bankfallissemang visar sig vara avsevärt större för en konjunkturkänslig bank än för till exempel banken i tabell 1 och 2, framför allt för små *h* och längre prognoshorisonter. För en prognoshorisont på ett år, som i IRB-sammanhang kan betraktas som en rimlig tidsperiod, är sannolikheten att kapitalbufferten understiger 95 procents VaR cirka 0,4 – oberoende av valet av *h*. Detta kan jämföras med 0,11–0,16 (för A, men 0,11–0,40 för B) för banken i tabell 1 och 2. Den makrooberoende banken har en risk på 0,0 för alla *h* och alla prognoshorisonter. Orsaken till dessa företeelser är att en modell för beräkning av kapitaltäckningsbehovet, som enbart tar hänsyn till det senaste kvartalets konjunkturläge, bortser från viktig information om konjunkturcykelns vidare förlopp. En sådan bristfällighet kommer förstås att ha större konsekvenser för en banks soliditet om denna är konjunkturkänslig. I en bank som är helt skyddad från makrofluktuationer bygger buffertkapitalet på en skattning av den (på portföljnivå) konstanta, steady state, fallissemangrisken. Eftersom inga fluktuationer i fallissemangrisk förekommer, blir buffertkapitalet tillräckligt under nästan alla omständigheter.

Resultaten pekar på att antalet klasser i sig inte behöver ha någon effekt på kapitaltäckningskravet.

Som ett sista experiment undersöker vi om antalet riskklasser som banken hanterar påverkar storleken på IRB-kapitalet och dess samvariation med VaR. Den underliggande tanken är att färre klasser bör leda till större variation i deras riskprofiler. Som vi noterade tidigare ger icke-linjariteten i IRB-ansatsens riskviktsfunktion upphov till frågan om vilka effekter antalet klasser (givetvis i kombination med portföljens storlek) får på kapitaltäckningskravet. Resultaten från ett antal mindre experiment pekar dock på att antalet klasser i sig inte behöver ha någon effekt på kapitaltäckningskravet. Frågan om antalet klasser bör dock betraktas i kombination med bankens förmåga att korrekt klassificera företag i de givna ratingklasserna (se Carling, Jacobson, Lindé, & Roszbach (2002)). Om företag i större utsträckning klassificeras felaktigt av banken skulle en minskning av antalet klasserna kunna leda till större svängningar i riskvikterna och därmed även i IRB-kapitalet.

Sammanfattning och slutsatser

I januari 2001 publicerade Baselkommittén ett förslag för framtida kapitaltäckningsregler för banker. Huvudprincipen i detta förslag är att göra buffertkapitalet betydligt mer riskberoende än med dagens regelverk. I dag gäller för exempelvis lån till företag att banken ska hålla 8 procent av exponerat belopp som täckning

Huvudprincipen i Baselförslaget är att göra buffertkapitalet betydligt mer riskberoende än med dagens regelverk.

för framtida kreditförluster. Vissa former av ställda säkerheter kan reducera kapitalkravet, men i stort är kapitaltäckningsgraden konstant och oberoende av motpartsrisk. Banker får i det nya systemet ett större ansvar för beräkningen av både det riskutsatta kapitalet och den nödvändiga kapitalbufferten. Förslaget innehåller två alternativa system: standardansatsen och den mer sofistikerade IRB-ansatsen. Under den senare kommer bankerna bland annat att behöva införa, eller vidareutveckla, interna ratingsystem för klassificering av motparterna i låneportföljen. Kvantifierade riskegenskaper i dessa ratingklasser utgör grunden för beräkning av riskvikter, som i sin tur avgör hur mycket kapital banken behöver reservera per utlånad krona.

I vår artikel har vi studerat ett stort antal simulerade bankportföljer med avseende på den föreslagna IRB-ansatsens egenskaper. Dessa övningar har gett oss ett antal nya insikter om vilka konsekvenser det nya regelverket kommer att få för bankerna och hur dessa effekter kan komma att variera beroende på den slutgiltiga utformning av regelverket som tillsynsmyndigheterna väljer att fastslå.

Ju längre tidsperiod för vilken man beräknar fallissemangrisken, desto lägre kapitaltäckningskrav.

Vi finner att IRB-kapitalets fördelning över analysens 1 000 portföljer skiftar med metod för beräkning av den genomsnittliga historiska fallissemangrisken för ratingklasserna: ju längre tidsperiod för vilken man beräknar fallissemangrisken, desto lägre kapitaltäckningskrav. Skiftet i fördelningen slår igenom i både medelvärde och varians.

Sannolikheten att buffertkapitalet kommer att understiga kreditförlusterna växer med prognoshorisonten.

Därtill visar det sig att sannolikheten att buffertkapitalet kommer att understiga kreditförlusterna växer med prognoshorisonten. Ju längre framtida tidsperiod man antar att IRB-kapitalet ska ge täckning för, desto svagare blir således samvariationen med framtida kreditrisk och desto större blir risken att bufferten är otillräcklig. Denna egenskap hänger samman med att portföljrisken, mätt som VaR, ökar linjärt med prognoshorisonten. För portföljerna som vi har undersökt, varierar denna sannolikhet mellan 0 och hela 0,4 för prognoshorisonter upp till ett år. Storleken på denna effekt beror också på valet av beräkningsmetod, eftersom den påverkar korrelationen mellan IRB-kapitalet och VaR.

Bankens konjunkturkänslighet har stor inverkan på korrelationen mellan IRB-kapitalet och portföljens VaR.

Makroekonomin spelar, som väntat, också en viktig roll för hur man bör utforma det nya kapitaltäckningssystemet. Våra resultat tyder på att bankens konjunkturkänslighet har stor

inverkan på korrelationen mellan IRB-kapitalet och portföljens VaR och därmed också sannolikheten att kapitalbufferten visar sig vara otillräcklig. Variationer i konjunkturkänslighet mellan banker kan mångdubbla variansen i IRB-kapitalet. Givet samma upplägg av kapitaltäckningssystemet, kan risken att en bank inte kan täcka sina kreditförluster med buffertkapitalet fördubblas eller till och med trefaldigas. Hur viktigt valet mellan de två alternativa beräkningsmetoderna är i detta sammanhang, beror i sin tur på samspelet mellan skattningshorisonten för fallissemangrisken och seriekorrelationen i BNP-gapet.

Det nya regelverket skulle kunna komma att förstärka konjunktursvängningar i högre utsträckning än nuvarande regler.

Resultaten i den här uppsatsen motsäger inte insikter från andra studier rörande ökad risk för procyklikalitetseffekter i det nya Baselregelverket. En stark samvariation mellan buffertkapitalet och kreditrisk, som vissa av de tänkbara beräkningsmetoderna kan generera, kan mycket väl leda till att banker kommer att behöva reservera finansiella tillgångar just när konjunkturen är svag. Det nya regelverket skulle därmed kunna komma att förstärka konjunktursvängningar i högre utsträckning än nuvarande regler.

Sammanfattningsvis kan vi konstatera att även om grunddragen för det nya regelförslaget har fått sin slutgiltiga form, återstår en del arbete med detaljer för bankernas praktiska tillämpning av regelverket. Hur faktorer som prognoshorisont, beräkningsmetod och hänsynstagande till bankers konjunkturkänslighet utformas kommer att ha betydelse för IRB-kapitalets storlek och dess varians. Dessa val kan därmed få stora konsekvenser för banksystemets och samhällsekonomins funktionssätt. Problematiken kring otillräcklig kapitaltäckning och regelverkets eventuella förstärkning av konjunkturcykeln är frågor som ägnas stor uppmärksamhet. Denna kommer säkerligen inte minska framgent, däremot kommer regelverkets slutgiltiga form inte i nämndvärd utsträckning att påverkas av sådan analys.

Referenser

Jacobson, T. & Lindé, J., (2000), Credit Rating and the Business Cycle: can bankruptcies be forecast?, *Penning- och valutapolitik*, nr 4 2000, sid. 11–33.

Carling, K., Jacobson, T., Lindé, J. & Roszbach, K., (2002), *Capital Charges under Basel II: Corporate Credit Risk Modelling and the Macro Economy*, Sveriges Riksbank Working Paper Series No. 142.

Dahlheim, B., Lind, G. & Nedersjö, A. K., (1992), Bank Results in Sweden and Other Nordic Countries, *Penning- och valutapolitik*, nr 2, sid. 21–30.

Sveriges riksbank, (1999), *Finansiell Stabilitet*, nr 1, maj 1999.

Jackson, P., Furfine, C., Groeneveld, H., Hancock, D., Jones, D., Perraudin, W., Radecki, L. & Yoneyama, M., (1999), *Capital Requirements and Bank Behaviour: The Impact of the Basel Accord*, Basel Committee on Banking Supervision Working Papers, No. 1.

The New Basel Capital Accord: An Explanatory Note, Secretariat of the Basel Committee on Banking Supervision, Bank for International Settlements (www.bis.org/publ/bcbsca.htm).

Wilson, T., (1997), *Portfolio Credit Risk (I)*, Risk, Vol. 10, No. 9 (september), sid. 111–117.

Wilson, T., (1997), *Portfolio Credit Risk (II)*, Risk, Vol. 10, No. 10 (oktober), sid. 56–61.

Appendix A: Analysmetod, transitionsmatriser och konjunkturutvecklingen

Detta avsnitt beskriver i detalj byggstenarna i vår analys. Genomgående använder vi oss av hypotetiska bankportföljer omfattande 10 000 företagslån per kvartal fördelade över ett antal ratingklasser. Portföljerna karaktäriseras av så kallade transitionsmatriser, vars element består av sannolikheter för flyttning av en motpart från en ratingklass till en annan, eller sannolikheter att motparter blir kvar i samma klass. Transitionsmatriser anger alltså migrationen mellan portföljens ratingklasser för en given tidshorisont, exempelvis från starttidpunkten och ett år framåt. Övergångarna mellan dessa transitionsmatriser regleras av rådande BNP-gap som mått på konjunkturläget i ekonomin.

Transitionsmatriser

Antag att vår hypotetiska bank i sin kreditverksamhet varje kvartal tilldelar varje motpart en kreditvärdering, eller rating. Det vill säga krediterna i portföljen fördelas över ett antal ratingklasser. Om banken gör detta under många kvartal och systematiskt lagrar information om krediternas förflyttningar mellan ratingklasserna, kan den på basis av denna information skatta en transitionsmatris *TM*,

$$TM = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdot & \cdot & \cdot & p_{1r} & p_{1d} \\ p_{21} & p_{22} & \cdot & \cdot & \cdot & p_{2r} & p_{2d} \\ \cdot & & & & & & \cdot \\ \cdot & & & & & & \cdot \\ p_{r1} & p_{r2} & \cdot & \cdot & \cdot & p_{rr} & p_{rd} \end{bmatrix},$$

där r är antalet icke-fallerande ratingklasser och d betecknar ratingklassen där fallerande krediter placeras. Om banken använder sig av, säg, tio icke-fallerande ratingklasser så innehåller *TM* tio rader och elva kolumner. Elementet p_{kl} betecknar en uppskattad sannolikhet att en godtycklig kredit i ratingklass k i period t förflyttas till ratingklass l period $t + 1$. Exempelvis står p_{11} för sannolikheten att krediter i ratingklassen med högst kreditvärdighet återfinns i samma klass i nästa period och p_{rd} ger sannolikheten för att de sämst värderade krediterna fallerar under tidsintervallet t till $t + 1$. Det kan vara värt att notera att *TM* måste skattas under villkoret att sannolikheterna i en rad (avseende en ratingklass) summerar till 1.

Som tidigare nämnts finns skäl att tro att sannolikheterna i *TM* inte är konstanta över konjunkturcykeln (se till exempel Wilson (1997)). I en högkonjunktur

borde rimligen fallissemangriskerna minska och i en lågkonjunktur borde en transitionsmatris med högre sannolikheter för nedvärdering av kredittagarna ge en bättre beskrivning av en bankportfölj. Vi ska nu med hjälp av tre olika transitionsmatriser beskriva hur rådande konjunkturläge skiftar portföljens karaktärisering. Bestämning av matriselementens numeriska har i fallet TM_{normal} skett med hjälp av empiriska data från en svensk storbanks företagsportfölj (se Carling, Jacobson, Lindé & Roszbach (2002)). $TM_{\text{hög}}$ och $TM_{\text{låg}}$ – som är rimliga, om än godtyckliga, justeringar av TM_{normal} – har konstruerats med ledning av de transitionsmatriser som rapporteras i Wilson (1997). TM_{normal} redovisas i huvudtexten medan $TM_{\text{låg}}$ och $TM_{\text{hög}}$ visas nedan.

$$TM_{\text{låg}} = \begin{bmatrix} .80 & .08 & .05 & .03 & .02 & .01 & .01 & .00 & .00 & .00 & .00 \\ .00 & .80 & .07 & .04 & .03 & .02 & .02 & .015 & .005 & .00 & .00 \\ .00 & .005 & .80 & .05 & .04 & .03 & .02 & .02 & .015 & .01 & .01 \\ .00 & .00 & .02 & .81 & .03 & .02 & .03 & .05 & .01 & .02 & .01 \\ .00 & .00 & .005 & .01 & .79 & .05 & .03 & .04 & .02 & .03 & .025 \\ .00 & .00 & .01 & .02 & .03 & .82 & .03 & .00 & .02 & .03 & .04 \\ .00 & .00 & .005 & .01 & .015 & .02 & .82 & .03 & .03 & .03 & .04 \\ .00 & .00 & .00 & .00 & .01 & .01 & .04 & .79 & .05 & .05 & .05 \\ .00 & .00 & .00 & .00 & .00 & .01 & .02 & .04 & .75 & .09 & .09 \\ .00 & .00 & .00 & .00 & .00 & .00 & .01 & .03 & .06 & .72 & .18 \end{bmatrix}$$

$$TM_{\text{hög}} = \begin{bmatrix} .95 & .03 & .01 & .01 & .00 & .00 & .00 & .00 & .00 & .00 & .00 \\ .03 & .95 & .01 & .01 & .00 & .00 & .00 & .00 & .00 & .00 & .00 \\ .02 & .03 & .93 & .02 & .00 & .00 & .00 & .00 & .00 & .00 & .00 \\ .01 & .02 & .06 & .88 & .02 & .01 & .00 & .00 & .00 & .00 & .00 \\ .01 & .01 & .05 & .07 & .82 & .025 & .01 & .00 & .00 & .005 & .00 \\ .005 & .015 & .02 & .04 & .08 & .785 & .03 & .02 & .005 & .00 & .00 \\ .00 & .01 & .02 & .03 & .07 & .09 & .72 & .03 & .015 & .01 & .005 \\ .00 & .00 & .02 & .02 & .05 & .07 & .10 & .69 & .02 & .02 & .01 \\ .00 & .00 & .00 & .01 & .03 & .05 & .07 & .14 & .66 & .03 & .01 \\ .00 & .00 & .00 & .00 & .01 & .02 & .02 & .07 & .18 & .68 & .02 \end{bmatrix}$$

Om man jämför $TM_{\text{låg}}$ och $TM_{\text{hög}}$ med TM_{normal} i huvudtexten ser vi hur sannolikhetsmassan förskjutits åt höger (vänster) i matrisen i $TM_{\text{låg}}$ ($TM_{\text{hög}}$). Detta innebär

att företagen i genomsnitt löper större risk att ned(upp)graderas i en låg(hög)konjunktur jämfört med ett normalkonjunkturläge i ekonomin.

Konjunkturcykeln

Den makroekonomiska utvecklingen approximeras med en tidsserie av kvartalsvisa observationer på det svenska BNP-gapet. Detta ges som differensen mellan faktisk real BNP och en skattad trendmässig nivå på BNP. Eftersom trendmässig BNP inte kan observeras direkt måste en tidsserie skattas på basis av observerade data. Ett flertal skattningsmetoder finns dokumenterade i litteraturen. Vi har valt att använda en vektorautoregressiv tidsseriemodell. Låt X_t beteckna en 9 x 1 kolumnvektor med variablerna y_t^* (logaritmerad utländsk BNP, TCW-vägd), π_t^* (utländsk inflation i årstakt, det vill säga $\pi_t^* = \ln(p_t^*/p_{t-4}^*)$, TCW-vägd), R_t^* (utländsk ränta, tre månaders löptid, TCW-vägd), y_t (logaritmerad svensk BNP till marknadspris), π_t (inflation i årstakt, mätt med BNP-deflatorn), k_t (logaritmerade kreditförluster för de fyra stora bankerna), R_t (reporänta och dess motsvarighet före den 1 juni 1994), Q_t (real effektiva växelkurs, TCW-vägd) och π_t^{imp} (importprisindex i producentprisledet enligt SCB:s definition). VAR-modellen för X_t kan skrivas som

$$(1) \qquad X_t = C + \tau T_t + \delta_1 D_{92Q3} + \delta_2 D_{93Q101Q3} + \sum_{j=1}^{2} \Gamma_j X_{t-j} + \varepsilon_t \ ,$$

där C är en konstant, T_1 en linjär tidstrend och D_{92Q3} en dummy variabel som antar värdet 1 i tredje kvartalet 1992 och 0 annars, $D_{93Q101Q3}$ en dummy variabel som antar värdet 0 före 1993 och 1 därefter. Vi estimerar modellen (1) på kvartalsdata för perioden tredje kvartalet 1986 till tredje kvartalet 2001. Eftersom modellen har två så kallade laggar inkorporerade, innebär detta att vi använder data för perioden första kvartalet 1986 till tredje kvartalet 2001. Genom att simulera den estimerade modellen dynamiskt över tiden tredje kvartalet 1986 till tredje kvartalet 2001 (med användning av de sanna värdena på X_t första till andra kvartalet 1986 som startvärden i simuleringen och med $\hat{\varepsilon}_t = 0$) erhålles en tidsvarierande trend för variablerna i X_t, som vi betecknar $\bar{X}_t$. Avvikelsen runt trend, betecknad $\tilde{X}_t$, kan sedan beräknas som $X_t - \bar{X}_t$. Den resulterande avvikelsen runt trend för BNP, som vi fortsättningsvis benämner BNP-gapet, redovisas som den gröna linjen i figur 1 (sid. 44).

Eftersom vi i vår analys för enkelhets skull kommer att anta att sannolikheterna i transitionsmatrisen endast beror på BNP-gapet, och således inte på de andra variablerna i VAR-modellen, har vi valt att approximera den datagenere-

rande processen för BNP-gapet med en enkel så kallad AR(5)-modell. Den skattade modellen kan skrivas

$$\tilde{y}_t = \underset{(0,12)}{0{,}65}\tilde{y}_{t-1} + \underset{(0,13)}{0{,}19}\tilde{y}_{t-2} + \underset{(0,13)}{0{,}05}\tilde{y}_{t-3} + \underset{(0,13)}{0{,}41}\tilde{y}_{t-4} + \underset{(0,11)}{0{,}67}\tilde{y}_{t-5} + \hat{\varepsilon}_{y,t}. \tag{2}$$
$$\bar{R}^2 = 0{,}76,\ \hat{\sigma} = 0{,}90\ \%,\ Box - Ljung\ Q(8) = 3{,}89\ (p - värde = 0{,}87)$$

Som framgår av skattningsresultaten är den skattade ekvationen en godtagbar approximation av BNP-gapet. I figur 1 (sid. 44) plottar vi de skattade värdena enligt ekvation 2 (den svarta linjen).

Transitionsmatrisen som en funktion av BNP-gapet

Här presenterar vi vår ansats för att modellera den kontinuerliga övergången från en karaktäriserande transitionsmatris i ett kvartal till en annan matris i nästa kvartal. Dessa övergångar sker som respons på förändringar i de makroekonomiska betingelserna över tiden. Vi vill alltså att transitionsmatrisens sannolikheter ska skifta över tiden som en funktion av BNP-gapets förändring. Låt den portföljkaraktäriserande transitionsmatrisen i varje kvartal betecknas med $TM_{\text{tillstånd},\,t}$. Denna låter vi vara begränsad av ytterlighetslägena $TM_{\text{hög}}$ och $TM_{\text{låg}}$, samt utnyttjar TM_{normal} för identifikation. Elementen, eller sannolikheterna, i $TM_{\text{tillstånd},\,t}$ åstadkommer vi genom att använda en flexibel sannolikhetsfördelning, $\chi^2(df)$. Fördelningens utseende kontrolleras med parametern df, som anger antalet frihetsgrader. Exempelvis skiftar sannolikhetsmassan för fördelningen åt höger då df ökar. Vi låter df vara en funktion av BNP-gapet, $df_t = df(\tilde{y}_t)$, sådan att ett positivt BNP-gap (högkonjunktur) ger lägre fallissemangsannolikheter i transitionsmatrisen, ökade sannolikheter för uppgradering och minskade för nedgradering. Ett negativt BNP-gap (lågkonjunktur) ger omvänt högre fallissemangsannolikheter, minskade sannolikheter för uppgradering och ökade för nedgradering. Funktionen $df_t = df(\tilde{y}_t)$ skrivs som:

$$df_t = \overline{df} + \frac{(\underline{df} - \overline{df})}{1 + e^{-\beta_y \tilde{y}_t}} - \frac{\left(\frac{\overline{df} + \underline{df}}{2} - df\right)}{e^{\text{abs}(\beta_y \tilde{y}_t)}} \tag{3}$$

där df, $\overline{df}$ och $\underline{df}$ är frihetsgraderna associerade med TM_{normal}, $TM_{\text{hög}}$ och $TM_{\text{låg}}$.[21] $\beta_{\tilde{y}}$ är en vektor med parametrar med vilka vi kan reglera hastigheten för konvergensen av df_t mot $\overline{df}$ eller $\underline{df}$ för varje ratingklass då ekonomin rör sig mot en hög- respektive lågkonjunktur. Med andra ord motsvarar höga värden på $\beta_{\tilde{y}}$ en konjunkturkänslig låneportfölj och låga värden en okänslig låneportfölj. Figur 2 (sid. 45) illustrerar hur valet av genomslagsparametrarna $\beta_{\tilde{y}}$ påverkar övergångssannolikheterna i $TM_{\text{tillstånd},\, t}$.

Givet våra tre transitionsmatriser TM_{normal}, $TM_{\text{hög}}$ och $TM_{\text{låg}}$ kalibrerar vi df, $\overline{df}$ och $\underline{df}$ som matchar övergångssannolikheterna i dessa matriser.[22] Givet df, $\overline{df}$ och $\underline{df}$, valda genomslagsparametrar $\beta_{\tilde{y}}$, samt en tidserie för BNP-gapet $\tilde{y}_t$ kan frihetsgraderna df_t för varje kvartal beräknas. Slutligen, utrustade med df_t kan vi bestämma en tidserie med transitionsmatriser $TM_{\text{tillstånd},\, t}$ som karaktäriserar låneportföljen under dess livslängd.

Vi har valt $\beta_{\tilde{y}}$ så att kreditförlusterna i vår modell uppvisar ett likartat beteende som förlusterna i den svenska banknäringen under 1990-talet (se figur 3 sid. 48).

Konstruktion och simulering av en hypotetisk portfölj över tiden

Här beskriver vi vår algoritm för att konstruera och simulera en dynamisk bankportfölj. Vårt första steg är att generera en initial fördelning av företag i de olika $k = 1,\ldots,r$ ratingklasserna. Initialfördelningen genererar vi på följande vis:

1. Antag att det finns lika stor andel företag i varje klass i första perioden t.
2. Använd transitionsmatrisen TM_{normal} och beräkna fördelningen av företag i början av nästa period under förutsättning att det makroekonomiska tillståndet är i normalläge, det vill säga BNP-gapet är 0. Låt oss beteckna den resulterande fördelningen av företag i portföljen vid ingången av perioden $t + 1$ som: $F_{t+1}\,[\,f_{1,t+1}\ \cdot\ \cdot\ \cdot\ f_{r,t+1}]$ där det gäller att $\sum_{k=1}^{r} f_{kt+1} = 1$.
3. Repetera steg 2 tills $F_t = F_{t+1}$, det vill säga tills fördelningen av företag inte ändrar sig från ett kvartal till nästa, vilket innebär att $\sum_{k=1}^{r} f_{k,t+1} - f_{k,t} = 0$. Denna fördelning, som vi hädanefter kallar *steady state*-fördelningen, använder vi som startvärden i alla simuleringar som genomförts.

[21] Notera följande egenskaper för funktionen $df(\tilde{y}_t)$; (i) om $\tilde{y}_t = 0$ är $df_t = df$, (ii) då $\tilde{y}_t \to \infty$ gäller att $df_t \to \overline{df}$, (iii) då $\tilde{y}_t \to \infty$ gäller att $df_t \to \underline{df}$.

[22] För en fullständig beskrivning om hur detta görs hänvisas till ett tekniskt appendix: ”Notes to Jacobson, Lindé and Roszbach”, som på begäran kan erhållas från författarna.

Att simulera en hypotetisk bankportfölj av företag över tiden $t = 1,2,\ldots,T$ innebär följande steg:

1. I den första perioden, period 1, tilldelar vi antalet företag i varje ratingklass genom att multiplicera steady state-proportionerna med antalet företag i portföljen, vilka vi antar vara 10 000.
2. Vi tilldelar varje företag ett organisationsnummer $i = 1,\ldots, 10\,000$ och en lånestorlek. Vi drar ett slumptal $\varepsilon_{y,1}$ och använder ekvation (2) för att beräkna $\tilde{y}_t$, varpå ekvation (3) används för att genera en relevant transitionsmatris $TM_{\text{tillstånd},\,t}$ som i sin tur används för att beräkna fördelningen av portföljens företag i nästa kvartal, $t + 1$.[23]
3. Den nya fördelningen i nästa period består inte endast av de företag som existerade perioden innan. Vi antar också att banken beviljar lån till nya företag varje period. *Fördelningen* av dessa lån till de nya företagen antar vi vara densamma som den långsiktiga fördelningen. *Antalet* nya företag som banken beviljar lån till i varje period antar vi vara konstant och lika med andelen företag som fallerar varje period i steady state (då BNP-gapet är 0) multiplicerat med det initiala antalet företag i portföljen (10 000). De nya företagen antas inte kunna fallera samma tidsperiod som de beviljas lån. De nya företagen tilldelas nya organisationsnummer 10 001, 10 002 också vidare i den ordning som de tillkommer i portföljen.
4. Vi upprepar steg 2 och 3 tills $t = T$.
5. För varje period $t = 1,\ldots, T$ sparar vi följande information om alla levande företag i bankens portfölj: företagens organisationsnummer, tidsperiod, tilldelad ratingklass, fallissemang (variabel som antar värdet 0 om företaget lever, 1 om det fallerar denna period), lånestorlek samt det makroekonomiska utfallet i varje period. Denna information kan sedan användas för att beräkna kapitaltäckningskrav under Basel II samt portföljens VaR.

Vi generar på detta vis data för $n = 1, 2,\ldots, N$ olika portföljer ($N = 1\,000$). Varje portfölj innehåller runt 400 000 observationer totalt, eftersom vi antar att bankerna har data på sina låneportföljer under 40 kvartal (10 år).

[23] För varje företag i generar vi ett slumptal $\tilde{p}_{i,t}$ från en uniform sannolikhetsfördelning (antar värden på intervallet [0,1]). Om företaget i återfinns i ratingklass l i period t tilldelas den rating klass k nästa period, det vill säga period $t + 1$, när villkoret $\tilde{p}_{i,t} < \sum_{k=1} p_{lk,t}$ är uppfyllt för minsta möjliga värde på $k = 1,\ldots,r$ där sannolikheterna $p_{lk,t}$ erhålls från transitionsmatrisen $TM_{\text{tillstånd},\,t}$. Om olikheten inte är uppfylld för $k = r$, innebär detta att företaget i fallerar denna period. Detta innebär att företag i, förutom den makroekonomiska utvecklingen som skiftar $p_{lk,t}$ sannolikheterna, även har en företagsspecifik risk att fallera beroende på utfallet av den stokastiska variabeln $\tilde{p}_{i,t}$.

Appendix B: Baselkommitténs riskviktsfunktion

Riskviktsfunktionen för en ratingklass k i kvartal t är enligt Baselkommitténs förslag från den 16 januari 2001:

$$\text{(B.1)} \qquad RW_{k,t} = \min\left\{\left(LGD_{k,t}/50\right) \times BRW_{k,t}\,;\ 12{,}5 \times LGD_{k,t}\right\}$$

där $LGD_{k,t}$ är den skattade förlustkvoten betingad på att fallissemang inträffar, (*loss given default*) för ratingklass k i kvartal t, och

$$\text{(B.2)} \qquad BRW_{k,t} = 976{,}5 \times N\,\{1{,}118 \times N^{-1}(PD_{k,t}) + 1{,}288\} \times \{1+0{,}047 \times (1 - PD_{k,t})/PD_{k,t}^{0,44}\}$$

där N är en standardnormalfördelning (med medelvärde 0 och standardavvikelse 1) och $PD_{k,t}$ är den uppskattade fallissemangsannolikheten (*probability of default*) för ratingklass k i kvartal t. Notera följande egenskaper hos riskviktsfunktionen: (i) ju högre LGD ett företag har givet BRW, desto större riskvikt (RW), och (ii) ju högre PD som gäller för en riskklass givet en viss nivå för LGD, desto högre BRW och därmed riskvikt.

IRB-kapitalet för bankens portfölj beräknas som

$$\text{(B.3)} \qquad IRBcap_t = 0{,}08 \sum_{k=1}^{r} RW_{k,t} \times Exposure_{k,t},$$

där ”*Exposure*” är summan av beviljade krediter i riskklassen $k = 1, 2, \ldots, r$ i period t. Det framgår tydligt av (B.3) att den absoluta nivån på 8 procent spelar en avgörande roll i det nya Baselförslaget.

I simuleringarna har vi använt att $LGD_{10} = 0{,}8$ och $LGD_k = 0{,}8^* (k–1)/9$, $k = 1, 2, \ldots 9$.

Appendix C: Beräkning av Value-at-Risk (VaR)

Analyserna av de simulerade låneportföljerna som beskrivits görs med hjälp av två mått: Value-at-Risk (VaR), som beskriver portföljernas risk, samt IRB-kapitalet, som anger portföljens kapitaltäckning beräknat enligt de nya Baselreglerna.

I detta sammanhang mäter VaR kreditrisken i låneportföljen för en given tidshorisont. Mer specifikt beräknar vi VaR som det belopp i kronor som banken riskerar att förlora inom en given tidsperiod j med en maximal sannolikhet av Z procent. Ett alternativt sätt att uttrycka detta är att med en sannolikhet på (100-Z) procent kommer bankens kreditförluster inte att överstiga VaR-beloppet i kronor under en tidsperiod till och med j. I praktiken väljs ofta en ettårig horisont j och en sannolikhet Z i intervallet [0,001–0,01].

I analysen beräknar vi VaR för en given portfölj n i period T för horisonterna j = 1, 2, 3, 4 kvartal framåt i tiden på följande vis:

1. Utgå från sammansättningen av portfölj n i tidpunkten T och det makroekonomiska läget samma tidpunkt.
2. Simulera portföljen j = 4 kvartal framåt i tiden på det sätt som beskrivs i steg 2–5 i Appendix A. Beräkna den totala förlusten i portföljen under j = 1, 2, 3, 4 kvartal framåt. Beteckna den totala förlusten i portföljen som $L_{i,j} = \sum_{s=1}^{j} L_{i,s}$.
3. Upprepa steg 2, för olika realisationer på makroekonomins utfall för j = 1, 2, 3, 4 kvartal framåt i tiden, i = 1, 2,…, 1 000 gånger. Vi erhåller då för portföljen n uppsättningen $L_1 \; . \; . \; . \; L_{1\,000}$, det vill säga 1 000 olika möjliga portföljförluster för olika kvartal j framåt i tiden. Vi sorterar alla möjliga utfall L_i från minsta till största förluster för j = 1, 2, 3, 4 kvartal framåt i tiden. VaR på 95-procentsnivån på horisonten j för denna portfölj beräknas sedan som den 950:e största $L_{i,j}$ för j = 1, 2, 3, 4 kvartal framåt i tiden.
4. Genom att upprepa steg 2–3 för alla 1 000 portföljerna, beräknar vi VaR för alla portföljerna på olika signifikansnivåer.