

Viggo Nordvik

Tap på utlån til boligformål

En strukturell og statistisk analyse

BYGGFORSK

Norges byggforskningsinstitutt

Viggo Nordvik

Tap på utlån til boligformål

En strukturell og statistisk analyse

Prosjektrapport 152 – 1994

Prosjektrapport 152

Viggo Nordvik

Tap på utlån til boligformål

En strukturell og statistisk analyse

ISSN 0801-6461

ISBN 82-536-0459-9

100 eks. trykt av

S. E. Thoresen as

Cyclus resirkulert papir

omslag 200 g, innmat 100 g

© Norges byggforskningsinstitutt 1994

Adr.: Forskningsveien 3B
Postboks 123 Blindern
0314 OSLO

Tlf.: 22 96 55 00

Fax: 22 69 94 38 og 22 96 55 42

Forord

Utviklingen på boligmarkedet og i Husbankens låneportefølje gjennom de siste årene har hos både Bolig- og bygningsavdelingen i Kommunal- og arbeidsdepartementet, i Husbanken og hos BYGGFORSK ført til interesse for nærmere forståelse av de mekanismer som skaper mislighold og tap på utlån til boligformål. Den analysen som legges fram i denne rapporten, er ment å være et bidrag til en slik forståelse.

I arbeidet har det vært nær kontakt mellom BYGGFORSK og en gruppe som bestod av Magne Hyrve fra Kommunal- og arbeidsdepartementet, Jan Kristiansen, Lisa Blom, Einar Aarskog, Bente Johansen og Knut Grevstad fra Husbanken. For BYGGFORSKs arbeid har denne kontakten vært meget verdifull. Spesielt vil vi påstå at gruppens insistering på å flytte prosjektleders hovedfokus over fra den teoretiske litteraturen til den norske virkeligheten har gitt et bedre og mer relevant resultat enn det vi ellers ville ha fått.

Knut Grevstad har gjort en stor jobb med å samordne dataene vi har brukt. I tillegg hadde vi fruktbare diskusjoner med Grevstad om den økonometriske spesifikasjonen av prismodellen.

På BYGGFORSK har Kim Aastangen deltatt i deler av arbeidet; mye av det økonometriske grunnlaget i arbeidet er diskutert med han.

Sirkka-Liisa Suomenrinne har rettet opp pinlig mange komma- og stavefeil i det som jeg trodde var et ferdig manuskript! Hun takkes også for å ha bidratt til å redusere omfanget av uleselige setningskonstruksjoner.

Arbeidet er finansiert av Kommunal- og arbeidsdepartementet med 200 000 kroner. Husbanken gav en tilleggsbevilgning på 50 000 kroner for å få utarbeidet en kvantitativ prognosemodell.

Alle de nevnte takkes for å ha vært med å lage en prosess som har vært morsom og et produkt vi mener er godt.

Oslo, april 1994

Kirsten Arge
Forskningssjef

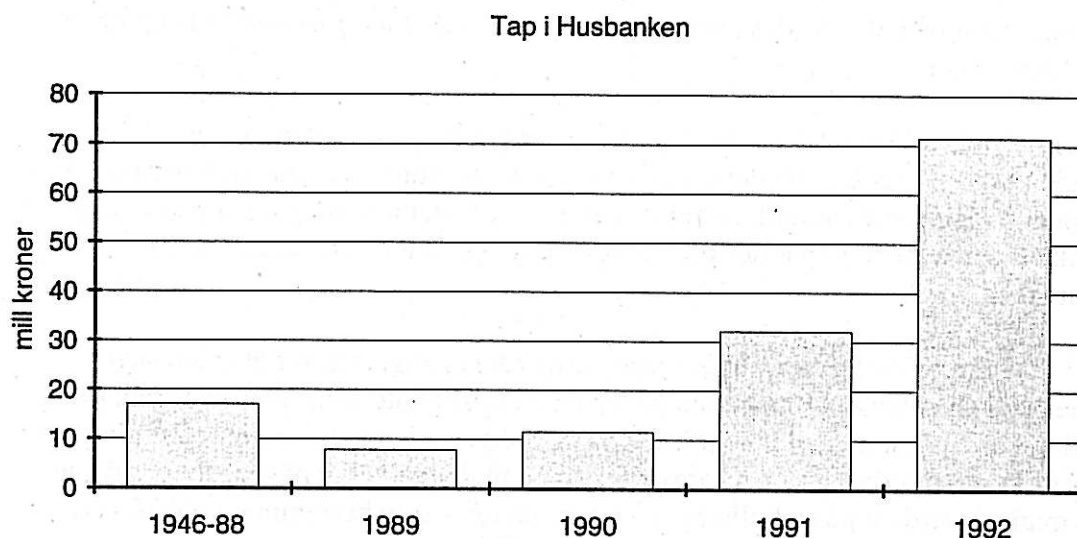
Viggo Nordvik
Prosjektleder

Innhold

Forord	3
Sammendrag	5
1. Innledning	13
1.1 Bakgrunn.....	13
1.2 Hva er et tap, og når oppstår det?	14
2. Litteratur om tap på boliglån	16
2.2 Et kort sveip innom den internasjonale litteraturen.....	16
2.3 Er den internasjonale litteraturen relevant i en analyse av tap på Husbankens utlån?.....	18
3. Empiriske data og strukturer i en tapsmodell	21
3.1 Priser i analysen av mislighold av Husbanklån	21
3.2 Tap og tapspotensial	35
3.3 Tapssannsynligheter.....	42
4. Modellstruktur - et sammendrag.....	47
4.1 Forberedende bearbeidingsrutiner.....	47
4.2 Brukerstyrt input i modellen	48
4.3 Hva i all verden gjør modellen.....	49
4.4 Utskriftsrutiner.....	51
5. Tap i noen konstruerte porteføljer	52
5.1 Tapsprognoser for et referansealternativ.....	52
5.2 Hva skjer med tapsprognosene når vi endrer på forutsetningene i referansealternativet?	56
5.3 Oppsummering.....	60
6. Noen enkle forsøk på å teste en hypotese om rasjonell misligholdsadferd	61
7. Oppsummering	66
Litteratur	67
Vedlegg 1.....	69
Vedlegg 2.....	74
Vedlegg 3.....	75

Sammendrag

Utgangspunktet for dette arbeidet om mislighold av husbanklån var først og fremst at Husbanken, som opp igjennom tiden har hatt minimale tap, begynte å oppleve stadig større tap på sin utlånsportefølje. De tapene Husbanken har opplevd på sine utlån fra banken ble opprettet i 1946, kan vi oppsummere i en figur.



Figur - Husbankens tap på utlån, løpende kroner

Selv om Husbankens tap var svært lave sammenlignet med tapene som privatbanker rapporterte på sine utlån til boligformål, var Husbankens tap i en størrelsesorden man ikke hadde opplevd tidligere. Fra et samlet tap (i løpende kroner) på vel 17 millioner fra 1946 til og med 1988 steg Husbankens tap til over 30 millioner kroner i 1991, for så å forstette å stige til over 70 millioner kroner i 1992. Hvis vi ser bort fra endringene i kroneverdien, har Husbanken tapt nesten fem ganger så mye på sine utlån på 90-tallet som fra 1946 og ut 80-tallet.

Samtidig som vi startet dette forskningsprosjektet, hadde Husbanken kommet i gang med et eget prosjekt som bl.a. skulle bedre sin egen tapsstatistikk og sine egne prognoser for tapene. Samordning av ressursene i disse to prosjektene har nok bidratt til at vi sammen har kommet lengre enn det vi ville ha gjort hver for oss.

Med tap forstår vi i denne rapporten realiserte tap. En slik definisjon av tap samsvarer med reglene for regnskapsføring i statsbanker. Privatbankene er av Kreditt-tilsynet pålagt å foreta tapsavsetninger for påregnelige tap på alle engasjementer som på balansedagen er regnet som tapsutsatte. Som tapsutsatte regnes alle lån som har stått misligholdte i mer enn tre måneder. Dette innebærer blant annet at de private bankene ikke kan redusere sine tapsanslag for lån med pant i bolig, hvor pantets verdi har falt under restgjelden, som følge

av at man tror at husholdningene vil komme til å gjøre opp sine økonomiske forpliktelser 'til slutt'.

Etter den definisjonen vi bruker er det to betingelser som begge må være oppfylte for at Husbanken skal tape penger på et bolig(pante)lån:

- i) Manglende vilje og/eller evne hos låntaker til å betale renter og avtalte avdrag på lånet.
- ii) Lavere verdi på boligen (dvs pantet) enn restgjeld, inkludert manglende betaling av skyldige renter.

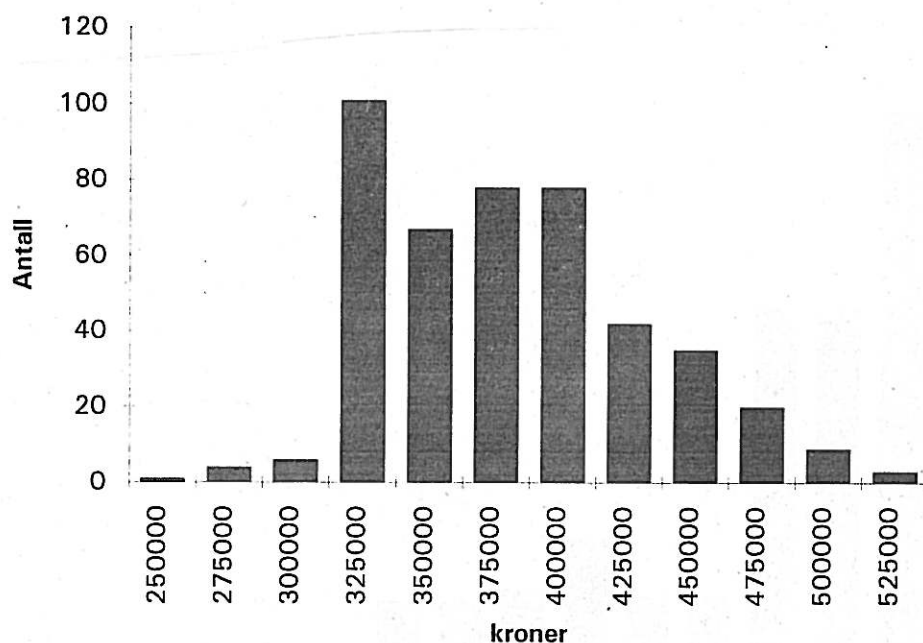
Den gjennomgående tråden i dette arbeidet vil være et forsøk på å modellere den prosessen vi beskrev ovenfor. Modelleringen vil bygge på teoretiske betraktninger om boligmarkedet og låntakers adferd. Arbeidet har en empirisk innretning og er lagt opp ut fra Husbankens synsvinkel, vi har derfor lagt vekt på å søke å forklare tapene ut fra observerbare data.

Boligpriser vil være en viktig input både i analyse av sannsynligheten for at et lån skal misligholdes og i en analyse av størrelsen på tap på de mislighold som føres helt fram til en tapssituasjon. For Husbanken vil ikke prisene på de boligene de har finansiert oppføringen av, være perfekt observerbar. De to viktigste årsakene til dette er at oppføringskostnad kan avvike fra markedsverdien på en bolig og at viktige faktorer som bestemmer verdien ikke er observerbare, spesielt gjelder dette omfanget av vedlikehold og oppussinger.

I analysen av verdien på boligene med lån i Husbanken vil vi utnytte det datamaterialet som er samlet inn av SSB i forbindelse med deres arbeid med 'Prisindeks for brukte boliger'. En nærmere beskrivelse av datainnsamlingen finnes i Wass (1992).

For å trekke ut informasjon fra de 34 644 observasjonene som finnes i det primære data-settet, må vi bearbeide dataene statistisk. Før vi går løs på den statistiske bearbeidingen, skreller vi ut prisobservasjoner for eiendommer som ikke er boligeiendommer og observasjoner som er eiendommer med mer enn en bolig. Deretter estimerer vi en hedonisk prisligning for blokk og en for småhus. Som forklaringsvariable bruker vi bruksareal og et sett med kjennetegn ved kommunen som boligen ligger i.

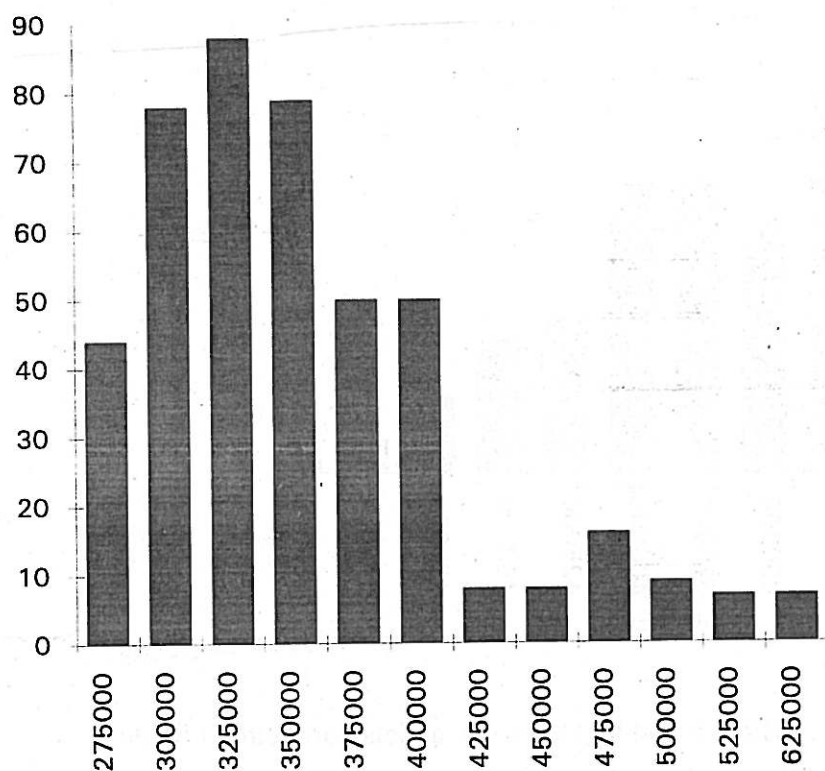
For å illustrere resultatene fra disse regresjonsberegningene har vi brukt regresjonsligninga for boliger i blokk til å predikere omsetningspriser i første kvartal 1993 på en blokkbolig på 90 kvadratmeter bruksareal (BRA) og på en 100 kvadratmeter BRA stor bolig i småhus i hver av landets kommuner.



Figur - Predikerte priser på 90 BRA store blokkboliger i landets kommuner i første kvartal 1993, Hele landet

Som vi ser av figuren, vil forventet pris på en 90 BRA stor blokkbolig i de fleste kommunene ligge et sted mellom 325.000 og 400.000 kroner. I noen få kommuner ligger forventet pris under 300.000 kroner, mens det er ganske mange kommuner hvor prisnivået ligger høyere. 90 BRA store blokkboliger i de dyreste kommunene er mer en dobbelt så høy som i de billigste kommunene. Forskjellen mellom de dyreste boligene av denne typen i de dyreste kommunene og de billigste i de billigste kommunene vil være mye større.

Neste figur viser en tilsvarende beregning for en småhusbolig på 100 kvadratmeter bruksareal i hver enkel av landets kommuner.



Figur - Predikerte priser på 100 kvm BRA store boliger i småhus i landets kommuner i første kvartal 1993, Hele landet

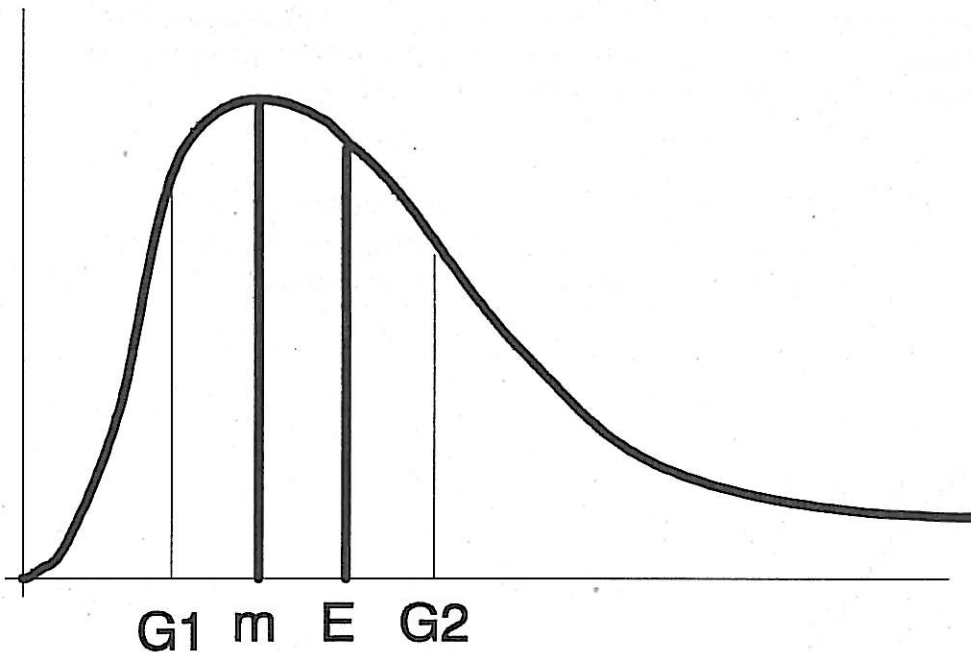
Tyngden av prediksjonene ligger mellom 300.000 og 400.000 kroner. Fordelingen har en ganske lang 'høyrehale', det er altså ganske mange kommuner med relativt høye boligpriser. I de dyreste kommunene er prisene på 100 BRA boliger i småhus mer enn dobbelt så høy som i de billigste kommunene.

Ved hjelp av resultatene fra regresjonsberegningene er vi i stand til å gi konsistente anslag på forventning og standardfeil til den normalfordelte logaritmen til boligprisen til hver enkelt bolig i Husbankens utlånsportefølje. Ved hjelp av kunnskap om disse fordelingene kan vi trekke kvantitative konklusjoner om fordelingen til den forventede boligprisen. I den tapsmodellen vi oppfatter som den beste, utnytter vi kunnskap om hele fordelingen til prisen.

Grafiske illustrasjoner av tapsmodellene

Vi skal vise mekanismene i tapsmodellene ved hjelp av noen figurresonnementer. Først ser vi på de to grove modellene:

Den heltrukne kurven representerer tetthetsfunksjonen til prisen på en bestemt bolig. De lodrette linjene er punkter i fordelingen som vi skal bruke når vi viser hva modellene egentlig 'gjør for noe'.



Figur - Grafisk illustrasjon av de grove tapsmodellene

Den boligen vi bruker i illustrasjonen har i 'første periode' en sannsynlighetsfordeling med median lik m , og forventning lik E . En log-normal fordeling er kjennetegnet av at forventningen er større enn medianen.

La oss først betrakte en situasjon hvor lånet på den boligen som figuren viser sannsynlighetsfordelingen til markedsprisen for i 'første periode', er lik $G1$. Dette lånet er lavere enn både medianen og forventningen til boligprisen, forventet tapspotensiale for perioden vil da i begge de to grove modellvariantene bli lik null.

Forholdet blir et helt annet om boligen er belånt med et lån på $G2$ kroner. I modellen som baserer seg på medianen blir det forventede tapspotensialet i 'første periode' lik $(G2-m)$ kroner, i den andre grove modellvarianten blir det forventede tapspotensialet i 'første periode' lik $(G2-E)$ kroner. Forventet tap blir da lik tapspotensiale multiplisert med tapsaksansynligheten.

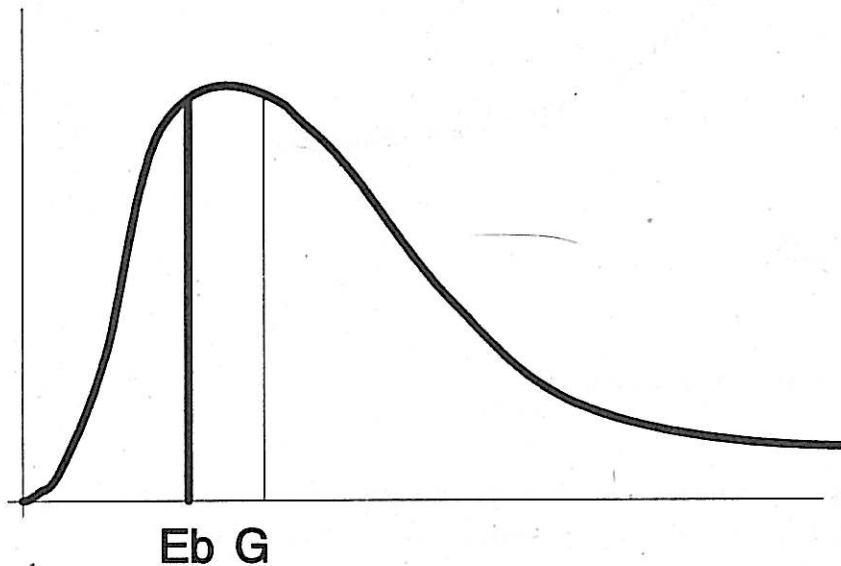
Hadde gjelden ligget mellom m og E i figuren ville vi ha fått predikert et positivt tapspotensiale i den første modellen fordi gjelden hadde vært større enn medianen, i den andre modellen hadde vi fått predikert et tapspotensiale lik null for perioden.

Sammenligningen av restgjeld og hhv median og forventning gjøres for hver av beregningsperiodene. I neste periode flyttes sannsynlighetsfordelingen til markedsprisen, hvor langt og i hvilken retning den flyttes avhenger av vårt anslag på prisutviklingen

mellom periodene. Om vi anslår at boligprisene stiger (faller), vil fordelingen flyttes mot høyre (venstre). Hvis vi f.eks. antar at prisene stiger med 2%, vil sannsynlighetsfordelingen flyttes $m \cdot 0,02$ kroner til høyre. Formen på sannsynlighetsfordelingen til markedsprisen lar vi være konstant fra den ene perioden til den andre.

Hvis det betales avdrag på gjelden gjennom første periode, vil også de skjæringspunktene vi sammenligner med median og forventning i sannsynlighetsfordelingen til markedsprisen flytte seg. Vi får på denne måten beregnet et tapspotensiale i de grove modellene for neste periode.

Gjennomgangen illustrerer også hvilken stor arbeidsmengde vår kvantitative modell gjennomfører. For hvert enkelt lån konstrueres dataene som beskriver kurven over for fem år. Ut fra dette gjøres de sammenligningene vi har illustrert gjennom bruk av figuren.



Figur - Grafisk illustrasjon av den sammensatte tapsmodellen

Den sammensatte modellen, som vi kommer til å legge mest vekt på i resten av arbeidet, behandler dataene om boligprisfordelinga på en noe annen måte enn de grove modellvariantene. Vi skal her gå punktvis gjennom den sammensatte modellens utnyttning av data om sannsynlighetsfordelingen til markedsprisen og virkningen på størrelsen på tapspotensiale:

- i) Sannsynligheten for at en boligpris 'trukket' fra fordelinga fra figuren skal være lavere enn restgjelden G . Arealet under kurven for sannsynlighetsfordelingen til markedsprisen til venstre for restgjelden G kan tolkes som et uttrykk for denne sannsynligheten.
- ii) Vi beregner så den forventet markedsverdien på boligen gitt at den er lavere enn restgjelden (E_b) som er lik forventningen i den fordelingen som ligger til venstre for G . Denne betingede forventningen beregnes gjennom at vi tilnærmer

tetthetsfunksjonen med en trappetrinnfunksjon. I vedlegg to viser vi hvordan dette er gjort.

- iii) Deretter definerer vi noe som vi kaller for et forventet tapspotensiale. Det er lik forventet differanse mellom restgjeld og markedsverdi på boligen gitt at denne er positiv, multiplisert med sannsynligheten for at markedsverdi skal være lavere enn restgjeld.

Forventet tap på et bolig(pante)lån i den 'mer sammensatte modellen' blir da lik tapssaks-sannsynlighet multiplisert med det forventede tapspotensialet.

Et mislighold er oftest et resultat av at 'pengene ikke strekker til', andre ord for dette er betalingsproblemer eller de siste års variant - gjeldskrise. Dette kan komme av inntekts-svikt og/eller uforutsette (og kanskje uunngåelige) utgifter.

I vår modellering bygger vi opp misligholdssannsynligheten for et lån fra to komponenter:

1. Et anslag på den totale andelen av lånene som misligholdes i en periode t , denne kaller vi PM_t . I modellutformingen lar vi denne andelen anslås av modellbrukeren.
2. En rutine som gir sammenhengen mellom den totale misligholdsandelen og misligholdssannsynligheten på et enkeltlån. Denne bestemmer vi ut fra fordelingene i Husbankens misligholdsstatistikk for 1992. Dataene fra statistikken brukes ikke direkte, men vi lar de gå igjennom en slags glattingsprosedyre.

Glattingsprosedyren gir oss en faktor som vi bruker til å multiplisere den samlede misligholdsraten med. Hvis denne faktoren er større enn én har lån av denne kategorien større misligholdssannsynlighet enn gjennomsnittet. Disse verdiene gir vi i en tabell.

Tabell

Estimert misligholdsfordeling etter avdelingskontor og lånets alder

	Hoved-kontor	Bodø-kontor	Bergens-kontor	Trond-heimskontor	Hammerfest-kontor
0-1 år	0,29	0,30	0,21	0,24	0,33
1-2 år	1,38	1,41	1,01	1,13	1,54
2-3 år	1,65	1,69	1,22	1,36	1,84
3-4 år	1,59	1,64	1,18	1,31	1,78
4-5 år	1,68	1,73	1,25	1,39	1,88
5-10 år	1,51	1,55	1,12	1,25	1,69
10-15 år	0,90	0,92	0,66	0,74	1,00
over 15 år	0,60	0,62	0,44	0,49	0,67

Av tabellen foran ser vi at det er relativt få husholdninger som misligholder Husbanklånene sine det første året etter at lånet er tatt opp. På den annen side kan man si at den økonomiske situasjonen det første året etter låneopptak i stor grad burde ha vært forutsagt av husholdningene, slik at det rett og slett er overraskende at vi har i det hele tatt mislighold det første året.

Rentetrappen og de voksende avdragene kan gjenfinnes i tabellene fra det forhold at misligholdet er stigende i lånets alder fram til lånet er fem år gammelt da misligholdet er på sitt høyeste.

For eventuelle lesere som ønsker en rask oppsummering av tapsmodellene viser vi til kapittel 4.

Rapporten offentliggjør ikke konkrete tapsanslag for Husbankens låneportefølje. Vi har i stedet illustrert hvilke faktorer som påvirker tap og tapsanslag gjennom å beregne tapsanslag i en konstruert låneportefølje. Hovedkonklusjonen fra disse beregningene er klart at utlån til boligformål ikke er noen særlig risikabel aktivitet i perioder med et stigende nominelt prisnivå på boliger.

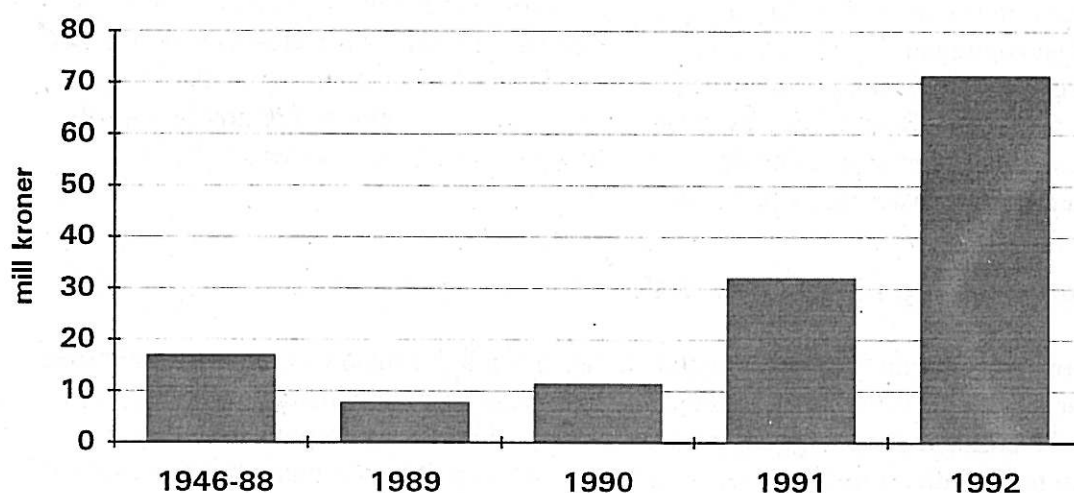
I internasjonal litteratur om tap på utlån til boligformål fokuseres det på at husholdningene kan la være å betale et lån når verdien av boligpantet faller under den gjelden de har på boligen. Vi har argumentert for at under norske forhold med lav mobilitet og sterk knytning til boligen, og et lovverk hvor utlåner kan drive inn sine fordringer mot alle formuesobjekt (inkludert framtidige inntekter) som husholdningen eier, vil en slik rasjonell misligholdsadferd være mye mindre utbredt. Statistiske analyser av misligholdet i et utvalg på vel 12.000 husbanklån verken bekrefter eller avkrefter denne hypotesen.

1. Innledning

1.1 Bakgrunn

Utgangspunktet for arbeidet om mislighold av husbanklån var tosidig. For det første at Husbanken, som opp igjennom tiden har hatt minimale tap, begynte å oppleve stadig større tap på sin utlånsportefølje. De tapene Husbanken har opplevd på sine utlån fra banken ble opprettet i 1946 kan vi oppsummere i en figur.

Tap i Husbanken



Figur 1.1 - Husbankens tap på utlån, løpende kroner

Selv om Husbankens tap var svært lave sammenlignet med tapene som privatbanker rapporterte på sine utlån til boligformål, var Husbankens tap i en størrelsesorden man ikke hadde opplevd tidligere. Fra et samlet tap (i løpende kroner) på vel 17 millioner fra 1946 til og med 1988 steg Husbankens tap til over 30 millioner kroner i 1991, for så å fortsette å stige til over 70 millioner kroner i 1992. Hvis vi ser bort fra endringene i kroneverdien, har Husbanken tapt nesten fem ganger så mye på sine utlån på nittitallet som fra 1946 og ut 80-tallet.

For det andre har det gjennom åttiårene vokst fram en 'tapslitteratur' som behandler det å slutte å betale renter og avdrag på et bolig(pante)lån¹ som en salgsoption (det engelske begrepet er put option) som en husholdning som opplever at markedsverdien på en bolig faller under verdien av restgjelden, kan benytte seg av. Når vi i Norge etter en periode med sterkt fallende nominelle boligpriser opplever at alle kredittinstitusjoner som yter lån til

¹ Bolig(pante)lån er vår egen oversettelse av det engelske begrepet mortgage.

boligformål rapporterer høye tap på sine boliglån, er det interessant å undersøke om tapslitteraturen kan bidra til bedret forståelse av situasjonen.

En bedret forståelse kan nok være interessant i seg selv. Den kan også være helt essensiell i den praktiske utformingen av utlånspolitikken framover. Gjennom forståelse av de mekanismene som har generert tap kan man enten utforme en utlånspolitikk som minimerer framtidig risikoeksponering, eller man kan se det å ta risiko gratis som en uttalt del av boligfinansieringspolitikken. Tapsrisiko bør altså være noe en utlåner enten tar på seg mot betaling, eller det bør være et ledd i en bevisst politikk.

I et senere avsnitt om '*Litteratur om tap på boliglån*' skal vi kort oppsummere viktige deler av denne litteraturen, og samtidig drøfte forholdet mellom institusjonelle rammebetingelser i Norge og noen andre land.

Samtidig som vi startet dette forskningsprosjektet som i hovedsak ble finansiert av Bolig- og bygningsavdelingen i Kommunal- og arbeidsdepartementet, hadde Husbanken kommet i gang med et eget prosjekt med siktemål å bedre kvaliteten på sin egen tapsstatistikk og prognoser for tapene. Samordning av ressursene i disse to prosjektene har nok bidratt til at vi sammen har kommet lengre enn det vi ville ha gjort hver for oss. Videre bidro Husbanken med toppfinansiering av prosjektet.

1.2 Hva er et tap, og når oppstår det?

Med tap forstår vi i denne rapporten realiserte tap. En slik definisjon av tap samsvarer med reglene for regnskapsføring i statsbanker. Privatbankene er av Kreditt-tilsynet pålagt å foreta tapsavsetninger for påregnelige tap på alle engasjementer som på balansedagen er regnet som tapsutsatte. Som tapsutsatte regnes alle lån som har stått misligholdte i mer enn tre måneder. Dette innebærer blant annet at de ikke kan redusere sine tapsanslag for lån med pant i bolig, hvor pantets verdi har falt under restgjelden, som følge av at man tror at husholdningene vil komme til å gjøre opp sine økonomiske forpliktelser 'til slutt'.

Etter den definisjonen vi bruker er det to betingelser som begge må være oppfylte for at Husbanken skal tape penger på et bolig(pante)lån:

- i) Manglende vilje og/eller evne hos låntaker til å betale renter og avtalte avdrag på lånet.
- ii) Lavere verdi på boligen (dvs pantet) enn restgjeld, inkludert manglende betaling av skyldige renter.

I første omgang fører manglende vilje eller evne til å betale renter og avdrag til at et lån misligholdes. Gjennom oppfølging fra utlåners side og gjennom bedring av midlertidige likviditetskriser hos låntagerne vil mange (de fleste?) misligholdte komme inn på rett spor igjen, eventuelt gjennom endringer av avdragsprofiler.

Misligholdte lån som ikke 'kommer på rett spor' vil ende opp som tapssaker. Hvor raskt dette vil skje avhenger av hvor aggressiv utlåner er, og hvor stor kapasiteten til å forfølge tapssaker er i namsapparatet og i långiverinstitusjonen.

Hvorvidt en 'tapssak' ender som et tap og hvor stort et eventuelt tap vil bli, avhenger igjen av forholdet mellom lånets størrelse og det det er mulig å selge boligen for.

Den gjennomgående tråden i dette arbeidet vil være et forsøk på å modellere den prosessen vi beskrev ovenfor. Modelleringen vil bygge på teoretiske betraktninger om boligmarkedet og låntakeres adferd. Arbeidet har en empirisk innretning og er lagt opp ut fra Husbankens synsvinkel, vi har derfor lagt vekt på å søke å forklare tapene ut fra observerbare data.

En illustrasjon av hva den empiriske innretningen og vektleggingen av observerbare data innebærer er at selv om vi vet at avstand fra sentrum er en viktig faktor i forklaringen av boligpriser, har vi ikke inkludert denne i prisanalysen vår. Årsaken til dette er at vi ikke har slike opplysninger om utlånene. Selv om avstand fra sentrum kan bidra til å forklare forventet pris på en bolig, bidrar størrelsen ikke i en forklaring av forholdet mellom markedsverdi og lån på en bolig.

2. Litteratur om tap på boliglån

Målsetningen med dette avsnittet er ikke å peke på hvilke artikler på feltet som er de mest banebrytende og beste og å oppsummere den historiske utviklingen i tapslitteraturen på noen rettferdig måte. Det vi skal gjøre er å ta utgangspunkt i noen få arbeider som er hyppig siterte og presentere hovedtrekkene i tapslitteraturen, det primære fokus vil ligge på modeller for såkalt rasjonell tapsadferd.

2.2 Et kort sveip innom den internasjonale litteraturen

Quercia og Stegman (1991) har gjort et forsøk på å oppsummere den økonomiske litteraturen om tap på bolig(pante)lån fra begynnelsen av 60-tallet fram til i dag. De mener at det er hensiktsmessig å dele litteraturen inn i tre generasjoner. Vi tar med oss denne inndelingen som en introduksjon til temaet.

Første generasjon består av ulike korrelasjonsanalyser mellom data som stort sett er knyttet til innvilgningstidspunktet for lånet. Disse tidlige analysene bruker tildels grove statistiske metoder og er også ganske løst knyttet til eksplisitt økonomisk teori. De kan sies å bygge på sunn fornuft og en kikk på virkeligheten. Quercia og Stegman mener at de i sin gjennomgang har funnet at mange av de empiriske resultatene fra denne generasjonen av analyser rimer godt med det man senere har funnet i mer sofistikerte analyser.

Et annet kjennetegn på analyser fra første generasjon er at man ofte brukte rente (og kanskje også låneutmåling, dvs loan to value ratio) som den variabelen som skulle forklares, spesielt gjelder dette tidlige analyser. Høyrisikolån er da lån som bankene har vurdert som høyrisikolån og dermed satt en høy rente på. Vi kan si at disse analysene forsøker å avsløre bankenes kunnskap om hvilke lån som er risikable og hvilke som ikke er det.

En morsom tanke er å bruke denne tilnærmingen sammen med en analyse av låntakeres adferd for å vurdere kvaliteten på bankhåndverket².

Hovedperspektivet i denne generasjonen er et forsøk på å forstå bakgrunnen for utlåneres adferd: Hvordan skiller utlåner mellom lån med ulik risiko, og hvordan bør hun gjøre det.

Andre generasjon består av mikroøkonomisk fundert studier av husholdningenes beslutning om å misligholde eller ikke. Disse studiene gir en langt bedre forståelse av mislighold enn korrelasjonsanalysene i første generasjon. I denne generasjonens arbeid med det mikroøkonomiske fundamentet for misligholdsanalyser dukker også tanken om å se på mislighold som en opsjon knyttet til bolig(pante)lån (dvs mortgages) opp.

Hovedperspektivet i denne generasjonen er på låntakeren og hans beslutning om å misligholde et lån eller ikke. Selvsagt er denne typen opplysninger også interessante for långiver, spesielt i opplegget av en utlånspolitikk/-strategi.

² Kvaliteten på bankhåndverket i Husbanken kan ikke analyseres langs disse linjene da betingelsene på husbanklån ikke bestemmes gjennom en vurdering av sikkerhet og tilbakebetalingsevne, men er et resultat av politiske beslutninger. Disse beslutningene har også andre mål enn det en privat bank vil ha med sin aktivitet.

Selv om misligholdsraten også var et tema i mange første generasjonsstudier, kan man si at den først ble tilfredstillende analysert i andre generasjonsstudiene hvor man estimerte reduserte former av en mikroøkonomisk velfundert modell på disaggregerte data ved hjelp av logit modeller.

Tredje generasjon flytter perspektivet noe i retning av risiko knyttet til en utlånsportefølje i stedet for til enkeltlån. Misligholdsrater blir dermed en stasjon på veien til å estimere fordelingen til tapsforventningen. Som i Quigley og van Order (1991) blir det dermed viktig å få anslag på korrelasjonen mellom ulike tapspotensialer.

Analysene i denne generasjonen er også kjennetegnet av større metodisk raffinering, og den vanlige måten å behandle disaggregerte data på er ved estimering av 'proportional odds hazard models'.

Cunningham og Hendershot (1984) prøver å beregne rettferdige priser på forsikring av boliglån. De postulerer en strukturell beskrivelse av husholdningenes avveining mellom å nedbetale et lån på vanlig måte og å overgi pantet til utlåner og dermed fri seg fra låneforpliktelsene. Det å lå være å betale på lånet behandles som en salgsopsjon. Artiklen bygges på en antagelse om at salgsopsjonen vil realiseres når verdien av boligen pluss det forfatterne kaller 'default-kostnader' overstiger verdien av lånet. Rettferdige risikopremier beregnes så for lån med ulike egenskaper og under ulike rammebetingelser.

Disse beregningene har mere preg av å være regneeksempler enn å være en empirisk undersøkelse. Resultatene og ikke minst analysen er interessante og sannsynliggjør at utlånere som priser boligpantelån likt ikke har en effektiv risikoprising.

Default-kostnadene er sammensatt av bl.a kostnadene ved å gjennomføre en flytting en ellers ikke ville ha gjort, kostnadene ved redusert kredittverdighet og et 'pengemål' for husholdningenes motvilje mot å ikke være i stand til 'å gjøre opp for seg'. I tillegg registrerer en at utlåners evne til å foreta utpanting i andre eiendeler enn det eksplisitte pantet vil påvirke default-kostnadene kraftig.

Giliberto og Houston (1989) utvikler en modell hvor beslutningen om å slutte å betale på et bolig(pante)lån gjøres eksplisitt avhengig av hvilke muligheter husholdninger har til å skaffe seg en annen bolig.

Modellen deres predikerer husholdningenes adferd ved å sammenligne nåverdien av et ganske omfattende formuesbegrep ved tre ulike valg som husholdningene kan foreta. Alternativene som husholdningene i Giliberto og Houstons modell forutsettes å veie opp i mot hverandre er:

- Flytte uten å gjøre opp sitt forhold til utlåner
- Flytte og innløse bolig(pante)lånet
- Forsette å bo i samme bolig og oppfylle sine forpliktelser overfor lånegiver

Komponentene i deres formuesbegrepet gjennomgås i stor detalj, og de viser hvordan valget mellom de tre alternativene vries når enkeltkomponenter passerer enkelte terskelverdier.

Det vi oppfatter som de viktigste presiseringene i Gilibertos og Houstons arbeid sammenlignet med standardlitteraturen på feltet er:

- Jo mer attraktiv en flytting er fonen husholdning, jo større tapsrisiko er det knyttet til et bolig(pante)lån til dem. Dette innebærer blant annet at lån til en husholdning som verdsetter sin bolig (mye) mer enn det markedet gjør³, kun i liten grad vil representere en tapsrisiko for utlåner.
- Jo mer kostbart det oppleves for en husholdning å ha en misligholdshistorie bak seg, jo mindre sannsynlig er det at en husholdning unnlater å gjøre opp for seg. En slik ryktekostnad kan være bl.a. ulempe med å få lån senere, mindre muligheter på framtidens arbeidsmarked eller rett og slett et følt sosialt ubehag ved å være en 'misligholder'.

Disse poengene fra Giliberto og Houston (1989) er ikke nye i den forstand at de ikke er nevnt i diskusjonen av resultatene i tidligere arbeider, det som vi oppfatter som nytt er at slike effekter inngår eksplisitt i den formelle analysen.

Quigley and van Order (1991) undersøker hvor stor kapitalbase en utlåner bør ha når konkurssannsynligheten for utlåner ikke skal overstige en viss minimumsgrense. Selv om de slår fast at '*All modern research consider default on financial obligations from an options perspective*' estimerer de momentene (forventning og varians-kovariansmatrise) i fordelingen til låneporteføljen direkte på lånedata uten å gå veien om fordelingen til de variablene som bestemmer hvorvidt det er lønnsomt for husholdningene å bruke sin salgsopsjon (put-option) - nemlig boligprisene. (Vi ser altså bort fra at verdien av lånet for husholdningene er en stokastisk variabel, dette er rimelig hvis det ikke finnes fastrentelån.)

De viktigste resultatene i artikkelen er at kapitalbehovet for en stor veldiversifisert utlåner er mindre enn summen av kapitalbehovet for mange små utlånere.

2.3 Er den internasjonale litteraturen relevant i en analyse av tap på Husbankens utlån?

Den litteraturen vi har referert i avsnittet foran, og også det meste av den mest anerkjente litteraturen, tar utgangspunkt i at det å slutte å betale renter og avdrag på et bolig(pante)lån må analyseres i et opsjonsperspektiv. Altså at det finnes en kritisk markedsverdi på boligen som gjør det rasjonelt for husholdningen å oppgi boligen, eller som det ofte formuleres - å bruke den salgsopsjonen som er innbakt i bolig(pante)lånet. Som vi så i forrige avsnitt uttrykte Quigley and van Order (1991) dette så sterkt som at all moderne forskning om tap på utlån må ta dette utgangspunktet.

³ Et eksempel på en husholdning som verdsetter sin bolig mye mer enn markedet vil f.eks være en husholdning som har tilrettelagt utformingen av sin bolig for et husholdningsmedlem som har en funksjonshemming.

Vi er enige om at opsjonsperspektivet er så dominerende i litteratur om tap på utlån sikret med pant i bolig, at en i alle fall er nødt til å forholde seg aktivt til dette perspektivet når en jobber med slike problemstillinger. Likevel skal vi med utgangspunkt i to av de refererte artiklene argumentere for at analyser av tap på utlån i Norge ikke kan gjøres med en enkel referanse til forskjellen mellom nåverdien av forpliktelsene lånet påfører en husholdning og markedsverdien på boligen.

Cunningham og Hendershot (1984) postulerer to forhold som, hvis de er oppfylte, gjør at markedsverdien må falle langt under verdien av restgjelden før det blir rasjonelt å kutte ut betaling av renter og avdrag og overlevere pantet. Disse forholdene er:

- i hvilken utstrekning utlåner har rett til å søke dekning i sine fordringer i andre formuesobjekt enn pantet for å få drevet inn sine fordringer.
- i hvilken utstrekning den låntakeren som vurderer å benytte sin 'salgsopsjon' har andre formuesobjekter som långiver kan overta.

I Norge omfatter 'andre formuesobjekter som långiver kan overta' blant annet låntakerens framtidige inntekter og alle formuesobjekter som ikke er strengt nødvendig for husholdningens eksistens. Det er nok svært få husholdninger som opplever at forskjellen mellom boligens markedsverdi og den gjelden som er knyttet til den er større enn det långiver er i stand til å drive inn over resten av långivers levetid.

En indikasjon på at norske utlånere prøver å få dekket inn sine fordringer gjennom de framtidige inntektene til husholdningene er et nytt produkt som inkassofirmaer har markedsført de siste årene. Dette produktet går under navnet langtidsovervåking, og innebærer at inkassofirmaet passer på å sende purringer slik at krav ikke foreldes. Videre driver de inn fordringene når en husholdning får midler på en eller annen måte.

Långivers mulighet til å henge på ryggen av en låntaker som ikke gjør opp for seg resten av livet, kan vi se som et uttrykk for at den norske lovgivningen ikke aksepterer at det er knyttet en salgsopsjon til et pantelån.

To forhold svekker vår argumentasjon for at husholdninger som eier en bolig som er verdt mindre enn restgjelden under de betingelsene de står overfor i Norge, ikke vil finne det lønnsomt å slutte å betale renter og avdrag og å overlevere pantet.

For det første har vi faktisk fått en lov som gir husholdninger mulighet til å gå konkurs og dermed få strøket sin gjeld. Denne gjeldsordningsloven stiller imidlertid så strenge krav til husholdningenes forbruk gjennom fem år etter at de gikk konkurs og tillater i så liten grad at formuesobjekter reddes unna 'konkursen', at vi har vanskelig for å tro at husholdninger velger en slik situasjon om de overhode har mulighet til å unngå det.

Den andre innvendingen er at Husbanken som er en stor utlåner (og som vi analyserer i denne rapporten) ikke har noen tradisjon for å forfølge husholdningenes inntekter etter at pantet er overtatt.

I sin modell for å forklare husholdningenes beslutning om å oppgi et boligpant viser Giliberto og Houston (1989) at husholdninger som har en privat verdsetting av boligen som

overstiger markedets verdsetting av boligen vil kreve en mye større negativ egenkapital knyttet til sin bolig før det blir rasjonelt for dem å slutte å betale renter og avdrag på et boliglån.

En indikasjon på at husholdningers verdsetting av sine boliger stort sett overstiger markedsverdien av boligen finner vi i Ås (1993). Her rapporteres det fra en undersøkelse hvor folk er blitt bedt om å forholde seg til noen utsagn om hva deres bolig betyr for dem. 77% sier seg enige i et utsagn om at:

Min bolig er mitt hjem, her hører jeg til, og det skal mye til for å få meg til å flytte.

52% av dem som eier den boligen de bor i selv sier seg enige i utsagnet ovenfor, samtidig som de sier seg uenige i følgende to utsagn.

- *Min bolig er en pengeplassering - dersom jeg finner en annen bolig som er en bedre investering, kan jeg tenke meg å flytte.*
- *Min bolig er en bruksgjenstand - dersom den ikke lenger passer, enten det gjelder plass eller utstyr, så vil jeg se meg om etter en annen.*

En kan selvsagt være usikker på hvor langt en kan trekke konklusjonene fra en slik holdningsundersøkelse, vi mener likevel at vi helt klart kan se den som en indikasjon på at husholdninger vil tåle en ganske kraftig negativ egenkapital i sin bolig uten at de prøver å overføre et tap til utlåner gjennom å gi opp pantet, og flytte fra boligen.

Alt i alt mener vi i dette avsnittet å ha sannsynliggjort at markedsverdien av en bolig må falle så langt under restgjelden før en husholdning i Norge vil ønske å benytte seg av en salgsopsjon at hyppigheten av dette i praksis vil være meget lav. Det norske lovverket gir også svært begrensede muligheter for å benytte seg av implisitte salgsopsjoner knyttet til et bolig(pante)lån.

Den litteraturen som viser at den totale risikoen knyttet til en veldiversifisert utlånsportefølje er mindre enn den summen av risikoen på hvert enkelt av utlånene er selvsagt like relevant for norske forhold som i andre land. Et ganske nytt eksempel på en slik analyse finner vi i som vi har vist i Quigley and van Order (1991).

3. Empiriske data og strukturer i en tapsmodell

Den overordnede strukturen som vi modellerer er den vi har beskrevet i avsnittet 1.2. I dette avsnittet skal vi beskrive noen av modellstrukturene i større detalj, og vi viser hvordan vi tallfester de parametrene som inngår i modellen.

3.1 Priser i analysen av mislighold av Husbanklån

Boligpriser vil være en viktig input både i analyse av sannsynligheten for at et lån skal misligholdes og i en analyse av størrelsen på tap på de mislighold som føres helt fram til en tapssituasjon. For Husbanken vil ikke prisene på de boligene de har finansiert oppføringen av være perfekt observerbar. De tre viktigste årsakene til dette er:

- Ervervskostnaden for en husholdning som er byggherre for sin egen bolig kan sies å være den samlede anleggskostnaden, inkludert egeninnsats. Forholdet mellom nybyggings- eller anleggskostnadene og markedsprisen på boliger vil variere både over tid og geografi. En kan altså ikke ut fra kunnskap om anleggskostnader trekke klare konklusjoner om hva markedsverdien på byggetidspunktet var.
- Ikke alle faktorer som bestemmer en boligs markedsverdi på byggetidspunktet er observerbare for en Husbank som skuer inn i sine registre (med over 200.000 utlån er det også relativt kostbart å løfte blikket utover registret og betrakte hver enkelt bolig i virkeligheten). Ikke-observerte faktorer kan typisk være faktorer knyttet til beliggenhet innen kommunen.
- En bolig vil kunne endre seg over tid på en slik måte at forholdet mellom verdien på boligen og det generelle prisnivået endrer seg. Dette kan spesielt komme av at boliger blir spesielt godt eller spesielt dårlig vedlikeholdt - det kan også komme av ombygginger.

Det som er observerbart for Husbanken vil være en del kjennetegn ved boligen på oppføringstidspunktet. Disse kjennetegnene er observerbare for Husbanken fordi de finnes i lånesøknadene, og de er størrelse målt i bruksareal⁴, hustype og kommune som boligen ligger i. Vi kan da ved hjelp av teknikker vi skal beskrive nedenfor beregne en forventet verdi betinget mhp den tilgjengelige informasjonen for enhver bolig.

Ettersom boligene kan endres over tid uten at dette observeres av Husbanken, og at heller ikke alle verdibestemmende egenskapene ved boligene er observerbare på byggetidspunktet, vil det være usikkerhet knyttet til den beregnede 'forventede verdien'.

⁴ For om lag 10% av boligene fantes det i søknadsregistret ikke opplysninger om bruksareal, alle boligen har opplysninger om det såkalte 'Beregnete areal'. For å tilordne alle boliger et bruksareal kjørte vi en OLS-regresjon med beregnet areal og dummier for hustype som høyresidevariable. Koeffisientene i denne ligninga brukte vi så for å tilordne bruksareal for de som manglet det.

Datamaterialet vårt

I analysen av verdien på boligene med lån i Husbanken vil vi utnytte det datamaterialet som er samlet inn av SSB i forbindelse med deres arbeid med 'Prisindeks for brukte boliger'. En nærmere beskrivelse av datainnsamlingen finnes i Wass (1992).

Før vi går løs på beskrivelsen av hvordan vi utnytter datamaterialet til å lage en regel for tilordning av verdi på enkeltboliger, skal vi gi en nærmere beskrivelse av selve datamaterialet.

I databasen har vi for hver observasjon opplysninger om kommunenummer. I analysene har vi i stedet for å bruke disse opplysningene direkte brukt opplysninger om kommunene. De opplysningene vi bruker er en ganske grov geografisk inndeling, en kombinert indeks for sentralitet og næringsstruktur og en inndeling av kommunene etter befolkningskonsentrasjon. Gjennomgangen av fordelingen i datamaterialet gir mer utfyllende beskrivelse av disse klassifiseringene. I tillegg utnytter vi informasjon fra databasen om størrelse målt i bruksareal og byggeår.

Vi har valgt å bruke en noe finere geografisk inndeling enn det SSB har gjort i sitt arbeid med å lage indekser for utviklingen i prisen på brukte boliger. Årsaken til dette er at mens SSB primært er ute etter å måle prisutviklingen over tid, så er vi primært ute etter å finne hva som forklarer prisnivå og spredningen i boligpriser på ett punkt i tiden. En hver slik geografisk inndeling vil ha et vilkårlig trekk ved seg, vi pretenderer ikke å ha funnet den rette inndelingen. (Mange vil f.eks. synes at 'restkategorien' vår med Buskerud og Østfold er en merkelig konstruksjon.) Likevel kan vi slå fast at vår inndeling ser ut til å ha fungert godt i dette arbeidet.

Den geografiske spredningen av observasjonene i datasettet er gitt i tabellen nedenfor, første kolonne gir region, andre kolonne gir antall observasjoner og den tredje viser andelene av observasjonen som ligger i regionen (uttrykt i prosent):

Tabell 3.1

Prisobservasjonene fordelt på geografiske klasser

Nord-Norge og Nordtrøndelag	2796	8,8
Sørtrøndelag og Møre og Romsdal	2828	8,9
Sogn og Fjordane, Hordaland og Rogaland	6205	19,5
Vest-Agder, Aust-Agder,		
Telemark og Vestfold	4223	13,3
Hedmark&Oppland	2010	6,3
Oslo og Akershus	10835	34,1
Buskerud og Østfold	2897	9,1

Selv om tyngdepunktet ligger i Oslo og Akershus, ser vi at vi har et stort antall observasjoner også i de regionene som har færrest observasjoner.

Neste tabell viser aldersfordelingen til de omfattede boligene, og er bygd opp på samme måte som tabellen over geografisk fordeling.

Tabell 3.2

Prisobservasjonene fordelt etter byggeår

Byggeår før 1900	1462	4,6
Byggeår 1900-1944	5600	17,6
Byggeår 1945-1959	4431	13,9
Byggeår 1960-1969	3502	11,0
Byggeår 1970-1982	6093	19,2
Byggeår 1983 og senere	10364	32,6

På sammensetningen av datamaterialet etter kombinert sentralitets- og næringsklassifisering har vi noe av den samme strukturen som i den geografiske inndelingen. Vi har relativt mange observasjoner av boligtransaksjoner i 'Sentrale tjenesteytingskommuner', men også et ganske brukbart antall i de kategoriene som har færrest observasjoner.

Tabell 3.3

Prisobservasjonene fordelt etter kombinert sentralitets- og næringsklassifisering

Primærnæringskommune	1428	4,7
Landbruk og Industri	1029	3,4
Industri	2015	6,6
Usentral tjeneste og industri	1487	4,9
Sentral tjeneste og industri	5905	19,3
Usentral tjeneste	2083	6,8
Sentrale tjenesteytingskommuner	16598	54,3

Til sist viser vi fordelingen av våre omsetningsdata etter befolkningkonsentrasjon i kommunen. '0-30%' betyr 'andel av befolkningen i kommunen som bor i tettbygd folketellingskrets'.

Tabell 3.4

Prisobservasjonene fordelt etter kommunenes befolkningskonsentrasjon

0-30%	1614	5,1
30-60%	4419	13,9
60-90%	9721	30,6
90-100%	16024	50,4

Selv om vi har nesten 30.000 observasjoner av boligomsetninger, blir materialet for en del kommuner for tynt til å kunne forklare prisnivåer i enkeltkommuner direkte ved hjelp av statistiske metoder. Vi undersøker derfor samvariasjonen mellom boligpriser og de kommunekjennetegnene vi har gått gjennom foran i analysen av boligprisdata.

En regel for tilordning av pris på en bolig

For å trekke ut informasjon fra de 34.644 observasjonene som finnes i det primære datasettet må vi bearbeide dataene statistisk. Før vi går løs på den statistiske bearbeidningen, skreller vi ut prisobservasjoner for eiendommer som ikke er boligeiendommer og observasjoner som er eiendommer med mer enn én bolig.

Ekstreme observasjoner som skrelles ut fra analysen

I tillegg skreller vi ut en del ekstreme prisobservasjoner. Vi har valgt å kutte ut observasjoner med en kvadratmeterpris på under 750 kroner, og de med kvadratmeterpris på mer enn 20.000 kroner. Å bruke et filter på 750 kroner ligger betydelig lavere enn det som oftest gjøres i prisundersøkelser⁵, vi bruker et så lavt filter for i størst mulig grad å få med oss ekstreme, men reelle, priser. Vi oppfatter det som viktig å også få med oss lave reelle priser, da vi tror at tap på utlån til boligformål typisk skjer i forbindelse med boliger som, av en eller annen grunn, oppnår spesielt lave priser.

Det er likevæll en viss fare for at vi har fått med noen kunstig lave priser, dette kan være familieoverdragelser eller byttetransaksjoner hvor det avtales en kunstig lav pris for å redusere tinglysningsgebyret.

Boliger med kvadratmeterpris på mer enn 20.000 kroner skreller vi ut da prisanalysen vår skal være input i en analyse av Husbankens låneportefølje. Vi tror at boliger med så høy pris pr kvadratmeter er såpass luksuspreget at prisene på dem ikke bærer noen informasjon om markedsverdien på Husbankboliger. En kan imidlertid merke seg at det er så få boliger med så høye priser at resultatene vår ikke er følsomme for hvor grensen settes innen et intervall på 20.000 kroner pluss-minus 2.500 kroner.

Etter denne skrellingen i datasettet sitter vi igjen med 31.794 observasjoner, i noen av observasjonene mangler det noen opplysninger slik at i de statistiske beregningene bruker

⁵ I den prisstatistikken som Econ utarbeider for Norges Eiendomsmeglerforbund brukes det f.eks et filter på 3.000 kroner pr kvadratmeter. Statistisk Sentralbyrå bruker en noe lavere grense enn Econ/NEF, men en grense som er høyere enn den vi har brukt.

vi opplysninger om 29.891 boligomsetninger. Av disse er det 6.707 omsetninger av boliger i blokk, og 23.184 omsetninger av boliger i småhus.

Statistisk bearbeiding av data

Vi sitter altså igjen med nesten 30.000 observasjoner av boligomsetninger som vi skal bruke til å kunne gjøre anslag på markedsverdien på andre boliger. Framgangsmåten vår er at vi undersøker samvariasjonen mellom boligpriser og et sett med kjennetegn som knyttes til boligen og prisen.

Vi ønsker altså å lage en regel som vi bruker til å tilordne verdi til boliger. Denne regelen presiserer vi som en funksjon, slik at problemet vårt reduseres til å bestemme parametrene i en funksjon. Estimeringen av slike prisfunksjoner går ofte under navnet hedoniske prisregresjoner (se f.eks. Wass (1992) og Rosen (1974)).

Basert på diskusjonene i Wass (1992) og en del testkjøringer har vi valgt en logaritmisk funksjonsform⁶. Vi beregner altså den naturlige logaritmen til prisen på bolig som en lineær funksjon av logaritmen til bruksarealet og et sett med dummy-variabler. Det er kjørt separate analyser av slike prisfunksjoner for blokk og for småhus, inkludert eneboliger.

I valget av variable som inngår på høyresiden av ligninga har vi skjelet til to forhold. For det første vår intuitive forståelse av boligmarkedet og hvilke variabler som det i andre undersøkelser har vist seg, bidrar i forklaring av boligprisene. For det andre har vi naturlig nok tatt hensyn til formålet med prisligningene - nemlig å bruke den informasjonen som vi har om husbanklån til å predikere markedsprisen på boliger. Blant annet betyr dette, som vi tidligere har vært inne på, at selv om boligens beliggenhet i kommunen (f.eks. målt ved avstand til sentrum) er en viktig forklaringsfaktor for prisen på en bestemt bolig, så kan vi ikke utnytte dette i våre prisligninger, da vi ikke har slike opplysninger om de husbank-finansierte boligene.

Vi kan nevne at vi blant annet har estimert prisligninger som i tillegg til variablene som inngår i de endelige funksjonssammenhengene inneholdt dummyvariable som tar hensyn til en 'ren sentralitetsdimensjon'. Disse beregningene gav en svakt høyere R^2 , men en lavere F-statistic, derfor valgte vi å gå videre i analysen med de prisligningene som presenteres nedenfor.

I regresjonsanalysen av prisene på boliger i blokk fikk vi en R^2 justert for antall frihetsgrader på 49,6%, dette sammen med forventede fortegn på koeffisientene gir oss tillit til resultatene av beregningene. En mer detaljert beskrivelse av resultatene fra regresjonsanalysen finnes i Vedlegg 1.

På samme måte som for prisfunksjonen for blokk finner vi i analysen av priser på boliger i småhus en ganske høy R^2 justert for antall frihetsgrader (på 45,7%) som sammen med forventede fortegn på koeffisientene gir tillit til resultatene av beregningene.

⁶ Når vi predikerer priser ved hjelp av en regresjonssammenheng for logaritmen er det en vanlig feilslutning å sette forventet pris lik tallet e opphøyd i forventningen til logaritmen. En slik framgangsmåte vil innebære en systematisk undervurdering av forventet pris. I avsnittet om tap og tapspotensiale skal vi vise hvordan slike feilslutninger kan unngås.

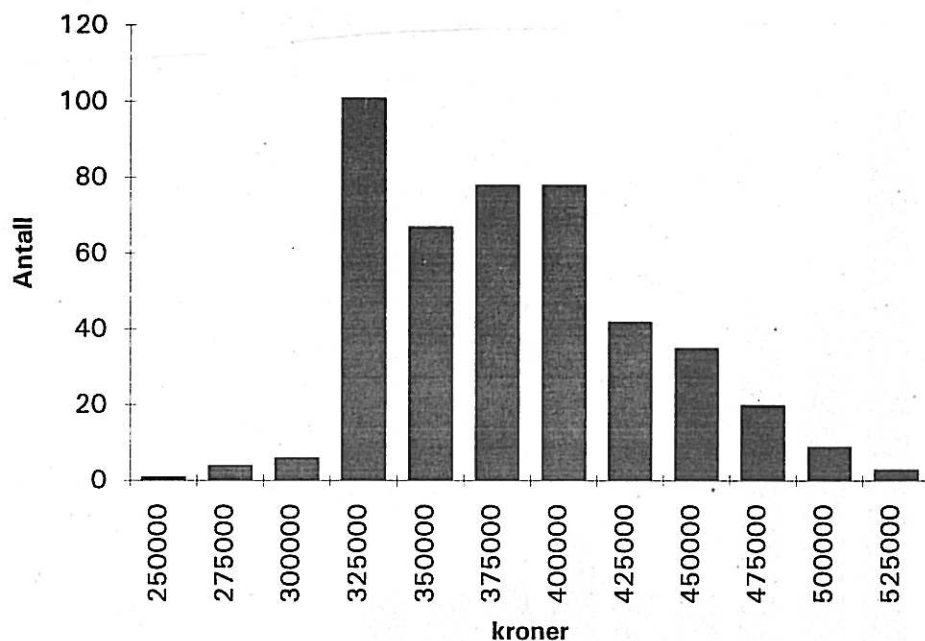
Med forventede fortegn på koeffisientene mener vi f.eks. at prisnivået for boliger i alle andre regioner predikeres å være lavere enn i Osloregionen⁷, og at prisene er lavere jo eldre en bolig er. Vi finner også en tendens til at jo mer konsentrert bosetningen i en kommune er jo høyere vil boligprisene være. Vi gjør ikke mer ut av tolkningene av partielle effekter enn det vi har skissert i dette avsnittet da dette kan være litt misvisende når høyresidevariablene ikke er uavhengige. I vårt materiale vil de ikke være uavhengige bla. fordi vi i regresjonsligninga har med dummy-variable for bl.a. næringsstruktur, og at næringsstrukturen også samvarierer med vår geografiske regioninndeling.

For å illustrere resultatene fra disse regresjonsberegningene har vi brukt regresjonsligninga for boliger i blokk til å predikere omsetningspriser i første kvartal 1993 på en blokkbolig på 90 kvadratmeter bruksareal og på en 100 BRA stor bolig i småhus i hver av landets kommuner. I et senere avsnitt skal vi vise hvordan en kan bruke resultatene fra en regresjonsanalyse hvor logaritmen til prisen er venstresidevariabel til å predikere pris.

De figurene vi viser må tolkes med en viss varsomhet. Litt grovt kan vi si at figurene gir en sammenligning av gjennomsnittsprisene på boliger av en gitt type i ulike kommuner. Det er to viktige forhold når det gjelder spredningen i hva det koster å skaffe en bolig i ulike kommuner som disse figurene ikke kan kaste noe lys over. For det første vil pris-spredningen innen kommunene kunne variere fra kommune til kommune, for det andre kan tilbudet av enkelte boligtyper være svært lite i enkelte kommuner. Spesielt tror vi dette kan gjelde for blokkboliger. I Herøy kommune i Nordland utgjorde f.eks. blokkboliger bare vel 1% av det totale boligtallet (Fob-90).

Et annet forhold en også må være klar over er at tyngdepunktet i fordelingene som figurene viser heller ikke vil være noe uttrykk for den gjennomsnittlige boligprisen i landet. I figurene er hver kommune representert med en bolig. Dette innebærer at de små kommunene blir 'overrepresenterte'. Kommuner med mange innbyggere har nok, alt annet gitt, høyere boligpriser enn småkommunene, tyngdepunktet i fordelingene i figurene vil derfor ligge lavere enn landsgjennomsnittet.

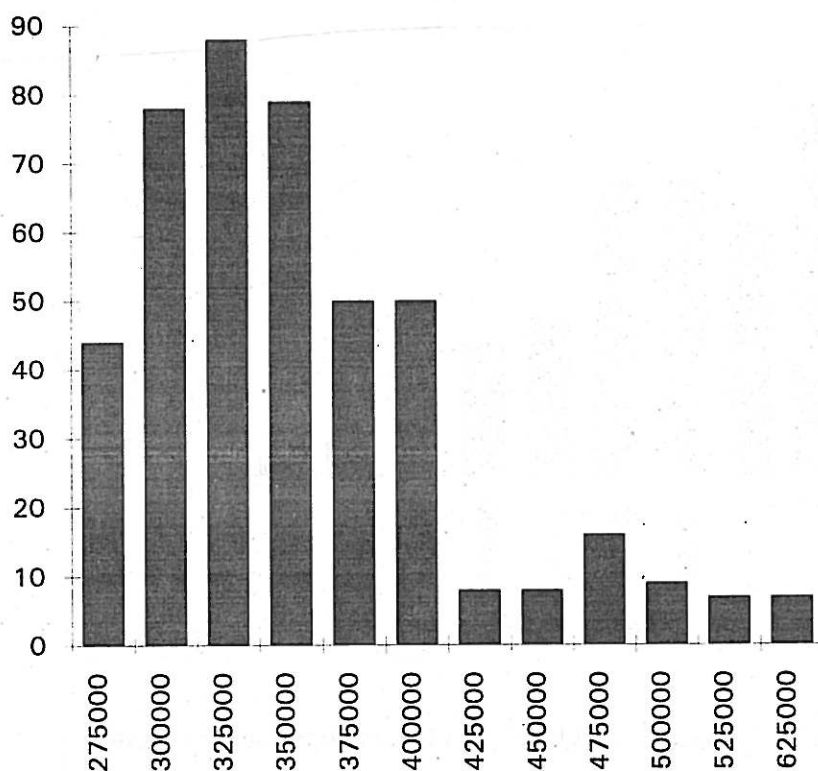
⁷ For regionen Hedmark og Oppland finner vi en morsom OL-effekt på prisene på boliger i blokk. Det at en blokkbolig ligger i denne regionen gir oss ikke grunnlag for å trekke signifikante konklusjoner om at prisen ligger lavere enn i Oslo. Når det gjelder boliger i småhus finner vi ingen slik OL-effekt, her kan vi ikke engang si at prisene i Hedmark og Oppland ligger signifikant høyere enn i Østlandet utenom Oslo. Dette siste kan ikke sies å være noe endelig bevis på at en OL-effekt ikke finnes da ikke hele regionen Hedmark og Oppland kan sies å være OL-utsatt.



Figur 3.1 - Predikerte priser på 90 BRA store blokkboliger i landets kommuner i første kvartal 1993. Hele landet

Som vi ser av figur 3.1 vil forventet pris på en 90 BRA stor blokkbolig i de fleste kommunene ligge et sted mellom 325 000 og 400 000 kroner. I noen få kommuner ligger forventet pris under 300.000 kroner, mens det er ganske mange kommuner hvor prisnivået ligger høyere. 90 BRA store blokkboliger i de dyreste kommunene er mer en dobbelt så høy som i de billigste kommunene. Forskjellen mellom de dyreste boligene av denne typen i de dyreste kommunene og de billigste i de billigste kommunene vil være mye større.

Figur 3.2 viser en tilsvarende beregning for en småhusbolig på 100 kvadratmeter bruksareal i hver enkelt av landets kommuner.



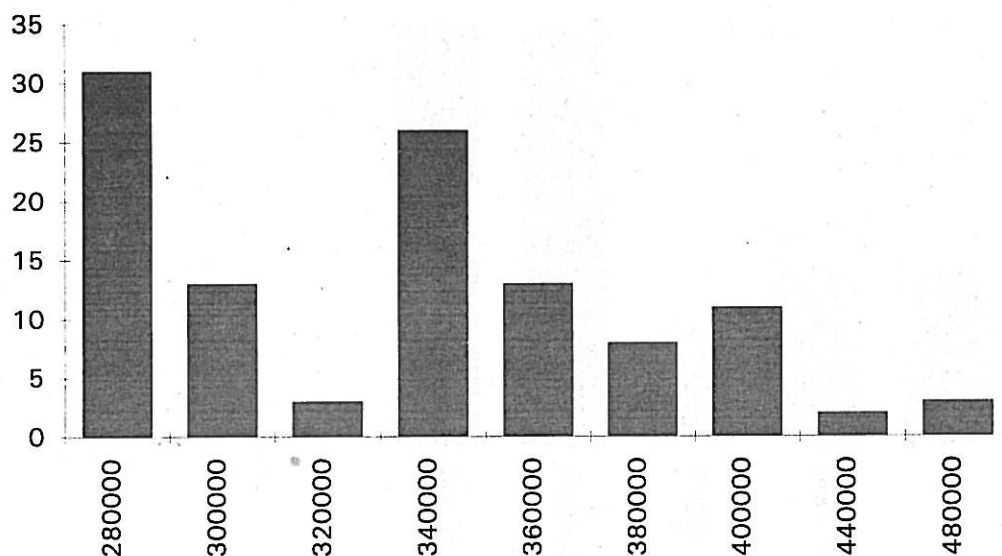
Figur 3.2 - Predikerte priser på 100 kvm BRA store boliger i småhus i landets kommuner i første kvartal 1993, Hele landet

Tyngden av prediksjonene ligger mellom 300.000 og 400.000 kroner. Fordelingen har en ganske lang 'høyrehale', det er altså ganske mange kommuner med relativt høye boligpriser. I de dyreste kommunene er prisene på 100 BRA boliger i småhus mer enn dobbelt så høy som i de billigste kommunene.

Når vi sammenligner fordelingene for predikerte småhuspriser og for predikerte priser på boliger i blokk, så ser vi at hyppigheten av priser på 300.000 kroner eller mindre, er større for 100 BRA boliger i småhus enn for blokkboligene på 90 BRA. Dette gjenspeiler nok først og fremst det forhold at for enkelt små utkantkommuner var det få eller ingen observasjoner av omsatte blokkboliger i det datamaterialet vi har estimert våre sammenhenger på.

For småhus på 100 kvadratmeter bruksareal har vi også kjørt ut fordelingene av predikerte priser for fire mer eller mindre tilfeldig utvalgte regioner.

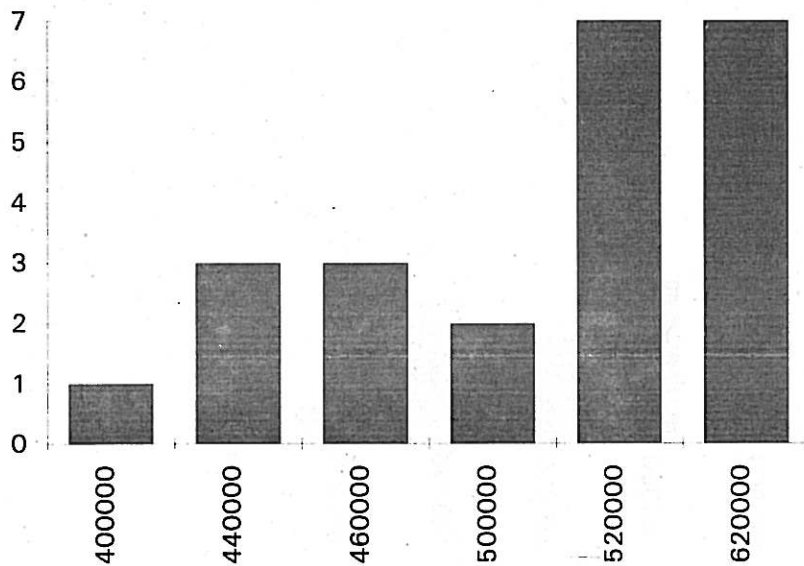
Nord-Norge og Nord-Trøndelag



Figur 3.3 - Predikerte priser på 100 kvm BRA store boliger i småhus i landets kommuner i første kvartal 1993, Nord-Norge og Nord-Trøndelag

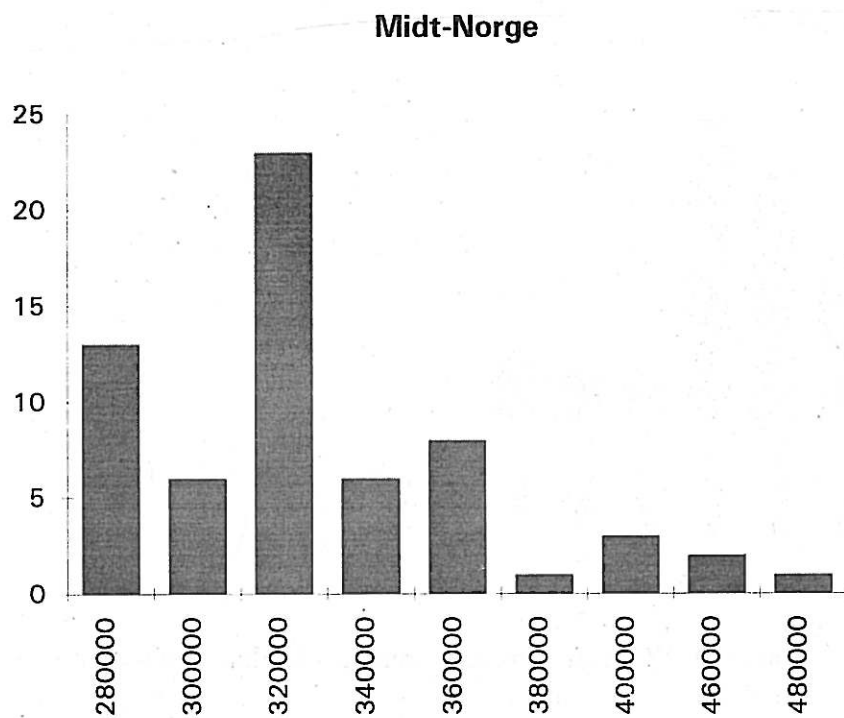
De mest utpregede trekket ved denne fordelingen er den store spredningen i prisene, og at den priskategorien som har flest observasjoner er den med de laveste prisene. Det første forholdet kommer nok av at kommunene i denne regionen er ganske ulike. Vi har alt fra regionale vekstsentra til ekstreme utkanter med stor utflytting. Det at det er så mange observasjoner i den laveste priskategorien har sammenheng med at regionen har mange primærnæringskommuner med lav befolkningskonsentrasjon. Fra regresjonsligningen i vedlegget ser vi at nettopp disse to forholdene i ganske stor grad presser prisprediksjonene for småhusboliger nedover.

Oslo og Akershus



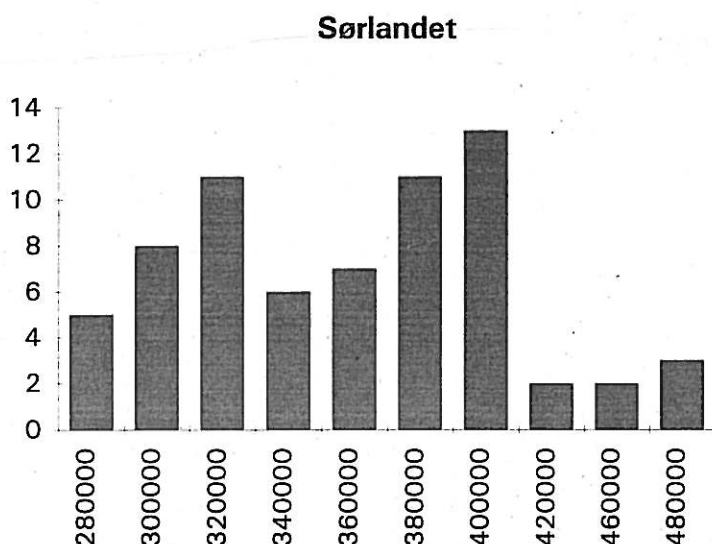
Figur 3.4 - Predikerte priser på 100 kvm BRA store boliger i småhus i landets kommuner i første kvartal 1993, Oslo og Akershus

Regionen Oslo og Akershus har mange kommuner med lik struktur, f eks sentrale tjenesteyttingskommuner med høy befolkningskonsentrasjon. Dette gir lite spredning i prisprediksjonene. De kommunene i denne regionen som har de laveste prisene ligger relativt høyt når vi sammenligner dem med resten av landet. De laveste prisene i denne regionen ligger f eks vel 40% høyere enn de laveste prisene i regionen Nord-Norge og Nord-Trøndelag. Vi ser også at det kun er meget få kommuner i den nordligste regionen som har høyere predikerte priser enn de kommunene som ligger lavest i Oslo og Akershusregionen.



Figur 3.5 - Predikerte priser på 100 kvm BRA store boliger i småhus i landets kommuner i første kvartal 1993, Midt-Norge

Strukturen i Midt-Norge viser også stor variasjon og ligner noe på strukturen i den nordligste regionen, men prisnivået her er noe høyere. Det noe mindre innslaget av primærnæringskommuner med lav befolkningskonsentrasjon fører også til at den laveste prisklassen dominerer fordelingen for Midt-Norge i mindre grad enn for Nord-Norge og Nord-Trøndelag.



Figur 3.6 - Predikerte priser på 100 kvm BRA store boliger i småhus i landets kommuner i første kvartal 1993, Sørlandet

Sørlandet har også ganske stor spredning i prisene. I den typiske Sørlandskommunen ligger den forventede prisen på 100 kvm BRA boliger i småhus på mellom 360.000 og 400.000 kroner.

Spredning og usikkerhet i prediksjonene

I avsnittet foran har vi sett på hvordan predikert pris varierer mellom forskjellige kommuner i landet og i noen utvalgte regioner. Vi skal nå gå nærmere inn på den usikkerheten (eller spredningen) som er i enkeltprediksjoner. Under våre forutsetninger i spesifiseringen av den økonometriske modellen for boligprisene, vil logaritmen til den predikerte prisen vil være normalfordelt med forventning beregnet fra den estimerte prisligninga.

Standardavviket til prediksjonene kan vi beregne ved hjelp av varians-kovariansmatrisa for koeffisientene i prisligningene. Vi har valgt en noe enklere tilnærming og latt standardfeilen (SE) være en lineær funksjon av forklaringsvariablene fra prisligninga, og estimert en 'standardfeil'igning med standardfeilene i settet med prisobservasjoner som venstresidevariabel og forklaringsvariablene fra prisligninga som høyresidevariabel. 'Standardfeil'igninga for hver av hustypene blokk og småhus estimerte vi deretter ved hjelp av vanlig OLS-regresjon.

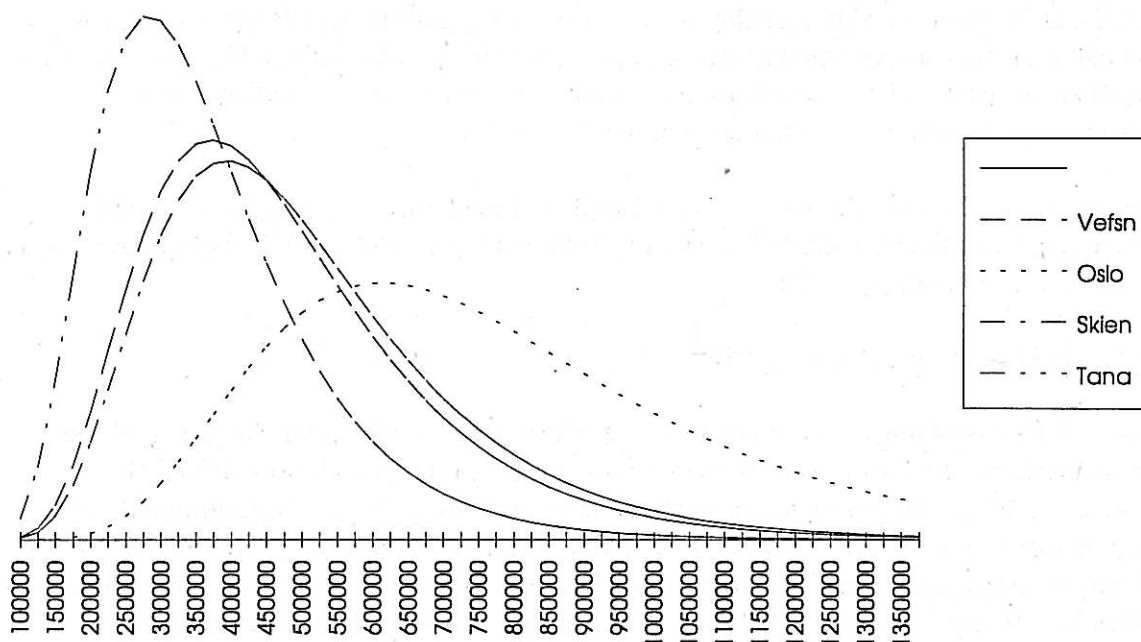
Når vi så har estimert både forventningen og standardavviket i fordelinga til den predikerte logaritmen til prisen, kan vi transformere dette over til en fordeling til predikert pris på en bolig med kjente egenskaper. Den predikerte prisen vil da være lognormalfordelt,

Cunningham og Hendershot (1984) bruker også log-normal fordelingen i beskrivelsen av fordelingen av boligpriser⁸.

Samlet spredning (eller usikkerhet) i fordelinga til våre prediksjoner for markedsprisene på enkeltboliger kan sies å bestå av to ulike komponenter:

- i) Utelatte variable: I våre prisligninger inngår kun forklaringsvariable som er observerbare for Husbanken. Utover noen enkle tekniske beskrivelser av boligen som størrelse og hustype dreier det seg om beskrivelser av den kommunen boligen ligger i. Det er opplagt at boligens markedsverdi avhenger av andre forhold som f.eks. beliggenhet innen kommunen, og andre tekniske kjennetegn ved boligen. Jo flere slike viktige forklaringsvariable som er utelatte, jo mer upresis blir prediksjonen - eller jo breiere blir et prediksjonsintervall.
- ii) Usikkerhet i estimatene på koeffisientene i prisligninga. Denne formen for spredning/usikkerhet kommer av at vi estimerer koeffisientene i prisligningen på et utvalg. Og usikkerheten fra denne kilden vil gå mot null om utvalget økes og modellen vår er velformulert.

I figur 3.7 illustrerer vi fordelingen til predikert pris på en småhusbolig på 100 m², bygd mellom 1970 og 1982, i fire mer eller mindre tilfeldig utvalgte kommuner:



Figur 3.7 - Spredningen i fordelingen til predikert pris i fire utvalgte kommuner

⁸ De tar utgangspunkt i at endringstakten til boligprisen er normalfordelt, og finner dermed at prisen på en bolig på et gitt punkt i tiden vil være en stokastisk variabel som er log-normalt fordelt.

Som vi ser vil fordelingen være høyreskjev i den forstand at 'halene' på høyresida er tyngre enn halen på venstresida, dette innebærer at det aritmetiske gjennomsnittet (eller med andre ord forventningen) vil være høyere enn fordelings median. Av figuren ser vi også at den største spredningen finner vi i Oslo, og den laveste spredningen finner vi i Tana. Dette har nok sammenheng med at boligmarkedene i de største byene er mer differensiert enn i småkommuner.

Oppsummering av arbeidet med prismodellen

Vi har brukt et ganske omfattende sett av observasjoner av faktiske boligomsetninger som er samlet inn av SSB i arbeidet med å lage en regel for å tilordne markedsverdi til de boligene som er finansiert med oppføringslån i Husbanken. Metoden som ble brukt var at vi formulerte en hedonisk prisregresjon som er loglineær, og estimerte parametrene i denne ved hjelp av vanlige regresjonsteknikker. Resultatene fra regresjonen viste at den sammenhengen vi estimerte kan forklare en ganske stor del av variasjonen i boligprisene.

Ved hjelp av resultatene fra regresjonsberegningene er vi i stand til å gi konsistente anslag på forventning og standardfeil til den normalfordelte logaritmen til boligprisen til hver enkelt bolig i Husbankens utlånsportefølje. Ved hjelp av kunnskap om disse fordelingene kan vi trekke kvantitative konklusjoner om fordelingen til den forventede boligprisen. Dette gjør vi ved hjelp av metodene i Goldberger (1968).

Direkte anvendelse av regresjonsligninga gir oss anslag på forventet logaritme til pris, ved å ta den naturlige eksponenten til denne finner vi medianen i fordelinga til prisen. Prisen vil være lognormal-fordelt, en slik fordeling er ikke symmetrisk rundt medianen og forventningsverdien vil være høyere enn medianen.

Den nevnte artikkelen av Goldberger viser hvordan vi med kunnskap om fordelinga til logaritmen til prisen kan utlede forventningen til den lognormalt fordelte boligprisen. Dette gjør vi ved å anvende formelen:

$$(3-1) \quad E(P) = \exp\{E[\ln(P)] + 0,5 * SE^2\}$$

Når vi skal bruke kunnskap om resten av fordelinga til boligprisen kan vi ikke gjøre dette parametrisk, vi har derfor utviklet en numerisk beregningsmetode som utfører disse operasjonene i modellen. Metoden går ut på at vi deler fordelinga til logaritmen til prisen inn i mange små rektangler, vi bruker så en normalfordeligsfunksjon i programmet SAS til å beregne sannsynligheten for at logaritmen skal falle inn under dette intervallet. På denne måten kan vi regne ut sannsynligheten for at boligprisen skal bli lavere enn vilkårlig valgte grenser.

Den prismodellen vi har gått igjennom viser hvordan prisene på ett punkt i tiden samvarierer med observerbare kjennetegn ved boligene. I modelleringen av tapene vil vi også ha bruk for anslag på markedsverdien på de enkelte boligene i de nærmeste årene.

Teknisk sett velger vi en løsning hvor hver enkelt predikerte boligpris for basisperioden i første kvartal 1993 multipliseres med et prisutviklingstall. Hvis vi har prisstigning fra 1993

til det aktuelle tidspunktet, så vil prisutviklingstallet være større enn én. I prinsippet kan vi godt tenke oss at hver enkelt bolig har sitt eget prisutviklingstall, men det vil nok heller være fornuftig og hensiktsmessig å operere med egne prisutviklingstall for et begrenset antall grupper. I stedet for en slik detaljert tilnærming har vi i vår utforming av modellen lagt inn utviklingen i en generell boligprisindeks. Dette innebærer at vi lar forholdet mellom prisene på ulike boliger være konstant over tid⁹.

Prognosen for utviklingen i en boligprisindeks som tapsberegninger bygger på kan man f.eks. hente fra en standardkjøring fra boligmarkedsmodellen BUMOD.

3.2 Tap og tapspotensial

Ved hjelp av de fordelingene vi har vist foran kan vi beregne tapspotensialet for hver enkelt bolig, gitt størrelsen på gjenstående lån G . Dette kan vi gjøre ved hjelp av to forskjellige modeller, en som vi kan kalle en grov modell og en mer sammensatt modell. Den grove modellen kan utformes på to ulike måter, begge disse måtene vil bli presentert og drøftet. Vi skal behandle disse to modellene hver for seg. Før vi går løs på modellbeskrivelsene skal vi gi presise definisjoner av noen av de begrepene vi kommer til å bruke videre.

Definering av noen begreper

Mislighold: Vi regner et lån som misligholdt hvis ordinære terminbeløp ikke er betalt tre måneder etter forfall.

Tapspotensiale: Tapspotensialet er et mål på hvor stort et eventuelt tap på et lån kan tenkes å bli. Kun en (meget) liten del av et tapspotensiale vil normalt sett ende opp som et tap.

Tapssak: Et mislighold som ikke avsluttes gjennom at låntaker betaler utestående terminbeløp eller innfrir hele lånet på eget initiativ ender før eller senere opp som en tapssak.

Tap: Et tap er en realisering av et tap. Vi merker oss at ikke alle tapssaker nødvendigvis ender opp som tap fordi pantet kan overstige restgjelden. Størrelsen på tapet behøver heller ikke å falle sammen med tapspotensialet, det faktiske tapet må oppfattes som en realisering av en stokastisk variabel og tapspotensialet er kun en beskrivelse av sentraltendensen i fordelingen til tapet.

Kanskje hadde det vært bedre å bruke begrepet tapsutsatte engasjement i stedet for å operere med 'tapssaker' som ikke behøver å gi noe tap. Også begrepet tapsutsatte engasjementer kan gi noe feil assosiasjoner slik at vi i det videre arbeidet skal fortsette å bruke begrepet tapssak.

⁹ Modellen vår er utformet slik at det teknisk sett er mest korrekt å si at forholdet mellom medianene i fordelingene til hver enkelt av boligprisene vil være konstant.

Den grove modellen

I den grove modellen beskriver vi boligprisen kun ved en punktforventning, vi skal se på to ulike metoder (eller modellvarianter) for danning av punktforventningene til boligprisen (P). Det er nettopp dette at vi kun utnytter kunnskap om sentraltendensen i fordelinga til prisprediksjonene, som gjør at vi bruker betegnelsen grov på denne typen modeller.

Som vi viste i kapitlet om '*Priser i analysen av mislighold av Husbanklån*', bygger vårt opplegg på at boligprisprediksjonene er lognormalfordelte. Log-normal fordelingen er asymmetrisk, og sentraltendensen i fordelinga kan beskrives på to ulike måter. Vi kan enten bruke forventningsverdien eller vi kan bruke medianen i fordelinga (medianen i en log-normal fordeling faller sammen med modus).

I statistiske modelleringer av økonomiske prosesser velger man ofte å bygge på en antagelse om at de stokastiske variable er normalfordelte, en fordel med å bruke en slik antagelse er at i normalfordelingen faller alle de tre tradisjonelle målene på sentraltendensen (forventning, median og modus) sammen.

Den første av de to 'grove' modellvariantene våre beskriver sentraltendensen ved median og modus. Den andre bruker forventningen.

Tapspotensialet (TP) i den første modellvarianten (M1a) blir da:

$$(3-2) \quad TP_{M1a} = \sum_i \text{Max}\{0, G_i - \exp[E(\ln(P_i))]\}$$

G_i er restgjelden på bolig i, $\exp[E(\ln(P))]$ er den mest sannsynlige prisen på en bolig¹⁰.

Vi merker oss asymmetrien i ligning (3-2), så lenge medianen er høyere enn restgjelden, vil en økning i størrelsen på medianen ikke påvirke tapspotensialet.

For å anslå hvor stor del av tapspotensialet som gir seg utslag i tap (T), må vi tilordene hvert enkelt av de tapsutsatte lånene en tapssakssannsynlighet (π_i). Beregnede tap blir da i den grove modellen M1a:

$$(3-3) \quad T_{M1a} = \sum_i \pi_i * \text{Max}\{0, G_i - \exp[E(\ln(P_i))]\}$$

Vi kommer i et senere avsnitt tilbake til hvordan tapssannsynlighetene π_i kan anslås.

¹⁰ $\exp[E(\ln(P))]$ er den mest sannsynlige prisen på en bolig, men den vil være lavere enn forventningen til boligprisen, den punktforventningen som vi foreslår her vil faller sammen med prisfordelingens median og modus (dvs topp-punkt).

Den andre versjonen av den grove modellen bruker forventningen til å måle sentral-tendensen i prisfordelingene. Forventningen i den log-normale fordelingen til boligprisen P beregner vi som tidligere vist ved hjelp av uttrykket:

$$(3-4) \quad E(P) = \exp\{E[\ln(P)] + 0,5 * SE^2\}$$

Denne kan også skrives som:

$$(3-4b) \quad E(P) = E[\exp(\ln(P))]$$

Uttrykket (3-4) er hentet fra Goldberger (1968). Dette uttrykket kan også gi oss en måte å vurdere den feilen man gjør om man bruker median som en tilnærming for forventningen til en log-normal fordeling.

Formlene for tapspotensiale og tap i den grove modellen som bygger på forventningen i prisfordelinga (M1b) blir da:

$$(3-5) \quad TP_{M1b} = \sum_i \text{Max}\{0, G_i - E[\exp(\ln(P_i))]\}$$

$$(3-6) \quad T_{M1b} = \sum_i \pi_i * \text{Max}\{0, G_i - E[\exp(\ln(P_i))]\}$$

Ligning (3-4) kan vi bruke til en direkte sammenligning av median og forventning i de log-normale prisfordelingene. Forventningen er lik median pluss et positivt ledd som er større, jo større spredning det er i fordelingen til prisprediksjonen. Beregnede tap og tapspotensiale vil dermed bli lavere i modellen M1b enn i M1a fordi den verdien som tilordnes boligen, vil være høyere når vi 'legger større vekt' på de høyeste prisene i fordelinga. Forskjellen vil være større jo større spredning det er i fordelingen til prisprediksjonen.

Hvis en velger å predikere tap på et enkelt bolig(pante)lån ved hjelp av en grov modellvariant, så kan det være hensiktsmessig å bruke modellvariant 1a som bruker medianen som mål for sentraltendensen. Dette fordi median faller sammen med modus som er den mest sannsynlige prisen. Hvis en skal predikere tap på en portefølje med bolig(pante)lån ved hjelp av en grov modellvariant kan det være hensiktsmessig å bruke modellvariant 1b som bruker forventningsverdien som mål for sentraltendensen.

En kan gjøre drøftingen av forholdet mellom de to grove modellvariantene mer utførlig enn det vi har gjort foran, men ettersom vi kommer til å fokusere oppmerksomheten mer på en mer sammensatt modell som vi skal ta opp i neste avsnitt, så legger vi ikke mere arbeid i sammenligningen.

En mer sammensatt modell

Med en mer sammensatt modell (som vi heretter kommer til å kalle M2) mener vi en modell der vi utnytter informasjon om hele fordelinga til prisprediksjonene våre. Den mer sammensatte modellen er bygd opp på den måten at vi begynner med å stille oss, og å forsøke å besvare, to spørsmål:

1. Hvor sannsynlig er det at markedsverdien på en bestemt bolig er lavere enn gjelden som er knyttet til boligen?
2. Hvis markedsverdien er lavere enn gjelden, hvilken markedsverdi tror vi da kan oppnås på boligen?

Gjennom det at vi har estimert forventning og standardfeil i fordelingen til logaritmen til predikert pris for hver enkelt bolig, og at vi har forutsatt at denne er normalfordelt, kan vi besvare det første spørsmålet ved å bruke fordelingsfunksjonen til standard normalfordelinga.

Teknisk sett kan det andre spørsmålet omformuleres til å være et spørsmål om forventningen i en fordeling som er trunkert ovenfra i punktet G , hvor G er gjelden som er knyttet til boligen. I stedet for å forsøke å finne en parametrisk måte å beregne momentene i en trunkert log-normal fordeling¹¹ har vi utviklet en rutine i SAS som kan brukes til å gi en kvantitativ tilnærming til svaret på spørsmålet 2.

I den modellen som utnytter informasjon om hele fordelinga til prisen (P_i) blir det ikke like naturlig å snakke om et avgrenset tapspotensiale. Vi karakteriserer i stedet for tapspotensialet gjennom å beregne forventet tap gitt at det oppstår et tap $E[T_i; T_i > 0]$ og sannsynligheten for at det skal oppstå et tap $\Pr(T_i > 0)$.

$$(3-7) \quad E[T_i; T_i > 0] = G_i - E[P_i; P_i < G_i]$$

$$(3-8) \quad \Pr(T_i > 0) = F_n(\ln(G_i); E\ln(P_i), SE_i)$$

hvor $F_n(\cdot; E\ln(P_i), SE_i)$ er fordelingsfunksjonen til normalfordelingen med forventning $E\ln(P_i)$ og standardavvik SE_i .

Forventet tapspotensiale $E(TP_i)$ kan vi da definere som:

$$(3-9) \quad E(TP_i) = \Pr(T_i > 0) * E[T_i; T_i > 0]$$

De samlede predikerte tapene i modell 2 kan vi da skrive som:

¹¹ Vi er da også usikre på om det i det hele tatt er mulig å finne noe eksakt uttrykk for momentene i en trunkert log-normal fordeling.

$$(3-6) \quad T_{M2} = \sum_i \pi_i \cdot E(TP_i)$$

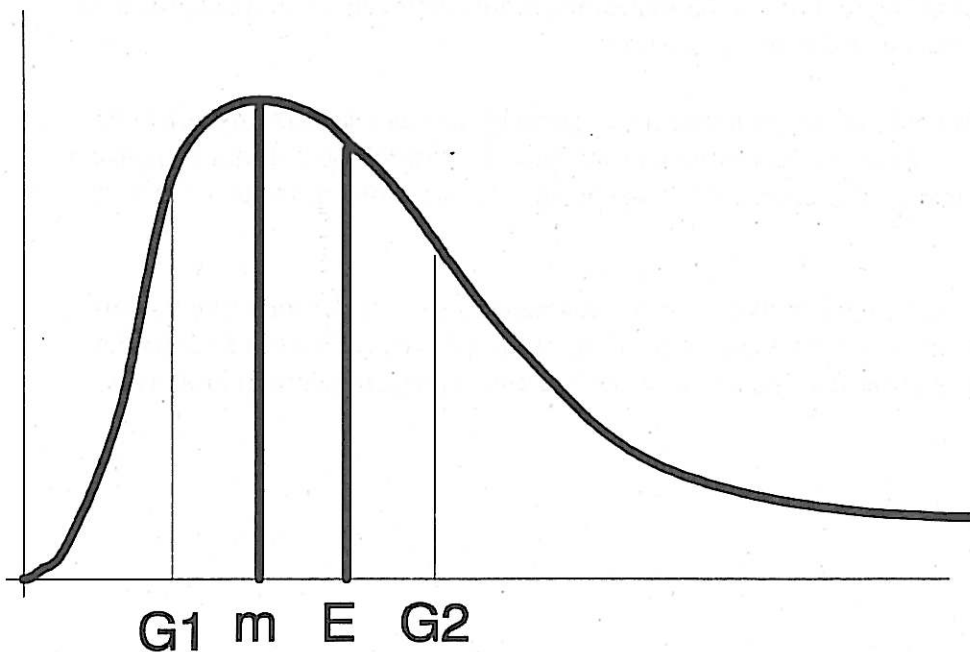
i

hvor π_i som tidligere står for den lånespesifikke tapssakssannsynligheten.

Grafiske illustrasjoner av tapsmodellene

Vi skal også vise mekanismene i modellene ved hjelp av noen figurresonnementer. Først ser vi på de to grove modellene:

Den heltrukne kurven representerer tetthetsfunksjonen til prisen på en bestemt bolig. De rette linjene er punkter i fordelingen som vi skal bruke når vi viser hva modellene egentlig 'gjør for noe'.



Figur 3.8 - Grafisk illustrasjon av de grove tapsmodellene

Den boligen vi bruker i illustrasjonen her har i 'første periode' en sannsynlighetsfordeling med median lik m , og forventning lik E . Vi merker oss at som tidligere påpekt så er en log-normal fordeling kjennetegnet av at forventningen er større enn medianen.

La oss først betrakte en situasjon hvor lånet på den boligen som figuren viser sannsynlighetsfordelingen til markedsprisen for i 'første periode' er lik $G1$. Dette lånet er lavere enn både medianen og forventningen til boligprisen. Det forventet tapspotensialet for perioden vil da i begge de to grove modellvariantene bli lik null.

Forholdet blir et helt annet om boligen er belånt med et lån på G2 kroner. I modellen som baserer seg på medianen blir det forventede tapspotensialet i 'første periode' lik $(G2-m)$ kroner, i den andre grove modellvarianten blir det forventede tapspotensialet i 'første periode' lik $(G2-E)$ kroner. Vi merker oss at hvis tapspotensialet for en bolig i modellen som bygger på forventet pris er større enn null, så er forventet tapspotensiale i modellen som bygger på fordelings median høyere.

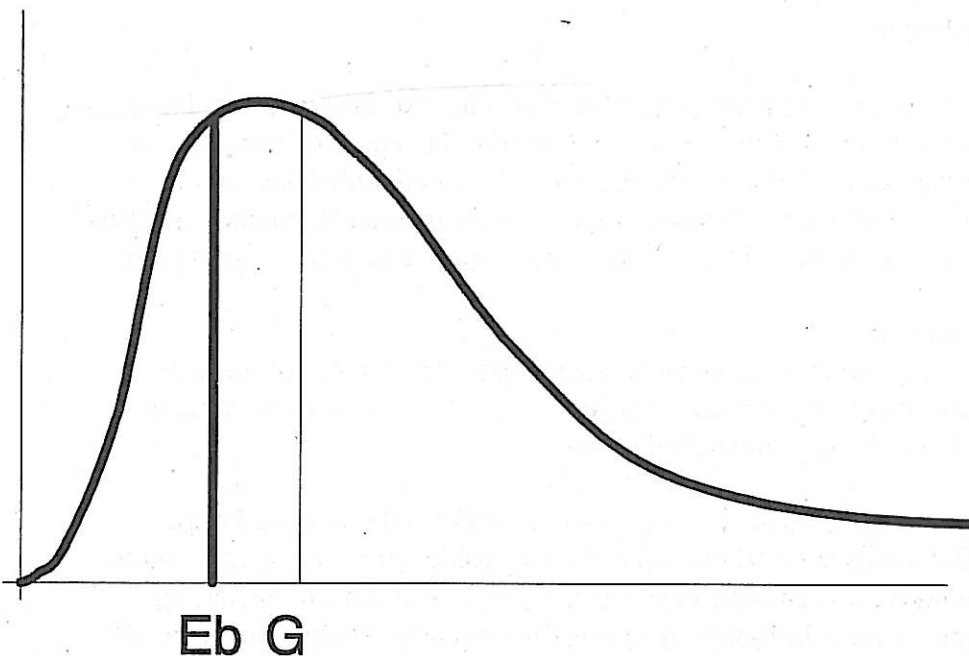
Forventet tap blir lik tapspotensiale multiplisert med tapssakssannsynligheten.

Hadde gjelden ligget mellom m og E i figuren, ville vi ha fått predikert et positivt tapspotensiale i modellen 1a fordi gjelden hadde vært større enn medianen, i modellen 1b hadde vi fått predikert et tapspotensiale lik null for perioden.

Sammenligningen av restgjeld og hhv median og forventning gjøres for hver enkelt av beregningsperiodene. I neste periode flyttes sannsynlighetsfordelingen til markedsprisen, hvor langt og i hvilken retning den flyttes avhenger av vårt anslag på prisutviklingen mellom periodene. Om vi anslår at boligprisene stiger (faller) vil fordelingen flyttes mot høyre (venstre). Hvis vi f.eks. antar at prisene stiger med 2% vil sannsynlighetsfordelingen flyttes $m \cdot 0,02$ kroner til høyre. Formen på sannsynlighetsfordelingen til markedsprisen lar vi være konstant fra den ene perioden til den andre.

Hvis det betales avdrag på gjelden gjennom første periode, vil også de skjæringspunktene vi sammenligner med median og forventning i sannsynlighetsfordelingen til markedsprisen flytte seg. Vi får på denne måten beregnet et tapspotensiale i de grove modellene for neste periode.

Gjennomgangen illustrerer også hvilken stor arbeidsmengde som vår kvantitative modell gjennomfører. For hvert enkelt lån konstrueres dataene som beskriver kurven over for fem år. Ut fra dette gjøres de sammenligningene vi har illustrert i teksten gjennom bruk av figuren.



Figur 3.9 - Grafisk illustrasjon av den sammensatte tapsmodellen

Den sammensatte modellen, som vi kommer til å legge mest vekt på i resten av arbeidet, behandler dataene om boligprisfordelinga på en noe annen måte enn de grove modellvariantene. Vi skal her gå punktvis gjennom den sammensatte modellens utnytting av data om sannsynlighetsfordelingen til markedsprisen og virkningen på størrelsen på tapspotensiale:

- i) Sannsynligheten for at en boligpris 'trukket' fra fordelinga fra figuren skal være lavere enn restgjelden G beregnes. Arealet under kurven for sannsynlighetsfordelingen til markedsprisen til venstre for restgjelden G kan tolkes som et eksakt uttrykk for denne sannsynligheten.
- ii) Vi beregner så den forventet markedsverdien på boligen gitt at den er lavere enn restgjelden (E_b) som er lik forventningen i den fordelingen som ligger til venstre for G . Denne betingede forventningen beregnes gjennom at vi tilnærmer tetthetsfunksjonen med en trappetrinnfunksjon. I Vedlegg 2 viser vi hvordan dette er gjort.
- iii) Deretter definerer vi noe som vi kaller for et forventet tapspotensiale. Det er lik forventet differanse mellom restgjeld og markedsverdi på boligen, gitt at denne er positiv, multiplisert med sannsynligheten for at markedsverdi skal være lavere enn restgjeld.

Forventet tap på et bolig(pante)lån i den 'mer sammensatte modellen' blir da lik tapssaks-sannsynlighet multiplisert med det forventede tapspotensialet.

3.3 Tapssannsynligheter

I denne modulen skal vi forsøke å tilordne (enkeltlån eller bolig) en sannsynlighet for at lånet skal misligholdes og en sannsynlighet for at et misligholdt lån ender opp som en tapsak. Vi tenker oss en prosess hvor først en viss andel av alle lån misligholdes, etter hvert som tiden går vil mange (de aller fleste?) misligholdene ende opp med at låntaker oppfyller sine forpliktelser. Noen av de misligholdte lånene vil imidlertid ende opp som tapssaker.

Misligholdssannsynligheter

Et mislighold er oftest¹² et resultat av at 'pengene ikke strekker til', andre ord for dette er betalingsproblemer eller de siste års variant - gjeldskrise. Dette kan komme av inntektsvikt og/eller uforutsette (og kanskje uunngåelige) utgifter.

Debatten¹³ om omfanget av 'gjeldskrisen' i Norge mellom SIFO ved Lunde og Poppe (1991) og INAS ved Gulbrandsen (1991) viser oss hvilke problemer vi står overfor når vi skal komme med kvantitative utsagn om størrelsen på misligholdssannsynligheter, og hvordan de varierer mellom ulike husholdningstyper. En analyse av misligholdet som skal være en byggestein i en modellering av tap i Husbanken kan selvsagt hente mye informasjon fra historiske misligholdsdata fra Husbanken selv.

I vår modellering bygger vi opp misligholdssannsynligheten for et lån fra to komponenter:

1. Et anslag på den totale andelen av lånene som misligholdes i en periode t , denne kaller vi PM_t .
2. En rutine som gir sammenhengen mellom den totale misligholdsandelen og misligholdssannsynligheten på et enkeltlån.

Disse to komponentene beskrives nærmere i de to følgende avsnittene.

Totalt mislighold

Husholdningenes utgifter kan vi grovt sett dele i to. Utgifter som lett kan justeres i takt med endrede inntekter, og utgifter som det er vanskeligere å endre om inntektene endres¹⁴. Betalingsevnen blir presset når inntektene blir mindre enn de utgiftene som det er vanskelig å endre.

Utgifter som det typisk er vanskelig å endre vil f.eks. være renter og avdrag på et (bolig)lån. Om boligprisene har falt, kan det oppleves som helt umulig å redusere utgiftene til renter og avdrag, man kan ikke kvitte seg med lånet gjennom å selge boligen. Uten å ta stilling til hva som er et rimelig nivå, vil vi også regne utgifter til et minimumsforbruk som utgifter som det er vanskelig å endre om inntektene endres.

¹² I avsnittet 2.2 om 'Et kort sveip innom den internasjonale litteraturen' ser vi at mislighold kan være starten på en strategi for å bruke en implisitt salgsoption knyttet til et bolig(pante)lån. Et mislighold behøver altså ikke nødvendigvis være noe uttrykk for at 'pengene strekker ikke til'.

¹³ En kritisk gjennomgang av denne debatten kan man finne i Andreassen (1992).

¹⁴ Dette er selvsagt ikke noen absolutt inndeling i praksis vil utgiftsarter fordele seg som 'mellomformer' mellom de to ytterpunktene vi har satt opp. Vi mener likevel at det er hensiktsmessig å bruke en slik todeling her.

Ut fra den korte diskusjonen foran, kan vi si at misligholdssannsynligheten for en husholdning vil være stigende i renten på husholdningens lån, husholdningens totale gjeld og i størrelsen på de avtalte avdrag. For Husbanklån betyr dette at i tillegg til at misligholdet avhenger av det generelle rentenivået i samfunnet, så avhenger det også av lånenes alder. Både rentetrappen og stigningen over tid i avdragene virker i denne retningen. Misligholdssannsynligheten vil også stige om husholdningene opplever et inntektsfall eller en lavere vekst i nominelle inntekter enn det de har forventet.

Isolert sett vil altså lav inflasjon virke i retning av høyt mislighold av (husbank)lån.

Den beste måten å modellere misligholdssannsynlighetene på, tror vi ville ha vært gjennom å lage en typehusholdsmodell. En slik modell bør bygges opp slik at den viser utviklingen i husholdningsøkonomien for et (stort) antall husholdningstyper når bakgrunnsvariable som f.eks. renter og inntekter endres, og anslag på hvor mange av de ulike typehusholdningene som finnes i 'virkeligheten'.

Ettersom en slik modell, som i praksis nok vil bli ganske omfattende, faller utenfor rammen for vårt prosjekt, skal vi ikke gå nærmere inn på hvordan slike typehusholdningsmodeller kan eller bør utformes.

Når vi ikke ser oss i stand til å gjøre en eksplisitt modellering av de mekanismene som fører til mislighold, er vi nødt til å innta en pragmatisk holdning. Den samlede misligholdsraten lar vi rett og slett være en eksogen variabel som velges av modellbrukeren. Det valget som gjøres av modellbrukeren kan enten bygge på en intuitiv bearbeiding av ulike statistiske data eller på en eller annen form for eksplisitt 'førmodell'. Etter vår mening vil det være fornuftig å prøve ut ulike hypoteser.

Misligholdets fordeling

Vi har valgt å la misligholdssannsynligheten for et bestemt lån være en funksjon av total misligholdsandel for lån i Husbanken, hvilket avdelingskontor i Husbanken lånet sorterer under og lånets alder. Valget av disse forklaringsvariablene bygger dels på vurdering av de faktorer som påvirker husholdningenes situasjon, og dels på vurdering av Husbankens misligholdsstatistikk.

En av de viktige forklaringsfaktorene, nemlig arbeidsledighet, varierer over landsdeler, derfor lar vi den 'individuelle' misligholdsraten variere etter hvor boligen ligger. Sammenhengen mellom sannsynligheten for ledighet og hvor i landet husholdningen bor er imidlertid så svak at vi bruker det aggregeringsnivået som vi allerede har data tilrettelagt for - nemlig avdelingskontor. Kvaliteten på prediksjonen av mislighold vil sannsynligvis bare i svært begrenset grad blitt bedre om vi hatt gjort en finere geografisk inndeling.

Lånets alder inngår i forklaringen av fordi summen av avdrag og renter på et husbanklån, og dermed den likviditetsmessige belastningen husholdningene utsettes for, varierer ganske kraftig over tid.

Vår måte å modellere sammenhengen mellom avdelingskontor og lånets alder og misligholdsrate er at vi rendyrker geografieffekten og alderseffekten hver for seg gjennom å estimere en logitmodell hvor den avhengige variabelen er misligholdsraten, og forklarings-

variablene er dummier for avdelingskontorer og aldersgrupper. Estimeringsresultatene finnes i Vedlegg 1.

For hver kombinasjon av avdelingskontor og lånets alder beregner vi så en faktor F som vi multipliserer den samlede misligholdsraten med for å finne misligholdsraten på et spesifikt lån:

$$F(\text{alder, avdelingskontor})=f(\text{alder, avdelingskontor})/PM$$

hvor $f(\cdot)$ er logitfunksjonen vi har estimert (og dokumentert i vedlegget).

En F-verdi for en kombinasjon av lånealder og avdelingskontor som er større (mindre) enn en innebærer at misligholdssannsynligheten på for lån med denne kombinasjonen er større (mindre) enn for et gjennomsnittslån.

De F-verdien vi så kom fram til er som i nedenstående tabell:

Tabell 3.5

Estimert misligholdsfordeling etter avdelingskontor og lånets alder

	Hoved- kontor	Bodø- kontor	Bergens- kontor	Trond- heims- kontor	Hammer- fest- kontor
0-1 år	0,29	0,30	0,21	0,24	0,33
1-2 år	1,38	1,41	1,01	1,13	1,54
2-3 år	1,65	1,69	1,22	1,36	1,84
3-4 år	1,59	1,64	1,18	1,31	1,78
4-5 år	1,68	1,73	1,25	1,39	1,88
5-10 år	1,51	1,55	1,12	1,25	1,69
10-15 år	0,90	0,92	0,66	0,74	1,00
over 15 år	0,60	0,62	0,44	0,49	0,67

Av tabellen ser vi at det er relativt få husholdninger som misligholder Husbanklånene sine det første året etter lånet er tatt opp. På den annen side kan man si at den økonomiske situasjonen det første året etter låneopptak i stor grad burde ha vært forutsagt av husholdningene, slik at det rett og slett er overraskende at vi har mislighold i det hele tatt det første året.

Rentetrappen og de voksende avdragene kan gjenfinnes i tabell 3.5 fra det forhold at misligholdet er stigende i lånets alder fram til lånet er fem år gammelt da misligholdet er på sitt høyeste.

Mislighold og boligpriser

Som vi allerede har tatt opp i kapittel 2, så finnes det mye amerikansk litteratur om tap og mislighold på utlån til boligformål hvor det i meget stor grad fokuseres på husholdningenes betalingsvilje, se Querica og Stegman (1991) for en oppsummering av 'the present state' av denne litteraturen. Det å la være å betale på et boliglån når verdien av boligen faller under

verdien av restgjelden oppfattes i denne litteraturen, som vi har vist, som en opsjon som er knyttet til låneopptaket.

I flere artikler (se f.eks. Quigley og van Order (1991)) gjennomføres det overbevisende statistiske tester som støtter opp under denne opsjonsbaserte teorien om at lavere verdi på pantet enn verdien av restgjelden gjør det rasjonelt å slutte å betale på lånet, og at (amerikanske) låntakere faktisk handler på denne måten.

Ut fra disse betraktningene virker det rimelig å ikke bare la boligens markedsverdi være med på å bestemme størrelsen på et tap gitt at det blir tap, men å også la boligprisenes utvikling være en av de aller viktigste forklaringene bak at et bolig(pante)lån faktisk blir misligholdt og ender opp som et tap.

Denne litteraturen har, av flere grunner, liten direkte overføringsverdi til norske forhold. For det første fordi norske husholdninger har lån til boligformål i flere finansinstitusjoner. En amerikansk økonom formulerte dette forholdet på følgende måte: "Rational default behavior is very unlikely in Scandinavia where the banks not only goes after your wife to get their money - but also after your own future income."

Andre grunner til at den opsjonsbaserte tapeteorien er mindre relevant i Norge enn i USA, er at Norge er et mindre og mer oversiktlig samfunn hvor 'dårlig-rykte'-kostnaden (the reputation cost), f.eks. i form av redusert kredittverdighet, vil være større. 'Rasjonell' misligholdsadferd vil nok også være mer aktuell i forbindelse med flyttinger som ville ha blitt foretatt uansett, den lave mobiliteten i Norge sammenlignet med USA vil redusere forklaringskraften til en opsjonsbasert tapsteori for Norge.

Vår hypotese er altså at mislighold av bolig(pante)lån i Norge kun i liten grad kan forstås i et opsjonsperspektiv, dvs ut fra sammenligninger mellom restgjeld og markedsverdien på (bolig)pantet. Denne hypotesen vil vi forsøke å belyse statistisk i kapittel 6.

Tapssannsynligheter

Vi skal stille oss spørsmålet om hva vi vet om sannsynligheten for at et lån skal ende opp som en tapssak, gitt at lånet er misligholdt.

To viktige forhold ligger bak 'prosessen' som fører et misligholdt lån over til å bli en tapssak.

1. Husholdningenes/låntakernes evne/vilje til å avslutte misligholdsforholdet gjennom å innfri sine forpliktelser.
2. Husbankens evne/vilje til å ta ut tapssak. Dette dreier seg hovedsakelig om saksbehandlingskapasitet, i tillegg kan det for Husbanken gå med en del tid i forsøk på å finne alternative løsninger på problemene.

Den mest fruktbare tilnærmingen tror jeg er å anslå tapssannsynligheter **gitt** at saksbehandlingskapasiteten ikke er noen skranke for så å legge på skranke i saksbehandlingen etterpå. Vi nærmer oss problemstillingen gjennom å se på antall tapssaker i 1992 i forhold til misligholdet pr 31.12.92.

Tabell 3.6
Fordelingen av tapssaker i Husbanken i 1992

	Antall misligholdte lån pr 31.12.92	Tapssaker i 1992	Tapssaker i prosent av mislighold
Hovedkontoret	5.626	82	1,46%
Bergenskontoret	1.991	14	0,70%
Trondheimskontoret	1.457	23	1,58%
Bodøkontoret	1.498	69	4,61%
Hammerfestkontoret	917	48	5,23%
Husbanken totalt	11.489	236	2,05%

Det er flere forhold som gjør det vanskelig å tolke tallene i tabellen 3.6 ovenfor. Vi vet ikke i hvilken grad spredningen i tapssaker i prosent mellom avdelingskontorene kommer av ulike evne/vilje 'til å gjøre opp for seg' blandt husholdningene som sogner til de ulike avdelingskontorene, og i hvilken grad spredningen kommer av ulike saksbehandlingskapasitet.

Vi vet heller ikke noe om hvor mange tapssaker Husbanken totalt ville ha hatt om det ikke var noen skranker i det hele tatt på saksbehandlingskapasiteten. Tallene i tabellen må også tolkes med varsomhet da det kanskje er mer fruktbart å relatere tapene i 1992 til misligholdet ved inngangen til 1992 eller 1991 enn å relatere dem til misligholdet ved utgangen av 1992.

Som oppsummering på denne diskusjonen vil vi si at de data vi har om tap i Husbanken ikke alene kan gi oss grunnlag for å estimere hverken tapssannsynligheter for hele Husbanken eller hvordan tapssannsynlighetene varierer med kjennetegn ved lånene.

I de empiriske beregningene vi gjør går vi derfor videre med et gjestimat på sannsynligheten for at lån skal ende som tapssak betinget med hensyn på at lånet allerede er misligholdt på 0,08. 0,08 er vår gjetning på hvor stor andel av misligholdene som ville ha endt som tapssaker om det ikke var noen skranker på Husbankens saksbehandlingskapasitet.

$$P(\text{tap}:\text{Mislighold})=0,08$$

Modellen som vi har laget gir mulighet for at man kan velge andre verdier enn det vi har gjetnet på her, det gis også muligheter til å la denne sannsynligheten variere over tid. Hvis man føler at grunnlaget for tallfestningen av andelen av misligholdet som ender som tapssaker er tynt, noe vi ikke finner særlig urimelig, anbefales det å gjøre følsomhetsberegninger.

Tapssaksannsynligheten for et lån er lik sannsynligheten for at lånet misligholdes multiplisert med sannsynligheten for at lånet ender som en tapssak gitt at lånet er misligholdt. En tapssak i rapportens terminologi er et misligholdt låneforhold som ikke avsluttes med at låntakeren oppfyller sine forpliktelser.

4. Modellstruktur – et sammendrag

Det har blitt mye fokusering på enkeltresultater og enkeltstrukturer hittil i denne rapporten. Vi skal derfor forsøke å gi en samlende oppsummering av hele modellstrukturen her i kapittel 4. Vi ga noen figurdrøftinger av strukturen av prismodellen i kapittel 3.2, her skal vi gi en mer tekstlig beskrivelse.

Først og fremst ønsker vi at dette kapittelet skal gi en intuitiv og oversiktlig framstilling, dette går nok litt på bekostning av presisjonsnivået- på samme måte som presisjonsnivået i kapittel 3 kan ha gått utover oversiktligheten.

Vi begynner med en SAS-fil som er laget ut fra HBs terminregister, før vi bruker denne fila i tapsmodellen lar den gjennomgå noen 'forberedende bearbeidingsrutiner'.

4.1 Forberedende bearbeidingsrutiner

De punktene vi gjennomgår i kapittel 4.1 er ikke en del av tapsmodellen. Disse rutinene trenger en derfor ikke å gjennomgå hver gang en skal lage tapsanslag. Når fila fra Husbankens terminregister er bearbeidet ved hjelp av disse rutinene, trenger vi ikke å gjennomføre dem flere ganger før en føler behov for en re-estimering.

Prisregelen

Ettersom tap oppstår som følge av et misforhold mellom en boligs markedsverdi og det lånet som er knyttet til boligen, er det viktig å kunne knytte en verdi til de belånte boligene. Ettersom ikke alle egenskaper ved en bolig og det (lokale) markedet den ligger i kan observeres, kan vi bare knytte en forventet verdi til boligen. Tapssituasjoner er typisk noe som opptrer i forbindelse med boliger med spesielt lav markedsverdi, for å ta vare på denne dimensjonen bruker vi opplysninger om spredningen til boligprispredikasjonene i tapsmodellen.

Prismodellen brukes altså til å legge inn to variable på hver av bolig-/låneobservasjonene. Et mål for forventningen, og et mål for spredningen til prediksjonen. Prisdatabene som legges inn i analysefilen vil være anslag på momentene i boligenes prisfordelinger i første kvartal 1993.

Misligholdets fordeling

Forholdet mellom misligholdsandel i Husbanken under ett, og mislighold etter lånenes alder og hvilket avdelingskontor i Husbanken lånet 'sogner', til lar vi være konstant likt dette forholdet i 1992. For å rendyrke 'geografieffekter' og alderseffekter i materialet kjørt vi en logitestimering på 1992-materialet, resultatene fra denne estimeringen danner sammen med tall for totalt mislighold grunnlag for våre misligholdsfunksjoner.

Boligbeskrivelsen

Den siste forberedende bearbeidingsrutine går på tilordning av hustype og husstørrelse. Hustype og størrelse får vi fra Husbanken lånesøkerregister for de fleste boligene. Størrelsen ønsker vi å måle i antall kvadratmeter bruksareal. Bruksarealet (BRA) er oppgitt for de fleste boligene. For de boligene som vi bare kjenner 'Beregnet areal' (BA), på har vi i modellen lagt inn en regel som for hver enkelt hustype transformerer BA over til BRA.

Oppsummering

Etter at datafila fra HBs terminregister (en gang for alle) er bearbeidet gjennom disse tre forberedende bearbeidingsrutinene, står vi klar til å benytte datafila i en analyse av forventede tap tapspotensiale i låneporteføljen.

4.2 Brukerstyrt input i modellen

Det første vi må gjøre i kjøringen av modellen er å spesifisere forutsetningene for kjøringene. Det er fire typer av kvantitative forutsetninger vi må gjøre. Hver av disse beskriver vi kort i egne underavsnitt:

1. Forutsetninger om framtidig prisutvikling

Prisdataene i analysefila henspiller på et bestemt punkt i tiden (første kvartal 1993), skal tapssituasjonen på andre tidspunkt analyseres, må vi gjøre eksplisitte forutsetninger om prisutvikling. Denne (disse) forutsetning(en)e kan være observert utvikling eller det kan være prognoser. Det er naturlig at det brukes faktiske tall i den grad slike er tilgjengelige (på det aggregeringsnivå en finner hensiktsmessig). Observert utvikling kan selvsagt bare brukes om man bruker modellen til å se på historiske utviklingstrekk.

Det kan lages et sammensatt system der man lager egne prisutviklingstall for et stort antall undergrupper i stedet for å gi alle boliger samme forventede prisutvikling. En slik detaljert tilnærming kan ved første blick gi et skinn av presisjon, men det vil kreve et meget stort arbeid å lage gode prognoser for prisutviklingen på et så diaggregert nivå.

Slik modellen i sin nåværende versjon er utformet, må man, før en kjøring foretas, legge inn sine forventninger til den generelle utviklingen i de nominelle boligprisene for de nærmeste fem årene.

2. Forutsetninger om total misligholdsandel og utviklingen av den

Vår versjon av tapsmodellen er laget slik at brukeren gir sitt anslag på den totale misligholdsandelen (eller misligholdssannsynligheten), dette anslaget kan gjøres ved hjelp av intuisjon/usystematisert kunnskap, en typehusholdningsmodell eller utnyttelse av betalingsproblemundersøkelsene fra INAS.

3. Forutsetninger om hvor stor andel av misligholdene som ender opp som tapssaker

Vi har ikke data som gjør det mulig å foreta en god kvantitativ modellering av prosessene som fører et lån over fra å være misligholdt til å ende opp som en tapssak. I modellberegningene lar vi derfor 'tapssakssannsynlighet gitt at et lån er misligholdt' være en størrelse som brukeren gir. Vi har latt 'tapssakssannsynlighet gitt at et lån er misligholdt' være den samme for alle boliger, uavhengig av f.eks. beliggenhet.

4. Forutsetninger om den tiden som går fra mislighold til avsluttet tapssak

Som vist i Aarskogs (1993) utgjør ikke-betalte renter på misligholdte lån en 'viktig' del av det endelige tapet på lån som ender opp som tapssaker. Størrelsen på denne posten avhenger av lånets alder og hvor lenge lånet står som misligholdt før det ender opp som et tap. Hvor lenge et lån kan stå som misligholdt før det ender opp som et tap vil i stor grad avhenge av Husbankens saksbehandlingsrutiner og -kapasitet.

Det primære fokus for oss er Husbankens tap, vi bruker derfor den tapte renteinntekten fra låntakerne som mål på tapte rentetapet i stedet for å beregne et rentetap på basis av Husbankens innlånsrente. Tapte renteinntekt fra husholdningene kan vi oppfatte som innlånsrente korrigert for rentesubsidier bevilget over statsbudsjettet.

4.3 Hva i all verden gjør modellen

I framstillingen her skal vi konsentrere oss om modellvarianten M2, som tar hensyn til hele fordelingen til prisprediksjonene våre. De to andre modellene (M1a og M1b), som kan oppfattes som spesialtilfeller av M2, omtales helt kort tilslutt i avsnittet.

Tapsanslag for 'neste år'

Modellen behandler hver bolig uavhengig av de andre boligene, slik at vi kan beskrive gangen i tapsberegningene som om låneporteføljen besto av en bolig. En tapsberegning for f.eks. 220.000 boliglån vil 'bare' bestå i å gjenta nøyaktig samme regnerutinen 220.000 ganger.

Den første 'oppgaven som utføres av modellen' er en sammenligning mellom restlån og sannsynlighetsfordelingen til prisen på den bestemte boligen. Sammenligningen gir oss to viktige data:

- Sannsynligheten for at boligens markedsverdi skal være lavere enn restlånet på boligen.
- Forventet differanse mellom restlån og boligpris **gitt** at prisen/verdien er lavere enn restlånet på boligen.

Ved å multiplisere disse to størrelsene med hverandre finner vi størrelsen på forventet tap på dette boliglånets 'hovedstol' **gitt** at lånet ender opp som en tapssak.

Deretter beregnes sannsynligheten for at lånet skal misligholdes, gjennom bruk av en av to rutiner. For kortsiktige prognoser settes misligholdssannsynligheten lik én hvis lånet allerede er misligholdt, og null ellers. For langsiktige prognoser, og prognoser i en situasjon hvor man er raske med å ta ut tapssak når mislighold skjer, bruker vi den brukerspesifiserte misligholdssannsynligheten korrigert med rutinen for forholdet mellom samlet mislighold og mislighold etter avdelingskontor.

Misligholdssannsynligheten for et lån multipliseres så med den betingede sannsynligheten for at et misligholdt lån skal ende opp som en tapssak. Vi får dermed en lånespesifikk sannsynlighet for at et lån skal ende opp som tap.

Forventet tap på et lån blir altså summen av følgende to komponenter:

Forventet tap på hovedstol: som er tapssannsynlighet multiplisert med forventet tap på dette boliglånets 'hovedstol' gitt at lånet ender opp som en tapssak.

Forventet rentetap på lån som ender som tapssak: som er tapssannsynlighet multiplisert med rentetapet på et lån som står misligholdt i det spesifiserte antall år. Husbankens praksis er å regne rentetapet som summen av ubetalte renter og morarenter. Modellen vår følger derfor også dette prinsippet.

Vi merker oss at beregnet tap etter (intensjonene i) reglene for 'privatbanker' vil være lik misligholdssannsynligheten multiplisert med forventet tap på dette boliglånets 'hovedstol', gitt at lånet ender opp som en tapssak. Beregnet tap i Husbanken 'skal' altså ligge lavere enn i 'privatbankene'.

Tapsanslag for de følgende år

Beregningen av tapsanslag for de følgende år vil selvsagt følge mye av den samme strukturen som tapsanslagene for neste år. Prisutviklingen på boligene, misligholds- og tapssakssannsynlighetene og lengden på et mislighold i de 'følgende årene' følger av spesifikasjonene av brukerstyrt input i modellen.

To 'nye' ting som vi må forholde oss til når vi gjør tapsprognoser som ligger mer enn ett år fram i tid, er å ta hensyn til at lån som følger ordinær nedbetalingsplan reduseres over tid som følge av avdragsbetaling og at et lån ikke tapsføres mer enn en gang.

For å ta hensyn til ordinær nedbetaling av lån legger vi inn en rutine som reduserer utestående lån med den andelen av opprinnelig lån som skal betales ifølge ordinær nedbetalingsplan. Denne andelen avhenger av lånets alder.

Den relevante tapssakssannsynligheten i 'de følgende år' vil være tapssakssannsynligheten gitt at lånet ikke er tapsført tidligere. Tapssakssannsynligheten i år to vil f.eks. være.

$$P_2(\text{Tap}) = P_2 * (1 - P_1(\text{Tap}))$$

hvor AP_2 er tapssakssannsynlighet i periode to **gitt** at lånet ikke ble tapsført i periode en, altså den brukerspesifiserte sannsynligheten for at et misligholdt lån skal ende opp som en tapssak.

Kort om de to andre modellvariantene

De to andre modellene utnytter ikke informasjon om hele prisfordelinga, men kun mål for sentraltendensen i fordelinga. M1a bygger på median i prisfordelinga, mens M1b bygger på forventninga i fordelinga. Vi mener at tap er noe som typisk oppstår for boliger med spesielt lave priser, altså at tap typisk er noe som skjer i venstrehalen av prisfordelinga. Dermed blir disse to modellvariantene lite relevant, da de overvurderer prisen på de boligene som er knyttet til de lån som ender som tapssaker.

4.4 Utskriftsrutiner

Beregningene avsluttes med at vi ber SAS-systemet om å skrive ut nøkkelinformasjon fra beregningene. I dette settet med informasjon må det selvsagt ligge et anslag på tapet, det kan imidlertid også legges inn mye annen informasjon.

5. Tap i noen konstruerte porteføljer

I denne rapporten skal vi ikke presentere tapsprognoser for Husbankens låneportefølje. Årsaken til det er at det er mer naturlig at Husbanken selv bygger inn de forutsetningene de finner rimelige når de bruker modellen til å lage prognoser¹⁵. For å illustrere modellen og å vise hvilke størrelser som påvirker tapsprognosene modellen gir, har vi valgt å konstruere noen tenkte låneporteføljer. I disse tenkte porteføljene lar vi modellen lage tapsprognoser. Utlånsporteføljene er ikke på noen måte tenkt å være representative.

5.1 Tapsprognoser for et referansealternativ

Utlånsporteføljen består av lån til en småhusbolig på 125 m² BRA oppført og belånt ved inngangen til 1993 i hver av landets kommuner. Tapsprognosene lages under et sett med standardforutsetninger som etter hvert varieres noe. Standardforutsetningene våre er som i tabell 5.1:

Tabell 5.1

Forutsetninger for tapsanslagene i referansealternativet

	Boligprisstigning	Misligholdsandel	Andel av mislighold som ender som tap
1993	3,5% ^a	5%	8%
1994	13%	4%	9%
1995	4%	3%	10%
1996	3%	3%	12%
1997	3%	3%	12%

^a Dette tallet gir prisstigningen fra første kvartal 1993, som er det tidspunktet prisdelen av modellen predikerer prisfordelingen for til det gjennomsnittlige prisnivået i 1993.

Vi har lagt inn et gradvis fall i misligholdsandelen på grunn av at den fallende renten har gjort det lettere for husholdningene å greie sine økonomiske forpliktelser. At vi har lagt opp til en viss økning i andelen av de misligholdte lånene som ender som tapssak, kommer dels av at vi regner med at långivere de siste årene har lært mye når det gjelder å behandle tapssaker. Dels kommer det av at når misligholdsandelen forutsettes å falle, regner vi med at de som misligholder er i en mer alvorlig situasjon.

Videre lar vi lånebetingelsene være de samme som rente- og avdragsbetingelsene på Husbank II-lånene.

¹⁵ Det vil heller ikke være urimelig om de selv ønsker å velge om og på hvilket tidspunkt de vil velge å gjøre sine tapsprognoser kjent for andre.

Tapsprognoser under standardforutsetningene lages for ett alternativ når lånene er relativt lave med et lånebeløp på 350.000 kroner og ett alternativ når lånene er relativt høye med et lånebeløp på 460.000 kroner.

I tabell 5.2 gir vi prognoser for forventet tap pr lån og forventede tap i promille av utlånsmasse, når vi lar alle lånene være innvilget i 1993. Dette gjør vi for lånemassen sett under ett, og for lånemassen fordelt på de sju samme regionene som vi brukte i utledningen av prismodellen. Forventet tap i promille av utlånsmasse har vi regnet ut uten å ta hensyn til noen diskontering - anslaget vårt innebærer dermed en viss overvurdering av 'kostnaden ved risikoen'.

Tabell 5.2

Forventede tap på en portefølje med lån på 350.000 kroner gitt i 1993

	Forventet tap pr utlån i 1993	Forventet tap pr utlån i 1994	Forventet tap pr utlån i 1995	Forventet tap pr utlån i 1996	Forventet tap pr utlån i 1997	Forventet tap pr utlån i promille av utlån
Hele porteføljen	31	73	62	62	57	0,81
Nord-Norge og Nord-Trøndelag	41	97	82	83	77	1,09
Sør-Trøndelag og Møre og Romsdal	33	81	69	70	65	0,91
Sogn og Fjordane, Hordaland og Rogaland	28	64	54	55	50	0,72
Vest-Agder, Aust-Agder, Telemark og Vestfold	28	64	53	54	49	0,71
Hedmark og Oppland	36	84	70	71	65	0,93
Oslo og Akershus	6	9	7	7	6	0,10
Buskerud og Østfold	26	58	48	48	43	0,64

Som man ser blir de predikerte tapene i denne porteføljen svært lave. Dette reflekterer det faktum at utlån til boligformål egentlig ikke er noe særlig risikabel aktivitet så lenge det generelle nominelle boligprisnivået i samfunnet er stigende.

At predikerte tap i andre periode er høyere enn i første periode, kommer blant annet av at vi har lagt inn en hypotese om at for lån som er mer enn ett år gamle, kommer det i tillegg til

tap på lånets hovedstol et tap på ubetalte renter gjennom ett år. Lån som er mindre enn et år har ikke noe slikt tap.

En ytterligere illustrasjon av risikoen knyttet til låneporteføljen i vårt tenkte eksempel får vi ved å se på sannsynligheten for at boligprisen skal være lavere enn restgjelden¹⁶. Den gjennomsnittlige sannsynligheten i porteføljen er i 1993 på 0,35, deretter faller den relativt raskt ned til 0,17. Dette kommer bare av stigningen i det nominelle boligprisnivået. Lånene blir overhodet ikke nedbetalt gjennom de første fem årene. Den høyeste verdien på denne sannsynligheten i porteføljen vår er 0,55 i 1993, men boligprisstigningen presser den høyeste sannsynligheten ned i 0,32 i 1997.

Den regionale spredningen i sannsynligheten for at boligens markedsverdi skal falle under restgjelden følger det samme mønsteret som tapsprognosene. Det mønsteret som går igjen er at vi har de klart ugunstigste utfallene i de to nordligste regionene og at lån gitt til boliger i Oslo og Akershusregionen i ganske liten grad er beheftet med tapsrisiko.

De forventede tapene på en utlånsportefølje hvor lån er på 460.000, og som ellers er som referanseporteføljen presenteres i samme form som for porteføljen med lån på 350.000 kroner.

¹⁶ Denne sannsynligheten kan vi også tolke som en sannsynlighet for at 'loan-to-value ratio' på et punkt i tiden skal være større enn én.

Tabell 5.3

Forventede tap på en portefølje med lån på 460.000 kroner gitt i 1993

	Forventet tap pr utlån i 1993	Forventet tap pr utlån i 1994	Forventet tap pr utlån i 1995	Forventet tap pr utlån i 1996	Forventet tap pr utlån i 1997	Forventet tap pr utlån i promille av utlån
Hele porteføljen	94	263	233	244	233	2,32
Nord-Norge og Nord-Trøndelag	117	332	295	311	298	2,94
Sør-Trøndelag og Møre og Romsdal	95	276	246	260	250	2,45
Sogn og Fjordane, Hordaland og Rogaland	80	228	202	213	204	2,02
Vest-Agder, Aust-Agder, Telemark og Vestfold	90	246	216	225	213	2,15
Hedmark og Oppland	109	304	268	281	268	2,67
Oslo og Akershus	28	61	50	50	45	0,51
Buskerud og Østfold	88	232	202	210	198	2,02

Selv om vi har økt gjelden med over 100.000 kroner, ser vi framdeles at tapsanslagene er ganske lave, forklaringen på dette er selvsagt framdeles forutsetningen om stigende nominelle boligpriser. Den gjennomsnittlige sannsynligheten i porteføljen for at markedsverdien av boligen skal falle under restgjelden er med lån på 460.000 kroner på nesten 0,6. I 1994 blir den under våre forutsetninger 0,47 - og i 1997 har den falt videre ned til 0,38.

Videre sammenligning av de forventede tapene med lån på 350.000 og 460.000 kroner viser at i hele låneporteføljen får man et samlet forventet tap på litt i overkant av 125.000 med den 'lave' utlåningen og et forventet tap på noe mindre enn 475.000 kroner med den høye utlåningen. En økning i utlånene på vel 30% gir en økning i de forventede tapene på på om lag 275%.

Den overproposjonale virkningen av økt belåningsgrad er et resultat av det vi tidligere har kalt for asymmetrien i risikoen. Den økte belåningsgrad øker størrelsen på det område som kan gi tap om det oppstår et mislighold og en tapssak. Med andre ord øker tapet i de lånene

som ender som tapssaker, og flere lån står i fare for å bli tapssaker når belåningsgraden økes.

Hva innebærer så resultatet fra forrige avsnitt? Vi har sett på ulik belåningsgrad for den samme boligmassen. Tredoblingen av de forventede tapene som følge av økning i lånene på 30% viser med all tydelighet hvordan risikoen knyttet til en utlånsportefølje øker (mye) mer enn proporsjonalt når belåningsgraden økes. I vårt eksempel kan vi nesten si at taps-eksponeringen eksploderte som følge av en økning i utlånene på 30%.

I 1991 ble en situasjon med fallende boligpriser og tomme nye boliger møtt med tilleggs lån - altså økt belåningsgrad. Vårt eksempel viser hvordan vi fikk en eksplosjon i risiko-eksponeringen som følge av økte lån til en gitt boligmasse, i en situasjon med stigende boligpriser. Økningen i risikoeksponeringen vil nødvendigvis ha vært enda kraftigere når prisene var fallende.

De effektene vi diskuterer gjør det lett å forstå figuren i innledningen som viser utviklingen av Husbankens tap. Videre kan disse mekanismene føre til at risikoeksponeringen i Husbankens utlånsportefølje vil holde seg på et relativt høyt nivå en tid framover på tross av den boligprisstigningen vi har sett.

For å kunne drøfte hvorvidt problemene i 1991 kunne ha blitt møtt mer effektivt og/eller billigere med andre virkemidler enn økt låneutmåling, vil man selvsagt måtte ha gjennomført en analyse av alternative virkemidler.

5.2 Hva skjer med tapsprognosene når vi endrer på forutsetningene i referansealternativet?

For å få et bedre bilde av hvilke faktorer som påvirker de forventede tapene i en portefølje av bolig(pante)lån, skal vi lage tapsprognoser for vår tenkte utlånsportefølje under forutsetninger som avviker fra referansealternativet. Først endrer vi på året lånet ble gitt, vi beholder likevel lånesummene.

Resultatene av disse følsomhetsberegningene presenterer vi i form av noen tabeller som viser samlet forventede tap i utlånsporteføljen som består av lån til en småhusbolig på 125 m² i hver av landets kommuner. I denne delen presenterer vi kun resultater for hele utlånsporteføljen, vi splitter med andre ord ikke opp tallene på geografiske regioner. En slik oppsplitting ville ikke ha gitt noe særlig ny informasjon da den geografiske variasjonen i de forventede tapene går godt fram av de to 'hovedtabellene' 5.2 og 5.3 i forrige underkapittel.

Tabell 5.4

Forventede tap for utlånsporteføljer av ulik alder

	Forventede tap i porteføljen	Forventede tap i porteføljen i promille av utlån
Lån på 350.000 kroner gitt i 1993	126.500	0,81
Lån på 350.000 kroner gitt i 1991	193.100	1,24
Lån på 350.000 kroner gitt i 1985	157.200	1,01
Lån på 460.000 kroner gitt i 1993	473.750	2,32
Lån på 460.000 kroner gitt i 1991	674.000	3,30
Lån på 460.000 kroner gitt i 1985	560.300	2,75

At lånene som er fra 1991-årgangen har større forventede tap i perioden fra 1993 til og med 1997, skyldes to faktorer. Lånene som er gitt i 1991 har større forventet tap i 1993 enn de som er gitt i 1993 på grunn av at de kan ha stått misligholdt lengre, og dermed opparbeidet en rentegjeld. Den andre faktoren som bidrar til at vi får høyere forventede tap for 1991-årgangen er at de lånespesifikke misligholdssannsynlighetene i modellen som vist i 3.3 varierer med lånenes alder. Variasjonen er slik at det første året er, som vi klart kan se av tabell 3.4, misligholdssannsynligheten ganske lav, deretter stiger den fram til lånet er rundt fem år gammelt, for så å falle igjen.

De forventede tapene gjennom årene fra 1993 til og med 1997, på en portefølje med lån på 350.000 kroner fra 1985 ligger på 1,01 promille av utlånene, dette er høyere enn for 1993 årgangen. Dette kommer naturligvis av at 1993-årgangen jo ikke har hatt 'noen sjanse til å opparbeide rentegjeld' for året før tapssaken. Tapsanslagene for 1985-årgangen ligger godt over 20% lavere enn tapsanslagene for 1991-årgangen. For lånene på 460.000 kroner ligger de forventede tapene på 1991 årgangen vel 20% over de forventede tapene på 1985-årgangen.

Sannsynligheten for at markedsverdien på boligene som er finansiert i 1993 med 350.000 kroner, i 1997 skal være lavere enn restgjelden ligger på om lag 17%. For et lån på samme størrelse fra 1985 som i 1997 er betalt ned med 28.000 kroner har denne sannsynligheten falt ned til 13%.

I resten av dette underkapittelet konsentrerer vi oss lånene på 350.000 kroner bevilget i 1991. Året 1991 er valgt fordi vi ikke ønsker å få med det første og noe 'unormale' året i tapsberegningene.

Tabell 5.5 viser hvordan ulike forutsetninger om framtidige prisutviklingen påvirker tapsanslagene. Vi kjører tapsprognoser for fire ulike prisbaner, disse fire alternative prisbanene er valgt mer for å illustrere hvordan forventede tap påvirkes av prisutviklingen enn de er ment å skulle representere sannsynlige prisbaner. De fire alternativene er:

- i) Referansealternativet, som er som vi viste i tabell 5.1

- ii) Konstante nominelle priser
- iii) Større økning i prisene: I dette alternativet lar vi boligprisene stige med ett prosentpoeng mer i året enn i referansealternativet.
- iv) Fallende boligpriser: I dette alternativet lar vi prisene være konstante gjennom 1993 for deretter å falle med 2% i 1994 og 1995. I 1996 og 1997 lar vi de nominelle boligprisene være konstante.

Tabell 5.5

Tapsprognoser ved alternative prisbaner

	Forventede tap i porteføljen	Forventede tap i porteføljen i promille av utlån
Referansealternativet	193.100	1,24
Konstante nominelle priser	346.300	2,23
Større økning	176.000	1,13
Fallende boligpriser	379.200	2,44

Hvis vi i stedet for referansealternativets noe forsiktige anslag på den nominelle stigningen i boligprisene, bruker en forventet prisbane som har ett prosentpoeng høyere årlig prisstigning faller de forventede tapene i porteføljen med nesten 10%.

Vi har i tabellen også lagt inn to ugunstige utviklingsbaner for boligprisene. Først ser vi på de forventede tapene gitt at nominelle boligpriser er konstante. Forventede tap i dette tilfellet ligger på noe over to promille av utlånsporteføljen, dette er nesten 80% høyere enn i referansealternativet. En annen måte å uttrykke dette på er at den prisstigningen på bolig vi har lagt inn i beregningene vil redusere utlåners tap med 43% sammenlignet med en situasjon med flat prisutvikling.

Hvis forutsetningene om flat prisutvikling erstattes med et svakt fall tidlig i beregningsperioden for så å stabilisere seg nominelt, ser vi av tabellen at forventede tap blir liggende på nesten det dobbelte av de forventede tapene i referansealternativet.

Drøftingen av forventede tap under ulike alternative utviklingsbaner for boligprisene viser helt klart hvor følsomme tapsanslagene (og nok også tapene) er for prisutviklingen. Selv små variasjoner i prisbanene gir kraftige utslag i de forventede tapene.

Utviklingen i tapsanslagene avhenger altså av utviklingen i de nominelle boligprisene. En kan f.eks. tenke seg to situasjoner med konstante realpriser på boliger, en situasjon med høy generell inflasjon - og en med lav inflasjon. I det første tilfellet vil vi forvente lave tap fordi de nominelle prisene stiger raskt i forhold til restgjelden, i det andre tilfellet vil vi forvente noe høyere tap fordi de nominelle prisene stiger svakt. Årsaken til dette forholdet er selvsagt at boliglån er i nominelle kroner.

En periode tidlig på 80-tallet hadde vi en nedgang i realprisene på boliger, dette førte ikke i noen særlig grad til tap på utlån til boligformål i verken Husbanken eller i andre finansinstitusjoner. En del av forklaringen på dette er nok at realprisfallet skjedde i en periode med relativt høy inflasjon. Selv om realprisene falt, så hadde vi en svak stigning i de nominelle boligprisene.

Også utviklingen av den samlede misligholdshyppigheten vil påvirke tapsprognosene. I tillegg til referansealternativet skal vi lage to sett med alternative forutsetninger om utviklingen av den samlede misligholdshyppigheten:

- i) Flere råtne lån: Dette alternativet skal vise virkningen av en tenkt situasjon hvor låneporteføljen består av de lån som er blitt igjen etter at mange av de gode lånetakerne har refinansiert til bedre betingelser i andre låneinstitusjoner. I en slik situasjon vil det bli en økning i andelen av 'dårlige lånetakere', i modellen lar vi dette gi seg utslag i et høyere anslag på den samlede misligholdshyppigheten. For 1993 lar vi den være den samme som i referansealternativet. Deretter lar vi den stige til 0,1 i 1994, 0,08 i 1995, og 0,06 i de to gjenstående årene i beregningsperioden vår.
- ii) Redusert mislighold: I dette alternativet lar vi misligholdsraten være ett prosentpoeng lavere enn i referansealternativet for årene fra 1994 til 1997, for 1993 lar vi den være den samme som i referansealternativet. Denne situasjonen kan f.eks. oppstå ved større reduksjon i rentene enn det som er forventet eller som et resultat av reduksjon av arbeidsledigheten.

Tabell 5.6

Tapsprognoser ved alternative hypoteser om utviklingen av den samlede misligholdshyppigheten

	Forventede tap i porteføljen	Forventede tap i porteføljen i promille av utlån
Referansealternativet	193.100	1,24
Flere råtne lån	341.800	2,20
Redusert mislighold	158.500	1,02

Forventede tap i en låneportefølje som består av 'dem som har blitt igjen' etter at de mest attraktive låntakere er blitt fristet over til andre utlånerne, er naturlig nok mye høyere enn tapene i referanseporteføljen. I alternativet 'Flere råtne lån' har vi forsøkt å gi en beskrivelse av en situasjon hvor de beste låntakerne har forlatt utlåneren. De forventede tapene i dette alternativet ligger nesten 80% høyere enn tapsanslagene i referansealternativet.

Ved å redusere de samlede misligholdsratene i forhold til referansealternativet med ett prosentpoeng i hvert år reduseres tapsanslaget med omlag 18%. Det kan for en utlåner med andre ord være mye å tjene på å få til en god ordning med rådgivning til låntakere med økonomiske problemer.

Tapsanslagene når vi kombinerer hypotesene om konstante nominelle priser med en økning i andelen av 'råtne lån' blir naturlig nok ganske høye. De samlede tapene i den tenkte porteføljen blir liggende på vel 678.000 kroner, dette utgjør så mye som litt over 4 promille av det samlede utlånet. Utlåners avkastning av rådgivningstjeneste rettet mot låntakere med økonomiske problemer vil naturlig nok være større jo mindre stigning det er i de nominelle boligprisene. Dette kommer av at med ingen eller svak stigning i de nominelle boligprisene vil det være verre for utlåner å overta et boligpant.

5.3 Oppsummering

Gjennom å sammenholde de tapsprognosene som er gjort under alternative forutsetninger i underkapittelet 5.3 ser en klart at modellberegningene av tap må tolkes som betingede prognoser. Det vi får fram er tapsprognoser **gitt** at forutsetningene bak beregningene er korrekte.

Det at vi på denne måten utleder betingede prognoser gjør at en må være litt forsiktige med å tolke forventet tap i promille av utlån som noen form for risikopremie. Risikopremiene i en modell hvor f.eks. samlet misligholdshyppighet og framtidige prisindekser er stokastiske variable vil kunne avvike fra forventet tap i promille av utlån. Vi kan imidlertid tolke forventet tap i promille av utlån som en nedre grense for en risikopremie.

Begrepet risikopremie bruker vi her om det det vil koste å forsikre seg mot tap på utlån i et forsikringselskap som ikke har noen renprofitt.

Ellers kan vi si at de viktigste poengene i analysen av tap i den tenkte porteføljen er at under våre forutsetninger er risikoen knyttet til utlån til boligformål ganske lav, og at tapsanslagene er meget følsomme overfor prisutviklingen.

6. Noen enkle forsøk på å teste en hypotese om rasjonell misligholdsadferd

Det vi kaller for rasjonell misligholdsadferd er å slutte å betale renter og avdrag på et bolig(pante)lån når verdien av boligen faller under restgjelden. Det at et lån står misligholdt kan enten være et første skritt på en strategi for å overlevere pantet til låntaker, eller det kan være et resultat av midlertidige likviditetsproblemer i husholdningene.

Vi ønsker altså å finne ut hvorvidt låntakerne til Husbanken viser større tendens til å misligholde sine lån når den forventede markedsverdien på en bolig er lav sammenlignet med restgjelden enn når den er høy. Dette gjør vi ved å estimere noen logistiske regresjoner hvor den avhengige variabelen er lik 1 for misligholdte lån og 0 for lån som ikke er misligholdte, som forklaringsvariabel inngår blant annet det vi har definert som 'forventet tapspotensiale'.

Den 'naturlige' måten å la forholdet mellom markedsverdien og restgjelden inngå på er å bruke differansen. På samme måte som for den sammensatte tapsmodellen vil vi imidlertid kaste bort en del av informasjonen i den fordelinga til markedsverdien som vi har estimert hvis vi bare bruker et mål på sentraltendensen. Ved å bruke tapspotensialet, som vi har definert som forventet verdi gitt at den er lavere enn restgjelden multiplisert med sannsynligheten for at verdien skal være lavere enn restgjelden, som forklaringsvariabel får vi utnyttet mer av informasjonen fra prismodellen.

Datamaterialet som estimeringene gjøres på er et tilfeldig utvalg av rundt halvparten av Husbankens masse av oppføringslån I og oppføringslån II som er gitt til byggherrer som bygger sin egen bolig. Dette utgjør hele 12.000 observasjoner. For dette utvalget har vi blant annet opplysninger om lånenes misligholdsstatus og restgjeld. Tapspotensialet for hvert av lånene i utvalget har vi beregnet med den sammensatte tapsmodellen.

I estimeringene har vi brukt to forskjellige definisjoner av et misligholdt lån. Den første definisjonen er rett og slett at vi regner lån som står med en eller flere ubetalte terminer som misligholdt. Ettersom vi primært er ute etter å få analysert sammenhengen mellom tapspotensiale og mislighold som første skritt i en strategi for å oppgi både boligen og restgjelden, har vi også sett på dem som har misligholdt lånet i to eller flere terminer. Årsaken til at vi lager en separat analyse av de misligholdene som har vart i to eller flere terminer er at vi i utgangspunktet tror et eventuelt innslag av det vi har kalt 'rasjonell misligholdsadferd' er større blant dem som har misligholdt i to eller flere perioder enn blant dem som har misligholdt i bare en periode. Dette tror vi på grunn av at rasjonell misligholdsadferd i mindre grad enn midlertidige betalingsproblemer er noe som går over.

Til å begynne med estimerer vi en logistisk regresjon hvor tapspotensialet er den eneste høyresidevariabelen (SAS-utskriften fra estimeringene kan finnes i Vedlegg 3). For mislighold som har vart en eller flere og to eller flere terminer finner vi at tapspotensialet gir et signifikant bidrag til å forklare mislighold. Den enkle statistiske modellen som ser på misligholdssannsynligheten som en funksjon av bare tapspotensialets størrelse gir altså støtte til en hypotese om at husholdningen har en rasjonell misligholdsadferd.

Kraften i tapspotensialets påvirkning på misligholdssannsynlighetene illustrerer vi i en tabell som gir misligholdssannsynligheter for noen kutt i den faktiske fordelinga av tapspotensialene i utvalget.

Tabell 6.1

Estimert mislighold i den enkle statistiske modellen for noen utvalgte verdier på det forventede tapspotensialet

Fordelingen til tapspotensialet	Tapspotensiale i kroner	Estimert sannsynlighet for at lånet skal være misligholdt i minst en termin	Estimert sannsynlighet for at lånet skal være misligholdt i minst to terminer
95%-fraktilen	137.400	13,8%	6,5%
75%-fraktilen	43.100	12,4%	5,8%
Gjennomsnittet	36.400	12,3%	5,7%
Medianen	15.700	12,1%	5,6%
25%-fraktilen	3.100	11,9%	5,5%
5%-fraktilen	30	11,8%	5,5%

Når vi ser på den av de 12.408 observasjonene i utvalget som har det høyeste forventede tapspotensialet finner vi en sannsynlighet for at dette lånet skal ha stått misligholdt i en eller flere terminer på vel 28%. Estimert sannsynlighet for at dette lånet skal ha stått misligholdt i to eller flere terminer er på omlag 14%.

Tabell 6.1 viser også at vår hypotese om at sannsynligheten for at lån skal være misligholdt i to eller flere perioder påvirkes kraftigere av størrelsen på tapspotensialet enn sannsynligheten for at lån skal være misligholdt i en eller flere perioder, ikke ser ut til å stemme. Når tapspotensialet økes fra 30 kroner til 137.400 kroner øker begge de estimerte misligholdssannsynlighetene med vel 18%.

Selv om tapspotensialet gir signifikante bidrag til forklaring av misligholdssannsynlighetene ser vi at variasjonen i sannsynlighetene er meget lav når vi varierer størrelsen på tapspotensialet. Vi merker oss også at de estimerte misligholdssannsynlighetene er meget lave, og at i de enkle modellene vi ser på her, er det ingen som har en estimert sannsynlighet større enn 0,5.

En mulighet er at det ikke er riktig at det er forholdet mellom restgjeld og beliggenheten til fordelinga til forventet pris som påvirker misligholdsbeslutningen, slik som den enkle modellen indikerer. Det kan være at misligholdet i sin helhet er et resultat av likviditetsvansker, og at det egentlig samvarierer med inntektsutviklingen i husholdningene, og at boligprisene også samvarierer med inntektsutviklingen (spesielt utviklingen i arbeidsløsheten) i husholdningene. For å få en indikasjon på om dette er tilfelle har vi formulert en statistisk modell som er noe utvidet i forhold til den enkle modellen. Resultatene fra disse estimeringene finnes også i vedlegg 3.

I den utvidede statistiske modellen drar vi inn dummier for noen kjennetegn ved kommunen som boligen ligger i som forklaringsvariable. Kommunekjennetegnene vi bruker er SSBs kombinerte nærings- og sentralitetsklassifisering, geografisk beliggenhet og kommunens befolkningkonsentrasjon. Ettersom både rentebetalingene og avdragene på lån i Husbanken varierer med lånets alder, har vi i den statistiske modellen også lagt inn tre variable for lånets alder.

De tre variablene for lånets alder (målt i år) som vi har lagt inn er alderen på de lånene som er mindre enn seks år gamle, alderen for lån som er mellom seks og elleve år gamle og alderen på eldre lån. Resultatene fra estimeringene viser at det er korrekt å bruke en slik tredeling. Den estimerte modellen viser at de første fem årene er det predikerte misligholdet ganske sterkt stigende i lånets alder, for aldre mellom 6 og 11 år er det predikerte misligholdet noe svakere stigende i alder. Når lånets alder har passert 11 år, så er sannsynligheten for mislighold fallende i lånets alder.¹⁷

I motsetning til det vi trodde viste det seg at tapspotensialet også er klart signifikant i modellen for forklaring av misligholdssannsynlighetene i modellene som tar med lånets alder og kommunekjennetegnene som forklaringsfaktorer. Dette gjelder både i modellen som vi bruker til å predikere mislighold i en eller flere perioder, og i modellen som vi bruker til å predikere mislighold i en eller flere perioder.

Mønsteret i resultatene fra den enkle statistiske modellen for forklaring av misligholdet gjentar seg også i den utvidede modellen. Dette viser vi en tabell som tilsvarende tabell 6.1. For å få mest mulig tydelige effekter har vi i tabellen valgt å vise hvordan de estimerte misligholdssannsynlighetene for den kombinasjonen av kommunekjennetegn som gir de høyeste sannsynlighetene for at et lån har stått misligholdt i minst en termin, samvarierer med størrelsen på det forventede tapspotensialet.

Alderen på de lånene som vi i tabell 6.2 bruker til å vise samvariasjonen mellom tapspotensiale og misligholdssannsynligheter, er satt til fem år.

¹⁷ Vi estimerte også en statistisk modell hvor vi lot lånets alder inngå som forklaringsvariabel direkte. I denne modellen fant vi at misligholdet er stigende med lånets alder. For de eldste lånene blir dette direkte feil.

Tabell 6.2

Estimert mislighold i den utvidede statistiske modellen, for noen utvalgte verdier på det forventede tapspotensialet

Fordelingen til tapspotensialet	Tapspotensiale i kroner	Estimert sannsynlighet for at lånet skal være misligholdt i minst en termin	Estimert sannsynlighet for at lånet skal være misligholdt i minst to terminer
95%-fraktilen	137.400	21,1%	11,2%
75%-fraktilen	43.100	17,6%	9,1%
Gjennomsnittet	36.400	17,3%	9,0%
Medianen	15.700	16,6%	8,6%
25%-fraktilen	3.100	16,2%	8,4%
5%-fraktilen	30	16,1%	8,3%

I det ekstremtilfellet mhp. misligholdssannsynligheter som tabellen viser, får vi ganske høye prediksjoner for alle verdiene på tapspotensialet. Likevel ser vi at selv om tapspotensialet gir klart signifikante bidrag til forklaring av variasjonen i misligholdet, varierer ikke de predikerte misligholdssannsynlighetene så mye når vi endrer det forventede tapspotensialet relativt kraftig. Den predikerte misligholdssannsynligheten ved et forventet tapspotensiale på 30 kroner ligger i begge modellvariantene om lag 25% lavere enn ved et forventet tapspotensiale på 137.400 kroner.

Hvis vi kombinerer de ugunstige verdien på kommunekjennetegnene med de høyeste tapspotensialene i utvalget, finner vi at det bare er to observasjoner som har en predikert misligholdssannsynlighet på mer enn 0,5.

Oppsummeringsmessig kan vi si at hvis de statistiske modellene våre er velspesifiserte, så påvirkes sannsynligheten for at et lån skal misligholdes signifikant av hvor stort det forventede tapspotensialet i den finansierte boligen er. Vi synes imidlertid at gjennomgangen av resultatene tyder på at virkningen er meget svak. I en standard regresjonsmodell kunne vi ha undersøkt dette ved å se på størrelsen R^2 (som jo er et mål på hvor stor del av variasjonen i venstresidevariablen som forklares av modellen). For logitmodeller av den typen vi har brukt finnes det ingen 'kvalitetsmål' som har en slik intuitiv og grei tolkning som R^2 .

For å få en viss peiling på kvaliteten på de statistiske modellene, skal vi regne ut en størrelse som kalles McFaddens kvasi- R^2 . Dette gjør vi for de modellene vi har diskutert foran og for en modell som ikke har med det forventede tapspotensialet som forklaringsvariabel. For en nærmere drøfting av egenskapene til McFaddens kvasi- R^2 og for noen alternative 'kvalitetsmål' kan en se f.eks. Amemiya (1981).

Tabell 6.3

McFaddens kvasi-R² for noen statistiske modeller

Fordelingen til tapspotensialet	McFaddens kvasi-R ² for modeller for å forklare mislighold i en eller fler terminer	McFaddens kvasi-R ² for modeller for å forklare mislighold i to eller fler terminer
Den enkle modellen	0,1%	0,09%
Den utvidede modellen	1,1%	1,9%
En modell uten tapspotensiale	0,9%	1,7%

Selv om det ikke er mulig å gi noen intuitiv grei tolkning av McFaddens kvasi-R², synes vi både at de resultatene vi viser i tabell 6.3 er svært lave¹⁸, og at forskjellen mellom de utvidede modellene som inkluderer det forventede tapspotensialet og modellene uten tapspotensiale er meget små. Vi synes at forskjellene er så små at det er vanskelig å konkludere med at Husbankens låntakere viser en rasjonell misligholdsadferd, selv om koeffisientene for forventet tapspotensiale i modellene er klart signifikante.

Nå var vårt utgangspunkt heller ikke å vise at Husbankens låntakere viser en rasjonell misligholdsadferd, tvert imot var vår hypotese at de ikke gjorde det. Resultatene fra estimeringene av statistiske modeller for misligholdssannsynligheter kan definitivt ikke sies å være noen entydig støtte til denne hypotesen. Et redelig forhold til resultatene fra de statistiske analysene fører oss vel heller til den konklusjonen at vi fremdeles ikke vet om Husbankens låntakere viser det vi kaller en rasjonell misligholdsadferd. Ja - vi vil si det så sterkt som at vi er mer usikre på dette spørsmålet enn da vi begynte den statistiske analysen!

¹⁸ De er svært lave sett i lys av McFaddens R² varierer mellom 0 og 100, da må tall på mellom 1 og 2 kunne kalles lave.

7. Oppsummering

Denne rapportens hensikt har vært todelt. For det første skal den fungere som en dokumentasjon av en kvantitativ beregningsmodell for predikering av tap i Husbankens utlånsportefølje som er blitt utviklet ved BYGGFORSK i samarbeid med en arbeidsgruppe i Husbanken.

Den andre hensikten med rapporten er å bidra til forståelsen av mekanismene som kan generere tap på utlån til boligformål.

Relativt stor vekt er blitt lagt på å vise hvordan en kan trekke ut informasjon om forventede markedspriser på boliger ut fra et begrenset sett med informasjon om boligene. Den informasjonen vi har brukt i prisprediksjonene er den som Husbanken kan observere uten for store kostnader.

Både det at det er en viss spredning i hvilken pris en gitt bolig vil oppnå i markedet på et gitt tidspunkt på grunn av rene tilfeldigheter, og det forhold at vi har basert våre prediksjoner på et begrenset sett med informasjon, taler for å betrakte prisprediksjonene som en fordeling heller enn en punktforventning. De forutsetningene vi har bearbeidet prisdatabene våre under, impliserer at prisprediksjonenes fordeling er lognormal.

Det at prisprediksjonene er lognormalt fordelte, førte til at vi i tapsmodellen ble nødt til å utvikle numeriske metoder for å beskrive sannsynlighetene for at verdien av boligene som pant skal være lavere enn den gjelden som er knyttet til boligen.

Rapporten offentliggjør ikke konkrete tapsanslag for Husbankens låneportefølje. Vi har i stedet illustrert hvilke faktorer som påvirker tap og tapsanslag gjennom å beregne tapsanslag i en konstruert låneportefølje. Hovedkonklusjonen fra disse beregningene indikerer klart at utlån til boligformål ikke er noen særlig risikabel aktivitet i perioder med et stigende nominelt prisnivå på boliger.

I internasjonal litteratur om tap på utlån til boligformål fokuseres det på at husholdningene kan la være å betale et lån når verdien av boligpantet faller under den gjelden de har på boligen. Vi har argumentert for at under norske forhold med lav mobilitet og sterk knytning til boligen, og et lovverk hvor utlåner kan drive inn sine fordringer mot alle formuesobjekt (inkludert framtidige inntekter) som husholdningen eier, vil en slik rasjonell misligholdsadferd være mye mindre utbredt. Statistiske analyser av misligholdet i et utvalg på vel 12.000 husbanklån verken bekrefter eller avkrefter denne hypotesen.

Litteratur

- Amemiya T. (1981), 'Quality Response Models: A Survey', *Journal of Economic Literature* 19,1981.
- Andreassen, Harald Magnus (1992), Gjeldskrise eller forskningskrise? En kommentar til debatten om gjeldskrise og betalingsproblemer, *Tidsskrift for samfunnsforskning* årgang 33, ss 159-177, Oslo 1992
- Barlindhaug, Rolf (1992), *Fordelingsvirkninger av bolig- og skattepolitikken i 80-årene*, Prosjektrapport 114 Norges byggforskningsinstitutt, Oslo 1992
- Cunningham, D. E. og Hendershot P. H. (1984), 'Pricing FHA Mortgage Default Insurance' *Housing Research Review* Vol 3 No 4 ss 373-392 1984
- Giliberto, S. M. og Houston, A. L. (1989) 'Relocation Opportunities and Mortgage default' *AREUEA Journal*, Vol.17 No 1 1989, ss 55-69
- Goldberger, A. (1968), The interpretation and estimation of Cobb-Douglas Functions *Econometrica*, Vol. 35 No 3-4 1968 ss 464-472
- Gulbrandsen, Lars (1991), *Fra forbruksfest til gjeldskrise?* INAS-rapport 1991:9, Oslo:INAS 1991
- Hendershott, Patric H. og Turner, Bengt (1993), *The Roles of Nominal House Prices and Lender Resource in Mortgage Default: Constraining the American and Swedish Experiences*, 30. august 1993
- Lunde, Tormod og Poppe, Christian (1991), *Ny-fattigdom i velferdsstaten* SIFO-rapport nr. 3-91, Oslo:SIFO 1991
- Maddala, G. S. (1983), *Limitdependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press 1983
- Nordvik, Viggo (1993), *Boligpriser og forventningsdannelse*, Prosjektrapport 121, Norges byggforskningsinstitutt, Oslo 1993
- Quercia R. og Stegman M.A. (1991), Residential Mortgage Default: A Review of the literature, *Journal of Housing Research* No 2 Vol 3 1991 ss 341-379
- Quigley J. M. og Van Order R. (1991), Default on mortgage obligations and capital requirements for US savings institutions, *Journal of Public Economics* 44 1991 ss 353-369

Rosen, S. (1974), Hedonic Prices and Implicit Markets: 'Product Differentiation in Pure Competition', *Journal of Political Economy* vol 82 ss 34-55 1974

Wass, Kurt Åge (1992), 'Prisindekser for boligmarkedet' *Økonomiske analyser*, Nr. 8 1992 ss 14-20

Aarskog, Einar M. (1993) *Tapsstatistikk 1992 – Husbanken*, Oslo 1993

Ås, Dagfinn (1993), Om hus, boliger og hjem, *Tidsskrift for samfunnsforskning* årgang 34, ss 383-399 1993

Vedlegg 1

The SAS System 135
07:16 Thursday, October 14, 1993

The LOGISTIC Procedure

Data Set: RISK.MISLIG
Response Variable: MA
Response Levels: 2
Number of Observations: 80
Weight Variable: NVKT
Sum of Weights: 225267
Link Function: Logit

Response Profile

Ordered Value	MA	Count	Total Weight
1	0	40	213778.00
2	1	40	11489.00

The SAS System 136

The LOGISTIC Procedure

Criteria for Assessing Model Fit

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	90763.953	88406.763	.
SC	90766.335	88435.347	.
-2 LOG L Score	90761.953	88382.763	2379.190 with 11 DF (p=0.0001) 2236.817 with 11 DF (p=0.0001)

The SAS System 140
07:16 Thursday, October 14, 1993

The LOGISTIC Procedure

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > Chi-Square	Standardized Estimate	Odds Ratio
INTERCPT	1	3.0367	0.0227	17857.9196	0.0001	.	20.837
ALD1	1	1.1626	0.0780	222.2940	0.0001	8.004958	3.198
ALD2	1	-0.4544	0.0407	124.3854	0.0001	-3.159010	0.635
ALD3	1	-0.6499	0.0375	300.3423	0.0001	-4.628307	0.522
ALD4	1	-0.6122	0.0452	183.6091	0.0001	-3.502357	0.542
ALD5	1	-0.6721	0.0419	256.7985	0.0001	-4.095216	0.511
ALD6	1	-0.5565	0.0263	448.0457	0.0001	-6.970411	0.573
ALD8	1	0.4168	0.0332	158.0350	0.0001	5.181336	1.517
BOK	1	-0.0277	0.0301	0.8437	0.3583	-0.265201	0.973
BEK	1	0.3257	0.0268	147.7563	0.0001	3.964058	1.385
TK	1	0.2083	0.0303	47.3712	0.0001	2.127922	1.232
HAK	1	-0.1182	0.0370	10.2259	0.0014	-0.893913	0.889

Hvor BEK, BOK, TK og HAK er dummy-variable for avdelingskontor, og ald-variablene er dummyvariabler for lånets alder.

Endelig estimering av hedonisk sammenheng for boliger i blokk

Model: MODEL1

Dependent Variable: LNPR log pris

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	29	875.12300	30.17666	228.918	0.0001
Error	6678	880.31507	0.13182		
C Total	6707	1755.43807			
Root MSE	0.36307	R-square	0.4985		
Dep Mean	13.09552	Adj R-sq	0.4963		
C.V.	2.77251				

The SAS System

7

07:50 Wednesday, September 15,

1993

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob > T
INTERCEP	1	10.272931	0.05161851	199.016	0.0001
GEO1	1	-0.178234	0.05524849	-3.226	0.0013
GEO2	1	-0.214826	0.02291873	-9.373	0.0001
GEO3	1	-0.153245	0.01512640	-10.131	0.0001
GEO4	1	-0.246413	0.02589721	-9.515	0.0001
GEO5	1	-0.062310	0.05983851	-1.041	0.2978
GEO7	1	-0.253478	0.03629249	-6.984	0.0001
BAAR1	1	-0.409415	0.01696526	-24.133	0.0001
BAAR2	1	-0.387017	0.01218274	-31.768	0.0001
BAAR3	1	-0.443110	0.01770533	-25.027	0.0001
BAAR4	1	-0.394713	0.01813559	-21.765	0.0001
BAAR5	1	-0.300234	0.01425167	-21.067	0.0001
BKS1	1	-0.235115	0.15451543	-1.522	0.1282
BKS2	1	0.016664	0.05393964	0.309	0.7574
BKS3	1	-0.089173	0.02205567	-4.043	0.0001
KKL1	1	0.080031	0.09404599	0.851	0.3948
KKL2	1	0.102454	0.09005374	1.138	0.2553
KKL3	1	0.029120	0.04756778	0.612	0.5404
KKL4	1	0.090731	0.06213074	1.460	0.1442
KKL5	1	0.093075	0.03148965	2.956	0.0031
KKL6	1	-0.125148	0.04452061	-2.811	0.0050
LNARE	1	0.735981	0.01114448	66.040	0.0001
PER2	1	-0.059502	0.02116845	-2.811	0.0050
PER3	1	-0.073306	0.02138945	-3.427	0.0006
PER4	1	-0.065425	0.02066692	-3.166	0.0016
PER5	1	-0.108567	0.02086792	-5.203	0.0001
PER6	1	-0.119916	0.02044829	-5.864	0.0001
PER7	1	-0.132145	0.01995329	-6.623	0.0001
PER8	1	-0.188975	0.01941358	-9.734	0.0001
PER9	1	-0.223759	0.02156907	-10.374	0.0001

The SAS System

9

07:50 Wednesday, September 15,

1993

Variable DF Variable Label

INTERCEP	1	Intercept
GEO1	1	Nord-Norge inkl nortrø
GEO2	1	søtrø og M&R
GEO3	1	S&F, Horda, Roga
GEO4	1	VA AA Telem Vestf.
GEO5	1	Hedmark&Oppland
GEO7	1	Buskerud og Østfold
BAAR1	1	byggeår før 1900
BAAR2	1	byggeår 1900-1944
BAAR3	1	byggeår 1945-1959
BAAR4	1	byggeår 1960-1969
BAAR5	1	byggeår 1970-1982
BKS1	1	0-30% av befolkning i tettbygd
BKS2	1	30-60% av befolkning i tettbygd
BKS3	1	60-90% av befolkning i tettbygd
KKL1	1	Primaernaerksom
KKL2	1	Landbr og Industri
KKL3	1	Industri
KKL4	1	usentral tjeneste og industri
KKL5	1	sentral tjeneste og industri
KKL6	1	usentral tjeneste
LNARE	1	log-areal
PER2	1	
PER3	1	
PER4	1	
PER5	1	
PER6	1	
PER7	1	
PER8	1	
PER9	1	

Endelig beregning av en hedonisk sammenheng for småhus

Model: MODEL1

Dependent Variable: LNPR log pris

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	29	3288.80687	113.40713	674.227	0.0001
Error	23155	3894.74515	0.16820		
C Total	23184	7183.55202			

Root MSE	0.41013	R-square	0.4578
Dep. Mean	13.18426	Adj R-sq	0.4571
C.V.	3.11072		

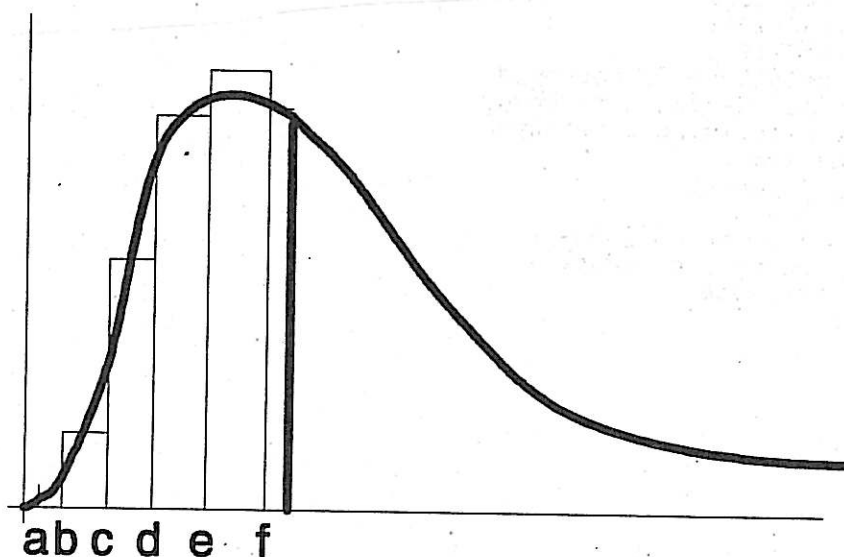
Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob > T
INTERCEP	1	10.810104	0.03316304	325.968	0.0001
GEO1	1	-0.254507	0.01420056	-17.922	0.0001
GEO2	1	-0.264651	0.01128301	-23.456	0.0001
GEO3	1	-0.226661	0.00835637	-27.124	0.0001
GEO4	1	-0.226793	0.01027602	-22.070	0.0001
GEO5	1	-0.209575	0.01246262	-16.816	0.0001
GEO7	1	-0.222052	0.01242744	-17.868	0.0001
BAAR1	1	-0.408097	0.01559451	-26.169	0.0001
BAAR2	1	-0.379615	0.00837243	-45.341	0.0001
BAAR3	1	-0.355218	0.00839937	-42.291	0.0001
BAAR4	1	-0.187470	0.00910238	-20.596	0.0001
BAAR5	1	-0.087795	0.00768804	-11.420	0.0001
BKS1	1	-0.343597	0.01586509	-21.657	0.0001
BKS2	1	-0.276272	0.01110269	-24.883	0.0001
BKS3	1	-0.162776	0.00803885	-20.249	0.0001
KKL1	1	-0.179275	0.01704204	-10.520	0.0001
KKL2	1	-0.063894	0.01827117	-3.497	0.0005
KKL3	1	-0.080086	0.01293168	-6.193	0.0001
KKL4	1	-0.082329	0.01483483	-5.550	0.0001
KKL5	1	-0.054029	0.01010953	-5.344	0.0001
KKL6	1	-0.010104	0.01495201	-0.676	0.4992
LNARE	1	0.589074	0.00622387	94.648	0.0001
PER2	1	0.016248	0.01425594	1.140	0.2544
PER3	1	0.005730	0.01413339	0.405	0.6852
PER4	1	0.001508	0.01500687	0.100	0.9200
PER5	1	-0.026848	0.01329240	-2.020	0.0434
PER6	1	-0.016909	0.01285044	-1.316	0.1882
PER7	1	-0.018763	0.01247000	-1.505	0.1324
PER8	1	-0.066002	0.01245592	-5.299	0.0001
PER9	1	-0.108694	0.01332474	-8.157	0.0001

Variable	DF	Variable Label
INTERCEP	1	Intercept
GEO1	1	Nord-Norge inkl nortrø
GEO2	1	sørtrø og M&R
GEO3	1	S&F, Horda, Roga
GEO4	1	VA AA Telem Vestf
GEO5	1	Hedmark&Oppland
GEO7	1	Buskerud og Østfold

BAAR1	1	byggeår før 1900
BAAR2	1	byggeår 1900-1944
BAAR3	1	byggeår 1945-1959
BAAR4	1	byggeår 1960-1969
BAAR5	1	byggeår 1970-1982
BKS1	1	0-30% av befolkning i tettbygd
BKS2	1	30-60% av befolkning i tettbygd
BKS3	1	60-90% av befolkning i tettbygd
KKL1	1	Primaernaerom
KKL2	1	Landbr og Industri
KKL3	1	Industri
KKL4	1	usentral tjeneste og industri
KKL5	1	sentral tjeneste og industri
KKL6	1	usentral tjeneste
LNARE	1	log-areal
PER2	1	
PER3	1	
PER4	1	
PER5	1	
PER6	1	
PER7	1	
PER8	1	
PER9	1	

Vedlegg 2



Den fete vertikale linjen i figuren representerer restgjelden, de tynne linjene er hjelpelinjer som vi bruker i beregningene. Arealet under tetthetsfunksjonen til venstre for den fete linjen er et eksakt mål på sannsynligheten for at markedsverdien skal være mindre enn restgjelden. I beregningene tilnærmer vi denne med summen av de rektanglene som er indikert med de tynne linjene i figuren. Som vi ser vil tilnærmingen være bedre jo flere slike rektangler vi legger inn i figuren.

Forventet pris gitt at den er lavere enn restgjelden beregner vi ved å ta midtpunktet langs X-aksen i hvert av rektanglene og multiplisere dette med størrelsen på arealet. Dette gjør vi for hver enkelt av rektanglene til venstre for den fete linjen og summerer disse produktene. Deretter dividerer vi denne summen med den beregnede sannsynligheten for at markedsverdien skal være mindre enn restgjelden.

Vedlegg 3

I modellene 1, 3 og 4 regner vi et lån som misligholdt hvis minst én termin har stått ubetalt i tre måneder eller mer.

Modell 1

The SAS System

129
09:22 Tuesday, February 22, 1994

The LOGISTIC Procedure

Data Set: RISK2.MISLI
Response Variable: MIS2 hvis ubetalte term
Response Levels: 2
Number of Observations: 12408
Link Function: Logit

Response Profile

Ordered Value	MIS2	Count
1	0	10874
2	1	1534

WARNING: 36 observation(s) were deleted due to missing values for the response or explanatory variables.

The SAS System

130
09:22 Tuesday, February 22, 1994

The LOGISTIC Procedure

Criteria for Assessing Model Fit

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	9285.554	9278.142	.
SC	9292.980	9292.994	.
-2 LOG L	9283.554	9274.142	9.412 with 1 DF (p=0.0022)
Score	.	.	10.175 with 1 DF (p=0.0014)

The LOGISTIC Procedure

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > Chi-Square	Standardized Estimate	Odds Ratio
INTERCPT	1	2.0080	0.0318	3985.6091	0.0001	.	7.448
M2TP	1	-1.3E-6	4.079E-7	10.0910	0.0015	-0.042801	1.000

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Concordant = 39.6%	Somers' D = 0.034
Discordant = 36.2%	Gamma = 0.045
Tied = 24.2%	Tau-a = 0.007
(16680716 pairs)	c = 0.517

The SAS System

132
09:22 Tuesday, February 22, 1994

Modell 2

The LOGISTIC Procedure

Data Set: RISK2.MISLI
Response Variable: MIS2B misligh 2 term eller mer
Response Levels: 2
Number of Observations: 12408
Link Function: Logit

Response Profile

Ordered Value	MIS2B	Count
1	0	11696
2	1	712

WARNING: 36 observation(s) were deleted due to missing values for the response or explanatory variables.

The SAS System 133
09:22 Tuesday, February 22, 1994

The LOGISTIC Procedure

Criteria for Assessing Model Fit

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	5454.158	5451.270	.
SC	5461.584	5466.122	.
-2 LOG L Score	5452.158	5447.270	4.888 with 1 DF (p=0.0270) 5.378 with 1 DF (p=0.0204)

The SAS System 134
09:22 Tuesday, February 22, 1994

The LOGISTIC Procedure

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > Chi-Square	Standardized Estimate	Odds Ratio
INTERCPT	1	2.8490	0.0449	4018.3307	0.0001	.	17.271
M2TP	1	-1.3E-6	5.612E-7	5.3539	0.0207	-0.042886	1.000

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Concordant = 32.7%	Somers' D = 0.010
Discordant = 31.7%	Gamma = 0.015
Tied = 35.6%	Tau-a = 0.001
(8327552 pairs)	c = 0.505

The SAS System 138
09:22 Tuesday, February 22, 1994

The LOGISTIC Procedure

Data Set: RISK2.MISLI
Response Variable: MIS2 hvis ubetalte term
Response Levels: 2
Number of Observations: 12408
Link Function: Logit

Response Profile

Ordered Value	MIS2	Count
1	0	10874
2	1	1534

WARNING: 36 observation(s) were deleted due to missing values for the response or explanatory variables.

The SAS System 139
09:22 Tuesday, February 22, 1994

The LOGISTIC Procedure

Criteria for Assessing Model Fit

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	9285.554	9220.162	.
SC	9292.980	9368.684	.
-2 LOG L Score	9283.554	9180.162	103.392 with 19 DF (p=0.0001) 101.675 with 19 DF (p=0.0001)

The SAS System 140
09:22 Tuesday, February 22, 1994

The LOGISTIC Procedure

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > Chi-Square	Standardized Estimate	Odds Ratio
INTERCPT	1	2.3667	0.1709	191.8082	0.0001	.	10.662
M2TP	1	-2.42E-6	4.799E-7	25.3420	0.0001	-0.079791	1.000
ALAN	1	-0.0726	0.0316	5.2703	0.0217	-0.071974	0.930
BLAN	1	-0.0658	0.0157	17.6132	0.0001	-0.146454	0.936
CLAN	1	0.0163	0.0176	0.8653	0.3523	0.023327	1.016
BKS1	1	-0.1092	0.1350	0.6538	0.4188	-0.021548	0.897
BKS2	1	-0.0648	0.1122	0.3332	0.5638	-0.016346	0.937
BKS3	1	-0.00317	0.0977	0.0011	0.9741	-0.000856	0.997
KKL1	1	0.1751	0.1314	1.7760	0.1826	0.030914	1.191
KKL2	1	0.4633	0.1489	9.6819	0.0019	0.072192	1.589
KKL3	1	0.2704	0.1191	5.1571	0.0232	0.046987	1.310
KKL4	1	0.1285	0.1244	1.0677	0.3015	0.021548	1.137
KKL5	1	0.000169	0.0982	0.0000	0.9986	0.000041689	1.000
KKL6	1	0.1408	0.1321	1.1357	0.2866	0.023659	1.151
GEO1	1	-0.0218	0.1448	0.0226	0.8806	-0.004733	0.978
GEO2	1	0.0228	0.1354	0.0284	0.8663	0.004765	1.023
GEO3	1	0.2241	0.1334	2.8238	0.0929	0.049879	1.251
GEO4	1	-0.0535	0.1324	0.1635	0.6860	-0.011073	0.948
GEO5	1	-0.1139	0.1417	0.6461	0.4215	-0.019119	0.892
GEO7	1	-0.2446	0.1436	2.8997	0.0886	-0.039708	0.783

The LOGISTIC Procedure

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Concordant = 56.5%	Somers' D = 0.151
Discordant = 41.4%	Gamma = 0.155
Tied = 2.1%	Tau-a = 0.033
(16680716 pairs)	c = 0.576

The LOGISTIC Procedure

Data Set: RISK2.MISLI
Response Variable: MIS2 hvis ubetalte term
Response Levels: 2
Number of Observations: 12408
Link Function: Logit

Response Profile

Ordered Value	MIS2	Count
1	0	10874
2	1	1534

WARNING: 36 observation(s) were deleted due to missing values for the response or explanatory variables.

The LOGISTIC Procedure

Criteria for Assessing Model Fit

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	9285.554	9241.019	.
SC	9292.980	9382.115	.
-2 LOG L Score	9283.554	9203.019	80.535 with 18 DF (p=0.0001) 77.027 with 18 DF (p=0.0001)

The LOGISTIC Procedure

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > Chi-Square	Standardized Estimate	Odds Ratio
INTERCPT	1	2.1761	0.1654	173.1780	0.0001	.	8.812
ALAN	1	-0.0463	0.0310	2.2367	0.1348	-0.045928	0.955
BLAN	1	-0.0352	0.0143	6.1040	0.0135	-0.078441	0.965
CLAN	1	0.0422	0.0167	6.3976	0.0114	0.060250	1.043
BKS1	1	-0.1758	0.1343	1.7141	0.1905	-0.034699	0.839
BKS2	1	-0.1238	0.1116	1.2316	0.2671	-0.031243	0.884
BKS3	1	-0.0431	0.0973	0.1964	0.6576	-0.011647	0.958
KKL1	1	0.1297	0.1309	0.9821	0.3217	0.022912	1.139
KKL2	1	0.4517	0.1488	9.2187	0.0024	0.070378	1.571
KKL3	1	0.2585	0.1190	4.7224	0.0298	0.044926	1.295
KKL4	1	0.1152	0.1242	0.8603	0.3537	0.019315	1.122
KKL5	1	-0.00908	0.0980	0.0086	0.9262	-0.002239	0.991
KKL6	1	0.1307	0.1318	0.9832	0.3214	0.021956	1.140
GEO1	1	-0.0617	0.1443	0.1828	0.6690	-0.013419	0.940
GEO2	1	-0.0200	0.1351	0.0219	0.8825	-0.004172	0.980
GEO3	1	0.1929	0.1330	2.1037	0.1469	0.042937	1.213
GEO4	1	-0.0859	0.1321	0.4234	0.5153	-0.017773	0.918
GEO5	1	-0.1357	0.1415	0.9202	0.3374	-0.022779	0.873
GEO7	1	-0.2786	0.1433	3.7804	0.0519	-0.045227	0.757

The LOGISTIC Procedure

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Concordant = 55.6% Somers' D = 0.135
Discordant = 42.1% Gamma = 0.138
Tied = 2.4% Tau-a = 0.029
(16680716 pairs) c = 0.567

The LOGISTIC Procedure

Data Set: RISK2.MISLI

Response Variable: MIS2B misligh 2 term eller mer
 Response Levels: 2
 Number of Observations: 12408
 Link Function: Logit

Response Profile

Ordered Value	MIS2B	Count
1	0	11696
2	1	712

WARNING: 36 observation(s) were deleted due to missing values for the response or explanatory variables.

The SAS System 149
 09:22 Tuesday, February 22, 1994

The LOGISTIC Procedure

Criteria for Assessing Model Fit

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	5454.158	5388.003	.
SC	5461.584	5536.525	.
-2 LOG L Score	5452.158	5348.003	104.155 with 19 DF (p=0.0001) 103.015 with 19 DF (p=0.0001)

The SAS System 150
 09:22 Tuesday, February 22, 1994

The LOGISTIC Procedure

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > Chi-Square	Standardized Estimate	Odds Ratio
INTERCPT	1	3.5531	0.2445	211.1836	0.0001	.	34.921
M2TP	1	-2.44E-6	6.52E-7	14.0099	0.0002	-0.080600	1.000
ALAN	1	-0.1897	0.0444	18.2870	0.0001	-0.187958	0.827
BLAN	1	-0.1061	0.0225	22.3085	0.0001	-0.236323	0.899
CLAN	1	0.000054	0.0269	0.0000	0.9984	0.000077518	1.000
BKS1	1	0.1620	0.1928	0.7061	0.4007	0.031978	1.176
BKS2	1	-0.1218	0.1531	0.6336	0.4260	-0.030739	0.885
BKS3	1	0.1697	0.1352	1.5769	0.2092	0.045862	1.185
KKL1	1	0.2407	0.1856	1.6810	0.1948	0.042498	1.272
KKL2	1	0.5306	0.2170	5.9796	0.0145	0.082682	1.700
KKL3	1	0.2293	0.1661	1.9054	0.1675	0.039854	1.258
KKL4	1	0.0704	0.1755	0.1610	0.6882	0.011806	1.073
KKL5	1	-0.0618	0.1354	0.2086	0.6479	-0.015252	0.940
KKL6	1	0.0444	0.1905	0.0544	0.8156	0.007467	1.045
GEO1	1	0.1525	0.2082	0.5368	0.4637	0.033184	1.165
GEO2	1	0.1722	0.1956	0.7757	0.3784	0.035984	1.188
GEO3	1	0.0522	0.1872	0.0776	0.7806	0.011608	1.054
GEO4	1	-0.1727	0.1857	0.8646	0.3525	-0.035715	0.841
GEO5	1	-0.3875	0.1945	3.9685	0.0464	-0.065045	0.679
GEO7	1	-0.3635	0.1982	3.3626	0.0667	-0.059007	0.695

The SAS System 152
 09:22 Tuesday, February 22, 1994

The LOGISTIC Procedure

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Concordant = 59.4% Somers' D = 0.216
 Discordant = 37.8% Gamma = 0.223
 Tied = 2.7% Tau-a = 0.023
 (8327552 pairs) c = 0.608

The SAS System 153
 09:22 Tuesday, February 22, 1994

Modell 6

The LOGISTIC Procedure

Data Set: RISK2.MISLI
 Response Variable: MIS2B misligh 2 term eller mer
 Response Levels: 2
 Number of Observations: 12408
 Link Function: Logit

Response Profile

Ordered Value	MIS2B	Count
1	0	11696
2	1	712

WARNING: 36 observation(s) were deleted due to missing values for the response or explanatory variables.

The SAS System 154
 09:22 Tuesday, February 22, 1994

The LOGISTIC Procedure

Criteria for Assessing Model Fit

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	5454.158	5398.175	.
SC	5461.584	5539.270	.
-2 LOG L Score	5452.158	5360.175	91.983 with 18 DF (p=0.0001) 89.646 with 18 DF (p=0.0001)

The SAS System 155
 09:22 Tuesday, February 22, 1994

The LOGISTIC Procedure

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > Chi-Square	Standardized Estimate	Odds Ratio
INTERCPT	1	3.3588	0.2369	201.0269	0.0001	.	28.753
ALAN	1	-0.1623	0.0434	13.9784	0.0002	-0.160865	0.850
BLAN	1	-0.0751	0.0206	13.3350	0.0003	-0.167286	0.928
CLAN	1	0.0262	0.0258	1.0317	0.3098	0.037464	1.027
BKS1	1	0.0939	0.1918	0.2395	0.6246	0.018532	1.098
BKS2	1	-0.1833	0.1522	1.4513	0.2283	-0.046256	0.832
BKS3	1	0.1291	0.1347	0.9194	0.3376	0.034890	1.138
KKL1	1	0.1951	0.1851	1.1106	0.2920	0.034450	1.215
KKL2	1	0.5194	0.2169	5.7320	0.0167	0.080922	1.681
KKL3	1	0.2180	0.1661	1.7233	0.1893	0.037890	1.244
KKL4	1	0.0575	0.1753	0.1076	0.7428	0.009643	1.059
KKL5	1	-0.0703	0.1353	0.2704	0.6031	-0.017346	0.932
KKL6	1	0.0397	0.1901	0.0437	0.8345	0.006677	1.041
GEO1	1	0.1115	0.2075	0.2886	0.5911	0.024250	1.118
GEO2	1	0.1264	0.1951	0.4194	0.5172	0.026400	1.135
GEO3	1	0.0184	0.1868	0.0097	0.9217	0.004085	1.019
GEO4	1	-0.2070	0.1853	1.2481	0.2639	-0.042806	0.813
GEO5	1	-0.4089	0.1942	4.4319	0.0353	-0.068643	0.664
GEO7	1	-0.4007	0.1977	4.1061	0.0427	-0.065050	0.670

The SAS System 157
 09:22 Tuesday, February 22, 1994

The LOGISTIC Procedure

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Concordant = 58.8%	Somers' D = 0.206
Discordant = 38.2%	Gamma = 0.212
Tied = 3.0%	Tau-a = 0.022
(8327552 pairs)	c = 0.603

