



Det här verket har digitaliserats vid Göteborgs universitetsbibliotek och är fritt att använda. Alla tryckta texter är OCR-tolkade till maskinläsbar text. Det betyder att du kan söka och kopiera texten från dokumentet. Vissa äldre dokument med dåligt tryck kan vara svåra att OCR-tolka korrekt vilket medför att den OCR-tolkade texten kan innehålla fel och därför bör man visuellt jämföra med verkets bilder för att avgöra vad som är riktigt.

This work has been digitized at Gothenburg University Library and is free to use. All printed texts have been OCR-processed and converted to machine readable text. This means that you can search and copy text from the document. Some early printed books are hard to OCR-process correctly and the text may contain errors, so one should always visually compare it with the images to determine what is correct.



Rapport

R53:1988

Prognosering av efterfrågan på byggmaterial

Metoder och system

Arne Jensen

INSTITUTET FÖR
BYGGDOKUMENTATION

Accnr

Plac

R/pawl

ser

Byggeforskningsrådet

R53:1988

PROGNOSERING AV EFTERFRÅGAN
PÅ BYGGMATERIAL

Metoder och system

Arne Jensen

Denna rapport hänför sig till forskningsanslag 830184-6 från Statens råd för byggnadsforskning till företags-ekonomiska institutionen, Handelshögskolan vid Göteborgs universitet, Göteborg.

REFERAT

Precisa efterfrågeprognoser utgör ett viktigt planeringsunderlag för producenter och distributörer av byggmaterial. Det gäller speciellt i samband med planering av investeringar, marknad, produktion, distribution och lager samt budgetering.

Ett kausalt system för efterfrågeprognosering har utvecklats och testats under ett och ett halvt år. Systemet kan användas varje kvartal för prognosering av efterfrågan per kvartal, sex kvartal framåt i tiden. Samtliga under testperioden beräknade prognoser har följts upp och systemet har utvärderats.

Resultatet visar att prognosprecisionen kan betraktas som tillfredsställande. Den kausala prognosmetoden har dessutom andra fördelar. En är att efterfrågeprognoser kan beräknas för marknadssegment, trots att efterfrågeregistrering inte görs på segmentnivå. En annan fördel är att den kausala metoden ger god förståelse för marknadens sätt att fungera.

I Bygghälsningsrådets rapportserie redovisar forskaren sitt anslagsprojekt. Publiceringen innebär inte att rådet tagit ställning till åsikter, slutsatser och resultat.

Denna skrift är tryckt på miljövänligt, oblekt papper.

R53:1988

ISBN 91-540-4875-3

Statens råd för byggnadsforskning, Stockholm

Svenskt Tryck Stockholm 1988

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

FÖRORD	I
SAMMANFATTNING	II
1 STUDIENS BAKGRUND OCH SYFTE	1
1.1 Prognosbehov	1
1.2 Segmenteringsmodeller	2
1.3 Prognosbegrepp och terminologi	3
1.4 Syfte	5
2 ANGREPPSSÄTT	7
2.1 Kausalt prognosystem	7
2.2 Modellbyggnad	8
2.3 Val av prognosobjekt	9
2.4 Rapportens fortsatta disposition	10
3 EFTERFRÅGEMARKNADEN FÖR CEMENT	12
3.1 Distributionssystemet	12
3.2 Efterfrågebegreppet	14
3.3 Cementefterfrågans utveckling	15
3.4 Marknadssegmentering	17
3.5 Systemutvecklingsstrategi	20
4 CENTRAL PROGNOSEMODELL FÖR HUVUDMARKNADEN	21
4.1 Val av oberoende variabler	21
4.2 Prognosmodell	24
4.3 Skattningsstrategi	26
4.4 Variabelreduktion med hjälp av binomialfördelade lag-variabler	27
4.5 Variabelreduktion med hjälp av ersättningsvariabler	31

4.6	Definitiv specificering av Y_{1t}	33
4.6.1	Byggstimulerande åtgärder	33
4.6.2	Spekulationseffekter	35
4.6.3	Säsongeffekter	36
4.6.4	Den definitiva modellen	38
5	SKATTNING AV KOEFFICIENTER FÖR ERSÄTTNINGSVARIABLER	42
5.1	Data och datakorrigeringar	42
5.2	Modellspecificering	43
6	PROGNOSERING AV OBEROENDE VARIABLER	47
6.1	Problemet	47
6.2	Metod	49
6.3	Modellbyggnadsprinciper	50
6.4	Modeller för prognosering av antalet sysselsatta byggnadsarbetare	52
6.4.1	Industri	53
6.4.1.1	Traditionell MARMA-modell	53
6.4.1.2	MARMA-modell med binomialfördelad lag-struktur	54
6.4.1.3	Sammanvägda prognoser	56
6.4.2	Kraftverk	57
6.4.3	Handel, förvaltning m m	58
6.4.4	Samfärdsel	59
6.4.5	Gator, vägar, vatten, avlopp m m	59
6.5	Modeller för prognosering av antalet påbörjade lägenheter	60
6.5.1	Flerbostadshus	61
6.5.2	Småhus	62
6.6	Tidsseriemodeller	63
7	PROGNOSSYSTEMET	66
7.1	Prognosberäkningssystemet	66
7.1.1	Prognosberäkning för huvudmarknaden	67
7.1.2	Prognosberäkning för restmarknaden	71
7.1.3	Prognostabell	72
7.2	Skattningssystemet	74

8	UTVÄRDERING	76
8.1	Utvärderingsmetoder	76
8.2	Modellutvärdering	77
8.3	Systemtest	80
8.3.1	Uppläggning och syfte	80
8.3.2	Prognosprecision	80
8.3.2.1	Referenssystem	81
8.3.2.2	Precisionsbegrepp	81
8.3.2.3	Resultat: Prognoser per kvartal	83
8.3.2.4	Resultat: Kumulativa prognoser	85
8.4	Systemtest: Övriga aspekter	86
8.5	Sammanfattning	87
8.6	Fortsatt forskning	88
8.6.1	Andra prognosobjekt	89
8.6.2	Restmarknadsproblemet	89
8.6.3	Angående ledande indikatorer	89
8.6.4	Sammansatta sektorer	90
8.6.5	Tidsberoende vägning	90
8.6.6	Definitiv kontra preliminär statistik	90
BILAGA 1		92
BILAGA 2		97
LITTERATURFÖRTECKNING		102

FÖRORD

Föreliggande forskningsrapport behandlar utveckling av system för efterfrågeprognosering för byggmaterialmarknader. Rapporten riktar sig främst till forskarvärlden och till utredare i företag och organisationer med anknytning till byggsektorn. Rapporten bör emellertid även vara av intresse för utbildningen på universitets- och högskolenivå som kompletterande litteratur i kurser i prognosering, marknadsanalys och planeringsmetodik.

Byggeforskningsrådet har varit projektets huvudfinansiär. Forskningsarbetet har utförts inom företagsekonomiska institutionen vid handelshögskolan vid Göteborgs universitet. Universitetet har bidragit med anslag för databehandling.

Jag har under arbetet med projektet haft ett givande samarbete med branschföreträdare. Direktör Hans Rüter, Cements AB, fäste min uppmärksamhet på att byggmaterialefterfrågan kunde vara ett intressant prognosforskningsområde. Jag har vidare haft ett positivt samarbete med Sven Olsson, Lars Arvidsson och Per Gunnerholm, samtliga vid Cements AB.

I samband med att Byggeforskningsrådet gick in som finansiär bildades en referensgrupp bestående av Sven Dingertz, Industrins byggmaterialgrupp, Per Gunnerholm, Cements AB, och Ulla-Britt Lundvall, Gullfiber AB. Referensgruppen har bl a bidragit med branschkontakter.

Katarina Linderstam har hjälpt mig med den datorbaserade ordbehandlingen.

Jag vill härmed tacka ovan nämnda organisationer och personer för stöd och samarbete i samband med projektets tillkomst och genomförande.

Särö i februari 1988

Arne Jensen

SAMMANFATTNING

Precisa efterfrågeprognoser utgör ett viktigt planeringsunderlag för producenter och distributörer av byggmaterial. Det gäller speciellt i samband med investeringsplanering, marknadsplanering, produktionsplanering, distributionsplanering, lagerplanering och budgetering.

I föreliggande studie utvecklas och utvärderas ett fullständigt, kausalt system för prognosering av efterfrågan på byggmaterial. Studien är en fallstudie av demonstrationskaraktär. Cementefterfrågan har valts som studieobjekt, eftersom cement kan betraktas som ett komplicerat fall från prognossynpunkt. Andra prognosobjekt kan emellertid behandlas med samma metoder, och stora delar av prognosystemet kan användas i intakt form även för andra prognosobjekt. Grundtanken är att om det fungerar för cement, det kanske mest komplicerade fallet, så kommer det även att fungera för andra prognosobjekt.

Systemet är primärt utformat för kort- och medelsiktig prognosering. Det är i första hand avsett att användas för rullande prognosering av efterfrågan per kvartal, sex kvartal framåt i tiden, med god prognosprecision. Resultaten visar emellertid att det även bör kunna användas för prognoshorisonter på ca två år.

Den använda metoden är sådan att systemet klarar att göra efterfrågeprognoser för marknadssegment (= delmarknader), trots att efterfrågan inte är registrerad på segmentnivå. Detta är av betydelse bl a i samband med planeringen av företagets marknadsbearbetning. Dessutom bidrar den använda metoden till att förklara viktiga marknadsmekanismer, vilket är intressant från marknadsföringssynpunkt.

Det utvecklade prognosystemet har testats under sex kvartal i syfte att utvärdera systemets funktion och prognosprecision.

Samtliga under testperioden gjorda prognoser har följts upp och jämförts med verkliga utfall. En omfattande utvärdering av prognosprecisionen har genomförts (kapitel 8). Utvärderingen visar att det utvecklade systemets prognosprecision kan betraktas som mycket tillfredsställande.

1 STUDIENS BAKGRUND OCH SYFTE

1.1 Prognosbehov

Om god totalekonomi skall kunna uppnås i byggproduktionen krävs bl a att byggmaterial kan levereras i rätt tid, i rätt kvantitet och till rimliga kostnader. En förutsättning härför är att leverantörerna av byggmaterial kan förutse, det vill säga prognosera, behovet med acceptabel precision. Efterfrågeprognoser utgör därför ett viktigt planeringsunderlag för producenter och distributörer av byggmaterial. Det gäller speciellt som underlag för investeringsplanering, marknadsplanering, produktionsplanering, distributionsplanering, lagerplanering och budgetering.

Förbättrad prognosering av efterfrågan på kort sikt leder till lägre kostnader för företagen genom lägre säkerhetslager, färre brister i materialförsörjning och tillverkning, minskat behov av omplanering i tillverkning och distribution samt förbättrad personalplanering. På något längre sikt kan förbättrad prognosering bidra till ökad beredskap inför krissituationer genom tidiga varningssignaler och till ökad lönsamhet dels genom säkrare prioritering av nya och unga produkter, dels genom säkrare investeringsplanering.

Det är inte enbart företagen som har behov av bättre prognoser inom byggsektorn. Även myndigheterna behöver bättre prognoser som underlag för t ex allmän ekonomisk planering och sysselsättningsplanering. Intressanta prognosobjekt i detta sammanhang är dels investeringsaktiviteten, dels sysselsättningen bland byggnadsarbetare och inom byggmaterialtillverkande industri.

De sammanlagda årliga kostnaderna för prognosfel inom byggnadssektorn torde uppgå till stora belopp. Även en relativt blygsam

förbättring av prognosstandarden torde kunna leda till väsentliga kostnadsbesparingar.

1.2 Segmenteringsmodeller

Beteendet i samband med inköp och användning av ett givet byggmaterial varierar mellan olika kategorier av köpare. Skillnader föreligger exempelvis dels mellan de beslutsprocesser som föregår köp, dels mellan olika aktörers informationsinhämtning och mottaglighet för information inför inköpsbeslut.

Det innebär att säljande företags marknadsbearbetning, både personlig och opersonlig sådan, medför planeringsproblem. Problemen rör såväl bearbetningsresursernas dimensionering och fördelning över tiden och på olika köparkategorier som bearbetningens innehåll och form.

Marknadssegmentering är ett viktigt begrepp i modern marknadsanalys. Tillämpning av marknadssegmentering förefaller kunna underlätta planeringsproblemen i samband med bl a bearbetning av byggmaterialmarknader. Segmentering innebär att marknaden delas in i internt homogena, men sinsemellan heterogena, delmarknader. Kriterierna för indelning i delmarknader kan variera beroende på dels vilka besluts- och planeringsproblem som föranlett segmenteringen, dels förutsättningarna att åstadkomma en i praktiken fungerande segmentering.

Dagens teori rörande segmentering av producentvarumarknader har påverkats av bl a Cardozo & Wind (1974). En aktuell studie är Shuster & Bodkin (1987). En grundläggande översikt och referenser finns i Kotler (1986).

Framgångsrik segmentering förutsätter tillgång till viktig information om segmenten. Efterfrågans storlek och förändring över tiden per segment är exempel på dylik information. Det-

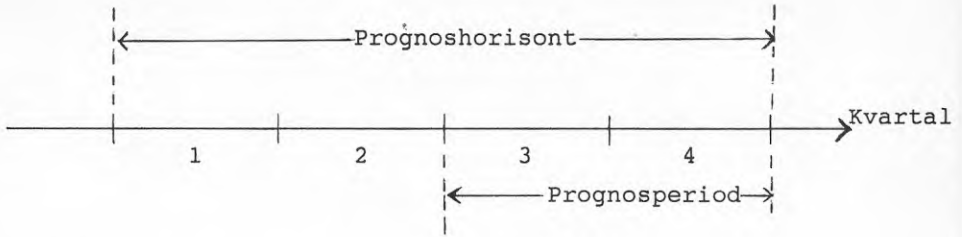
samma gäller allt som kan bidra till att förklara efterfrågeprocessen på segmentnivå. Utveckling av segmenteringsmodeller, som kan ge den önskade informationen, kan därför förväntas bidra till ökad tillämpning av modern marknadssegmentering bland byggmaterialsäljande företag. Ett problem vid prognosering av efterfrågan per segment - ett problem som löses i denna studie - är att efterfrågan normalt inte kan registreras per segment utan enbart totalt.

1.3 Prognosbegrepp och terminologi

För fortsatt användning preciseras redan här ett antal grundläggande prognosbegrepp och termer.

Med *efterfrågeprognos* avses en kvantitativ uppskattning av en framtida efterfrågan under väldefinierade förutsättningar rörande produkt, efterfrågemarknad, tidsperiod och efterfrågepåverkande förutsättningar.

Tidsbegreppen *basperiod*, *prognosperiod* och *prognoshorisont* förklaras med hjälp av figur 1.1.



Figur 1.1 Tidsbegrepp

Begreppet basperiod har främst tillämpning i samband med upprepad prognosering. Den grundläggande dataregistreringen av efterfrågan och övriga variabler är baserad på basperioder som minsta tidsenhet. Kvartalet utgör basperiod i denna studie. Efter varje kvartal produceras ett uppdaterat dataunderlag för nya prognoser. Prognosperioden är det tidsintervall som prognosen avser och prognoshorisonten tidsintervallet mellan prognosberäkningstidpunkten och prognosperiodens slut. I figur 1.1 är kvartalet basperiod, prognosberäkningstidpunkten slutet av kvartal noll, prognosperioden två kvartal och prognoshorisonten fyra kvartal.

Med **prognossystem** avses här en fullständig apparat för upprepad prognosering. Prognossystemet transformerar prognosunderlaget till prognoser. Med **kausalt prognossystem**, slutligen, menas att systemet är uppbyggt av förklarande modeller, vilka i ett eller flera steg transformerar prognosunderlaget i form av efterfrågepåverkande faktorer till prognoser. Kausala prognossystem ger en god dynamisk insikt i den efterfrågegenererande processen.

I samband med konstruktion av dynamiska efterfrågemodeller används ofta tidsförskjutningar mellan en beroende variabel Y_t för period t och en oberoende variabel X . Det kan t ex innebära att Y_t relateras till X_{t-1} , X_{t-2} , X_{t-3} o s v. I engelsk litte-

ratur används termen "lag" för denna tidsförskjutning mellan tidsindex för den beroende variabeln och tidsindex för oberoende variabler (X-variablerna) i en modell. Språkligt bekväm terminologi saknas på svenska. Därför används i denna rapport de engelskpåverkade substantivbildningarna "lag", "lag-variabel", "lag-struktur" etc samt verbformen "lagga".

1.4 Syfte

Det finns ett mycket stort antal olika byggmaterial och många byggmaterialleverantörer. Eftersom dessa företag verkar på samma marknad, är det dock till stor del samma grundläggande faktorer, som påverkar efterfrågan på deras produkter. Deras prognosproblem har därför, trots att produkterna är väsentligt olika, många gemensamma nämnare. Olika byggmaterialföretags prognoser bör därför kunna göras enligt samma metoder och deras prognossystem utformas enligt samma principer.

Det är bl a dessa observationer, som motiverar studiens syfte. Huvudsyftet är att som ett demonstrationsprojekt utveckla och utvärdera ett fullständigt kausalt system för prognosering av efterfrågan på ett viktigt byggmaterial. Systemet skall varje kvartal kunna användas för rullande prognosering av efterfrågan per kvartal, sex kvartal framåt i tiden, med god prognosprecision.

Inom ramen för huvudsyftet finns även två bisyften. Det ena är att systemet skall kunna segmentera totalefterfrågan i olika marknadssegment. Det andra bisyftet är att prognosystemet skall innehålla modeller, som representerar aktivitetsnivån i olika marknadssegment.

Från prognosystemets grundläggande output, prognoser per kvartal sex kvartal framåt i tiden, kan en mängd olika prognoser

bildas för olika kombinationer av prognoshorisonter och prognosperioder genom lämplig summation.

Studien är till sin karaktär metodologisk. Tyngdpunkten ligger på utveckling av metoder för utformning av kausala prognossystem för främst byggmaterialföretag (producenter och distributörer), men även i tillämpliga delar för andra organisationer med anknytning till byggmarknaden. Ambitionen är att

- påvisa en övergripande ansats för utformning av kausala prognossystem för byggmarknaden
- utveckla prognosmodeller med metoder, som kan användas även för andra prognosobjekt än det studerade
- utveckla modeller, som i intakt form även kan användas i samband med prognosering av andra objekt än det studerade
- demonstrera att kausala prognossystem har önskvärda egenskaper

2 ANGREPPSSÄTT

I föreliggande kapitel utvecklas några huvuddrag i studiens övergripande angreppssätt. Avsnitt 2.1 behandlar utformningsprinciperna för det kausala prognossystemet. Avsnitt 2.2 tar upp metoder för modellbyggnad och 2.3 valet av prognosobjekt. I avsnitt 2.4, slutligen, redovisas rapportens fortsatta disposition.

2.1 Kausalt prognossystem

Med begreppet prognossystem avses i denna studie en formaliserad, fullständig apparat för periodiskt upprepad prognosering. Med kausalt prognossystem avses ett kvantitativt system uppbyggt omkring en centralmodell av kausal typ. I centralmodellen uttrycks prognosobjektets efterfrågan Y som en matematisk funktion av ett antal oberoende variabler X_1, X_2, \dots, X_n . Detta kan symboliskt formuleras:

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (2-1)$$

Modellen (2-1) är utformad på ett sådant sätt att de oberoende variablerna kan anses förklara efterfrågan. De kallas i detta sammanhang även för efterfrågepåverkande faktorer.

Om en modell av typen (2-1) skall kunna bli ett tillfredsställande prognosinstrument, krävs bl a

- goda saklogiska skäl för att relatera Y till de oberoende variablerna X , (vilket förutsätter en marknadsanalys)
- god statistisk anpassning mellan modellberäknad efterfrågan och verklig efterfrågan när modellen testas på ett historiskt datamaterial

- att de oberoende variablerna kan predikteras för prognosperioden med acceptabel precision.

Det tredje av dessa krav kan uppfyllas på flera sätt. Störst precision erhålles om de oberoende variablerna är ledande indikatorer på Y , eftersom de då till följd av tidsförskjutningen mellan X_1 och Y redan kan ha observerats vid prognosberäkningstidpunkten. De oberoende variablerna kan i sådana fall predikteras utan fel. Om detta inte är möjligt måste X_1 prognoseras, vilket kan göras med hjälp av ytterligare prognosmodeller. Dessa kan eventuellt vara av samma typ som (2-1), vilket innebär att X_1 kommer att uttryckas som funktioner av nya oberoende variabler. Modeller för prognosering av de oberoende variablerna i (2-1) har i denna studie benämnts hjälpmodeller. Samma term används om ytterligare modellsteg erfordras.

Ett kausalt prognosystem för rutinmässig prognosering består med andra ord av en centralmodell och ett antal hjälpmodeller. Dessutom ingår i systemet dataunderlag och procedurer för prognosberäkning samt dataunderlag och procedurer för skattning av modeller.

2.2 Modellbyggnad

Modellbyggnad kan sägas bestå av specificering och skattning. Modellbyggnad i denna studie baseras i allt väsentligt på metoder (i vissa fall med vidareutveckling) hämtade från modern marknadsanalys, ekonometri och tidsserieanalys.

Huvudprincipen har varit att specificera och skatta centralmodellen och hjälpmodeller av typen (2-1) ur tidsseriedata med hjälp av traditionella ekonometriska metoder (som bygger på regressionsanalys). Om residualerna, det vill säga differenserna mellan verklig efterfrågan och modellberäknad efterfrå-

gan, har kunnat förklaras med hjälp av en tidsseriemodell, har en kombination av ekonometrisk modell och tidsseriemodell använts. Denna modelltyp går i viss litteratur under namnet MARMA-modell, vilket står för "multivariate autoregressive - moving average modell". Vissa av hjälpmodellerna har utformats som tidsseriemodeller av ARIMA-typ. De generella dragen i de använda modellbyggnadsprinciperna samt innebörden av begreppen MARMA-modell och ARIMA-modell beskrivs, liksom terminologin, i bl a Pindyck & Rubinfeld (1981).

2.3 Val av prognosobjekt

Metodutveckling i samband med utformning och utvärdering av prognosystem är ett omfattande arbete, som kräver stort djup. Det har därför ansetts nödvändigt att avgränsa studien till ett prognosobjekt. Det valda objektet bör med hänsyn härtill dels ha en bred täckning över byggmarknaden, dels vara ett ekonomiskt betydelsefullt byggmaterial.

Som prognosobjekt har valts cement. Upgiften för prognosystemet är med andra ord att rullande, varje kvartal, prognosera efterfrågan på cement per kvartal, sex kvartal framåt i tiden.

Med efterfrågan avses efterfrågan på hela den svenska marknaden. Cementa AB har hela marknaden bortsett från marginella importkvantiteter. Företagsefterfrågan är därför i det närmaste lika med marknadsefterfrågan.

Cement torde representera det mest komplicerade fallet från både systembyggnads- och prognosynpunkt. Det har två orsaker. En är att cement har en bred användning över alla slag av byggnadsprojekt, och att användningens intensitet varierar. En annan orsak är att cement används såväl direkt i byggproduktionen som indirekt via prefabricerade insatsvaror såsom rör, balkar, takpannor etc. De oberoende variablerna i centralmodellen måste

därför representera många olika efterfrågegenererande processer, vilket medför att de oberoende variablerna blir många och i vissa fall svårkonstruerade.

Det kan mot denna bakgrund förmodas att om det visar sig möjligt att utforma en centralmodell med acceptabla egenskaper för cement, så kommer det även att vara möjligt att göra det för andra produkter, där förutsättningarna inte är lika komplicerade.

Cementets breda användning över hela byggmarknaden medför även att systemet måste innehålla en uppsättning hjälpmodeller med täckning över hela marknaden.

Hjälpmodeller för prognosobjekt med smalare täckning över byggmarknaden kan då antingen väljas ur "cementssystemets" uppsättning eller åtminstone utformas enligt samma principer.

2 . 4 R a p p o r t e n s f o r t s a t t a d i s p o s i t i o n

I nästa kapitel, kapitel 3, genomförs en analys av den svenska efterfrågemarknaden för cement. Där beskrivs i 3.1 distributionssystemet, och i 3.2 visas hur efterfrågebegreppet praktiskt kan mätas. Vidare beskrivs där cementefterfrågans utveckling över tiden (avsnitt 3.3). I avsnitt 3.4 görs en marknadssegmentering, och i 3.5 sammanfattas som ett resultat av analysen en systemutvecklingsstrategi.

I kapitel 4 utvecklas den centrala prognosmodellen för cementefterfrågan på den svenska marknaden. Där specificeras och skattas modellen steg för steg. Ett antal bidrag till den tillämpade prognosforskningens metodarsenal presenteras såsom *binomialfördelade lag-variabler*, *sk ersättningsvariabler* samt en modellbyggnadsstruktur.

I kapitel 5 beskrivs den använda modellbyggnadsprincipen med ersättningsvariabler. Där utvecklas även ett skattningsförfarande för dessa.

I kapitel 6 utvecklas ett system för prognosering av centralmodellens oberoende variabler. För varje marknadssegment används modeller i två steg för prognosering av aktivitetsnivån i segmentet.

I kapitel 7 beskrivs hur de olika systemkomponenterna i form av modeller, grunddata m m har integrerats i ett praktiskt fungerande prognosystem. Systemet består dels av ett prognosberäkningssystem för rutinemässig prognosering per kvartal, dels av ett skattningssystem för uppdatering av prognossystemets parametrar.

I kapitel 8 genomförs en utvärdering av det kausala prognosystemet. Jämförelsen baseras på ett systemtest under vilket hela prognosystemet testats under helt realistiska förutsättningar i realtid under ett och ett halvt år. Systemets prognosprecision och en del andra egenskaper utvärderas. Kapitel 8 avslutas med förslag till fortsatt forskning.

Rapporten avslutas med två bilagor och en litteraturförteckning. I bilaga ett har vissa utvecklingar och kommentarer av teknisk natur sammanställts i form av noter, till vilka hänvisning görs från rapportens löpande huvudtext. Bilaga två innehåller detaljerade sifferresultat från utvärderingen av det kausala systemets prognosprecision.

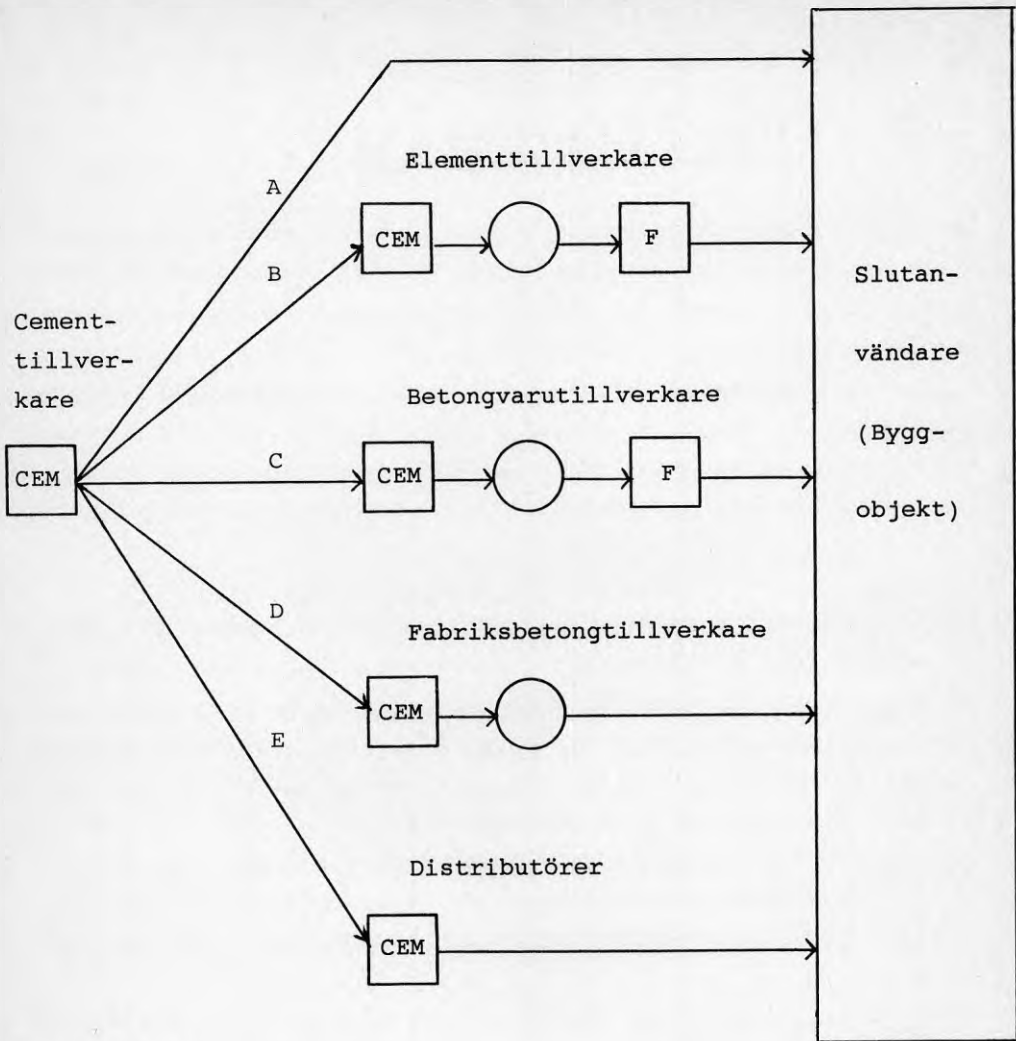
3 EFTERFRÅGEMARKNADEN FÖR CEMENT

3.1 Distributionssystemet

Huvuddragen i det svenska distributionssystemet för cement framgår av figur 3.1. Det finns bara en cementtillverkare i Sverige, Cementa AB. Dessutom importereras mindre kvantiteter av konkurrerande företag, bl a från Östtyskland. Under åren 1980 - 82 uppgick importen till mellan 5 och 10 procent av den totala cementanvändningen i Sverige.

Det innebär att totalförsäljningen på marknaden i det närmaste är lika med Cementas försäljning.

I figur 3.1 avses med "Cementtillverkare" dels Cementas tillverkning för den svenska marknaden, dels importen till Sverige. I mycket grova drag går 55 - 65 procent av cementtleveranserna från fabriksledet till tillverkning av fabriksbetong (flöde D). Cirka 10 -20 procent levereras direkt till slutanvändare (flöde A) eller via distributör (flöde E), främst byggvaruhus och liknande. Resterande cementkvantiteter går till elementtillverkare (flöde B) eller betongvarutillverkare (flöde C).



Beteckningar:

- Lager
- Tillverkning
- CEM Cement
- F Färdigvaror
- Materialflöde

Figur 3.1 Det svenska distributionssystemet för cement

3.2 Efterfrågebegreppet

Med efterfrågan på cement avses här närmare bestämt efterfrågan från det cementtillverkande ledets kunder. Detta efterfrågebegrepp representeras i studien i mätteknisk bemärkelse av summan av flödena A, B, C, D och E enligt figur 3.1, det vill säga av tillverkningsledets (CEMS:s) leveranser till nästa led. Eftersom leveranssvårigheter sällan eller aldrig förekommer i branschen, kan leveranserna med acceptabel precision anses representera kundernas efterfrågan, utan tidsförskjutningar eller förluster.

Att mäta efterfrågan från tillverkningsledets kunder, och inte generellt från slutanvändarna, är korrekt från planeringssynpunkt, men kan innebära en komplikation från metodsynpunkt. Komplikationen uppkommer när efterfrågan på cement i en kausal modell relateras till variabler, som representerar aktivitetsnivån i slutanvändarledet. Om cementets genomloppstid i ledet mellan cementtillverkare och slutanvändare är lång, krävs att aktivitetsnivån i slutanvändarledet representeras med ledande indikatorer, som kompenserar för genomloppstiden i mellanledet.

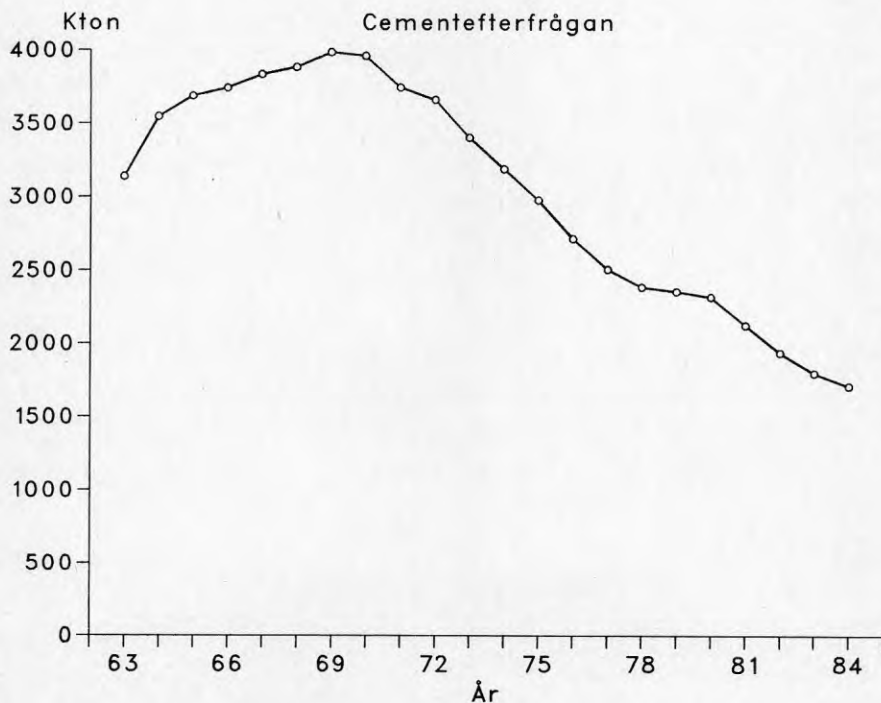
Inom studien genomförda undersökningar indikerar att lagerhållningen av cement hos tillverkare av element, betongvaror och fabriksbetong uppgår till maximalt ca en veckas förbrukning. Lagerhållningen av färdiga varor hos tillverkare av element och betongvaror är inte helt klarlagd, men förefaller i genomsnitt vara obetydlig hos elementtillverkarna. Den kan vara något större hos tillverkare av betongvaror, men även här strävar man efter att minimera lagerhållningen.

Slutsatsen ur analysen är att de komplikationer som uppkommer till följd av cementets genomloppstid i mellanledet inte är av en art, som hindrar användningen av kausala prognosmodeller av

det beskrivna slaget. Det beror dels på att basperioden är relativt lång i förhållande till cementets genomloppstid, dels på att aktivitetsnivån i slutanvändarledet kan representeras med ledande indikatorer

3.3 Cementefterfrågans utveckling

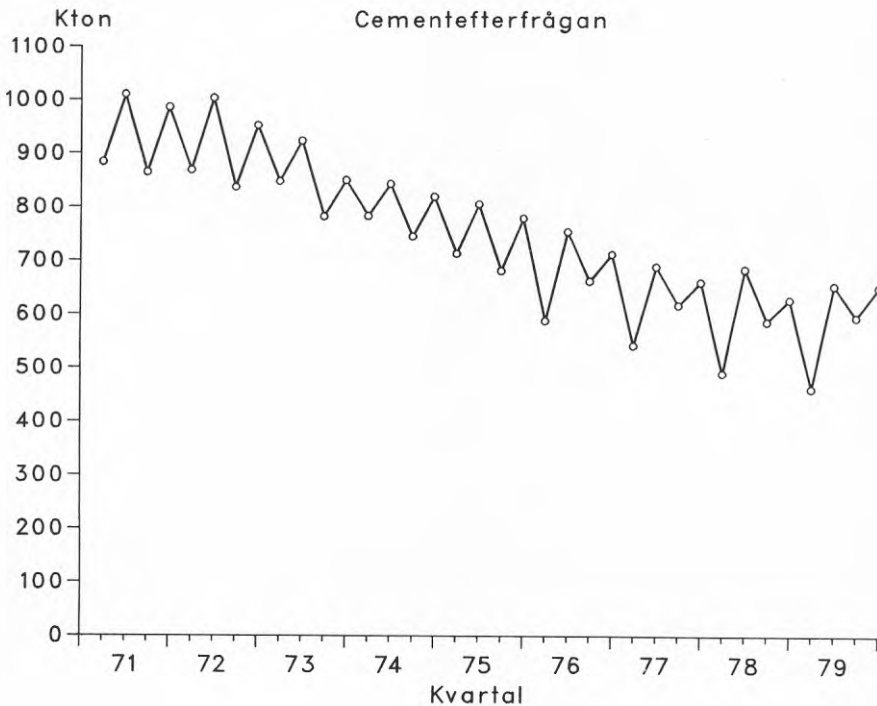
I figur 3.2 visas den årliga cementefterfrågan för perioden 1963 - 1984.



Figur 3.2 Cementefterfrågan per år (kton) på den svenska marknaden för perioden 1963 - 1984.

Förändringarna är dramatiska. År 1963 var efterfrågan 3 139 kton. Den ökade succesivt till 3 985 kton 1969, varefter den avtog. År 1984 var nivån 1 710 kton. Bakom de kraftiga förändringarna ligger motsvarande förändringar av byggnadsverksamheten i Sverige.

Efterfrågeserier, med variationsmönster liknande det i figur 3.2 visade, är generellt svåra att prognosera. Figur 3.2 tar emellertid inte med ytterligare en svårighet vid prognosering per kvartal, nämligen säsongvariationerna. Figur 3.3 illustrerar säsongvariationernas storlek. Den där visade serien omfattar cementefterfrågan per kvartal för perioden 1971 - 1979. Det framgår av figuren att säsongvariationerna är betydande.



Figur 3.3 Cementefterfrågan per kvartal (kton) på den svenska marknaden mellan 1971 och 1979.

3.4 Marknadssegmentering

Vid tillämpning av kausala modellbyggnadsprinciper uttrycks cementefterfrågan som en funktion av efterfrågepåverkande faktorer. Modellsambandet skattas ur ett historiskt datamaterial. Det enda datamaterial som befunnits användbart i detta sammanhang, är den byggnadsstatistik som produceras av SCB.

SCB:s byggnadsstatistik täcker emellertid inte hela byggmarknaden. Därför har den totala byggmarknaden delats in i två delmarknader: **huvudmarknaden** och **restmarknaden**. Huvudmarknaden består i allt väsentligt av den del av den totala byggmarknaden som är täckt av SCB:s påbörjande - och sysselsättningsstatistik. Restmarknaden består av byggnadsprojekt inom jordbruket, Vägverkets brobyggnad, tillverkning av betongslipers och modernisering av bostadshus. Tabell 3.1 klargör indelningen i huvudmarknad och restmarknad. Det i tabellen använda begreppet **sektor** är identiskt med det tidigare i denna rapport använda begreppet marknadssegment. I enlighet med etablerad terminologi i branschen används här fortsättningsvis termen sektor synonymt med termen segment.

Tabell 3.1 Cementmarknadens indelning i huvudmarknad,
restmarknad och marknadssegment (= sektorer)

Marknader	Sektorer
Huvudmarknad	<ol style="list-style-type: none"> 1. Flerbostadshus 2. Småhus 3. Industri 4. Kraftverk m m 5. Samfärdsel 6. Handel, förvaltning, sociala ändamål, skolor, kyrkor m m 7. Vägar, gator, vatten och avlopp 8. Övriga områden 9. Diverse
Restmarknad	<ol style="list-style-type: none"> 10. Byggnadsprojekt inom jordbruket 11. Vägverkets brobyggnad 12. Tillverkning av betong- slipers 13. Modernisering av flerbostadshus

Huvudmarknadens första åtta sektorer definieras på sätt, som framgår av SCB:s periodiska publikationer Statistiska meddelanden, Serie Bo, Bostadsbyggandet (sektor 1 och 2) och Statistiska meddelanden, Serie Bo, Påbörjade byggnadsprojekt (sektor

3 till 8). Sektor 6 i tabell 3.1 utgör en sammanslagning av tre i SCB:s statistik separatredovisade statistikområden. Sektorn inkluderar byggnader inom handel i vid mening, förvaltning, sociala ändamål, sjukhus, skolor, samlingslokaler, fritidslokaler, kyrkor m m.

Det ligger främst tre orsaker bakom bildandet av den sammanslagna sektorn 6. En är önskvärdheten att även i en inledande strukturering reducera antalet oberoende variabler. En annan är svårigheten att statistiskt separatskatta koefficienter inom de tre statistikområdena på grund av hög interkorrelation mellan tänkbara aktivitetsvariabler. En tredje orsak, slutligen, är att de tre statistikområdena inte är alltför olika beträffande cementintensitet, byggtid och inköpsbeteende.

Operationellt har efterfrågan på restmarknaden skattats först, varefter huvudmarknadens efterfrågan har beräknats som totalmarknadens minus restmarknadens. Genom detta förfarande framkommer en mindre sektor, diverse. Denna representerar sådan cementefterfrågan som inte ingår i sektorerna 1 - 8 och 10 - 12.

Byggnadsverksamheten i jordbrukssektorn omfattar ny- och ombyggnad av djurstallar, lagerbyggnader för spannmål, övriga lagerbyggnader, maskinhus och garage. Dessa variabler har kunnat följas på årsbasis i SCB:s statistik från och med 1972 och tidigare i statistik från Lantbruksekonomiska Samarbetsnämnden. Årsproduktionen uttryckt i kvadratmeter byggnadsyta har approximativt omräknats till kvartalsproduktion med hjälp av säsongfaktorer framtagna genom expertintervjuer. Vid dessa har även cementanvändningen i form av åtgångstal per kvadratmeter för de olika byggnadstyperna fastställts i grova tal. Med hjälp av åtgångstalen och byggproduktionen per kvartal har cementefterfrågan per kvartal kunnat uppskattas historiskt. Uppskattningen torde vara relativt osäker.

Cementanvändningen vid Vägverkets brobyggnad har fastställts historiskt med hjälp av uppgifter från Vägverket.

Cementanvändningen vid tillverkning av betongslipers i Sverige har fastställts per kvartal på basis av tillverkningsstatistik från tillverkarna A-betong och Strängbetong.

Cementanvändningen vid modernisering av flerbostadshus har kartlagts genom expertintervjuer per telefon med byggnadstekniker vid fyra större företag, som sysslar med modernisering av flerbostadshus. Intervjuerna kompletterades även med skriftväxling. Resultaten av undersökningen uttrycktes i form av ett åtgångstal per lägenhet. Med lägenhet avses här lägenhet efter modernisering. Åtgångstalet har tillsammans med uppgifter ur SCB:s moderniseringsstatistik (antal lägenheter efter modernisering per kvartal) använts för att skatta den historiska cementefterfrågan i sektor tretton, modernisering av flerbostadshus. Denna efterfrågan är relativt liten.

För den studerade perioden torde restmarknadens andel av den totala efterfrågan ha uppgått till 4 - 9 procent.

3.5 Systemutvecklingsstrategi

Den använda strategin för utveckling av prognossystemet innebär att ett formellt, kausalt system har konstruerats för huvudmarknaden. För restmarknaden har ett mera informellt system utarbetats. Detta är delvis av kausal typ.

Prognossystemet för huvudmarknaden är organiserat kring en centralmodell för cementefterfrågan. Centralmodellen representerar efterfrågan från sektorena 1 - 9. Till centralmodellen är ett omfattande system av hjälpmodeller kopplat.

Prognossystemet för restmarknaden består av fyra separata prognosmodeller, en för varje sektor.

4 CENTRAL PROGNOSSMODELL FÖR HUVUDMARKNADEN

Den centrala prognosmodellen för huvudmarknaden, centralmodellen, har formen

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (4-1)$$

Modellen representerar hela cementefterfrågan från huvudmarknaden. Genom substitution av värden på de oberoende variablerna X_1, X_2, \dots, X_n i modellen för ett prognoskvartal, kan en cementprognos beräknas för prognoskvartalet. Centralmodellen (4-1) kommer i fortsättningen att kallas för huvudmarknadens cementmodell eller enbart cementmodellen, där detta ej kan medföra missförstånd.

I föreliggande kapitel beskrivs vilka ekonometriska modellbyggnadsprinciper som använts vid utvecklingen av cementmodellen i denna studie. Bland de mera unika principerna märks användning av binomialfördelade lag-variabler och s k ersättningsvariabler i syfte att hantera det stora antalet oberoende variabler som en traditionell modellbyggnadsansats skulle leda till.

4.1 Val av oberoende variabler

Sökandet efter oberoende variabler har väglett av tre grundprinciper:

- variablerna skall utgöra valida mått på byggprocessens användning av cement
- variablerna skall helst kunna observeras som ledande indikatorer på cementanvändningen
- variablerna skall var tillgängliga i den officiella statistiken på kvartalsbasis utan för stort tidsintervall mellan mätning och publicering.

Två kategorier av aktivitetsvariabler har identifierats med ledning av principerna: antal påbörjade lägenheter respektive påbörjade byggnadsprojekt i miljoner kronor. Antalet påbörjade lägenheter i sektorerna flerbostadshus och småhus publiceras separat varje kvartal av SCB. Likaså publicerar SCB kvartalsvis statistik rörande påbörjade byggprojekt mätt i miljoner kronor för sektorerna 3-8.

Vid användning av ledande indikatorer i en modell av typen (4-1) kommer varje ledande indikator att representeras av ett antal lag-variabler.

När t ex cementefterfrågan kvartal t relateras till indikatorn "påbörjade lägenheter i flerbostadshus" kommer denna att representeras av variablerna $X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k}$, där X_t är påbörjandet kvartal t . För att undvika att modellbyggandet spårar ur, är det ändamålsenligt att genom preliminära analyser fastställa en övre gräns för antalet lag-variabler per sektor, det vill säga fastställa en övre gräns för k per sektor. Detta problem har lösts genom en kombination av a priori-information och preliminär statistisk analys.

A priori-informationen har inhämtats genom intervjuer med ett antal byggexperter. Dessa har intervjuats i syfte att fastställa, under hur lång tid cement maximalt kommer in i byggprocessen för objekt i de olika byggsektorerna. Expertintervjuerna

kombinerades med preliminär statistisk analys i form av dels enkla korrelationsstudier, dels studier av en enkel preliminär modell av typen (4-1).

I denna utökades succesivt antalet lag-variabler per sektor, allt annat lika, och modellens förklaringsgrad observerades. Resultaten av den preliminära kombinationsstudien visas i tabell 4.1.

Tabell 4.1 Maximalt antal lag-variabler för olika byggsektorer

Sektor	Maximal lag (k)
1. Flerbostadshus	6
2. Småhus	3
3. Industri	10
4. Kraftverk	16
5. Samfärdsel	10
6. Handel mm	10
7. Vägar mm	10
8. Övriga områden	8

Utöver de nu behandlade ledande indikatorerna framkom även vid de inledande expertintervjuerna att säsongeffekter och pris-spekulationseffekter påverkar kvartalsefterfrågans variationer. Hur dessa effekter, och hur effekter som identifierats under modellutvecklingsarbetet, kom att påverka modellens utformning, framgår av fortsättningen.

4.2 Prognosmodell

Med ledning av den inledande analysen specificerades en modell med följande principiella utformning:

$$Y_t = \sum_{k=1}^8 [a_{k0}X_{kt} + a_{k1}X_{k,t-1} + \dots + a_{kn_k}X_{k,t-n_k}] + f(Z_1, Z_2, \dots, Z_v) \quad (4-2)$$

Y_t = cementefterfrågan på huvudmarknaden kvartal t
(kton cement)

X_{kt} = byggaktivitet i sektor k , kvartal t

$X_{k,t-1}$ = byggaktivitet i sektor k , kvartal $t-1$

.

.

.

osv

a_{kj} = koefficient för $X_{k,t-j}$, $j = 0, 1, \dots, n_k$

$f(Z_1, \dots, Z_v)$ = modellkomponent som representerar
övriga variabler och koefficienter samt en
slumpkomponent.

Cementefterfrågan Y_t i (4-2) är definierad som en "normerad efterfrågan". Normeringen innebär att efterfrågan för ett visst kvartal divideras med antalet drifttimmar för kvartalet och multipliceras med det genomsnittliga antalet drifttimmar per kvartal. Det genomsnittliga antalet drifttimmar för visst kvartal är definierat som antal drifttimmar ifrågavarande år dividerat med fyra. Genom normeringen elimineras sådana säsongvariationer som beror på att antalet drifttimmar varierar

mellan olika kvartal. När (4-2) används för prognosberäkning görs en kompenserande vägning, genom att Y_t då multipliceras med kvoten mellan det verkliga antalet drifttimmar för kvartal t och det genomsnittliga antalet drifttimmar per kvartal.

a-koefficienterna i (4-2) kan tolkas som åtgångstal per enhet av aktivitetsvariabeln. För sektorerna 1 och 2 har åtgångstalen dimensionen kton cement per lägenhet och i sektorerna 3 - 8 kton cement per investerad krona. Koefficienten a_{21} mäter t ex cementåtgången kvartal t i kton per lägenhet i småhus som började byggas kvartal $t-1$. Analogt mäter a_{36} cementåtgången kvartal t i kton per investerad krona i industriobjekt påbörjade kvartal $t-6$.

Fördelarna med ledande indikatorer vid prognosering inses lätt om (4-2) granskas närmare. Om Y_{t+1} skall prognoseras vid slutet av kvartal t behöver, åtminstone teoretiskt sett, endast $X_{k,t+1}$ prognoseras. Övriga variabler är, om man bortser från tidsfördröjning i samband med sammanställning och publicering av statistik, kända storheter. Det innebär i princip att X_{kt} , $X_{k,t-1}$ osv kan prognoseras utan fel. Analogt gäller att prognosering av Y_{t+2} vid slutet av kvartal t i princip endast kräver prognoser på $X_{k,t+1}$ och $X_{k,t+2}$, medan X_{kt} , $X_{k,t-1}$... osv är kända.

Nackdelarna med modellspecificeringen (4-2) från skattningssynpunkt är att antalet a-koefficienter uppgår till mer än 70. Till detta kommer att även modellkomponenten $f(Z_1, Z_2 \dots Z_v)$ innehåller koefficienter, som måste skattas. Modellen (4-2) uppfyller därmed inte rimlig krav på parsimoni (Se t ex Jenkins, 1979). För att skatta så många koefficienter krävs en mycket lång tidsserie av observationer på samtliga i modellen ingående variabler.

Det är emellertid inte möjligt att få fram data på variablerna så långt bakåt i tiden ur den officiella statistiken. Även om en så lång tidsserie hade funnits att tillgå, hade det varit olämpligt att skatta modellen ur data från en så lång tidspe-

riod. Det beror på att strukturella förändringar med all sannolikhet gjort sig gällande. Koefficientskattningarna skulle då komma att representera förhållanden, vilka inte skulle vara giltiga för prognosperioden.

Den modellbyggnadsstrategi som använts för att komma till rätta med svårigheterna med modellspecificeringen (4-2) innebär i princip, att en analog modell utvecklades med utgångspunkt från (4-2) med hjälp av dels lag-fördelningar av binomial typ, dels ersättningsvariabler. Strategin beskrivs i nästa avsnitt.

4.3 Skattningsstrategi

Den strategi som utvecklats för skattning av den preliminära modellen (4-2) innebär att den har ersatts med en till formen delvis analog specificering, som dock till effekten är nästan identisk med (4-2). I den respecificerade modellen skattas en del av koefficienterna ur ett tidsseriematerial representerande hela den svenska marknaden, medan resterande koefficienter skattas ur ett kombinerat tidsserie- och tvärsnittsmaterial. Skattade koefficienter integreras sedan till en modell, som är i princip ekvivalent med modell (4-2).

Tillvägagångssättet innebär i korthet följande:

- ledande indikatorer från sektor 1 och 2 representeras av binomialfördelade lag-variabler
- ledande indikatorer från sektor 3-8 ersätts med s_k ersättningsvariabler med endast en koefficient
- $f(z_1, z_2, \dots, z_v)$ ges en definitiv specificering

- ersättningsvariablernas koefficienter skattas ur ett kombinerat tidsserie- och tvärsnittsmaterial
- ersättningsvariablernas koefficienter substitueras i den definitivt specificerade modellen (4-2), där resterande koefficienter skattas ur ett tidsseriematerial för hela marknaden med s k betingad regression.

Detta tillvägagångssätt beskrivs närmare i fortsättningen.

4.4 Variabelreduktion med hjälp av binomialfördelade lag-variabler

Problemet att skatta koefficienterna i en summa av ledande indikatorer i regressionsmodeller har ägnats stor uppmärksamhet inom ekonometrin. En dylik tidsindexerad summa kan skrivas:

$$a_0X_t + a_1X_{t-1} + \dots + a_nX_{t-n} \quad (4-3)$$

där a är koefficienter och X variabler. Svårigheten är att koefficienternas antal är stort, och att variablerna är interkorrelerade, vilket medför problem med multikollinjaritet.

Den vanligaste lösningen på problemet är att specificera en lag-fördelning, som a -koefficienterna antas följa. Lag-fördelningen beror av färre parametrar än antalet lag-variabler. Parametrarna skattas, varefter lag-fördelningen och därmed a -koefficienterna är definierade. Översikter över lag-fördelningar ges av t ex Griliches (1967) och Maddala (1977, kapitel 16).

I denna studie har binominalfördelade lag-variabler visat sig ge en för byggmarknader lämplig lag-struktur. Det innebär att a_k för period $t-k$ i (4-3) definieras som

$$a_k = a \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad , \quad k = 0, 1, \dots, n \quad (4-4)$$

Med beteckningen

$$b_k = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad (4-5)$$

kan (4-3) skrivas

$$a[b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + \dots + b_n X_{t-n}] \quad (4-6)$$

Om (4-3) representerar en lag-fördelning för sektor 1, flerbostadshus, så representerar a i (4-6) den totala cementåtgången per lägenhet och b_j , $j = 0, 1, 2, \dots, n$, proportionen härav som används j kvartal efter byggstarten. Möjligheten att använda binomialfördelade lag-variabler tycks inte ha uppmärksamats i den ekonometriska litteraturen.

Den relativa lag-fördelningen b_j följer binomialfördelningen med parametrarna p och n . Eftersom binomialfördelningen finns tabellerad, är det lätt att ta reda på hur en given lag-fördelning ser ut. Om byggtiden n är given beror lagfördelningen (4-6) endast av två okända parametrar, a och p . Parametern p bestämmer lag-fördelningens form. Parametern kan anta värden i intervallet $0 \leq p \leq 1$, vilket innebär att (4-6) definierar ett i princip oändligt antal olika lag-fördelningar över byggtiden n , såväl höger- och vänstersneda som relativt symmetriska. För $p=0,5$ fås en helt symmetrisk fördelning. I tabell 4.2 visas några exempel på lag-fördelningar för $n=4$.

Tabell 4.2 Exempel på lag-fördelningar b_k för olika p-värden och $n = 4$

k	P				
	0,10	0,30	0,50	0,70	0,90
0	0,6561	0,2401	0,0625	0,0081	0,0001
1	0,2916	0,4116	0,2500	0,0756	0,0036
2	0,0486	0,2646	0,3750	0,2646	0,0486
3	0,0036	0,0756	0,2500	0,4116	0,2916
4	0,0001	0,0081	0,0625	0,2401	0,6561

Fördelen med att ersätta modellkomponenten (4-3) med den binomialfördelade (4-6) är att inte lika många parametrar måste skattas med specificeringen (4-6). Om byggtiden är känd a-priori innehåller (4-6) bara två okända parametrar, a och p , medan (4-3) beror av n okända parametrar. För sektorn flerbostadshus innebär det att två parametrar måste skattas med (4-6), men sju med (4-3).

Binomialfördelade lag-variabler har i omfattande numeriska beräkningar jämförts med andra alternativ. Bland dessa ingår olika varianter av s k "Almons lags" (Se t ex Almon 1965 och 1968 samt Tinsley 1967).

Även transferfunktionsmodeller har prövats (Box & Jenkins, 1976, kapitel 11). Binomialfördelade lag-variabler visade sig emellertid vara att föredra med hänsyn till

- förklaringsgrad
- skattningsprecision
- tolkbarhet
- robusthet
- flexibilitet

För fortsatt bruk införs definitionen:

$$B(X_t, n) = b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + \dots + b_n X_{t-n} \quad (4-7)$$

Modellkomponenten (4-6) kan då enklare skrivas som $aB(X_t, n)$. Det är här underförstått att B även är en funktion av p , det vill säga

$$B(X_t, n) = B(X_t, n, p) \quad (4-8)$$

I den initialt specificerade modellen (4-2) har sektor 1, flerbostadshus, och sektor 2, småhus, representerats med binomialfördelade lag-variabler. Den definitiva modellen har därför följande form:

$$Y_t = a_1 R(X_{1t}, 6, p_1) + a_2 B(X_{2t}, 3, p_2) + \text{(Övriga komponenter)} \quad (4-9)$$

I fortsättningen specificeras successivt termen (övriga komponenter) i (4-9).

4.5 Variabelreduktion med hjälp av ersättningsvariabler

I modellen (4-2) ingår, efter införandet av binomialfördelade lag-variabler för sektor 1 och 2, fortfarande sex stycken lagfördelningar. Dessa representerar cementanvändningen i övriga byggsektorer. Idén med ersättningsvariabler innebär att lagfördelningen för varje sektor, säg sektor k ,

$$a_{k0}X_{kt} + a_{k1}X_{k,t-1} + \dots + a_{kn_k}X_{k,t-n_k} \quad (4-10)$$

ersätts med en enda aktivitetsvariabel multiplicerad med en koefficient. Denna variabel kommer i praktiken inte att vara en ledande indikator, eftersom den då redan hade använts vid specificeringen av (4-2). Ersättningsvariabeln bör i övrigt ha följande egenskaper

- vara observerbar och tillgänglig till låg kostnad
- kunna associeras till cementanvändningen inom sektorn, både kausalt och statistiskt
- kunna associeras till den ledande indikator som den ersätter, både kausalt och statistiskt.

Som ersättningsvariabel har valts antalet sysselsatta byggnadsarbetare (BÖTM). Denna variabel publiceras per kvartal i SCB:s statistik. Det innebär att (4-10) ersätts med

$$c_k W_{kt} \quad (4-11)$$

där W_{kt} är antalet sysselsatta byggnadsarbetare inom sektor k , kvartal t och c_k en sektorspecifik koefficient, som måste skattas. Koefficienten representerar cementanvändning per byggnadsarbetare och kvartal i sektor k . Den ursprungliga modellen (4-2) har därmed givits följande form

$$Y_t = a_1 B(X_{1t}, 6, p_1) + a_2 B(X_{2t}, 3, p_2) + \sum_{k=3}^8 c_k W_{kt} + f(Z_1, Z_2, \dots, Z_v) \quad (4-12)$$

Koefficienterna c_k i (4-12) har skattats separat ur ett kombinerat tidsserie-och tvärsnittsdatamaterial. Härigenom minskar problemen med multikollinjäritet mellan W -variablerna internt och mellan W -variablerna och övriga variabler jämfört med (4-2). Dessutom är det generellt en fördel när antalet koefficienter, som skall skattas ur samma data, minskar. Metodiken för skattning av c_k -koefficienterna redovisas i kapitel 5.

Modellen (4-12) kan med skattade koefficienter c_k och observerade värden på antalet sysselsatta byggnadsarbetare W_{kt} för hela marknaden skrivas

$$Y_{1t} = Y_t - \sum_{k=3}^8 c_k W_{kt} = a_1 B(X_{1t}, 6, p_1) + a_2 B(X_{2t}, 3, p_2) + f(Z_1, Z_2, \dots, Z_v) \quad (4-13)$$

Y_{1t} representerar i princip all cementanvändning på huvudmarknaden minus den skattade användningen i sektor 3-8. Koefficienterna i högerledet av (4-13) har skattats med hjälp av regressionsanalys med Y_{1t} som beroende variabel ur tidsseriedata för hela den svenska marknaden med s_k betingad regression (Se Johnston 1972, sid 164).

I avsnitt 4.6 specificeras modellen Y_{1t} definitivt.

4.6 Definitiv specificering av Y_{1t}

I (4-13) återstår att specificera modellkomponenten $f(Z_1, Z_2, \dots, Z_v)$. Denna har hittills ingått i modellen som en ospecificerad restkomponent. Den representerar

- statliga åtgärder för att stimulera bostadsbyggandet
- spekulationseffekter
- säsongeffekter
- slumpeffekter

I fortsättningen specificeras modellkomponenter för dessa effekter.

4.6.1 Byggstimulerande åtgärder

Samhället har vid två tillfällen under den historiska period dataanalysen omfattar satt in åtgärder för att stimulera bostadsbyggandet. Det primära målet var att stimulera sysselsättningen, speciellt under vintern. Åtgärderna innebar att

- a. privatfinansierade småhus utanför det ordinarie bostadsbyggnadsprogrammet fick påbörjas under perioden 1 september - 31 december 1973
- b. tillfällig kompensation för mervärdesskatt på bostadsbyggandet gällde under år 1974

Åtgärder av detta slag påverkar cementanvändningen. De bör därför representeras i en prognosmodell, eftersom skattningen av samtliga koefficienter i modellen härigenom förbättras. Vidare

kan identiska åtgärder eller åtgärder med liknande effekt komma att vidtas även i framtiden, vilket innebär att åtgärdernas effekt på cementefterfrågan bör kunna prognoseras.

Den ena åtgärden innebar i princip ökad tillståndsgivning och den andra en prissänkning på bostäder. Åtgärd b anses i första hand ha påverkat småhussektorn. Därför har modellkorrigeringar enbart genomförts för denna.

Åtgärderna synes ha haft effekten att antalet småhus, som anmäls påbörjade, kraftigt ökade det sista kvartalet då åtgärderna var i kraft. Detta förefaller ha medfört att det egentliga byggnadsarbetet på det ökade antalet småhus inte kom igång förrän kvartalet därpå.

Här uppkommer ett modelltekniskt problem, eftersom modellen överskattar cementanvändningen det sista kvartal då åtgärderna var i kraft, men överskattar den ett antal därpå följande kvartal. Ökningen i bostadsbyggandet på grund av åtgärderna är inte känd, varför effekterna måste skattas ur datamaterialet indirekt.

Det visas i not 1 till detta kapitel att det är möjligt att konstruera en modellkomponent, som dels skattar effekten, dels korrigerar modellen

Låt

$$b(k, n, p) = \begin{cases} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} & \text{för } k = 0, 1, 2, \dots, n \\ 0 & \text{för övriga } k \end{cases} \quad (4-14)$$

där p är samma parameter som i småhussektorns binomialfördelade lag-struktur och $(n+1)$ är byggtiden i kvartal räknat ($n=3$). Låt vidare T vara det sista kvartal då en åtgärd av angivet slag var i kraft.

Det visas i not 1 till detta kapitel att om variabeln $G_t = G(t, n, p)$ definieras

$$G(t, n, p) = \begin{cases} b(k, n, p) - b(k+1, n, p) \\ \text{för } t=T+k, & k=-1, 0, 1, \dots, n \\ 0 & \text{för övriga } t \end{cases} \quad (4-15)$$

så är $a_3 G_1(t, 3, p_2)$ för T lika med kvartal 4, 1973 och $a_4 G_2(t, 3, p_2)$ för T lika med kvartal 4, 1974 additiva modellkomponenter, som både skattar effekterna och korrigerar modellen. Den i (4-5) definierade variabeln är normalt lika med noll, utom det sista kvartal en byggstimulerande åtgärd är i kraft samt ett antal därpå följande kvartal. a_3 och a_4 är koefficienter, som måste simultan-skattas tillsammans med övriga modellparametrar. Detsamma gäller p_2 , som dock har behandlats tidigare, eftersom den ingår i den binomialfördelade lag-strukturen för småhussektorn och därmed inte innebär något nytt skattningsproblem.

4.6.2 Spekulationseffekter

Prishöjningar på cementmarknaden tillkännages månaden innan de träder i kraft. Det görs med så lång framförhållning att spekulation kan förekomma. Att spekulation även faktiskt förekommer har framkommit vid intervjuer med branschföreträdare. Däremot resulterar inte prissänkningar i spekulation.

Spekulationen innebär att cement vid prishöjning tas hem tidigare så att leveranserna ökar omedelbart före prishöjningen.

På basis av intervjuer har en prishöjning på två procent ansetts utgöra ett gränsvärde. Vid mindre förändringar antas spekulation inte förekomma. Prishöjningar överstigande den an

givna gränsen behöver enbart representeras i cementmodellen, om de utannonseras att gälla från och med början av ett kvartal. Sådana prishöjningar kallas i fortsättningen för signifikanta prishöjningar.

Med definitionen

$$Z_t = \begin{cases} -1 & \text{om signifikant prishöjning} \\ & \text{inträffar under kvartal } t, \\ & \text{men ej under kvartal } t+1 \\ \\ +1 & \text{om signifikant prishöjning} \\ & \text{inträffar under kvartal } t+1, \\ & \text{men ej under kvartal } t \\ \\ 0 & \text{annars} \end{cases}$$

(4-16)

kan $a_5 Z_t$ utnyttjas som en additiv modellkomponent i cementmodellen (4-13) för att representera spekulationseffekter vid prishöjning.

4.6.3 Säsongeffekter

Säsongvariationerna i cementefterfrågan kan uppdelas på flera orsaker. En är att byggaktiviteten varierar över året, t ex mätt i påbörjade objekt. En annan orsak kan vara att cementintensiteten per aktivitetseenhet varierar över året. Den aktivitetsberoende delen av säsongvariationerna torde till största del vara beaktade, genom att cementefterfrågan i cementmodellen har relaterats kausalt till aktivitetsvariabler. Den intensitetsberoende säsongvariationen bör emellertid representeras med modellkomponenter i cementmodellen. Dessa säsongkomponenter bör dessutom kunna fånga upp sådana säsongvariationer i cementmodellen (4-13) som är en konsekvens av eventuella systematiska

defekter i det totala modellbyggnadsarbetet. Detta har ju bl a inneburit att den totala cementefterfrågan delats upp i två delmarknader. Eventuella "säsongfel" från skattningen av cementanvändningen i sektor 3-8 kommer därigenom att kvarstå som restposter i cementkvantiteten Y_{1t} , den beroende variabeln i (4-13)

Den totala cementefterfrågan i Sverige har varierat över tiden från en mycket hög nivå i slutet av 60-talet och i början av 70-talet till en betydligt lägre nivå under 80-talet. Den traditionellt använda metoden i ekonometriska efterfrågemodeller är att fånga upp säsongvariationer som tidsberoende, konstanta modellkomponenter med hjälp av s k dummy-variabler. Denna metod kan emellertid inte förväntas vara den bästa lösningen i detta fall, eftersom säsongvariationernas absoluta storlek är beroende av den totala cementvolymen. Denna har ju minskat avsevärt under den tidsperiod ur vilken modellen skall skattas.

Därför har säsongkomponenterna gjorts volymberoende. Det har åstadkommits genom att specificera säsongvariationer som är proportionella mot en enkel funktion av antalet sysselsatta byggnadsarbetare (BÖTM) inom sektorerna 3-8. Säsongkomponenterna är definierade som

$$(a_6 D_{1t} + a_7 D_{2t} + a_8 D_{3t} + a_9 D_{4t}) Z_{1t}^{0,43} \quad (4-17)$$

där

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{om } t \in \text{kvartal } i, \quad i = 1, 2, \dots, 4 \\ 0 & \text{annars} \end{cases}$$

$$Z_{1t} = \text{antal sysselsatta byggnadsarbetare inom sektorerna 3-8.}$$

Parentesen framför Z-variabeln i (4-17) kan tolkas som en

säsongberoende koefficient. I (4-17) är a_6, a_7, a_8 och a_9 koefficienter, som skall skattas. I cementmodellen fungerar (4-17) som fyra variabler $D_{1t}Z_{1t}$ med var sin koefficient. Exponenten 0,43 har fastställts genom experiment med olika värden i cementmodellen (4-13).

4.6.4 Den definitiva modellen

Den definitiva cementmodellen har specificerats på följande sätt:

$$\begin{aligned}
 Y_{1t} = & a_1B(X_{1t}, 6, p_1) + a_2B(X_{2t}, 3, p_2) + a_3G_1(t, 3, p_2) + \\
 & + a_4G_2(t, 3, p_2) + a_5Z_t + a_6D_{1t}Z_{1t}^{0,43} + a_7D_{2t}Z_{1t}^{0,43} + \\
 & + a_8D_{3t}Z_{1t}^{0,43} + a_9D_{4t}Z_{1t}^{0,43} + a_{10} + a_{11}D_t + E_t \quad (4-18)
 \end{aligned}$$

I (4-18) ingående variabler och parametrar har definierats i det föregående utom komponenten $a_{10} + a_{11}D_t$. Med definitionen

$$D_t = \begin{cases} 1 & \text{för } t \leq \text{kvartal 4, 1975} \\ 0 & \text{för övrigt} \end{cases}$$

är det klart att denna komponent är ett tidsberoende intercept. Detta är lika med $a_{10} + a_{11}t$ om år 1975, men lika med a_{10} därefter. Det tidsberoende interceptet representerar en icke förklarad cementefterfrågan - i tabell 3.1 kallad sektor 9, diverse. Denna har alltså bl a antagits bero av den totala byggverksamhetens omfattning, som ju minskade under 70-talet.

Termen E_t i (4-18) är en felterm. Den antas följa standardförutsättningarna för regressionsanalys (Se t ex Johnston, 1972, kapitel 5.1).

Av (4.18) framgår att totalt 13 parametrar måste skattas (a_1 , a_2, \dots, a_{11} , p_1 och p_2). Modellen är linjär i a_1 , men icke linjär i p_1 och p_2 . För givna värden på p_1 och p_2 fås en linjär modell. Den säkraste och mest flexibla skattningsmetoden har därför bedömts vara att skatta modellen för olika kombinationer av p_1 - och p_2 -värden med linjär regression enligt minsta kvadratmetoden. Den kombination av p_1 och p_2 som medför att

$$\sum_{t=1}^N \hat{E}_t^2 \quad (4-19)$$

minimeras, när (4-18) skattas med linjär regression, ger även samtidigt minsta kvadrat-skattningar av a_1 , a_2, \dots, a_{11} . I (4-19) betecknar \hat{E}_t en observerad residual.

Dataunderlaget för skattningen av (4-18) utgörs av en tidsserie av kvartalsdata omfattande perioden 1963-1983. Efter omfattande analys och experiment med olika skattningsperioder valdes att skatta (3-18) ur en 56 - kvartalsperiod vid rullande prognosering.

I tabell 4.2 visas koefficientskattningar, koefficienternas standardavvikelse och t-värden. Tabell 4.2:s skattningar grundar sig på perioden 1969-1982. Skattningar över 56 kvartal, men med annat startkvartal, ger praktiskt taget samma resultat. Det gäller även för skattningar, som grundar sig på något kortare, respektive något längre, skattningsperioder än 56 kvartal.

Av tabell 4.2 framgår att koefficientskattningarna har förväntade tecken. Centrala koefficienter (a_1 och a_2) är skattade med god precision, mätt med standardavvikelsen. Övriga koefficienter

Tabell 4.2 Cementmodellens koefficientskattningar

Multipel determinationskoefficient $R^2 = 0,987$

Koefficient	Skattning	Standard- avvikelse	t-värde
a_1	0,0167	0,0012	13,82
a_2	0,0232	0,0022	10,44
a_3	55,7167	36,9362	1,51
a_4	113,1585	47,5383	2,38
a_5	18,4246	5,9917	3,08
a_6	0,0373	0,9422	0,04
a_7	1,7411	0,9246	1,88
a_8	3,5798	0,9467	3,78
a_9	0,7877	0,9552	0,83
a_{10}	17,8882	-	-
a_{11}	31,8859	12,6597	2,52
p_1	0,43	-	-
p_2	0,26	-	-

har något lägre, men acceptabel, precision utom a_3 , som kan betraktas som ett gränsfall. Koefficienten har dock behållits i modellen, eftersom den har ett fullt plausibelt värde och bidrar till ökad precision hos andra koefficienter. Två av säsongkoefficienterna (a_6 och a_9) är inte signifikant skilda från noll. De har dock bibehållits i modellen av symmetriskäl. Det framgår att de är skattade med ungefär samma standardavvikelse som a_7 och a_8 , vilka också representerar säsongeffekter.

Slutsatserna angående skattningarnas precision gäller även med hänsyn till att tabell 4.1 marginellt underskattar standard-

avvikelsen och marginellt överskattar t-värdet. Felskattningarna beror på att standardavvikelsen och t-värden i tabell 4.1 gäller för den linjära modellen med givna, kända värden på p_1 och p_2 . Dessa har emellertid även skattats ur datamaterialet i en simultanskattning.

En närmare analys av residualerna plottade längs en tidsaxel och av residualernas autokorrelationsfunktion (Se t ex Jenkins 1979, kap 2 och 3) indikerar inte att den observerade residualserien skulle avvika signifikant från slumpmässighet. Plottning av residualerna mot samtliga variabler i modellen indikerar inte heller att allvarlig heteroscedasticitet skulle föreligga (Se t ex Johnston 1972, sid 114). Residualanalyserna har därför sammanfattningsvis inte indikerat att modellen signifikant skulle avvika från regressionsanalysens standardförutsättningar.

Koefficientanalysen och residualanalyserna indikerar sammanfattningsvis, tillsammans med tillämpade principer för modellspecifisering och den uppnådda förklaringsgraden, att den skattade modellen bör vara en acceptabel prognosmodell.

5 SKATTNING AV KOEFFICIENTER FÖR ERSÄTTNINGSVARIABLER

I cementmodellen (4-12) förutsattes koefficienterna $C_3, C_4 \dots C_8$ vara möjliga att skatta ur ett kombinerat tidsserie- och tvärsnittsdatamaterial. I föreliggande avsnitt beskrivs hur metoden för skattning av dessa koefficienter är utformad.

5.1 Data och datakorrigeringar

Datamaterialet består av data per år för samtliga 24 län från och med år 1971 till och med år 1983. Totalt ingår 36 olika variabler i datamängden. Data per kvartal föreligger ej på länsbasis.

En kausal efterfrågemodell har utvecklats för skattning av koefficienterna $C_3, C_4 \dots C_8$, som mäter cementåtgången per byggnadsarbetare och kvartal i sektorerna 3-8. I modellen uttrycks cementefterfrågan per län och år som en funktion av antalet sysselsatta byggnadsarbetare. Modellen skattades med regressionsanalys. I samband med utvecklingen av modellen uppkom problemet att en del av cementefterfrågan i vissa län härrör från efterfrågeenheter, vilka faller utanför den, i modellen använda sektoriseringen av byggmarknaden. Denna efterfrågan blir därför inte förklarad av oberoende variabler i modellen.

Bristande motsvarighet mellan modell och data av den angivna arten kan generellt klaras av genom korrigering av data eller modell. Datakorrigeringar är normalt att föredra, eftersom modelltekniska korrigeringar ökar antalet parametrar, vilket kan medföra både skattnings- och specificeringsosäkerhet.

I ett fall har problem av det angivna slaget kunnat lösas genom datakorrigering. Det gäller cementefterfrågan från tillverkning

av betongsliprar till SJ. Denna tillverkning bedrivs i tre län i landet och tillverkningen har varierat över tiden. Med hjälp av produktionsstatistik och cementåtgångstal har cementefterfrågan från betongslipertillverkningen beräknats och därefter subtraherats från de tre lärens totala cementefterfrågan.

5.2 Modellspecifisering

Cementefterfrågan från användningsområden utanför de i modellbyggnadsarbetet definierade sektorerna varierar mellan länen. Problemet med cementanvändning för betongslipertillverkning har lösts genom datakorrigering. Andra cementanvändningsområden som inte täcks av sektorsindelningen och som inte heller ingår i den officiella statistiken är jordbrukets byggverksamhet, Vägverkets brobyggnad, viss militär byggnation samt reparations- och ombyggnadsverksamhet.

Cementefterfrågan från vissa av de sistnämnda områdena varierar mellan länen. Den tidsberoende delen av denna modelltekniskt oförklarade efterfrågan kan fångas upp i en modell med länsspecifika intercept som t ex

$$Y_{it} = a_i + \sum_{k=1}^9 C_k X_{itk} + U_{it} \quad (5-1)$$

där

Y_{it} = cementefterfrågan (kton), län i , år t

a_i = länsspecifik modellparameter (intercept) för län i

X_{it1} = antal påbörjade lägenheter i flerbostadshus län i , år t

X_{it2} = antal påbörjade lägenheter i flerbostadshus län i , år $t-1$ ($X_{it2} = X_{i,t-1,1}$)

X_{itk} = antal sysselsatta byggnadsarbetare (BÖTM) multiplicerat med faktorn 4, län i , år t , sektor k , $k = 3, 4, \dots, 8$

X_{it9} = antal påbörjade lägenheter i småhus län i , år t .

U_{it} = slumpterm, län i , år t .

Uppskalningen av antalet sysselsatta byggnadsarbetare X_{itk} med faktorn 4 medför att koefficienterna c_k skattas i dimensionen kton cement per kvartal.

Eftersom antalet län är 24 måste 24 länsspecifika modellparametrar a_i skattas. Detta kan undvikas genom tidsdifferentiering (Se Klein, 1974, sid 358 för en diskussion). Tidsdifferentiering av (5-1) ger

$$(Y_{it} - Y_{i,t-1}) = \sum_{k=1}^9 c_k (X_{itk} - X_{i,t-1,k}) + (U_{it} - U_{i,t-1}) \quad (5-2)$$

Om tidsdifferenserna inom parentes ersätts med nya enkla symboler fås

$$W_{it} = \sum_{k=1}^9 c_k Z_{itk} + E_{it} \quad (5-3)$$

Differentieringen medför att antalet parametrar i modellen reducerats från 33 till 9. Av dessa är endast c_3 t o m c_8 av

primärt intresse från skattningssynpunkt, medan c_1 , c_2 och c_3 har medtagits i syfte att höja skattningarnas precision. Priset för tidsdifferentieringen är förlusten av ett års data, eftersom 1981 års data försvinner vid differentieringen. Differensdatamängden omfattar alltså åren 1972 t o m 1983.

Problemet med skattning av modeller ur kombinerade tidsserie- och tvärsnittsdata är att störningstermen kan förväntas vara påverkad av en kombination av tidsseriestörningar och tvärsnittsstörningar. Det har även bedömts vara fallet med störningstermen i (5-3). Den har bedömts ha en standardavvikelse, som är länspecifik, samt vara rumsligt korrelerad över länsgränserna och autokorrelerad inom län.

Feltermen E_{1t} i (5-3) har definierats med hänsyn till detta. Den antas följa en specificering, som beskrivs i Kmenta (1971, sid 512). En exakt definition ges i not 1 till detta kapitel.

Modell (5-3) har skattats enligt en metod utvecklad av Parks (1967). Tabell 5.1 visar resultat, där modellen skattats ur differensdata, fr o m år 1972 t o m år 1983.

Tabell 5.1 Skattningsresultat

Sektor	Koeffi- cient	Standard- avvikelse	t-värde
3: Industri	0,0086	0,0007	12,4
4: Kraftverk mm	0,0085	0,0006	15,2
5: Samfärdsel	0,0224	0,0010	23,3
6: Handel mm	0,0062	0,0007	9,4
7: Vägar, gator mm	0,0177	0,0019	9,3
8: Övriga områden	0,0183	0,0024	7,6

Tabell 5.1 visar koefficientskattningarna i kton cement per byggnadsarbetare per kvartal i de olika byggnadssektorerna. Av standardavvikelseerna framgår det att samtliga koefficienter har skattats med god precision.

Skattningar baserade på 1, 2 och 3 års kortare skattningsperiod med början år 1972 ger med smärre variationer ungefär samma koefficientskattningar.

6 PROGNOSENING AV OBEROENDE VARIABLER

6.1 Problemet

När cementmodellen

$$\begin{aligned}
 Y_t = & a_1 B(X_{1t}, 6, p_1) + a_2 B(X_{2t}, 3, p_2) + a_3 G_1(t, 3, p_2) + \\
 & + a_4 G_2(t, 3, p_2) + a_5 Z_t + a_6 D_{1t} Z_{1t}^{0,43} + a_7 D_{2t} Z_{1t}^{0,43} + \\
 & + a_8 D_{3t} Z_{1t}^{0,43} + a_9 D_{4t} Z_{1t}^{0,43} + a_{10} + a_{11} D_t + \sum_{k=3}^8 C_k W_{kt} \quad (6-1)
 \end{aligned}$$

används för prognosering, måste variablerna i högerledet - de s k oberoende variablerna - kunna beräknas för prognoskvartalet. Det är då förutsatt att koefficienterna $a_1, a_2, \dots, a_{11}, p_1, p_2, C_3, \dots, C_8$ är representerade med sina numeriska skattningar.

De oberoende variablerna eller, med en annan term, de efterfrågepåverkande faktorerna i (6-1) är i princip av två kategorier:

A. Faktorer som prognos användaren kan påverka.

B. Faktorer som prognos användaren inte kan påverka.

Av den första kategorin (A), så kallade beslutsvariabler, finns endast en oberoende variabel i modellen: prishöjningsvariabeln Z_t . När en prognos skall beräknas med hjälp av (6-1), måste prognos användaren bedöma, om det egna priset kommer att förändras med mer än $\pm 2\%$ under prognosperiodens sex kvartal, givet att förändringen inträffar i början av ett kvartal. Detta torde normalt kunna göras med hög säkerhet för prognosperiodens för-

sta hälft och med lägre, men inte oacceptabel säkerhet, för den andra.

Den andra kategorin av efterfrågepåverkande faktorer (B) är sådana som prognos användaren inte kan påverka. Dessa är av tre slag. Ett är samhällets styrvariabler i form av åtgärder, som syftar till att stimulera byggandet tillfälligt. Variablerna $G_1(t, 3, p_2)$ och $G_2(t, 3, p_2)$ är av detta slag. Prognos användaren måste således bedöma, huruvida styråtgärder av denna karaktär kommer att genomföras under prognosperioden. Eftersom sådana åtgärder måste vara kända av marknadens aktörer för att ha effekt, kan det antas att prognos användaren alltid känner till om stimulerande åtgärder kommer att vidtas inom såg det närmaste året. För delar av en prognosperiod, som ligger mer än ett år framåt i tiden från prognosberäkningstidpunkten, måste en trolighetsbedömning kunna göras. Den kan baseras på den sannolika sysselsättningsutvecklingen på byggmarknaden. Byggstimulerande åtgärder av här behandlat slag kan förväntas förekomma sällan, eftersom de endast kommer ifråga om arbetslösheten bland byggnadsarbetare förväntas bli hög.

Det andra slaget av efterfrågepåverkande faktorer i kategori B är säsongfaktorerna D_{1t} , D_{2t} , D_{3t} och D_{4t} och den tidsberoende variabeln D_t . Dessa är vid varje tidpunkt kända faktorer och kan därför prognoseras utan fel.

Det tredje slaget av efterfrågepåverkande faktorer i kategori B är aktivitetsvariablerna X_{1t} , X_{2t} och W_{kt} för $k=3, 4 \dots 8$. När dessa är kända för en prognosperiod, kan även $B(X_{1t}, 6, p_1)$, $B(X_{2t}, 3, p_2)$ och Z_{1t} beräknas, eftersom de är funktioner av X_{1t} , X_{2t} eller W_{kt} .

Vid en given prognosberäkningstidpunkt med en prognoshorisont på sex kvartal måste X_{1t} , X_{2t} och W_{kt} kunna beräknas för prognosperioden. Eftersom W_{kt} ingår som simultanvariabler i (6-1), måste W_{kt} prognoseras. Variablerna X_{1t} och X_{2t} ingår som lagvariabler, vilket innebär att de för vissa kvartal av prognos-

perioden representerar redan inträffade händelser och därför är numeriskt kända, medan de för övriga kvartal måste prognoseras.

En uppsättning modeller för prognosering av W_{kt} , X_{1t} och X_{2t} har utvecklats. Dessa modeller beskrivs i fortsättningen av detta kapitel.

6.2 Metod

Variablerna W_{kt} , $k=3\dots 8$, samt X_{1t} och X_{2t} representerar byggaktiviteten i åtta olika byggsektorer. För W -variablernas del mäts aktivitetsnivån med antalet sysselsatta byggnadsarbetare, medan den för X -variablerna mäts med antalet påbörjade lägenheter. Prognoseringen av dessa variabler har utformats enligt en speciell metod.

För varje sektor (utom en) har en kausal prognosmodell konstruerats. I denna relateras aktivitetsvariabeln till en eller flera faktorer, som modelltekniskt förklarar aktivitetsnivån. Varje faktor kan representeras av dels en simultanvariabel, dels lag-variabler. Om endast en förklarande faktor ingår i modellen, har denna i princip formen

$$Y_t = f(X_t, X_{t-1}, X_{t-2}\dots) \quad (6-2)$$

När aktivitetsnivån Y_t i (6-2) skall prognoseras för ett visst framtida kvartal, kommer vissa av X -variablerna att kunna prognoseras utan fel, därför att deras värden redan kunnat observeras vid prognostidpunkten. Andra måste däremot prognoseras. Detta har gjorts med hjälp av tidsseriemodeller. Med tidsseriemodell avses att prognoserna enbart baseras på tidigare observerade utfall på prognosvariabeln. Några kommentarer angående tidsseriemodeller ges i not 1 till detta kapitel. Den använda metoden innebär sammanfattningsvis följande:

- a) För varje sektor utvecklades en kausal prognosmodell. Vid specificeringen av denna eftersträvades att så många oberoende variabler som möjligt skulle vara observerbara vid prognosberäkningstidpunkten.
- b) Med växande prognoshorisont för kausalmodellernas beroende variabler (upp till sex kvartal) kommer vissa av de oberoende variablerna att bli icke observerbara vid prognosberäkningstidpunkten. För prognosering av sådana oberoende variabler utvecklades ett antal tidsseriemodeller.

6 . 3 M o d e l l b y g g n a d s p r i n c i p e r

De kausala modellerna för prognosering av cementmodellens oberoende variabler är byggda som sk transferfunktionsmodeller. En alternativ benämning är MARMA-modeller, vilket står för "multivariate autoregressive - moving average model" (Pindyck & Rubinfeld, 1981, sid 594). Två varianter har konstruerats. Den ena är en traditionell MARMA-modell av Box-Jenkins-typ (Se exempelvis Box & Jenkins, 1976, sid 337). Den andra baseras på en i denna studie utvecklad modellbyggnadsprincip. I denna utnyttjas den typ av binomialfördelade lag-variabler som introducerades i kapitel 4.

De MARMA-modeller av Box-Jenkins-typ som är aktuella i denna studie kan skrivas på formen

$$\begin{aligned}
 Y_t = & a_0 + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_r Y_{t-r} + b_0 X_t + \\
 & + b_1 X_{t-1} + \dots + b_s X_{t-s} + N_t
 \end{aligned}
 \tag{6-2}$$

där N_t är en störningsterm

$$N_t = c_1 N_{t-1} + \dots + c_p N_{t-p} + E_t - d_1 E_{t-1} - \dots - d_q E_{t-q}$$

och där $E_t, E_{t-1}, \dots, E_{t-q}$ är oberoende slumpstermer med medelvärde noll och samma standardavvikelse (Se Box & Jenkins 1976, sid 8). Modeller av typen (6-3) formuleras vanligen med hjälp av differensoperatorer. I not 2 till detta kapitel har (6-3) formulerats med hjälp av differensoperatorer.

Parametrarna $a_0, a_1, \dots, a_r, b_1, b_2, \dots, b_s, c_1, \dots, c_p$ och d_1, \dots, d_q i modeller av typ (6-2) har i denna studie simultanskattats med en icke linjär minsta - kvadrat algoritm (Se Box & Jenkins, 1976, kap 11.3). Denna ger samma resultat som den s k maximum likelihood-metoden.

I syfte att uppnå stationäritet har variablerna Y och X i (6-3) differentierats. Operatorerna H_1 och H_4 definieras

$$H_1 Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

$$H_1 X_t = X_t - X_{t-1}$$

$$H_4 Y_t = Y_t - Y_{t-4}$$

$$H_4 X_t = X_t - X_{t-4}$$

Uppgiften för operatoren H_4 är att avlägsna icke stationäritet på grund av säsongvariationer, medan H_1 skall eliminera icke stationäritet till följd av slumpmässiga nivåförändringar och trender, som uppträder intervallvis över tiden. De flesta av de modeller som presenteras i fortsättningen är specificerade på formen

$$\begin{aligned} H_1 H_4 Y_t = & a_0 + a_1 H_1 H_4 Y_{t-1} + \dots + a_r H_1 H_4 Y_{t-r} + \\ & + b_0 H_1 H_4 X_t + b_1 H_1 H_4 X_{t-1} + \dots + b_s H_1 H_4 X_{t-s} \\ & + N_t \end{aligned} \quad (6-4)$$

I (6-4) har t ex differensvariabeln $H_1H_4Y_t$ definitionen

$$H_1H_4Y_t = H_4H_1Y_t = Y_t - Y_{t-4} - Y_{t-1} + Y_{t-5}$$

Övriga differentierade variabler i (6-4) definieras analogt.

När en modell av typen (6-4) har skattats ur ett historiskt material, som sträcker sig t o m kvartal T , kan utfall på termerna N_t och E_t beräknas för kvartal t ($t \leq T$). Detta medför att N_t även kan beräknas för ett prognoskvartal, säg $t = T + h$. Beräkningsmetoden beskrivs i not 3 till detta kapitel. Specificeringen av störningstermen N_t kan därmed utnyttjas även i prognossyfte, eftersom N_t i högerledet uttryckt enligt (6-3) innehåller beräkningsbara, ledande indikatorer. Dessutom, och främst, bidrar förekomsten av ledande indikatorer i Y och X till modellens värde som prognosinstrument.

Med fler än en oberoende variabel (exempelvis X_1 , X_2 osv) blir MARMA-modeller av Box-Jenkins-typ svårhanterliga från skattningssynpunkt. I några fall visade sig användning av binomialfördelade lag-strukturer på oberoende variabler i kombination med samma typ av störningsterm N_t som i (6-3) ge mer tillförlitliga modeller.

6.4 Modeller för prognosering av antalet sysselsatta byggnadsarbetare

Strategin vid utveckling av modeller för prognosering av antalet sysselsatta byggnadsarbetare har varit att relatera denna variabel till en ledande indikator med högt förklaringsvärde. Även andra oberoende variabler har medtagits i vissa modeller, när detta har bedömts kunna öka modellernas förklaringsförmåga. Volymen påbörjade byggnadsprojekt uttryckt i miljoner kronor (fast penningvärde) befanns vara den ledande indikator som bäst

uppfyllde ställda krav. Som deflator valdes efter flera analyser och jämförande beräkningar SCB:s faktorprisindex för byggnadskostnader för flerfamiljshus, inklusive löneglidning, men exklusive mervärdesskatt.

I föreliggande avsnitt beskrivs de utvecklade modellerna. De här visade modellerna är skattade ur tidsseriedata fr o m kvartal 3, 1965 t o m kvartal 1, 1983 (71 kvartal).

6.4.1 Industri

6.4.1.1 Traditionell MARMA-modell

Grundhypotesen är att volymen påbörjade byggnadsprojekt kvartal t har effekt på sysselsättningen kvartal t , $t + 1$, $t + 2$... etc. Expertintervjuer, som genomförts, indikerar att byggtiderna för industriobjekt normalt torde vara relativt korta, ofta kortare än ett år. Detta beror dels på den relativt höga prefabriceringsgraden, dels på att företagen strävar efter att snabbt kunna utnyttja nybyggnationer för produktiva ändamål. Andelen stora objekt med lång byggtid är relativt liten.

Det innebär att effekten på sysselsättningen av ett "genomsnittligt" objekt bör ha uppnått sitt maximum efter ett till tre kvartal. Dessa hypoteser bekräftas av data. Den valda MARMA-modellen fick följande utseende:

$$\begin{aligned}
 H_1 H_4 \log Y_t &= 0,695 H_1 H_4 \log Y_{t-1} + 0,0017 + \\
 &+ 0,161 H_1 H_4 \log X_{t-1} + 0,0823 H_1 H_4 \log X_{t-2} \\
 &+ E_t - 0,3125 E_{t-2} - 0,9254 E_{t-4} \\
 &+ 0,2882 E_{t-6}
 \end{aligned}
 \tag{6-5}$$

Där är

Y_t = antal sysselsatta byggnadsarbetare i sektor industri
kvartal t

X_t = påbörjade byggnadsprojekt i sektor industri kvartal t
uttryckt i miljoner kronor

Variablerna i (6-5) är dels logaritmerade, dels dubbeldifferen-
tierade. Dessa transformationer är modelltekniskt betingade (Se
t ex Jenkins, 1979, kap 3.2.2). Logaritmeringens syfte är att
åstadkomma residualer med konstant varians hos den skattade mo-
dellen. I (6-5) är koefficienterna för $H_1H_4\log X_{t-1}$ och
 $H_1H_4\log X_{t-2}$ individuellt skattade.

Genom utveckling av (6-5) fås dessutom en summa av variabler
 $H_1H_4\log X_{t-k}$, $k = 3, 4, 5 \dots$ multiplicerade med varsin koeffi-
cient. Koefficienterna för dessa variabler avtar exponentiellt
när k växer.

Någon med den beroende variabeln Y_t samtidig, oberoende varia-
bel X_t har inte medtagits i (6-5), eftersom det inte ökade mo-
dellens förklaringsgrad mer än marginellt. Detta är en fördel
från prognossynpunkt, som innebär att prognoshorisonen vid
prognosering av de laggade X-variablerna minskar med ett kvar-
tal

6.4.1.2 MARMA-modell med binomialfördelad lag-struktur

Den i (6-5) specificerade modellen visade sig ge acceptabel
precision vid prognosering t o m tre kvartal framåt i tiden.
Vid stora prognoshorisoner blev precisionen sämre. Därför
undersöktes även andra alternativ för prognosering för horison-
ter överstigande tre kvartal.

Av undersökta alternativ valdes ett, som bygger på en investeringsteoretisk hypotes. Enligt denna skulle industrins investeringsplaner vid en viss tidpunkt korrelera positivt med rådande och förväntat kapacitetsutnyttjande och negativt med rådande och förväntat ränteläge.

Det kan dessutom antas existera ett samband mellan förekomsten av investeringsplaner och faktiskt påbörjade investeringar samt mellan påbörjade investeringar och sysselsättning. Därför förefaller det rimligt att relatera sysselsättningen till industrins kapacitetsutnyttjande och till ränteläget i en modell.

På basis av dessa hypoteser bildades variabeln

$$X = (100 - X_1)X_2 \quad (6-6)$$

där

X_1 = fullt kapacitetsutnyttjande i maskiner och anläggningar. Procent ja-svar enligt konjunkturinstitutets konjunkturbarometer.

X_2 = Riksbankens diskonto uttryckt i procent

Korrelationsanalyser visade att X som en ledande indikator korrelerade signifikant med sysselsättningen inom industrisektorn med en större tidsförskjutning än variabeln påbörjade byggnadsprojekt (se föregående avsnitt). Variabeln X är därför lämplig som oberoende lag-variabel i en modell, eftersom den är känd vid prognostillfället och därför inte behöver prognoseras.

Den traditionella MARMA-specificeringen gav emellertid inte tillfredsställande resultat. Därför prövades den i denna studie lanserade principen med binomialfördelad lag-struktur, vilket resulterade i en tillfredsställande modell. Den skattade modellen fick utseendet

$$\begin{aligned} \log Y_t = & 12,94D_{1t} + 12,95D_{2t} + 12,95D_{3t} + 13,01D_{4t} \\ & - 0,7478B(\log X_t ; 12 ; 0,56) - 0,712N_{t-1} \\ & + 0,288N_{t-2} + E_t - 0,4331E_{t-6} \end{aligned} \quad (6-7)$$

Här är

Y_t = antal sysselsatta byggnadsarbetare i sektorn industri kvartal t

$X_t = (100 - X_{1t})X_{2t}$ enligt (6-6)

$D_{1t} = 1$ kvartal 1 , annars noll

$D_{2t} = 1$ " 2 , " "

$D_{3t} = 1$ " 3 , " "

$D_{4t} = 1$ " 4 , " "

Den binomialfördelade lag-strukturen i modell (6-7) innebär att sysselsättningen kvartal t påverkas av kapacitetsutnyttjandet och ränteläget kvartal t , $(t-1)$, $(t-2)$ $(t-12)$, d v s tolv kvartal bakåt i tiden.

6.4.1.3 Sammanvägda prognoser

Av de två utvecklade modellerna för prognosering av antalet sysselsatta byggnadsarbetare i industrisektorn har modell (6-5) bäst prognosprecision vid prognosering för prognoshorisonter upp till tre kvartal. Modell (6-7) presterar däremot bättre prognoser vid prognosering över fyra kvartal eller mer. Samtidigt tycks modell (6-5) något underskatta sysselsättningen, medan (6-7) något överskattar den.

Det var därför naturligt att testa sammanvägda prognoser med tidsberoende vikter. Låt P_1 beteckna prognoser beräknade med

modell (6-5) och P_2 prognoser från modell (6-7). Bäst prognosprecision erhöles med sammanvägningstal enligt tabell 6.1.

Tabell 6.1 Prognossammanvägning

Prognoshorisont (kvartal)	Sammanvägd prognos
1	$1,0P_1$
2	$0,8P_1 + 0,2P_2$
3	$0,7P_1 + 0,3P_2$
4	$0,5P_1 + 0,5P_2$
5	$0,3P_1 + 0,7P_2$
6	$0,2P_1 + 0,8P_2$

6.4.2 Kraftverk

Sektorn kraftverk m m innehåller delvis stora byggobjekt. Ett stort kraftverk kan ha en byggtid på omkring tre år. Oberoende variabler, som representerar påbörjandet, måste därför ha en lag-struktur, som täcker nära tolv kvartal bakåt i tiden.

Den skattade modellen fick följande utseende

$$\begin{aligned}
 H_1 H_4 \log Y_t = & 0,6887 H_1 H_4 \log Y_{t-1} - 0,0076 \\
 & + 0,0225 H_1 H_4 \log X_t + 0,0415 H_1 H_4 \log X_{t-1} + \\
 & + 0,0319 H_1 H_4 \log X_{t-2} + 0,0214 H_1 H_4 \log X_{t-3} + \\
 & + 0,0268 H_1 H_4 \log X_{t-4} + 0,0282 H_1 H_4 \log X_{t-5} \\
 & + 0,0365 H_1 H_4 \log X_{t-6} + E_t - 0,164 E_{t-1} \\
 & + 0,9194 E_{t-2} - 0,8507 E_{t-4} + 0,1395 E_{t-5} \\
 & - 0,7821 E_{t-6}
 \end{aligned}
 \tag{6-8}$$

där

Y_t = antal sysselsatta byggnadsarbetare i sektorn kraftverk
kvartal t

X_t = påbörjade byggnadsprojekt i sektorn kraftverk kvartal
t uttryckt i miljoner kronor.

6.4.3 Handel, förvaltning m m

Sektorn handel, förvaltning m m är en i denna studie specialkonstruerad sektor. Den är bildad av tre separata sektorer ur den officiella byggnadsstatistiken, nämligen

- handel m m
- förvaltning, sociala ändamål, sjukhus m m
- skolor, samlingslokaler, kyrkor, fritidshus m m

Byggojekt i den här bildade sektorn handel, förvaltning m m består med andra ord av större hus. De större objekten kan vanligen förväntas ha en byggtid på mellan ett och två år. Detta avspeglas väl i den valda modellen, som har följande utseende

$$\begin{aligned} H_1 H_4 \log Y_t &= 0,5068 H_1 H_4 \log Y_{t-1} + 0,0022 + 0,715 H_1 H_4 \log X_t + \\ &+ 0,1241 H_1 H_4 \log X_{t-1} + 0,0952 H_1 H_4 \log X_{t-2} + \\ &+ 0,0919 H_1 H_4 \log X_{t-3} + 0,2993 N_{t-1} + 0,2361 N_{t-2} \\ &+ E_t - 0,4445 E_{t-4} - 0,4678 E_{t-8} \end{aligned} \quad (6-9)$$

där

Y_t = antal sysselsatta byggnadsarbetare i sektorn handel,
förvaltning m m kvartal t

X_t = påbörjade byggnadsprojekt i miljoner kronor i sektorn
handel, förvaltning m m kvartal t.

6.4.4 Samfärdsel

Sektorn samfärdsel är inte helt homogen till sin sammansättning. I sektorn ingår objekt inom transport, kommunikation, lagringsverksamhet etc. Byggtiderna kan förväntas vara relativt korta. Den skattade modellen har utseendet

$$\begin{aligned} H_1 H_4 \log Y_t &= 0,8349 H_1 H_4 \log Y_{t-1} + 0,001 + \\ &+ 0,0609 H_1 H_4 \log X_{t-1} + E_t - 0,1909 E_{t-1} \\ &- 0,9348 E_{t-4} + 0,1785 E_{t-5} \end{aligned} \quad (6-10)$$

där

- Y_t = antal sysselsatta byggnadsarbetare i sektorn samfärdsel kvartal t
 X_t = påbörjade byggnadsprojekt i sektorn samfärdsel kvartal t uttryckt i miljoner kronor

6.4.5 Gator, vägar, vatten, avlopp m m

Sektorn gator, vägar, vatten och avlopp m m har också relativt korta byggtider, Den modell som visade sig vara mest förenlig med data var

$$\begin{aligned} H_1 H_4 \log Y_t &= 0,6611 H_1 H_4 \log Y_{t-1} + 0,0033 + 0,1299 H_1 H_4 \log X_{t-1} + \\ &+ 0,0554 H_1 H_4 \log X_{t-2} + E_t - 0,2465 E_{t-1} \\ &- 0,2487 E_{t-2} - 0,9318 E_{t-4} + 0,2297 E_{t-5} \\ &+ 0,2317 E_{t-6} \end{aligned} \quad (6-11)$$

Här är

- Y_t = antal sysselsatta byggnadsarbetare i sektorn gator, vägar, vatten, avlopp m m kvartal t
 X_t = påbörjade byggnadsprojekt i miljoner kronor i sektorn gator, vägar, vatten, avlopp m m kvartal t.

6.5 Modeller för prognosering av antalet påbörjade lägenheter

Bostadsbyggandet är indelat i två sektorer, flerbostadshus och småhus. Omfattande arbete har lagts ner på sökandet efter lämpliga ledande indikatorer. Som ledande indikator valdes inkomna ansökningar om bostadslån. Inkomna ansökningar om bostadslån uttryckt i antal lägenheter publiceras i Bostadssyrelsens statistik.

Denna omfattar emellertid enbart statligt finansierade hus. Andelen statligt finansierade hus är hög. För flerbostadshusens del har den kontinuerligt vuxit sedan 60-talet och nådde kring 1980 100 procent. För småhusens del låg andelen statligt finansierade hus i början av 70-talet kring 70 procent. Därefter har andelen ökat och nådde 1978 ca 93 procent. Med nuvarande finansierings- och skattesystem kan andelen förväntas förbli nära 100 procent.

Det har i datamaterialet varit möjligt att dela upp antalet påbörjade lägenheter i flerbostadshus och småhus i statligt finansierade respektive privat finansierade. Därefter har modeller kunnat utvecklas, i vilka påbörjade lägenheter relateras till ansökningar om bostadslån. Dessa modeller har använts för prognosering av antalet påbörjade lägenheter i statligt finansierade hus. När det gäller flerbostadshus, representerar de statligt finansierade husen hela marknaden. För småhusens del har prognoser över den obetydliga andelen privat finansierade lägenheter adderats till de formellt prognoserade som endast omfattar lägenheter med statlig finansiering.

6.5.1 Flerbostadshus

Produktionen av lägenheter i flerbostadshus påverkas av flera faktorer. En viktig faktor är efterfrågan. Denna kan representeras med antalet inkomna ansökningar om bostadslån. En annan faktor är trånga sektioner i produktionssystemet. En sådan är tillgången på betongarbetare, som tidvis enligt branschuppfattningar fungerat som en trång sektion. En tredje faktor, som påverkar produktionen, är statliga stimulansåtgärder i sysselsättningsutjämnande syfte. Dessa medför en tidigareläggning av igångsättningen. Alla de nämnda faktorerna är tillsammans med säsongfaktorer representerade i följande modell:

$$\begin{aligned} \log Y_t = & 0,9273B(\log X_t, 6, 0,15) + 0,2008W_t \\ & - 0,0565\log(Z_{t-1} + Z_{t-2} + Z_{t-3}) + 0,7014D_{1t} \\ & + 0,9393D_{2t} + 0,8064D_{3t} + 1,0559D_{4t} - 0,0285S_{1t} \\ & - 0,1959S_{2t} - 0,0542S_{3t} - 0,2140S_{4t} + E_t \quad (6-12) \end{aligned}$$

Variablerna i (6-12) är definierade enligt följande

Y_t = antalet påbörjade lägenheter i statligt finansierade flerbostadshus

X_t = inkomna ansökningar om statligt bostadslån till flerbostadshus, nybyggnad, antal lägenheter (Bostadsstyrelsen)

Z_t = brist på betongarbetare i det totala byggandet. Procent ja-svar enligt konjunkturbarometer.

$$W_t = \begin{cases} 1 & \text{för kvartal av kategori A} \\ -1 & \text{för kvartal som följer omedelbart efter ett} \\ & \text{kvartal av kategori A} \\ 0 & \text{för övrigt} \end{cases}$$

Med kvartal av kategori A menas ett kvartal under vilket temporära byggstimulerande åtgärder, som är kopplade till igångsättning för ett visst datum, upphör att gälla.

$D_{1t} = 1$ kvartal 1, annars 0

$D_{2t} = 1$ " 2 "

$D_{3t} = 1$ " 3 "

$D_{4t} = 1$ " 4 "

$S_{1t} = 1$ kvartal 1 år 1976 och senare, annars 0

$S_{2t} = 1$ " 2 "

$S_{3t} = 1$ " 3 "

$S_{4t} = 1$ " 4 "

6.5.2 Småhus

Förutsättningarna för modellbyggnad i småhussektorn är i stort desamma som för flerbostadssektorn. Ett undantag är att produktionsfaktorn betongarbetare inte är lika viktig för småhusproduktionen. Den skattade modellen ser ut som följer

$$\begin{aligned} \log Y_t = & 0,9105B(\log X_t ; 5 ; 0,17) + 0,2986W_t \\ & + 0,2515D_{1t} + 0,9326D_{2t} + 0,7778D_{3t} \\ & + 0,8817D_{4t} + 0,1760S_{1t} - 0,0388S_{2t} \\ & - 0,0408S_{3t} - 0,0440S_{4t} + E_t \end{aligned} \quad (6-13)$$

där

$Y_t =$ antal påbörjade lägenheter i statligt finansierade småhus kvartal t

$X_t =$ inkomna ansökningar om statligt bostadslån till småhus kvartal t , nybyggnad, antal lägenheter (Bostadsstyrelsen)

Övriga variablers definition framgår av modellen för flerbo-
stadshus

6.6 Tidsseriemodeller

De kausala prognosmodellerna för prognosering av antalet sys-
selsatta byggnadsarbetare och antalet påbörjade lägenheter
innehåller oberoende variabler i form av ledande indikatorer.
För vissa prognosändamål är utfallen på de oberoende variab-
lerna därför kända, eftersom de representerar redan inträffade
och registrerade händelser. För andra prognosändamål räcker
dock de oberoende variabelernas tidsförskjutning i förhållande
till de beroende eventuellt inte till, för att de oberoende
variablerna skall ha hunnit bli observerade. I sådana fall
krävs prognoser på dessa. För detta ändamål har tidsseriemodel-
ler av ARIMA-typ utvecklats. I det följande redovisas modeller,
som skattats ur tidsseriedata t o m kvartal 1 år 1983, totalt
73 kvartal.

1. Påbörjade byggnadsprojekt i sektorn industri
kvartal t uttryckt i miljoner kronor (Y_t):

$$H_1 H_4 \log Y_t = 0,4758 H_1 H_4 \log Y_{t-1} - 0,4454 H_1 H_4 \log Y_{t-2} \\ + E_t - 0,9202 E_{t-4}$$

2. Påbörjade byggnadsprojekt i sektorn kraftverk
kvartal t uttryckt i miljoner kronor (Y_t):

$$H_1 H_4 \log Y_t = -0,7160 H_1 H_4 \log Y_{t-1} - 0,4565 H_1 H_4 \log Y_{t-2} \\ + E_t - 0,9197 E_{t-4}$$

3. Påbörjade byggnadsprojekt i sektorn handel,
förvaltning m m kvartal t uttryckt i miljoner
kronor (Y_t):

$$\begin{aligned}
 H_1 H_4 \log Y_t &= 0,2866 H_1 H_4 \log Y_{t-1} - 0,2235 H_1 H_4 \log Y_{t-2} \\
 &+ E_t - 0,9166 E_{t-1} - 0,8374 E_{t-4} \\
 &+ 0,7676 E_{t-5}
 \end{aligned}$$

4. Påbörjade byggnadsprojekt i sektorn samfärdsel kvartal t uttryckt i miljoner kronor (Y_t):

$$\begin{aligned}
 H_1 H_4 \log Y_t &= E_t - 0,8989 E_{t-1} - 0,908 E_{t-4} \\
 &+ 0,9960 E_{t-5} + 0,2137 E_{t-8} \\
 &- 0,1921 E_{t-9}
 \end{aligned}$$

5. Påbörjade byggnadsprojekt i sektorn gator, vägar, vatten, avlopp m m kvartal t uttryckt i miljoner kronor (Y_t):

$$\begin{aligned}
 H_1 H_4 \log Y_t &= - 0,6447 H_1 H_4 \log Y_{t-1} - 0,6162 H_1 H_4 \log Y_{t-2} \\
 &- 0,3502 H_1 H_4 \log Y_{t-3} + E_t - 0,9049 E_{t-4}
 \end{aligned}$$

6. Antal sysselsatta byggnadsarbetare i sektorn övriga områden kvartal t (Y_t):

$$\begin{aligned}
 H_1 H_4 \log Y_t &= 0,0033 + E_t - 0,2047 E_{t-2} - 0,9020 E_{t-4} \\
 &+ 0,1846 E_{t-6}
 \end{aligned}$$

7. Inkomna ansökningar om statligt bostadslån till nybyggda flerbostadshus kvartal t uttryckt i antal lägenheter (Y_t):

$$\begin{aligned}
 H_1 H_4 \log Y_t &= 0,3696 H_1 H_4 W_t - 0,4819 N_{t-1} - 0,1188 N_{t-4} \\
 &- 0,0572 N_{t-5} + E_t - 0,4456 E_{t-2} \\
 &- 0,5170 E_{t-4} + 0,8090 E_{t-6}
 \end{aligned}$$

där

$$W_t = \begin{cases} 1 & \text{för kvartal av kategori A} \\ -1 & \text{för kvartal som följer omedelbart} \\ & \text{efter ett kvartal av kategori A} \\ 0 & \text{för övrigt} \end{cases}$$

Innebörden av "kvartal av kategori A" har preciserats i avsnitt 6.5.1.

8. Inkomna ansökningar om statligt bostadslån till nybyggda småhus kvartal t uttryckt i antal lägenheter (Y_t):

$$H_1 H_4 \log Y_t = 0,5187 H_1 H_4 W_t - 0,7023 N_{t-1} - 0,6031 N_{t-4} \\ - 0,4236 N_{t-5} + E_t - 0,7508 E_{t-2}$$

Där W_t är definierad enligt punkt 6 ovan.

7 PROGNOSSYSTEMET

Med begreppet prognosystem avses här en fullständig apparat för rutinmässig prognosering. Systemet består av data, modeller, skattningsförfaranden samt datainsamlings- och beräkningsrutiner. I föreliggande kapitel beskrivs hur de i det föregående beskrivna komponenterna har integrerats till ett prognossystem, och hur komponenterna hanteras över tiden för att producera nya prognoser varje kvartal. Prognossystemet kan sägas bestå av två stora delsystem, ett prognosberäkningssystem och ett skattningsystem.

7.1 Prognosberäkningssystemet

Prognosberäkningssystemet består av ett omfattande delsystem för prognosering av cementefterfrågan på huvudmarknaden och ett mindre ambitiöst utformat delsystem för prognosering av efterfrågan på restmarknaden. Totalsystemet är utformat för beräkning av prognoser varje kvartal. Vid varje beräkningstillfälle beräknas prognoser för varje kvartal fram till en horisont på sex kvartal - d v s sex prognoser per beräkningstillfälle.

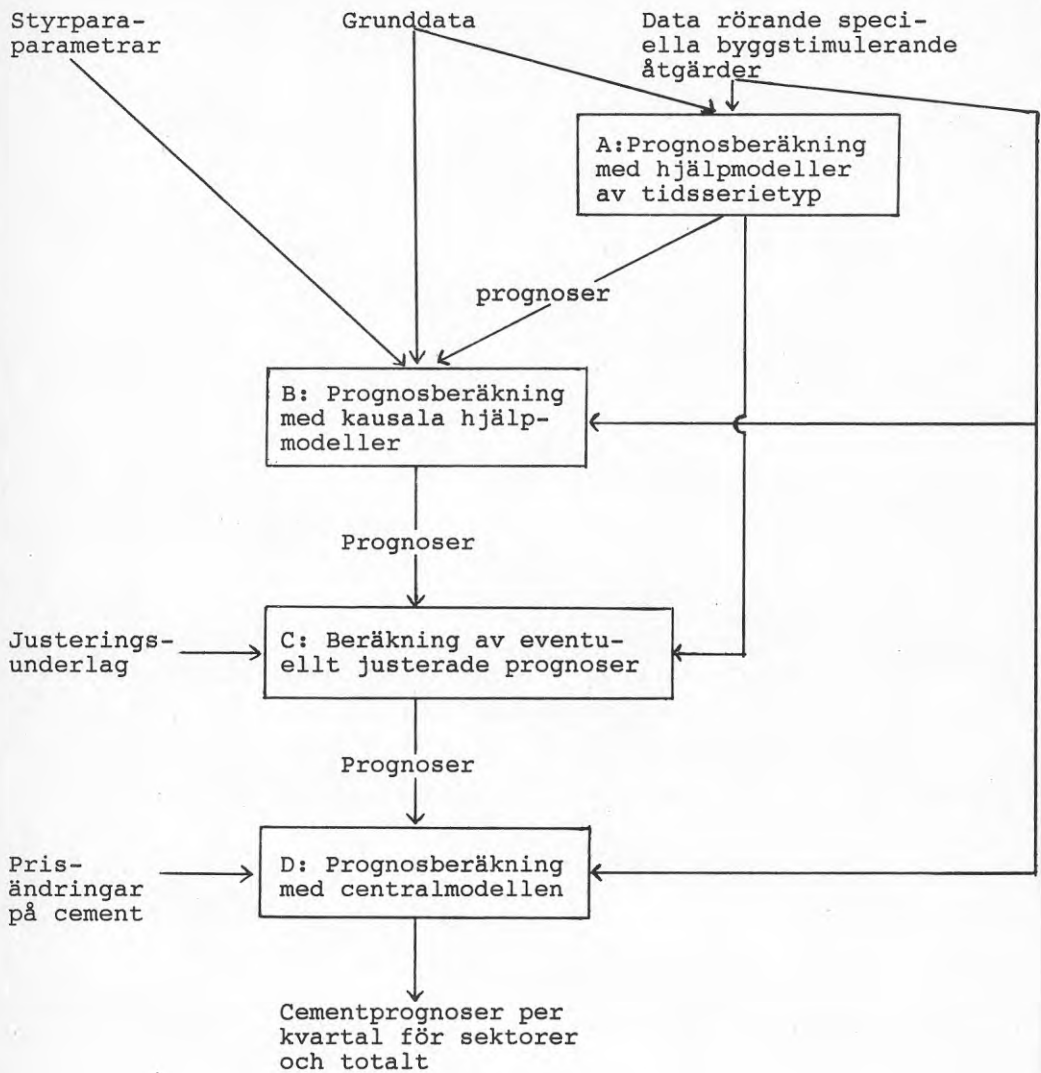
Prognosberäkningssystemet består dels av ett datorbaserat beräkningsprogram, som är programmerat i FORTRAN, dels av ett antal datakomponenter, vilka utgör indata vid beräkningarna. Beräkningarna styrs med styrparametrar för att ge flexibilitet och möjlighet till "intervention" om icke normala förutsättningar skulle uppträda.

7.1.1 Prognosberäkning för huvudmarknaden

Huvudmarknaden består av sådana byggnadssektorer som täcks av SCB:s statistik på ett tillfredsställande sätt. Huvudmarknaden har uppskattats utgöra mer än 90% av totalmarknaden. Prognosberäkningssystemet för huvudmarknaden visas i figur 7.1. Systemen av hjälpmodeller, komponenterna A och B i figuren har beskrivits i avsnitten 6.4, 6.5 och 6.6. I tabell 7.1 ges en översikt över hjälpmodellernas system- och variabelstruktur. Centralmodellens utformning (komponent D i figur 7.1) har beskrivits i kapitel 4.

Den mest omfattande indatamängden i systemet i figur 7.1 har benämnts "Grunddata". Den omfattar historiska kvartalsdata för alla beroende och oberoende variabler så långt bakåt i tiden som erfordras för beräkning av lag-variabler och residualer. Grunddata uppdateras varje kvartal med senast tillkomna data. I vissa fall är dessa preliminära. I sådana fall görs en korrigering av data med ledning av tidigare observerade samband mellan preliminära och definitiva värden. Dessutom ersätts tidigare inlagda preliminära värden med definitiva, vilket kan göras, eftersom SCB kontinuerligt reviderar tidigare publicerade preliminära uppgifter.

Indatakomponenten "Speciella byggstimulerande åtgärder" skall innehålla en specificering av kvartal inom prognoshorisonten, under vilka dylika åtgärder förväntas påverka påbörjandet inom bostadssektorerna (se avsnitt 4.6.1). Normalt förekommer inga sådana åtgärder.



Figur 7.1 Prognosberäkningssystemet för huvudmarknaden.

Tabell 7.1 Hjälpmodeller. System- och variabelstruktur.

Sektor	Kausal modell		Tidsserie- modell.
	Prognosvariabel (=beroende variabel)	Oberoende variabler	Prognos- variabel
1. Flerbostads- hus	Påbörjade lgh i statl belånade hus	Antal ansökningar om statl lån. Brist på betongarb. Tillfälliga byggstimulerande åtgärder	Ansökningar om statl lån. Brist på betongarb
2. Småhus	Påbörjade lgh i statl belånade hus	Antal ansökningar om statl lån. Tillfälliga byggstimulerande åtgärder.	Ansökningar om statl lån
3. Industri	a) Sysselsatta byggnadsarb	a) Påbörjade byggnadsprojekt (milj kr)	a) Påbörjade byggnads- projekt (milj kr)
	b) Sysselsatta byggnadsarb	b) Riksbankens diskonto. Industrins kapacitetsutnyttjande	b) Industrins kapacitets utnyttjande c) Riksbankens diskonto
4. Kraftverk	Sysselsatta byggnadsarb	Påbörjade byggnadsprojekt (milj kr)	Påbörjade byggnads- projekt (milj kr)
5. Samfärdsel	"	"	"
6. Handel, förvaltn, m m	"	"	"
7. Vägar, gator, m m	"	"	"
8. Övriga områden			Sysselsatta byggnadsarb

Indata i form av "Styrparametrar" består av lättanvända instruktioner till programmet. Dessa styr beräkningsgången och kan användas för att åstadkomma speciallösningar i exceptionella situationer. I normala fall är styrparametrarna inställda på standardvärden.

Indata i form av "Justeringsunderlag" ger möjlighet att ändra värden på prognoserade oberoende variabler. Detta är avsett att tillämpas när prognosförutsättningarna klart avviker från normala förhållanden. Det kan t ex vara fallet om strejk förväntas i vissa sektorer under viss prognosperiod, eller om modellsambandens koefficienter inte skulle vara representativa för viss prognosperiod.

Med "Prisändringar på cement" avses indata i form av en specificering av sådana kvartal under vilka en i förväg tillkännagiven prishöjning överstigande två procent kommer att träda i kraft vid kvartalens början. Dessa prisändringstillfällen kan normalt predikteras av prognosanvändaren, vilket gör det möjligt att skatta även spekulationseffekter på den prognoserade cementefterfrågan.

Output från beräkningarna är prognoser på cementefterfrågan i kiloton för varje kvartal, sex kvartal framåt i tiden. Prognoserna beräknas per sektor. Genom en parameterändring kan prognoserna utsträckas längre framåt i tiden än sex kvartal.

I samtliga hjälpmodeller i tabell 7.1 ingår även säsongfaktorer som variabler, vilket inte angivits i tabellen. Utöver de hjälpmodeller som är medtagna i tabellen, har även tidsseriemo- deller för prognosering av andelen statligt finansierade lägenheter i flerbostadshus och småhus utvecklats. Dessa används för att omvandla prognoser över påbörjade lägenheter i statligt be-

lånade hus till prognoser över påbörjade lägenheter totalt (statligt och privat finansierade) för flerbostadshus- och småhussektorn.

Vid användningen av hjälpsystemen prognoseras först tidsseriemodellernas prognosvariabler. Dessa substitueras sedan i förekommande fall som oberoende variabler i de kausala modellerna, varefter de kausala modellernas beroende variabler kan prognoseras.

7.1.2 Prognosberäkning för restmarknaden

Restmarknaden är sammansatt av fyra sektorer:

- byggnadsprojekt inom jordbruket (sektor 10)
- vägverkets brobyggnad (sektor 11)
- tillverkning av betongslipers (sektor 12)
- modernisering av flerbostadshus (sektor 13)

I avsnitt 3.4 beskrevs hur cementefterfrågan i de fyra sektorerna beräknats historiskt. Vid prognoseringen har i princip samma teknik använts.

Byggnadsverksamheten inom jordbruket (sektor 10) omfattar ny- och ombyggnad av djurstallar, lagerbyggnader för spannmål, övriga lagerbyggnader, maskinhus och garage.

Dessa variabler prognoseras genom framskrivning och bedömningsmässig justering baserad på vad som är känt om utvecklingen inom jordbruket. På detta sätt framskrivna värden multipliceras med sina respektive åtgångstal, vilket ger cementprognoserna.

Cementanvändningen vid Vägverkets brobyggnad (sektor 11) prognoseras med hjälp av schematiska beräkningar av cementåtgången, vilka görs av Vägverket.

Cementanvändningen vid tillverkning av betongslipers (sektor 12) prognoseras med hjälp av produktionsplaner från tillverkarna.

Cementanvändningen vid modernisering av flerbostadshus (sektor 13) prognoseras i två steg. I det första skrivs antalet moderniserade lägenheter fram. I steg två multipliceras antalet lägenheter med åtgångstalet. Hur detta har framställts framgår av avsnitt 3.4.

7.1.3 Prognostabell

Huvudmarknadens och restmarknadens prognosberäkningssystem är integrerade i samma datorprogram. I samband med varje prognosberäkning skrivs bl a en prognostabell ut. En prognostabell visas i tabell 7.2. Den bakomliggande cementmodell som beräkningarna baseras på är skattad ur data t o m år 1981 och hjälpmodellerna likaledes ur data t o m år 1981. Prognoserna beräknas för kvartal 1, 1983 och framåt.

I tabell 7.2 är prognoserna för totalmarknaden uppdelade på de i avsnitt 3.4 definierade marknadssegmenten, sektorerna 1 - 13. Sektorerna 9 - 13 har dock slagits ihop till en sektor. Dessutom har två effekter medtagits separat, säsongvariation och spekulation. För att få hela efterfrågan per sektor bör kvantiteterna säsongvariation och spekulation fördelas proportionellt på sektorena 9-13.

Det framgår av tabell 7.2 att det är möjligt att uppskatta efterfrågan per marknadssegment med hjälp av centralmodellen, trots att efterfrågan inte registreras empiriskt på segmentnivå.

Tabell 7.2 Cementprognoser med uppdelning på sektorer och effekter beräknade vid början av kvartal 1 år 1983 (kton)

Sektor/ effekt	Kvartal					
	1983:1	1983:2	1983:3	1983:4	1984:1	1984:2
1. Fler bostads- hus	73,4	74,8	60,8	86,2	89,9	85,1
2. Småhus	128,0	115,1	87,7	125,9	115,0	99,7
3. Industri	21,4	19,4	16,4	27,6	28,1	29,8
4. Kraftverk	25,3	22,3	16,0	19,4	16,7	13,9
5. Samfärdsel	19,1	18,0	11,6	15,3	13,4	11,4
6. Handel mm	60,0	57,6	41,1	61,1	62,5	57,4
7. Gator mm	22,0	26,2	19,5	25,5	24,0	27,4
8. Övr om- råden	10,4	10,8	7,7	9,6	9,2	9,6
9-13 Rest- marknad+ div	45,7	76,1	25,6	47,3	42,9	67,1
Säsongsvaria- tion	-6,2	102,5	172,9	42,9	-6,3	101,3
Spekulation	0	0	0	13,0	-13,0	0
Total- marknaden	399,2	522,7	459,2	473,8	382,2	502,6

7.2 Skattningsystemet

Centralmodellen och hjälpmodellerna innehåller ett stort antal koefficienter, som måste skattas ur empiriska data. I föreliggande avsnitt beskrivs huvuddragen i skattningsystemet. Beskrivningen är i första hand inriktad på huvudmarknadens modellsystem

Arbetet med skattning av koefficienterna i modellsystemet är omfattande. En lämplig avvägning mellan å ena sidan arbetsinsats och å andra sidan värdet av att kunna fånga upp eventuella förändringar hos koefficienter och strukturella förutsättningar har ansetts vara att uppdatera modellsystemets koefficienter en gång per år. Bidragande till detta val (men midre betydelsefullt) är även att några få variabler enbart publiceras årligen, och att det för säsongvarierande efterfrågan kan vara lämpligt att låta datamängden omfatta ett helt antal år. Lämplig tidpunkt för uppdatering av skattningarna inträffar under andra kvartalet varje år, eftersom samtliga variabler då föreligger för föregående år. Dessutom har då preliminära uppgifter för föregående år hunnit revideras till mera definitiva uppgifter.

Skattningen av modellsystemet är utformad i ett antal steg.

I steg ett skattas cementefterfrågan på restmarknaden för föregående år med hjälp av nya data. Det görs med hjälp av den i avsnitt 3.4 beskrivna metoden. Restmarknadens efterfrågan subtraheras från den totala cementefterfrågan, vilket ger cementefterfrågan på huvudmarknaden för samtliga kvartal under föregående år. Därmed är tidsserien för cementefterfrågan på huvudmarknaden uppdaterad.

I steg två skattas koefficienterna $c_3, c_4 \dots c_8$ för sektorena 3-8 ur en kombinerad och uppdaterad tidsserie- och tvärsnittsdatamängd, i vilken data är registrerade per år och län. Denna har tillsammans med modellutvecklingsmetoden beskrivits i kapitel 5. Med hjälp av de skattade koefficienterna och uppgifter om antalet sysselsatta byggnadsarbetare i sektorerna 3-8 kan cementefterfrågan för dessa sektorer beräknas för varje kvartal under föregående år. Denna efterfrågan subtraheras från huvudmarknadens cementefterfrågan, vilket ger efterfrågan på huvudmarknaden exklusive sektorena 3-8. Denna efterfrågan har tidigare betecknats med $Y_{1,t}$ enligt (4-13). Därmed är $Y_{1,t}$ uppdaterad t o m föregående års slut.

I steg tre uppdateras resterande variabler i kvartalsdatamängden för hela marknaden (se avsnitt 4.6.4) för föregående år. Därefter skattas koefficienterna i (4-18) ur den uppdaterade kvartalsdatamängden.

I steg fyra, slutligen, skattas nya koefficienter i systemet av hjälpmodeller. När det gäller tidsseriemodellerna, kan det även i enstaka fall förekomma att specificeringar ändras.

8 U T V Ä R D E R I N G

8 . 1 U t v ä r d e r i n g s m e t o d e r

Tillgängliga metoder för utvärdering av prognosystem torde kunna hänföras till tre kategorier:

- modellutvärdering
- systemsimulering
- systemtest

Modellutvärdering innebär att varje modell i systemet utvärderas för sig som en isolerad systemkomponent. Filosofin bakom modellutvärdering är att om varje modell i systemet är acceptabel och relationen mellan modeller väldefinierad och logisk, så är även totalsystemet acceptabelt. Modellutvärdering har användning dels för utvärdering av enstaka modeller utan alternativ, dels i samband med val mellan alternativa modeller.

Det finns två metoder för modellutvärdering. Enligt den ena förutsätts modellen ha skattats på hela det tillgängliga dataunderlaget. Den skattade modellen granskas därefter enligt rimlighetskriterier och statistiska kriterier (se avsnitt 8.2 nedan). Enligt den andra utvärderingsmetoden, modellsimulering, utnyttjas en del av dataunderlaget för skattning av modellens koefficienter, varefter modellen används för simulerad prognosering av observationerna på den beroende variabeln i dataunderlagets återstående del.

En svårighet med modellsimulering som metod är att även modellspecificeringen bör baseras på dataunderlagets första del. Forskaren måste alltså i alla avseenden agera som om dataunderlagets senare del vore okänd när modellen specificeras och skattas. En annan svårighet är att skattningen av modellen normalt kräver tillgång till så stor del av det tillgängliga data-

underlaget, att det som återstår för simulering är otillräckligt.

Med systemsimulering avses att hela prognossystemet används för simulering av prognosvariabeln. Simulerade värden kan jämföras med de redan kända utfallen och prognosprecisionen och andra egenskaper utvärderas. Utöver de principiella svårigheter med simulering som tagits upp för enskilda modeller, finns här ytterligare en. Det är svårigheten att vid systemsimulering representera alla de problem som har att göra med behovet av mer eller mindre kontinuerlig datatillförsel till systemet vid praktisk tillämpning.

Systemtest innebär att det specificerade och skattade prognossystemet testas i realtid för sin egentliga uppgift - prognosering. Systemtestet sker i laboratoriemiljö i den meningen att prognossystemet inte är infogat i ett i praktiken arbetande beslutssystem. Systemtestet övervinner de svårigheter som kännetecknar systemsimulering som utvärderingsmetod. En ny svårighet tillkommer i stället, nämligen att systemtest tar relativt lång tid.

Modellutvärdering, systemsimulering och systemtest kan alla användas för jämförelse mellan alternativ i form av olika modeller eller olika system.

I denna studie har valts att utvärdera prognossystemet dels genom modellutvärdering, dels genom systemtest.

8.2 Modellutvärdering

I tillämpad ekonometrisk forskning finns ett etablerat arbetsätt, som innebär att en modell specificeras, skattas och utvärderas. Förfarandet upprepas, varje gång med respecificering av modeller, tills ett acceptabelt resultat har uppnåtts eller

möjligheterna uttömts. I denna studie har ett stort antal modeller av såväl kausal typ som tidsserietyp utvecklats.

Kausala modeller har utvärderats dels genom rimlighetsbedömning av koefficienter, dels genom statistisk utvärdering.

Rimlighetsbedömningen av koefficienter bygger på att det med ledning av kunskaper om byggmarknaden varit möjligt att förutsäga olika koefficienters tecken (pos eller neg). Ibland har det även varit möjligt att placera koefficienter i ett numeriskt intervall. Modeller med koefficientskattningar, vilka varit oförenliga med förutsägelseerna, har förkastats och respecifierats.

Den statistiska utvärderingen av kausala modeller har generellt omfattat:

- a. Analys av autokorrelationsfunktionen. Residualernas autokorrelationsfunktion för samtliga laggar har plottats och mönstret studerats för varje modell med avseende på beroende mellan residualerna. Dessutom har förekomsten av signifikant autokorrelation bland residualerna för laggar lika med 1,2,3 osv testats med ett test som utvecklats av Ljung & Box (1978)
- b. Kontroll av heteroscedasticitet. Förekomsten av icke homogen residualspridning, s k heteroscedasticitet, har kontrollerats med hjälp av diagram. Residualerna har plottats som funktion av varje oberoende variabel i syfte att bedöma, huruvida oacceptabel grad av heteroscedasticitet skulle förekomma.
- c. Bedömning av koefficientskattningar. Bedömning av koefficientskattningar har genomförts på traditionellt sätt med hjälp skattade standardavvikelser, konfidensintervall och t-test- En huvudregel har varit att skattade koefficienter skall vara signifikant skilda från noll på

10%-nivån, om inte speciella skäl varit för handen. Ett sådant skäl kan vara att koefficienten ifråga bidragit positivt till att förbättra skattningen av andra koefficienter, till en mera acceptabel autokorrelationsfunktion (punkt 6 ovan) eller till reducerad heteroscedasticitet. Ett annat skäl kan vara att en skattning bekräftat en kunskapsgrundad a priori-uppfattning om koefficientens sannolika värde.

- d. Bedömning av förklaringsgrad. Utveckling av prognosmodeller innebär alltid en strävan efter modeller med god förklaringsgrad. Bakom denna strävan ligger hypotesen att god förklaringsgrad ger god prognoskraft. Residualernas standardavvikelse har använts som mått på förklaringsgrad i denna studie. Måttet beräknas genom att de observerade residualernas kvadrater summeras, divideras med frihetsgradtalet varefter kvadratroten ur kvoten beräknas. Frihetsgradtalet utgör antalet observationer minus antalet skattade parametrar. Ju mindre standardavvikelsen är, desto större är förklaringsgraden. Residualernas standardavvikelse har använts som kriterium för val mellan skattade modeller, förutsatt att modellerna uppfyllt under punkterna a - c ovan ställda krav.

Tidsseriemodellerna av ARIMA-typ har utvecklats och utvärderats enligt de metoder som föreslagits av Box & Jenkins (1976)

Utöver de generellt tillämpade utvärderingsmetoderna har begränsad prognossimulering använts i enstaka fall för att ge underlag för val mellan olika modellalternativ.

8.3 Systemtest

8.3.1 Uppläggning och syfte

Forskningsarbetet inom detta projekt påbörjades tidigt under år 1982 med olika studier av byggmarknaden genom sekundärinformation och intervjuer, sammanställning av data och så småningom modellutveckling. I början av år 1983 var systemet färdigutvecklat.

Systemtestet pågick fr o m kvartal 1, 1983 t o m kvartal 2, 1984, det vill säga under ett och ett halvt år. Under denna tid testades systemet i realtid. Data samlades periodiskt in från systemets olika datakällor, prognoser beräknades varje kvartal och de olika modellernas koefficienter skattades vid i förväg bestämda tidpunkter. I föreliggande avsnitt redovisas resultaten av systemtestet.

Syftet med systemtestet var att utvärdera det kausala prognosystemets

- prognosprecision

- allmänna funktion under driftmässiga förhållanden

8.3.2 Prognosprecision

Prognosprecisionen hos prognossystemet är den viktigaste utvärderingsfaktorn. Systemtestet pågick under sex kvartal. Vid varje prognosberäkningstillfälle beräknades prognoser per kvartal, sex kvartal framåt i tiden. Det innebär att underlaget för utvärdering av systemets prognosprecision omfattar 36 prognoser.

8.3.2.1 Referenssystem

Utvärdering av prognosprecisionen hos ett prognossystem förutsätter tillgång till en standard, som prognosprecisionen kan jämföras med. Standarden kommer att utgöras av precisionen hos ett alternativt sätt att göra prognoser. Detta kommer i fortsättningen att benämnas referenssystem. Det kausala prognossystemet är av objektivt slag, varmed menas att det producerar unika prognoser, givet indata. Detsamma bör gälla för referenssystemet. Samtidigt är det en fördel om referenssystemets precisionsnivå inte skiljer sig för mycket från den som kan uppnås i praktiken.

En i litteraturen föreslagen princip för precisionsjämförelse är att låta en sk naiv prognosmetod vara referensmetod (se t ex Wheelwright & Makridakis, 1980, sid 37). Det vanligaste förslaget är att låta den senaste periodens efterfrågan utgöra prognosen. I säsongbranscher skulle detta emellertid ge sämre prognosprecision än en annan naiv variant, nämligen att låta prognosen utgöras av den senast observerade efterfrågan från en period med samma läge inom säsongen som prognosperioden. Prognosen för ett visst tredje kvartal sätts alltså lika med den senast observerade tredjekvartalsefterfrågan. Denna metod har valts här och utgör alltså "referenssystemet".

8.3.2.2 Precisionsbegrepp

Begreppet prognosfel definieras

$$F = | U - P | \quad (8-1)$$

där

F = prognosfel

U = efterfrågeutfall

P = prognos

Prognosfelet enligt (8-1) är definierat som en positiv storhet: skillnaden mellan utfall och prognos taget som absolutbelopp. Det relativa prognosfelet ger en uppfattning om felet i relation till det som skall prognoseras. Det relativa felet definieras här

$$R = \frac{F}{U} \cdot 100 \quad (8-2)$$

När precisionen hos ett prognossystem jämförs med en standard, t ex precisionen hos ett referenssystem, kan det vara lämpligt att belysa hur stor del av förbättringspotentialen, som prognossystemet tar till vara. För att mäta detta bildas här precisionskoefficienten

$$K = 1 - \frac{\Sigma A_i}{\Sigma B_i} \quad (8-3)$$

där

ΣA_i = prognosfelssumma för det prognosystem som skall utvärderas, $i = 1, 2, \dots, n$

ΣB_i = prognosfelssumma för standarden, $i = 1, 2, \dots, n$

n = antal prognoser

Det är i (8-3) förutsatt att prognosfelen A_i och B_i definieras enligt (8-1) och att index i representerar en summation, som löper över samma efterfrågeutfall för både A_i och B_i . Precisionskoefficienten K är tillämpbar, när det föreligger prognoser för n perioder beräknade med två alternativa metoder och när utfallen konstaterats. Om det system vars precision skall

utvärderas ger samma precision i genomsnitt som standarden, blir K lika med noll. Om "det nya systemet" presterar perfekta prognoser antar K värdet ett. Negativa värden på K visar att det utvärderade systemet har sämre prognosprecision än standarden. Nämnaren i (8-3) förutsätts vara större än noll. K kan tolkas som den relativa förändringen i genomsnittligt prognosfel när standarden ersätts med den prognosmetod, som skall utvärderas.

8.3.2.3 Resultat: Prognoser per kvartal

Systemtestet pågick t o m kvartal 2, 1984.

Prognoser beräknades vid varje beräkningstillfälle per kvartal, sex kvartal framåt i tiden. Efterfrågeutfallen följdes därför upp t o m kvartal 3, 1985. För varje horisont $H = 1, 2..6$ finns med andra ord sex prognoser som underlag för utvärderingen. Samtliga utfall, prognoser och prognosfel redovisas i bilaga 1. Där visas i tabell B1.1 resultat för det kausala prognossystemet och i tabell B1.2 för referenssystemet.

I tabell 8.1 visas en sammanfattning av resultaten för prognoser per kvartal med horisonter från ett till sex kvartal. Medelvärden för såväl absoluta prognosfel (F) uttryckta i kton cement som relativa (R) uttryckta i procent av utfall visas.

Tabell 8.1 Prognosfel och precisionskoefficient för olika prognoshorisonter. Prognosfelen är uttryckta i kton cement (F) och i procent av utfall (R)

Prognos- horisont	Prognos- period	Prognosfel (medelvärden)				Precisions- koefficient
		Referenssystem		Kausalt system		
		F	R	F	R	
1	1	38,2	8,7	15,5	3,4	0,59
2	1	35,3	7,9	21,2	4,9	0,40
3	1	26,0	6,1	23,2	5,3	0,11
4	1	30,2	7,7	27,6	6,7	0,09
5	1	51,3	12,7	28,0	6,8	0,45
6	1	47,5	11,7	36,1	9,0	0,24

Precisionskoefficienten visar hur mycket prognosfelet minskar i relativa termer, om det kausala prognossystemet används för prognosering i stället för referenssystemet. Ett studium av prognoskoefficienten i tabell 8.1 visar att det kausala prognossystemet haft klart bättre prognosprecision under testperioden vid prognoseringen av efterfrågan per kvartal. Koefficienten varierar med prognoshorisonten. För horisonten 4 kvartal är precisionsförbättringen 9% ($K=0,09$), medan den för horisonten 5 kvartal är 45% ($K=0,45$). Variationen hos K beror främst på referenssystemets specifika egenskaper. Det framgår av tabell 8.1 att referenssystemets prognosfel inte ökar likformigt med ökande prognoshorisont, vilket är fallet för det kausala systemet.

Ett genomsnitt av precisionskoefficienterna för de sex olika prognoshorisonterna ger ett värde på 0,31. Om detta värde ac-

cepteras som ett sammanfattande mått, skulle alltså det kausala prognossystemet i genomsnitt reducera prgonosfelen med ca 30% jämfört med referenssystemet vid prognosering av efterfrågan per kvartal inom prognoshorisonter på maximalt sex kvartal.

8.3.2.4 Resultat: kumulativa prognoser

Efterfrågeprognoser per kvartal är emellertid inte det enda slag av prognoser, som är intressant från planeringssynpunkt. För flera ändamål kan kumulativa prognoser vara av större intresse. Med kumulativ prognos avses här en efterfrågeprognos med en prognosperiod omfattande två eller flera i tiden sammanhängande kvartal. Kumulativa prognoser kan enkelt genereras ur kvartalsprognoser genom lämplig summation.

En precisionsjämförelse har genomförts för tre slag av kumulativa prognoser: för de närmaste fyra kvartalen (horisont = 4), för de närmaste sex kvartalen (horisont = 6) och för de fyra i tiden mest avlägsna kvartalen inom en horisont på sex kvartal. Det första och sista av dessa tre alternativ omfattar alltså efterfrågan under ett år, medan det mellersta omfattar sex kvartal. Resultaten visas i tabell 8.2.

Tabell 8.2 Prognosfel och precisionskoefficienter vid kumulativ prognosering. Prognosfelen är uttryckta i kton cement (F) och i procent av utfall (R)

Prognos- horisont	Prognos- period	Prognosfel (medelvärden)				Precisions- koefficient
		Referenssystem		Kausalt system		
		F	R	F	R	
4	4	128,0	7,4	49,4	2,9	0,61
6	6	226,8	8,8	65,0	2,5	0,71
6	4	153,7	9,1	52,3	3,1	0,66

Tabell 8.2 visar att det kausala systemet har en i jämförelse med referenssystemet mycket god precision vid kumulativ prognosering med prognosperioder på fyra respektive sex kvartal. Det kausala systemet reducerar prognosfelen med 61% eller mer enligt precisionskoefficienten. Resultaten antyder att det kausala systemets relativa fördel ökar med såväl ökande prognoshorisont som ökande prognosperiod.

8.4 Systemtest: Övriga aspekter

Den periodiska insamlingen av data varje kvartal fungerade i stort sett utan problem. Prognosberäkning baserad på observerade data t o m början av ett kvartal kunde normalt genomföras två månader in på kvartalet. Det innebar alltså att prognosen för det första av de sex prognoskvartalen först är tillgänglig två månader in på kvartalet. Detta medför dock inga speciella problem, eftersom denna prognos under de två månaderna ersätts

av en prognos beräknad närmast föregående kvartal (med horisont = 2).

Användningen av skattningssystemet för årlig uppdatering av samtliga koefficienter kunde göras som planerat under andra kvartalet (i slutet av april), då tillräckligt definitiva uppgifter var tillgängliga för samtliga variabler för närmast föregående år.

Insamlingen av data, som publiceras regelbundet av SCB eller andra myndigheter, medförde inte några speciella problem. Däremot krävdes en hel del arbete i samband med anskaffning av data för kvantifiering av restmarknaden, såväl beträffande data från myndigheter som från privata dataleverantörer.

I stort uppkom det emellertid inte några problem av praktisk natur, som inte kan bemästras i löpande drift av ett stort kausalt prognosystem för byggmarknaden.

8 . 5 S a m m a n f a t t n i n g

Systemtestet pekar på att det kausala prognosystemet har en överraskande god prognosprecision. Jämfört med referenssystemet förbättras prognosprecisionen med 30 - 70%, beroende på prognosproblemets natur.

Systemtestet genomfördes under en period när efterfrågan låg på en relativt stabil nivå. Om ett liknande systemtest hade kunnat genomföras under perioden 1970-1977 med den då snabbt avtagande efterfrågan, hade skillnaden till det kausala systemets fördel med all sannolikhet varit ännu större.

En ytterligare fördel med ett kausalt system av det utvecklade slaget är att det ger möjlighet att mäta efterfrågan, och att göra prognoser, för marknadssegment (sektorer), utan att efter-

frågan som sådan registreras per segment. Ett kausalt system ger dessutom kunskaper om marknadssammanhang och effekter av åtgärder, som är svåra, eller åtminstone kostsamma, att få fram på annat sätt.

Möjligheten för en kunnig användare att justera modellresultat för händelser och faktorer, vilka inte är representerade i modellerna, är sannolikt större för kausala system än för andra prognosystem.

Prognossystemet är i sin nuvarande utformning ett forsknings-system. Det har medvetet gjorts detaljerat med en relativt detaljrik centralmodell och ett större antal hjälpmodeller i syfte att undersöka systembyggnadsansatsen som sådan. Forskningssyftet har främst varit metodologiskt - att påvisa en metod för utveckling av prognosystem för byggmarknaden. Projektet skall ses som ett första steg i en forskningsprocess. Det bör följas av ytterligare ett steg där dels fler prognosobjekt än cement testas, dels möjligheterna till systemförenklingar och ökad prognosprecision undersöks. I avsnitt 8.6 "Fortsatt forskning" utvecklas dessa möjligheter närmare.

8 . 6 F o r t s a t t f o r s k n i n g

Erfarenheterna av utveckling och test av det kausala prognosystemet är goda, och ansatsen förefaller ha god utvecklingspotential. I detta avsnitt föreslås fortsatt forskning inom några områden, som torde kunna ge positiva bidrag till utveckling av den valda ansatsen.

8.6.1 Andra prognosobjekt

Cement har betraktats som det svåraste fallet när det gäller prognoser för marknadsefterfrågan. Filosofin har varit att om prognosansatsen fungerar för cement, så bör den även fungera för andra byggmaterial. Nu bör även andra byggmaterial prövas som prognosobjekt. Dessutom bör modeller för företags andel av marknadsefterfrågan prövas (marknadsandelsmodeller)

8.6.2 Restmarknadsproblemet

Cementefterfrågan har delats upp i en huvudmarknad och en restmarknad. Restmarknaden är relativt arbetsam att hantera och precisionen i uppskattningen av den är inte direkt mätbar. Restmarknaden kan inkluderas i huvudmarknaden, helt eller delvis, och faller då ut som ett "intercept" i cementmodellen. En dylik modell med tidsberoende intercept kan vara intressant att pröva.

8.6.3 Angående ledande indikatorer

I cementmodellen relateras den beroende variabeln (cementefterfrågan) till ett antal oberoende variabler, som är ledande indikatorer - t ex X (påbörjade lägenheter i flerbostadshus). I hjälpmodellen uttrycks i nästa steg X som funktion av en ny ledande indikator - säg Z (ansökningar om bostadslån).

En annan uppenbar möjlighet, som kan prövas, är att direkt uttrycka Y som funktion av Z. För- och nackdelar med detta från precisionssynpunkt, flexibilitetssynpunkt och arbetssynpunkt är ytterligare ett område för forskning.

8.6.4 Sammansatta sektorer

Centralmodellen har medvetet sektoriserats relativt långt för att representera efterfrågan från olika marknadssektorer (segment). Möjligheten att bilda sammansatta sektorer och utveckla indikatorer på efterfrågan från dessa med hjälp av resultat från denna studie i kombination med användning av multivariata tekniker är ytterligare ett intressant forskningsområde.

8.6.5 Tidsberoende vägning

Ekonometrisk skattning av modeller ur tidsseriedata förutsätter vanligen likaviktade observationer, oberoende av ålder. Samtidigt är det klart att det inträffar strukturella förändringar i marknaden av olika slag.

Ett sätt att få med dessa förändringar utan att överbelasta modellerna med variabler vore att i skattningsprocessen generellt väga observationerna med vikter, som avtar med växande ålder hos data. Det vore intressant att undersöka om dylik vägning kan förbättra prognosprecisionen.

8.6.6 Definitiv kontra preliminär statistik

En del av den byggnadsstatistik som används i systemet är preliminär när den först publiceras. Den korrigeras därefter vid därpå följande publiceringstillfällen för att så småningom stabiliseras på en "definitiv" nivå. Alla modeller och all prognosberäkning baseras i möjligaste mån på definitiva statistikuppgifter. Om preliminära uppgifter har använts, har dessa räknats upp med empiriskt fastställda, genomsnittliga uppräkningsstal. De uppräknade preliminära uppgifterna har därefter successivt ersatts med definitiva uppgifter. En alternativ strategi vore att genomgående basera systemet på preliminära uppgifter och att låta skattningsprocessen åstadkomma uppräknings-

ningen. Denna strategi förenklar datahanteringen, varför det vore intressant att undersöka hur den påverkar prognosprecisionen.

BILAGA 1

Noter

Noter till kapitel 4

1. Antag att en byggstimulerande åtgärd - t ex sänkt mervärdesskatt - sätts in kvartal T, och att L stycken lägenheter, som i statistiken formellt anges påbörjade kvartal T, i realiteten inte börjar byggas förrän kvartal T+1 på grund av överhettning på byggmarknaden. L utgör alltså en icke observerbar del av samtliga kvartal T formellt påbörjade lägenheter.

Inom ifrågavarande sektor kommer därför cementanvändningen att överskattas av modellen kvartal T och underskattas fr o m kvartal (T+1) t o m kvartal T+n+1, om n lag-variabler (inklusive lag noll) ingår i den binomialfördelade lag-strukturen. Det beror på att den reagerar på antalet enligt statistiken påbörjade lägenheter, varur L inte kan särskiljas.

Modellen (4-13) måste därför korrigeras genom att cementanvändningens förskjutning skattas simultant ur datamaterialet tillsammans med övriga effekter.

Med L fiktivt påbörjade lägenheter kvartal T bör cementanvändningens fördelning inom en sektor med binomialfördelad lag-struktur korrigeras additivt fr o m kvartal T t o m kvartal T+n+1 enligt följande (med beteckningar enligt (4-6)):

kvartal	T:	-Lab ₀	=	-Lab ₀
"	T+1:	-Lab ₁ + Lab ₀	=	La(b ₀ - b ₁)
"	T+2:	-Lab ₂ + Lab ₁	=	La(b ₁ - b ₂)
		.		
		.		
		.		
"	T+n:	-Lab _n + Lab _{n-1}	=	La(b _{n-1} - b _n)
"	T+n+1:	-Lab _n	=	Lab _n

där
$$b_k = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad , \quad k=0,1,\dots,n$$

Med definitionen

$$b(k,n,p) = \begin{cases} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} & \text{för } k=0,1,2,\dots,n \\ 0 & \text{för övriga } k \end{cases}$$

kan sekvensen -Lab₀, La(b₀ - b₁).....Lab_n skrivas
La [b(k,n,p) - b(k+1,n,p)] för k=-1,0,1...n

Definiera nu den tidsindexerade variabeln (index t)

$$G(t,n,p) = \begin{cases} b(k,n,p) - b(k+1,n,p) & \text{för } t=T+k ; k=-1,0,1..n \\ 0 & \text{för övriga } t \end{cases}$$

och koefficienten

$$a_3 = La$$

Det är nu möjligt att korrigera modellen (4-13) för byggstimulerande åtgärder såsom momssänkning, samtidigt som effekten härav skattas genom att införa termer av typ $a_3 G(t,n,p)$ i modellen (4-13), där p och n är identiska med p och n i den bino-

mialfördelade lag- strukturen $B()$ för sektorn. När a_s och p har simultanskattats tillsammans med övriga koefficienter, kan effekten beräknas.

Noter till kapitel 5

1. Feltermen är specificerad enligt följande

$$\begin{aligned} E(e_{1t}^2) &= \sigma_{11} && \text{(heteroscedasticitet)} \\ E(e_{1t}e_{jt}) &= \sigma_{1j} && \text{(mutuell korrelation)} \\ e_{1t} &= r_1 e_{1,t-1} + d_{1t} && \text{(autoregressivitet)} \end{aligned}$$

där

$$\begin{aligned} d_{1t} &\approx N(0, \phi_{11}) \\ E(e_{1,t-1}d_{jt}) &= 0 \\ E(d_{1t}, d_{jt}) &= \phi_{1j} \\ E(d_{1t}d_{js}) &= 0 && (t \neq s) \end{aligned}$$

och $i, j = 1, 2, \dots, N$ är index för län samt t index för år med initialvärden enligt följande

$$\begin{aligned} e_{10} &\approx N\left(0, \frac{\phi_{11}}{1-r_1^2}\right) \\ E(e_{10}e_{t0}) &= \frac{\phi_{1t}}{1-r_1r_t} \end{aligned}$$

Noter till kapitel 6

1. Med tidsseriemetod som prognosmetod avses att prognoseringen utnyttjar tidsseriemodeller. Med detta avses i sin tur att prognoserna enbart baseras på tidigare observerade utfall på prognosvariabeln. Tidsseriemetoder får inte förväxlas med användning av tidsseriedata, t ex i samband med utveckling av kausala prognosmodeller, som skattas med t ex regressionsanalys. Wheelwright & Makridakis (1980) urskiljer följande tidsseriemetoder:

a. Naiva.

Användning av enkla kvantitativa regler - exempelvis att prognosen för nästa period sätts lika med senaste periods utfall

b. Trendextrapolering.

Linjära, exponentiella, S-formade eller andra typer av trender skrivs fram.

c. Utjämning.

Tidigare utfall på prognosvariabeln vägs med vägningstal, ofta exponentiellt avtagande, och den vägda historiken bildar prognosen.

d. Dekomponering.

En tidsserie bryts ner i trend, säsong, cykel och slump.

e. Filtrering.

Prognoser uttrycks som linjära kombinationer av tidigare utfall på prognosvariabeln.

f. ARMA (Box - Jenkins).

Prognoserna uttrycks som linjära kombinationer av tidigare utfall på prognosvariabeln och observerade prognosfel.

2. Formuleringen av (6-2) blir i så fall

$$Y_t = \frac{b_0 + b_1B + \dots + b_nB^n}{1 - a_1B - \dots - a_pB^p} X_t + \frac{1 - d_1B - \dots - d_qB^q}{1 - c_1B - \dots - c_rB^r} E_t$$

där B är en differensoperator.

3. När en prognos \hat{N}_{t+h} skall beräknas vid slutet av kvartal T för kvartal T + h, kan följande beräkningsschema följas.

Först beräknas en prognos ett kvartal framåt i tiden med N_t definierad enligt (6-2).

$$\hat{N}_{T+1} = c_1 N_T + \dots + c_p N_{T-p+1} - d_1 E_T - \dots - d_q E_{T-q+1}$$

där E_T, E_{T-1} o s v är kalkylerade residualer och N_t, N_{t-1} o s v observerade störningstermer. Här har E_{T+1} , som icke är kalkylerbar, ersatts av sitt förväntade värde (noll).

Därefter beräknas

$$\hat{N}_{T+2} = c_1 \hat{N}_{T+1} + c_2 N_T + \dots + c_p N_{T-p+2} - d_2 E_T - \dots - d_q E_{T-q+2}$$

Här kommer prognosen på N nu in för kvartal $T+1$ och E_{T+2} och E_{T+1} ersätts med sina förväntade värden (noll), eftersom de inte kan kalkyleras.

Detta schema upprepas sedan för prognoskvartalen $t=T+3, t=T+4, \dots$ t o m $t=T+h$, varvid E -värdena successivt ersätts med noll, samtidigt som N succesivt ersätts med prognoser. Box & Jenkins (1976, kap 11.3) beskriver beräkningstekniken

B I L A G A 2**Resultat av prognostest**

Resultat av prognostest med det kausala prognosystemet (tabell B2.1) samt prognoser och utfall för referenssystemet (tabell B2.2).

Tabell B2.1 Resultat av prognostest med det kausala prognosystemet. Absoluta prognosfel (F) i kton cement och relativa prognosfel (R) i procent

B2.1 a) Horisont: 1 - 3 kvartal

Horisont (Antal kvartal)	Prognosperiod (År/kvartal)	Utfall (Kton)	Prognos (Kton)	Prognosfel	
				Absolut (F)	Relativt (R)
1	83/1	394	399,2	5,2	1,3
1	83/2	501	475,2	25,8	5,2
1	83/3	430	421,3	8,7	2,0
1	83/4	473	443,9	29,1	6,2
1	84/1	388	388,3	0,3	0,1
1	84/2	417	440,9	23,9	5,7
2	83/2	501	522,7	21,7	4,3
2	83/3	430	421,6	8,4	2,0
2	83/4	473	426,3	10,7	2,3
2	84/1	388	364,3	23,7	6,1
2	84/2	417	444,0	27,0	6,5
2	84/3	431	395,2	35,8	8,3
3	83/3	430	459,2	29,2	6,8
3	83/4	473	463,4	9,6	2,0
3	84/1	388	384,5	3,5	1,0
3	84/2	417	431,0	14,0	3,4
3	84/3	431	391,8	39,2	9,1
3	84/4	474	430,2	43,8	9,2

B2.1 b) Horisont: 4 - 6 kvartal

Horisont (Antal kvartal)	Prognosperiod (År/Kvartal)	Utfall (Kton)	Prognos (Kton)	Prognosfel	
				Absolut (F)	Relativt (R)
4	83/4	473	473,8	0,8	0,2
4	84/1	388	379,5	8,5	2,2
4	84/2	417	465,0	48,0	11,5
4	84/3	431	397,7	33,3	7,7
4	84/4	474	425,4	48,6	10,3
4	85/1	332	358,5	26,5	8,0
5	84/1	388	382,2	5,8	1,5
5	84/2	417	457,3	40,3	9,7
5	84/3	431	432,4	1,4	0,3
5	84/4	474	432,9	41,1	8,7
5	85/1	332	376,0	44,0	13,3
5	85/2	482	446,9	35,1	7,3
6	84/2	417	502,6	85,6	20,5
6	84/3	431	413,3	17,7	4,1
6	84,4	474	476,3	2,3	0,5
6	85/1	332	387,1	55,1	16,6
6	85/2	482	456,3	25,7	5,3
6	85/3	429	398,9	30,1	7,0

Tabell B2.2 Prognoser och utfall för referenssystemet.

Absoluta prognosfel (F) i kton cement och relativa prognosfel (R) i procent

B2.2 a) Horisont: 1 - 3 kvartal

Horisont (Antal kvartal)	Prognosperiod (År/kvartal)	Utfall (Kton)	Prognos (Kton)	Prognosfel	
				Absolut (F)	Relativt (R)
1	83/1	394	412	18	4,6
1	83/2	501	558	57	11,4
1	83/3	430	461	31	7,2
1	83/4	473	506	33	7,0
1	84/1	388	394	6	1,6
1	84/2	417	501	84	20,1
2	83/2	501	558	57	11,4
2	83/3	430	461	31	7,2
2	83/4	473	506	33	7,0
2	84/1	388	394	6	1,6
2	84/2	417	501	84	20,1
2	84/3	431	430	1	0,2
3	83/3	430	461	31	7,2
3	83/4	473	506	33	7,0
3	84/1	388	394	6	1,6
3	84/2	417	501	84	20,1
3	84/3	431	430	1	0,2
3	84/4	474	473	1	0,2

B2.2 b) Horisont: 3 - 6 kvartal

Horisont (Antal kvartal)	Prognosperiod (År/kvartal)	Utfall (Kton)	Prognos (Kton)	Prognosfel	
				Absolut (F)	Relativt (R)
4	83/4	473	506	33	7,0
4	84/1	388	394	6	1,6
4	84/2	417	501	84	20,1
4	84/3	431	430	1	0,2
4	84/4	474	473	1	0,2
4	85/1	332	388	56	16,9
5	84/1	388	412	24	6,2
5	84/2	417	558	141	33,8
5	84/3	431	461	30	7,0
5	84/4	474	506	32	6,8
5	85/1	332	394	62	18,7
5	85/2	482	501	19	3,9
6	84/2	417	558	141	33,8
6	84/3	431	461	30	7,0
6	84/4	474	506	32	6,8
6	85/1	332	394	62	18,7
6	85/2	482	501	19	3,9
6	85/3	429	430	1	0,2

L I T T E R A T U R F Ö R T E C K N I N G

- Almon, S. (1965): "The Distributed Lags Between Capital Appropriations and Expenditures", *Econometrica*, vol 30, sid 178 196, 1965.
- Box, G.E.P. & Jenkins, G.M. (1976): *Time Series Analysis*, San Francisco: Holden-Day.
- Cardozo, R.N. & Wind, Y. (1973): "Industrial Market Segmentation", *Industrial Marketing Management*, 3 (1973):3.
- Griliches, Z. (1967): *Distributed Lags: A Survey*, *Econometrica*, Vol 35, No 1, sid 16 - 49, January, 1967.
- Jenkins, G.M. & Box, G.E.P. (1976): *Time Series Analysis*, San Francisco: Holden-Day.
- Jenkins, G.M. (1979): *Modelling and Forecasting Time Series*, St. Helier: A.G.J.P.
- Johnston, J. (1972): *Econometric Methods*, New York: Mc Graw-Hill
- Klein, L.R. (1974): *A Textbook of Econometrics*, Englewood Cliffs, N.J: Prentice-Hall.
- Kmenta, J. (1971): *Elements of Econometrics*, New York: Macmillan Company.
- Kotler, P. (1986): *Principles of Marketing*, Englewoods Cliffs, N.J: Prentice-Hall.
- Ljung, G.M. & Box, G.E.P. (1979): On a measure of lack of fit in time series models, *Biometrika* (1978), 65, 2, sid 297 - 303.

Maddala, G.S. (1977): *Econometrics*, New York: Mc Graw-Hill.

Parks, R.W. (1967): "Efficient Estimation of a System of Regression Equations When Disturbances are Both Serially and Contemporaneously Correlated", *Journal of the American Statistical Association*, 62, sid 500 - 509.

Pindyck, R.S. & Rubinfeld, D.L (1981): *Econometric Models and Economic Forecasts*, New York: Mc Graw Hill.

Schuster & Bodkin (1987): "Journal of Industrial Marketing Management", sid 95 - 102, Vol 16 no 2, May, 1987.

Statistiska meddelanden, Serie Bo - Bostäder och byggnader, Bostadsbyggandet Statistiska Centralbyrån, Enheten för bostads- och fastighetsstatistik.

Statistiska meddelanden, Serie Bo - Bostäder och byggnader, Påbörjade byggnadsprojekt, Statistiska Centralbyrån, Enheten för bostads- och fastighetsstatistik.

Tinsley, P.A. (1967): "An Application of Variable Weight Distributed Lags", *J. Am. Statist. Assoc.*, vol 62, sid 1277 - 1289, 1967.

Wheelwright, S.C. & Makridakis, S. (1980): *Forecasting Methods for Management*, New York: John Wiley.



**Denna rapport hänför sig till forskningsanslag 830184-6
från Statens råd för byggnadsforskning till företags-
ekonomiska institutionen, Handelshögskolan vid Göteborgs
universitet, Göteborg.**

R53: 1988

ISBN 91-540-4875-3

Statens råd för byggnadsforskning, Stockholm

Art.nr: 6708053

**Abonnemangsgrupp:
R. Bygandets ekonomi
och organisation**

**Distribution:
Svensk Byggtjänst, Box 7853
103 99 Stockholm**

Cirka pris: 48 kr exkl moms