

EN KVARTALSMODELL FOR BOLIGINVESTERINGER ESTIMERT PÅ NORSKE DATA FOR PERIODEN 1966-1978

AV VIDAR KNUDSEN

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 85/13

**EN KVARTALSMODELL FOR BOLIGINVESTERINGER
ESTIMERT PÅ NORSKE DATA FOR PERIODEN
1966-1978**

AV
VIDAR KNUDSEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO — KONGSVINGER 1985

ISBN 82-537-2206-0
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE

Økonomisk og statistisk
teori og analyse

ANDRE EMNEORD

Boligmodell
Konjunkturmodell
Økonomisk kvartalsmodell

FORORD

Statistisk Sentralbyrå har en tid arbeidet med å utvikle en kvartalsmodell for norsk økonomi. Modellen har fått navnet KVARTS. Hovedformålet med modellen er å gi støtte til det løpende arbeidet med konjunkturanalyser. Denne rapporten dokumenterer det arbeidet som er utført for å utvikle og estimere relasjoner for igangsetting av boliger og investering i boligkapital.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 24. april 1985

Arne Øien

INNHold

	Side
Sammendrag/Abstract	7
1. Innledning	8
2. Modell	9
2.1. Innledning	9
2.2. Behandling av sesongvariasjoner	10
2.3. Konsumfunksjon for bolig tjenester	10
2.4. Ønsket bolig kapital og ønsket igangsetting av bolig produksjon	12
2.5. Faktisk igangsetting av bolig produksjon	13
2.6. Tilbud av bolig produksjon	16
2.7. Fullføring av bolig produksjon	18
2.8. Investering i bolig kapital	19
2.9. Beholdning av bolig kapital	20
2.10. Modellens virkemåte - en oppsummering	21
3. Data	23
3.1. Nærmere om de enkelte dataseriene	23
4. Estimering	30
4.1. Innledning	30
4.2. Estimering ved MKM	31
4.3. Estimering ved 2-trinns MKM	34
4.4. Oppsummering av estimeringsresultatene	36
4.5. Dynamisk simulering	38
5. Simuleringseksperimenter	40
Referanser	43
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP)	45

1

SAMMENDRAG

I rapporten presenteres en analyse av konsumentenes etterspørsel etter investeringer i boligkapital. De estimerte likningene inngår i Byråets kvartalsmodell, KVARTS. Analysen legger vekt på å behandle bolig som et varig forbruksgode, dvs. at boligkonsumet bestemmes av beholdningen av boligkapital. Boliginvesteringer blir da å betrakte som et middel for konsumentene til å oppnå ønskede endringer i boligkapitalbeholdningen og derved boligkonsumet. Treghetene i tilpasning av boligkonsumet er representert ved en "partial adjustment"-mekanisme. På dette grunnlaget utledes en relasjon for igangsetting av boligproduksjon, der de viktigste forklaringsvariablene er husholdningenes realdisponible inntekt, relativ pris på boliginvesteringer, realrente og innvilgede boliglån i Husbanken. Vi har også forsøkt å modellere tilbudssiden i markedet for boliginvesteringer, for derved å endogenisere prisen på boliginvesteringer. Tilbudssiden utgjøres av bygge- og anleggsbransjen, som er en egen produksjonssektor i KVARTS. En hovedkonklusjon fra estimeringen av modellen er at vi får tilfredsstillende resultater for koeffisientene i igangsettingslikningen, mens vi ikke klarte å få brukbare resultater for prislikningen.

ABSTRACT

The report presents an analysis of the consumer demand for investment in housing. The estimated relations are a part of KVARTS, a quarterly macroeconomic model in the Central Bureau of Statistics. The analysis stresses the treatment of housing as a durable consumption good, i.e. that the housing consumption is determined by the stock of dwellings. Investment in housing in this respect is a means for the consumers to achieve desired changes in the housing stock and thereby the housing consumption. The lags in the accommodation of the housing consumption are represented by a "partial adjustment"-mechanism. On the basis of this, a relation determining housing starts is derived, the main explanatory variables being household real disposable income, real price of investment in housing, real rate of interest and granted dwellings loans in the National Housing Bank. We have also tried to model the supply side in the market for investment in housing, to be able to endogenize the price of such investment. The supply side is represented by the construction sector, which is a separate production sector in KVARTS. A main conclusion from the estimation of the model is that we get satisfactory results for the coefficients in the equation determining housing starts, while we didn't manage to derive useful results for the equation determining the price of investment in housing.

1. INNLEDNING*

I Statistisk Sentralbyrå har det i flere år vært under utvikling en kvartalsmodell for norsk økonomi, KVARTS. Modellen er nå operativ med 1975 som basisår. Modellen er nærmere beskrevet i Biørn; Jensen and Reymert [9]. En mer teknisk dokumentasjon finnes i Jensen og Reymert [22]. Det er meningen å oppdatere modellen til nytt basisår og bruke den i det løpende arbeidet med konjunkturanalyser. Dette vil styrke det analytiske innslaget i Byråets konjunkturanalyse, og dessuten gjøre det mulig å utføre selvstendige kvantitative analyser av den kortsiktige økonomiske utviklingen. KVARTS-modellen er, som de øvrige modeller i Byrået, sterkt forankret i nasjonalregnskapssystemet både gjennom variabeldefinisjoner og sammenhenger mellom modellvariable. Under arbeidet med KVARTS-75 (dvs. versjonen med 1975 som basisår) forelå det kvartalsvist nasjonalregnskap bare for perioden 1966 - 1978. Løpende bruk av en oppdatert KVARTS-versjon (KVARTS-83) er muliggjort ved at Byrået nå har startet produksjon av løpende kvartalsvist nasjonalregnskap. Arbeidet med dette regnskapet har fått nyttige impulser fra utviklingen av kvartalsmodellen. Hensikten med denne rapporten er å dokumentere arbeidet med den delen av modellen som gjelder boliginvesteringer.

Det er av stor betydning for en makroøkonomisk korttidsmodell å inkludere en delmodell for boliginvesteringer. Endringer i boligbyggingen har alltid vært en viktig forklaringsfaktor for endringer i det generelle aktivitetsnivået i økonomien. Dette har bl.a. sammenheng med at boliginvesteringene utgjør en betydelig etterspørselskomponent. I modellens basisår, (1975), utgjorde bruttoinvesteringer i boligkapital 16 prosent av totale bruttoinvesteringer i fast realkapital. Til sammenlikning var industriinvesteringenes andel 13 prosent. Også historisk har boligbyggingen bidratt til svingninger i aktivitetsnivået. I USA har det f.eks. vært hevdet at det var byggevirkksomheten som førte økonomien ut av den korte nedgangsperioden i 1921, og at det var byggevirkksomheten som begynte å avta tidlig i 1928 og derved bidro til depresjonen som fulgte, se Szeliski & Roos [33].

Notatet er disponert på følgende måte: I kapittel 2 gjennomgås det teoretiske grunnlaget for modellen. Dette omfatter en teori for bestemmelse av konsumentenes ønsker om boligkonsum, en mekanisme som beskriver treggheten i tilpasningen av boligkonsumet mot det ønskede nivået samt produsentatferden i bygge- og anleggsbransjen. I kapittel 3 drøftes datagrunnlaget for modellen, og det gis en omfattende beskrivelse av hver dataserie. I kapittel 4 følger så estimeringsresultater og tolkninger av disse. I et eget underavsnitt (avsnitt 4.5) kommenteres spesielt resultatene fra en dynamisk simulering på modellen. Til slutt presenteres i kapittel 5 kort resultatene fra noen simuleringeksperimenter der vi studerer virkningene av skift i de eksogene variable.

* Denne rapporten bygger på en spesialoppgave skrevet ved Sosialøkonomisk Institutt. Min veileder i Byrået, Erik Biørn, gjorde det teoretiske forarbeidet og gav verdifull veiledning under estimeringsarbeidet. I tillegg har Morten Jensen og Morten Reymert gitt verdifulle bidrag, gjennom sin deltakelse i KVARTS-prosjektet.

2. MODELL

2.1. Innledning

Vanlige bedriftsorienterte investeringsmodeller kan ikke uten videre brukes i tilfellet med boliginvesteringer. Da det er konsumentene som i siste instans etterspør investeringer i boligkapital, må konsumentenes etterspørsel etter bolig tjenester bringes inn. Dette gjelder strengt tatt bare deler av det norske boligmarkedet. Særlig i byene er det boligbyggelag som står for mye av etterspørselen etter boliger, og deres atferd må antas å være forskjellig fra en enkelt konsuments atferd på boligmarkedet. I denne rapporten har vi, bl.a. pga. dataproblemer, sett bort fra eksistensen av ulike delmarkeder og antatt at hele etterspørselen etter boliginvesteringer kommer fra individer/husholdninger. Flere utenlandske undersøkelser har derimot tatt hensyn til dette forholdet, se f.eks. Eckstein [15], Wharton EFA [35] og Jaffee, Rosen [21].

På samme måte som i nasjonalregnskapet, skal vi betrakte mengden av boliger som realkapital tilhørende en produksjonssektor. Denne sektoren produserer bolig tjenester som i sin helhet leveres til privat konsum. En bolig er et varig forbruksgode. Det er beholdningen av boligkapital, og dermed tjenestestrømmen fra denne kapitalen, som bestemmer husholdningenes nytte. Konsumentenes faktiske kjøp av boliger i en periode, boliginvesteringene, blir da å betrakte som et middel for konsumentene til å realisere den ønskede mengde boligkapital og dermed den ønskede strøm av bolig tjenester.

Det kan være substitusjonsmuligheter mellom netto finansinvestering og investering i varige forbruksgoder. Anta at en konsument har et beløp til disposisjon og at han har planer om å gå til anskaffelse av et varig forbruksgode. Da er det rimelig å anta at hans valg mht. disponering av beløpet avhenger av avkastningen som følger av å benytte beløpet til finansinvestering, og nytten som følger av å anskaffe seg det varige forbruksgodet. Vi må her også ta hensyn til avkastning i form av prisgevinster ved investering i realgoder. Lav avkastning på finansinvestering, relativt til forventet avkastning på bolig, kan derfor føre til at beholdningen av boliger blir større enn den ellers hadde blitt.

I vår modell skal vi også forsøke å trekke inn tilbudssiden. Det er bygge- og anleggsbransjen som produserer boliger. Dette er en egen produksjonssektor i KVARTS. Produksjonen i bygge- og anleggsbransjen er tidsutstrakt, dvs. at det går én eller flere perioder fra et produkt igangsettes til det fullføres. Vi ser dermed at forhold både på tilbuds- og etterspørselssiden tilsier en dynamisk teori, dvs. at utviklingen i de endogene variable fra ett nivå til et annet står sentralt.

Endelig må nevnes reguleringene på det norske boligmarkedet, som var mer omfattende i estimeringsperioden for modellen enn de er nå. Vi skal her konsentrere oss om estimeringsperioden, dvs. årene fra 1966 til 1978. Reguleringene på boligmarkedet antok da mange former. I førkrigsleiligheter var husleien regulert gjennom husleiereguleringsloven og omsetningsprisen for husbankfinansierte boliger var underkastet regulering dersom kjøper ønsket å overta husbanklånet. I borettslag var omsetning av boliger enda strengere regulert. Disse reguleringene medførte at for den regulerte del av boligmassen var den offisielle boligprisen etter alt å dømme lavere, enn den likevektsprisen som ville dannet seg i et fritt marked. Dette førte i sin tur til overskuddsetterspørsel og boligkøer. Vi hadde videre regulering av kreditttilgangen til boligformål. Foruten de statlige boligbankene, Husbanken og Landbruksbanken, var også det private kredittvesen underlagt regulering gjennom bl.a. penge- og kredittloven. Reguleringen av boligkreditten har i hele etterkrigstida gått ut på å holde rentene lave, med overskuddsetterspørsel etter boliglån som konsekvens. Bankene har derfor måttet rasjonere kreditten. En tredje type reguleringer er de som har med tomtekjøp å gjøre. Kommunalt tomteerverv med sikte på boligbygging er en viktig del av dette.

Det kan gis gode argumenter for at en modell for det norske boligmarkedet burde gi reguleringene en sentral plass. I en aggregert makromodell som vår er det antakelig kredittreguleringene som er av størst betydning, særlig fordi disse reguleringene direkte påvirket igangsettingen av nye boliger. Her er også dataproblemene overkommelige, i motsetning til andre typer reguleringer. I vår modell er derfor reguleringene på boligmarkedet bare representert gjennom rente- og kredittvariable.

2.2. Behandling av sesongvariasjoner

I en kvartalsmodell for boliginvesteringer er vi, akkurat som i andre modeller med periode-lengde mindre enn ett år, nødt til å vie sesongvariasjoner endel oppmerksomhet. Begrepet sesongvariasjoner dekker de mer eller mindre "normale" kvartal-til-kvartal endringer som skyldes ikke-økonomiske faktorer. Disse faktorene oppfattes som eksogene i forhold til økonomien og ukontrollerbare. Ved å overse dette fenomenet ved modellformulering og estimering kan de stokastiske restleddene i modellen bli "belastet" med slike sesongsvingninger, noe som lett kan skape problemer. Problemet med sesongvariasjoner innenfor regresjonsmodeller er bl.a. behandlet i Biørn [4], avsnitt 2.2, og Biørn og Jensen [8], avsnitt 4.1. En mer omfattende analyse finnes i Hylleberg [20].

En måte å møte problemet med sesongvariasjoner på, er å benytte sesongjusterte data ved estimering og simulering på modellen. Dette er vanlig f.eks. i USA. Denne tilnæringsmåten har den svakheten at glidende gjennomsnitt, som bl.a. benyttes i X-11-metoden, kan skape kunstig autokorrelasjon i de variable.

En annen mulighet er å prøve å representere sesongsvingningene direkte i modellen, dvs. å prøve å modellere sesongvariasjonene som en del av de økonometriske relasjonene. Det er imidlertid mange måter å gjøre dette på, og vi må erkjenne at økonometrisk modellering av slike variasjoner fremdeles befinner seg på forsøksstadiet. I KVARTS-sammenheng har en imidlertid funnet argumentene mot å benytte sesongjusterte data så tungtveiende, at en har valgt å prøve den siste tilnæringsmåten. Vi har valgt å representere sesongsvingningene ved binære sesongvariable, noe som innebærer en forutsetning om at sesongmønsteret kommer til uttrykk som additive eller multiplikative skift i konstantleddet mellom de enkelte kvartaler.

2.3. Konsumfunksjon for boligjenester

Bak en etterspørselsfunksjon for ønsket boligkonsum kan vi tenke oss at det ligger en intertemporal nyttefunksjon. I denne nyttefunksjonen inngår konsum av de ulike goder, inkl. boligjenester på alle tidspunkter. Nyttefunksjonen maksimeres under en bibetingelse om at neddiskontert verdi av inntekt tillagt initialformue skal være lik neddiskontert verdi av konsum i planleggingsperioden tillagt sluttformue. Et teoretisk opplegg av denne typen, der også varige forbruksgoder får spesialbehandling, er gitt i Biørn og Jensen [8] og Biørn [5]. De etterspørselsfunksjonene som følger av denne maksimeringen vil generelt inneholde et stort antall argumenter, bl.a. priser, inntekter, rentesatser og forventninger. Også demografiske variable som alder, sivil status etc. kan tenkes å inngå. For å gjøre funksjonene operasjonelle tar vi bare med de variablene vi antar er mest sentrale som forklaringsfaktorer for ønsket boligkonsum. Virkningene av de andre variablene antas å komme til uttrykk gjennom stokastiske restledd.

Relativ pris på boliginvesteringer og realinntekt er blant de variablene vi a priori antar er av størst betydning for ønsket boligkonsum. Disse må imidlertid suppleres. Investering i boligkapital er en kostbar, diskret handling for den enkelte konsument, og gir avkastning (boligtjenester) i lang tid framover. Dette intertemporale aspektet ved anskaffelse av bolig innebærer at en indikator for rentenivået peker seg ut som en viktig forklaringsfaktor. En annen side av dette er at rentenivået også viser avkastning ved alternativ plassering av midlene. Denne variabelen tar derved også vare på den effekten som ble nevnt tidligere, nemlig at det kan være substitusjonsmuligheter mellom nettofinansinvestering og investering i boligkapital, mens rentens virkning på husholdningenes totale konsum og investering er mer uklar. For å ta hensyn til den avkastning på boligkapital som følger av økte priser, har vi brukt realrenten i modellen. Som følge av inflasjonen har den gjennomsnittlige marginalskattesatsen økt i den perioden vi ser på. For å ta hensyn til den ubegrensede fradragsretten for gjeldsrenter og beskatning av renteinntekter, kunne vi derfor brukt realrente etter skatt i modellen. Dette er ikke gjort her. I realrentevariabelen har vi brukt årlig prisstigningsrate, da rentesatsen er pro anno. Det er dessuten rimelig å anta at konsumentene ikke umiddelbart påvirkes av prisstigningen siste kvartal, men at de ser på prisstigningen over en lengre periode. Når det gjelder rentesatsen er det spørsmål om en skal velge rentesatsen på boliglån eller en annen rentesats, f.eks. gjennomsnittlig rentesats for alle utlån til private. For en boligsøker som må lånefinansiere hele investeringen burde

vi bruke rente på boliglån, mens en konsument med stor egenkapital skulle være mest påvirket av rentesatsen på alternative plasseringer. Da de fleste boligsøkere lånefinansierer en stor del av sine boliginvesteringer, har vi valgt å bruke en rentesats for boliglån. Realprisen på boliginvesteringer og rentenivået kunne sies å utgjøre en viktig del av brukerprisen på boligkapital. Til slutt bør nevnes et spesielt moment i forbindelse med renten. Denne variabelen vil strengt tatt bare ha betydning for etterspørrere som ikke er effektivt rasjonert på boligmarkedet. Under forutsetning om at slike etterspørrere tilpasser seg optimalt, vil endringer i renten føre til ønske om endringer i boligkonsumet. For etterspørrere som er effektivt rasjonert på kredittmarkedet, ville vi ikke anta at renten spiller noen særlig rolle, da slike etterspørrere jo i utgangspunktet ville ønske å låne mer enn de kan til den gitte renten. Slike resonnementer har gyldighet på mikro-nivå. På makro-nivå kan vi imidlertid ikke uten videre vente å få noen enten-eller situasjon. Boligmarkedet inneholder både kredittrasjonerte og ikke-kredittrasjonerte etterspørrere, slik at vi ikke kan utelukke renten som forklaringsfaktor selv i tilfellet med utstrakt kredittrasjonering.

Blant forklaringsfaktorene må vi også ta med demografiske variable, fordi endringer i befolkningssammensetningen kan tenkes å påvirke boligetterspørselen. Her er det flere muligheter, bl.a. fordeling på alder og sivil status. Vi har, noe vilkårlig, valgt ut antall inngåtte ekteskap. Som begrunnelse kan nevnes Boforholdsundersøkelsen 1973 [32], der vi finner at det er blant unge (nygifte) ektepar at ønsket om ny bolig er sterkest. Vi får her også indirekte tatt hensyn til befolkningens fordeling på alder, ved at antall inngåtte ekteskap er sterkt korrelert med størrelsen på befolkningen i etableringsaktiv alder. Inngåtte ekteskap inngår også i flere utenlandske modeller for boliginvesteringer, se f.eks. V. L. Bassie [3] og G. D. Rietz [30].

Det er imidlertid flere svakheter knyttet til det å bruke giftermål som demografisk variabel. For det første kan det hevdes at inngåelse av et ekteskap ofte innebærer at to personer, som opprinnelig har hver sin bolig, flytter sammen og derved fristiller en bolig. Etterspørselen etter kvadratmeter boligflate kan allikevel være større for ektepar enn for to enslige personer. For det andre vil det være vanskelig å gi anslag for antall inngåtte ekteskap i framtidige kvartaler om modellen f.eks. skal brukes til prognoseformål. I Byråets årsmodell MODAG har en derfor benyttet aldersfordelingsvariable, dvs. antall personer i ulike aldersgrupper, som demografiske variable. MODAG er nærmere dokumentert i Cappelen and Longva [11]. Byråets befolkningsprognoser gir temmelig nøyaktige anslag for disse variablene en rekke år framover. I det videre arbeidet med boliginvesteringene vil vi også prøve ut dette i KVARTS-sammenheng.

Prisindeksen for boliginvesteringer og husholdningenes disponible inntekt er deflatert med KNR's (Kvartalsvist Nasjonal Regnskap) implisitte deflator for totalt privat konsum, jfr. det som er sagt foran om at det er realpris og - inntekt som inngår i etterspørselsfunksjonene.

Relasjonen for ønsket boligkonsum er spesifisert på log-lineær form i relativ pris på boliginvesteringer og total realdisponibel inntekt. Dette gjenspeiler et ønske om å pålegge funksjonen den restriksjonen at pris- og inntektselastisitetene er konstante og gitt som koeffisientene foran de to variablene. Funksjonen er spesifisert som semilogaritmisk i realrenten og antall inngåtte ekteskap. Dette innebærer at absoluttverdiene av de deriverte mhp. disse forklaringsvariablene vil øke proporsjonalt med verdien på venstresidevariabelen (ønsket boligkonsum), mens absoluttverdiene av elastisitetene vil øke proporsjonalt med verdiene til de to forklaringsfaktorene. Koeffisientene foran variablene uttrykke relativ endring i ønsket boligkonsum som følge av en økning i forklaringsfaktoren på én enhet. Relasjonen for ønsket boligkonsum kan da skrives som

$$(2.1) \quad \log CBOL_t^* = a_1 \cdot \log \frac{RHTOT_t}{PC99_t} + a_2 \cdot \log \frac{PJBOL_t}{PC99_t} + a_3 \left(TRBOL_t - \frac{PJBOL_t - PJBOL_{t-4}}{PJBOL_{t-4}} \right) \\ + a_4 \cdot GIFT_t + U_{1t},$$

der

$CBOL^*$ - ønsket boligkonsum, volum (Variable merket med * eller Δ er uobserverbare)
 $RHTOT$ - husholdningenes disponible inntekt, verdi
 $PJBOL$ - prisindeks for bruttoinvestering i boligkapital
 $PC99$ - prisindeks for totalt privat konsum
 $TRBOL$ - rentesats, pro anno
 $GIFT$ - antall inngåtte ekteskap

u_1 er et stokastisk restledd. Restleddet antas å oppfylle betingelsene:

$$E(u_{1t} | \text{høyresidevariablene (HSV)}) = 0 \text{ og } E(u_{1t} \cdot u_{1s} | \text{HSV}) = \begin{cases} 0 & \text{for } t \neq s \\ \sigma_1^2 & \text{for } t = s \end{cases}$$

Videre antar vi foreløpig at $E(u_{1t} \cdot \text{HSV}) = 0$.

2.4. Ønsket boligkapital og ønsket igangsetting av boligproduksjon

I samsvar med det som er sagt tidligere spesifiseres i Nasjonalregnskapet en egen sektor for produksjon av bolig tjenester. Disse tjenestene, boligkonsumet, leveres til husholdningene. Vi skal også bruke denne betraktningmåten. Vi forutsetter videre at forholdet mellom boligkapitalmengde og produksjon av bolig tjenester pr. tidsenhet er konstant. Derved bestemmes ønsket mengde boligkapital når ønsket boligkonsum er bestemt i konsumfunksjonen. Vi får at

$$(2.2) \quad KBOL_t^* = k \cdot CBOL_t^*$$

der

$KBOL_t^*$ - ønsket beholdning av boligkapital, volum, og k er en proporsjonalitetsfaktor.

Neste skritt er å bestemme ønsket igangsetting av boligproduksjon. Denne igangsettingen skal, for en gitt periode, dekke ønsket økning i kapitalmengde og erstatning av depreciert kapital. Ønsket igangsetting av boligproduksjon kan derfor settes lik differansen mellom ønsket og faktisk boligkapitalmengde tillagt kapital slitet. Vi forutsetter for enkelhets skyld en konstant depresieringsrate for boligkapital. Dette er en streng forutsetning. En mer realistisk tilnæringsmåte til dette problemet er gitt i Feldstein og Rothschild [17]. I Nasjonalregnskapet brukes den rette linjes metode, dvs. at en konstant andel av hver realkapitalårgang depresieres hvert år. I dette tilfellet vil vår hypotese bare gjelde tilnærmet. Relasjonen for ønsket igangsetting av boligproduksjon, kan nå skrives som

$$(2.3) \quad XSBOL_t^* = m \cdot [KBOL_t^* - (1-\delta)KBOL_{t-1}^*],$$

der

$XSBOL_t^*$ - ønsket igangsetting av boligproduksjon, volum

Vi forutsetter her implisitt at ønsket depresiering, $\delta \cdot KBOL_{t-1}^*$, alltid realiseres.

δ er en kvartalsvis depresieringsrate, og m er en normeringsfaktor som tar vare på ulik måleenhet på høyre og venstre side av likhetstegnet. $XSBOL^*$ tenker vi oss målt i antall kvm. igangsatt, mens $KBOL^*$ er beholdning i mill.kr, faste priser. Ved å sette $KBOL_{t-1}$ utenfor parentesen, får vi

$$XSBOL_t^* = m \cdot KBOL_{t-1} \left[\frac{KBOL_t^*}{KBOL_{t-1}} - 1 + \delta \right]$$

Nå kan $\frac{KBOL_t^*}{KBOL_{t-1}} - 1$ med brukbar tilnærming (hvis $KBOL_t^*$ og $KBOL_{t-1}$ ikke er altfor forskjellige)

erstattes med

$$\log \frac{KBOL_t^*}{KBOL_{t-1}} = \log KBOL_t^* - \log KBOL_{t-1}$$

Vi får nå at

$$(2.4) \quad XSBOL_t^* = m \cdot KBOL_{t-1} [\log KBOL_t^* - \log KBOL_{t-1} + \delta]$$

Denne omskrivningen viser seg å være hensiktsmessig når vi seinere skal utlede relasjonen for faktisk igangsetting av boligproduksjon.

2.5. Faktisk igangsetting av boligproduksjon

Vi antar nå at faktisk igangsetting av boligproduksjon avhenger av ønsket igangsetting, men slik at det er visse tregheter i tilpasningen. Slike tregheter skyldes generelt at det for konsumentene er kostnader forbundet med endringer av boligkonsumet. Dette kan f.eks. være søke- og flyttekostnader. Hvordan slike tregheter bør beskrives i en modell sier økonomisk teori lite eller ingenting om. Økonometrikere er derfor henvist til å bygge treghetsmekanismene på mer ad-hoc pregede resonnementer, og får da relasjoner som ofte kan ha lav grad av autonomi. Vi har valgt å spesifisere en "partial adjustment"-mekanisme, dvs. at det bare er en viss andel av forskjellen mellom ønsket igangsetting i inneværende kvartal og faktisk igangsetting i forrige kvartal som utlignes i inneværende kvartal. Vi har altså at

$$(2.5) \quad XSBOL_t - XSBOL_{t-1} = a(XSBOL_t^* - XSBOL_{t-1}) \quad (0 < a < 1),$$

der

$XSBOL$ - faktisk igangsetting av boligproduksjon, volum.

Av dette følger at

$$(2.6) \quad XSBOL_t = a \cdot XSBOL_t^* + (1-a) XSBOL_{t-1}$$

Faktisk igangsetting av boligproduksjon bestemmes altså som et veiet gjennomsnitt av ønsket igangsetting og faktisk igangsetting forrige kvartal, der summen av vektene er 1. Vi skal utvide dette opplegget ved å anta at faktisk igangsetting av boligproduksjon også avhenger av kredittforholdene. Som nevnt tidligere har mengden av disponible boliglån vært et sentralt virkemiddel i boligpolitikken i hele etterkrigstida. Da de aller fleste nye boliger helt eller delvis er kredittfinansiert, er det rimelig å anta at faktisk igangsetting av boligproduksjon begrenses av lånetilgangen. Dette momentet hadde større gyldighet i estimeringsperioden enn det har idag. Et spørsmål som her må avklares, er hvilken kredittvariabel vi skal benytte. En mulighet er å bruke kredittmarkedstatistikkens tall for samlede disponible lån til boligformål. Denne serien går imidlertid ikke lenger tilbake enn 1975, da kredittmarkedstatistikken ble utvidet, se Holter [19]. Vi har valgt å benytte kvartalstall for bevilgede boliglån i Husbanken. Dette omfatter selvsagt bare en del av de totale boliglån, men det er rimelig å anta at bevegelser i totale boliglån i høy grad har fulgt bevegelser i husbanklån i estimeringsperioden. En fordel med å benytte bevilgede boliglån i Husbanken, er at vi derved får representert et sentralt boligpolitisk virkemiddel i modellen.

Det er rimelig å anta at virkningen av en økning i innvilgningene ikke er fullt uttømt i samme kvartal som økningen finner sted, men at virkningen sprer seg over flere kvartaler. En av årsakene kan være at det tar en viss tid fra vedtak om innvilgning fattes i Husbanken, til et boligprosjekt igangsettes. Slike forsinkelser kan variere mellom ulike prosjekter. Videre kan det være vanskeligheter med å skaffe byggelån, noe som også kan medføre tidforsinkelser mellom innvilgning av husbanklån og igangsetting. Vi har derfor valgt å innføre en lag-fordeling på lånevariabelen i modellen. Dette innebærer altså at det ikke bare er inneværende kvartals innvilgning, men også innvilgningene i de foregående kvartaler, som inngår i likningen. Spesifikasjonen av lengden på og formen til lag-fordelingen kommer vi tilbake til i avsnittet om estimering.

Da det viser seg hensiktsmessig for utledning av modellens reduserte form, normerer vi variablene i relasjonen mot boligkapitalen for utgangen av forrige kvartal. Dessuten må vi korrigere for sesongsvingninger ved å innføre dummy-variable for kvartal. Vi tar med en slik variabel for hvert kvartal, og får derved ikke noe "referansekvartal". Vi må derfor droppe konstantledd og får følgende relasjon:

$$(2.7) \quad \frac{XSBOL_t}{KBOL_{t-1}} = b_1 \cdot \frac{XSBOL_t^*}{KBOL_{t-1}} + b_2 \frac{XSBOL_{t-1}}{KBOL_{t-2}} + b_3(L) \frac{BLAANHUS_t}{KBOL_{t-1} \cdot PJBOL_t} + b_4 \cdot DKVI_t + b_5 DKV2_t \\ + b_6 \cdot DKV3_t + b_7 \cdot DKV4_t + u_{2t},$$

der

BLAANHUS - bevilgede boliglån i husbanken, verdi

DKVi - dummy-variable for kvartal i. $i = 1, 2, 3, 4$. Variabelen inneholder verdien 1 i kvartal i, 0 ellers.

u_2 er et stokastisk restledd som antas å oppfylle samme type betingelser som u_1 . $b_3(L)$ representerer lag-fordelingen over lånevariabelen (L er lag-operatoren).

Ut fra en ren "partial-adjustment"-mekanisme skulle, i henhold til (2.6), summen av b_1 og b_2 være 1. Siden vi har innført flere variable i relasjonen, kan vi ikke uten videre anta at dette gjelder i (2.7).

Forutsetningen om at koeffisientene b_1 og b_2 er faste, er meget streng. Mer realistisk ville det vært å anta at de avhenger av forhold på tilbudssiden, tilgang på byggetomter (f.eks. kommunale tomteoppkjøp), vilkår for husbanklån (egenkapitalkrav, avdragstid etc.), osv. Disse variablene kunne eventuelt ha vært selvstendige variable i relasjonen. Forutsetningen om konstante koeffisienter kan imidlertid forsvares med at vi har boliglånsvariabelen eksplisitt med. (2.7) kan da tolkes som en linearisering av (2.6), der vi antar at a avhenger av lån og sesongsvingninger. Seinere skal vi også ta hensyn til tilbyderne av boligproduksjon, for å endogenisere prisen på boliginvesteringer. Alt i alt må vi allikevel si at forutsetningen om faste b_1 - og b_2 -koeffisienter representerer et svakt punkt i modellen.

Ved å sette inn for $XSBOL_t^*$ fra (2.4) får vi uttrykt faktisk igangsetting av boligproduksjon, normert mot beholdning av boligkapital ved utgangen av forrige kvartal, som funksjon bare av observerbare variable:

$$(2.8) \quad \frac{XSBOL_t}{KBOL_{t-1}} = [b_1 \cdot m \cdot a_1] \log \frac{RHTOT_t}{PC99_t} + [b_1 \cdot m \cdot a_2] \log \left(\frac{PJBOL_t}{PC99_t} \right) + [b_1 \cdot m \cdot a_3] \cdot (TRBOL_t - \frac{PJBOL_t - PJBOL_{t-4}}{PJBOL_t}) + [b_1 \cdot m \cdot a_4]_{t-4} \cdot GIFT_t + [b_1 \cdot m] \cdot \log KBOL_{t-1} \\ + b_2 \cdot \frac{XSBOL_{t-1}}{KBOL_{t-2}} + b_3(L) \cdot \frac{BLAANHUS_t}{KBOL_{t-1} \cdot PJBOL_t} + b_4 \cdot DKV1_t + b_5 \cdot DKV2_t + b_6 \cdot DKV3_t + \\ b_7 \cdot DKV4_t + u_t,$$

$$\text{der } u = a \cdot m \cdot u_1 + u_2$$

Vi skal se nærmere på mekanismene bak denne redusert-form-relasjonen, da det gir bedre innsikt i hvordan strukturmodellen virker. Igangsettingen avhenger av total realdisponibel inntekt ved at en økning i denne fører til økt ønsket boligkonsum, økt ønsket boligkapital, økt ønsket igangsetting og derved økt faktisk igangsetting. En økning i relativ pris på boliginvesteringer fører til redusert ønsket boligkonsum, redusert ønsket boligkapital, redusert ønsket igangsetting og derved redusert faktisk igangsetting. En økning i realrenten vil virke på samme måte som en økning i relativ pris på boliginvesteringer og altså føre til redusert igangsetting. En økning i antall inngåtte ekteskap vil virke på samme måte som en økning i total realdisponibel inntekt, og vil altså føre til økt igangsetting.

Videre ser vi at beholdningen av boligkapital ved utgangen av forrige kvartal har innvirkning på igangsettingen i inneværende kvartal. For gitte verdier av de andre variablene vil ønsket, og derved faktisk, igangsetting være mindre jo større boligkapitalmengden er i utgangspunktet. Dette har med stabilitet i "partial adjustment" - mekanismen å gjøre. Anta at systemet initialt er i ro, dvs. at alle variablene er konstante over tid. Hvis vi så får en endring i en av de eksogene variablene, f.eks. en varig inntektsøkning, så vil igangsettingen øke. Dette vil etterhvert føre til at KBOL og dermed $KBOL_{t-1}$ øker, og siden denne variabelen inngår med negativ koeffisient virker dette bremsende på igangsettingen. Til slutt blir KBOL så høy at igangsettingen faller tilbake til sitt gamle nivå (men hensyn tatt til økt depresiering som følge av økt boligkapitalbeholdning). Derved bringes systemet til en ny likevekt.

Via "partial-adjustment"-mekanismen får vi også inn at faktisk igangsetting i inneværende kvartal avhenger av faktisk igangsetting forrige kvartal. Dette reflekterer at "partial adjustment" er en metode for å innføre tregheter i tilpasningen. Ved endringer i de eksogene variable vil bare en del av virkningen komme i inneværende kvartal. Siden lagget venstresidevariabel inngår på høyre side i likningen, vil noe som skjer i et kvartal få virkning på igangsettingen flere kvartaler framover. Dette betyr at de langsiktige multiplikatorer i modellen, dvs. de som vi finner etter at systemet har falt til ro, blir forskjellig fra de kortsiktige, dvs. de som gjelder virkningen i inneværende kvartal. Siden koeffisienten foran lagget igangsetting er positiv, vil de langsiktige multiplikatorene bli større enn de kortsiktige.

I tillegg påvirkes faktisk igangsetting direkte av realverdien av boliglån og av sesongsvingninger som forklart tidligere.

2.6. Tilbud av boligproduksjon

Modellen er foreløpig helt etterspørselsdominert. Faktisk igangsetting av boligproduksjon bestemmes, gjennom antakelsen om en "partial-adjustment"-mekanisme med faste koeffisienter, av etterspørselen etter igangsetting. Vi skal nå bringe tilbudssiden inn i modellen og endogenisere prisen på boliginvesteringer. Vi begynner med å se nærmere på atferden til tilbyderne av boligproduksjon. Disse tilbyderne finner vi i bygge- og anleggssektoren. Det er verd å merke seg at bygge- og anleggsektoren er en skjermet næring, slik at vi kan se bort fra import. Det er naturlig å se produksjonen av boliger i sammenheng med annen produksjon i denne sektoren, når vi skal formulere hypoteser om tilbyderatferden. Vi skal tenke oss bygge- og anleggsbransjen som en towareprodusent; det produseres boliger og andre bygg og anlegg. Tilpasningsformålet antas å være profittmaksimering.

Bygge- og anleggsbransjen har på et gitt tidspunkt en viss produksjonskapasitet som fordeles på produksjon av boliger og produksjon av andre bygg og anlegg. Det er rimelig å anta at utvidelser/innskrenkninger i produksjonen av hvert av produktene medfører kostnader for bransjen. Dersom hverken produksjonskapasitet eller relative priser endrer seg fra ett kvartal til det neste, antas derfor heller ikke tilbydernes optimale størrelse på igangsetting av boligproduksjon å endre seg. Dersom kapasiteten i bransjen øker, antar vi at en fast andel av denne økningen tilfaller boligproduksjon slik at tilbydernes ønske om igangsetting av boliger øker. Forutsetningen om en slik fast andel er meget streng, da det er naturlig å tro at flere forhold har betydning for hvor stor andel av en kapasitetsøkning som tilfaller boligbygging. For å ta hensyn til dette skal vi anta at tilbydernes ønske om endringer i igangsetting av boligproduksjon også avhenger av endringer i forholdet mellom pris på boliginvesteringer og kostnadene i bygge- og anleggsbransjen. Vi har valgt å representere kostnadene i sektoren ved lønnskostnadene, da disse utgjør en stor del av de totale kostnadene. I Statistisk Sentralbyrås Byggekostnadsindeks har lønnskostnadene følgende vekter:

Eneboliger	:	334	promille
Boligblokker	:	406	"
Rekkehus	:	367	"

Se Lund [27]. I Bygge- og anleggsbransjen totalt har lønnskostnadene i perioden 1966 - 1978 utgjort ca. 3/4 av bruttofaktoreinntekten, noe som er høyere enn i de fleste andre KVARTS-produksjonssektorer. Dersom relativ pris på boliginvesteringer og kapasiteten i bransjen øker samtidig, vil altså bransjens ønskede igangsetting av boligproduksjon øke mer enn hvis den relative prisen ikke endrer seg. Relasjonen som bestemmer endringer i tilbydernes ønskede igangsetting av boligproduksjon (som er en uobserverbar variabel) kan nå skrives som:

$$XSBOL_t^\Delta - XSBOL_{t-1} = C_1 \cdot \Delta CAPBA_t + C_2 \cdot \Delta \left(\frac{PJBOL_t}{WBA_t} \right),$$

som kan omskrives til

$$(2.9) \quad XSBOL_t^\Delta = XSBOL_{t-1} + C_1 \cdot \Delta CAPBA_t + C_2 \cdot \Delta \left(\frac{PJBOL_t}{WBA_t} \right),$$

der

$XSBOL^\Delta$ - ønsket tilbud av igangsetting av boligproduksjon, volum.

$CAPBA$ - produksjonskapasitet i bygge- og anleggsbransjen, volum

WBA - lønnsindeks i bygge- og anleggsvirksomhet

Tilbyderne bestemmer altså sin optimale igangsetting ut fra igangsettingen i forrige kvartal, endringer i produksjonskapasitet og endringer i relativ produktpris i inneværende kvartal. Nå er det ikke sikkert at de får realisert sitt ønskede kvantum. Som vist foran avhenger faktisk igangsetting av faktorer på etterspørselssiden. I den grad faktisk igangsetting av boligproduksjon avviker fra tilbydernes optimale kvantum, skal vi anta at dette gir seg utslag i prisen på boliginvesteringer. Hvis faktisk igangsetting er større enn tilbydernes optimale igangsetting, vil vi vente at tilbyderne svarer med å sette opp prisene. Hvis faktisk igangsetting er mindre enn tilbydernes optimale igangsetting, er det likeledes naturlig å vente at tilbyderne setter prisene ned. Vi skal videre åpne muligheten for at denne prisjusteringen foregår med visse lag, dvs. at det kan gå flere kvartaler fra avvikene mellom de realøkonomiske størrelsene oppstår til dette har slått fullt ut i prisen. Vi antar derfor at følgende prisreaksjonslikning gjelder

$$(2.10) \quad \frac{\Delta PJBOL_t}{PJBOL_{t-1}} = \gamma(L)[XSBOL_t - XSBOL_t^\Delta] + d_1 \cdot DKV1_t + d_2 \cdot DKV2_t + d_3 \cdot DKV4_t + d_4 \cdot DKV4_t + u_{3t},$$

der u_3 er et stokastisk restledd, som antas å oppfylle samme typer betingelser som u_1 . Vi har her tatt med dummy-variablene for kvartal, for å ta hensyn til sesongsvingninger. Selv om det ikke er sesongsvingninger i prisendringsvariabelen, må vi regne med at slike forhold gjør seg gjeldende i høyresidevariablene. Hvis vi ikke hadde tatt med dummy-variable for kvartal, ville disse svingningene slått ut i restleddet, noe som kunne gitt opphav til høyere ordens autokorrelasjon her. $\gamma(L)$ angir en lag-fordeling. Vi forutsetter altså at relativ prisendring for boliginvesteringer bestemmes gjennom et veid gjennomsnitt av avviket mellom faktisk igangsetting og tilbydernes optimale igangsetting i inneværende og tidligere kvartaler. Vektene er gitt ved $\gamma(L)$. Det kan hevdes at vår spesifisering av produsentatferden i bygge- og anleggsektoren er noe inkonsistent, ved at den strategiske typen er uklar. (2.9) kan begrunnes ut fra prisfast kvantumstilpasning, ved at produsentene, til gitt kapasitet, tilpasser produksjonen til gitt relativ produktpris. Gjennom (2.10) bringer vi så inn et element av aktiv prisfastsetting for produsentene. Prisdannelse er imidlertid et problematisk emne i økonomisk teori, og vi har i denne omgang ikke funnet noen bedre spesifisering enn den valgte.

Ved å sette inn for $XSBOL_t^\Delta$ fra (2.9) får vi

$$(2.11) \quad \frac{\Delta PJBOL_t}{PJBOL_{t-1}} = \gamma(L) [XSBOL_t - XSBOL_{t-1} - c_1 \cdot \Delta CAPBA_t - c_2 \cdot \Delta (\frac{PJBOL_t}{WBA_t})] + d_1 \cdot DKV1_t + d_2 \cdot DKV2_t +$$

$$d_3 \cdot DKV3_t + d_4 \cdot DKV4_t + u_{3t} = \gamma(L) [\Delta XSBOL_t - c_1 \cdot \Delta CAPBA_t - c_2 \cdot \Delta (\frac{PJBOL_t}{WBA_t})] + d_1 \cdot DKV1_t$$

$$+ d_2 \cdot DKV2_t + d_3 \cdot DKV3_t + d_4 \cdot DKV4_t + u_{3t}$$

Relativ prisendring på boliginvesteringer framkommer her som en lag-fordeling av endring i faktisk igangsetting av boligproduksjon, endring i produksjonskapasiteten i bygge- og anleggsbransjen og endring i forholdet mellom pris på boliginvesteringer og lønnsnivå i bygge- og anleggsbransjen. Vi har dermed fått eliminert den uobserverbare variable $XSBOL_t^{\Delta}$. Vi ser altså at utviklingen i produksjonskapasiteten i bygge- og anleggsbransjen vil påvirke prisen på boliginvesteringer. Videre vil leddet $\Delta(PJBOL/WBA)$ ta vare på effekter som at lønnsnivået i bygge- og anleggsbransjen har betydning for prisen på boliginvesteringer. Faktisk økning i igangsetting av boligproduksjon har også innvirkning på prisutviklingen. Dette kan forklares ved at jo høyere økning i faktisk igangsetting vi får, cet.par., jo større avvik får vi mellom faktisk igangsetting og tilbydernes optimale igangsetting, og jo mer presses prisen på boliginvesteringer opp. Tilsvarende, jo større reduksjon i faktisk igangsetting vi får, cet.par., jo større avvik får vi mellom tilbydernes optimale igangsetting og faktisk igangsetting og jo mer presses prisen på boliginvesteringer ned.

Et problem med vår spesifikasjon av tilbudssiden i modellen er at dersom vi tar med et stokastisk restledd i likning (2.9), så vil restleddet i likning (2.11) vise autokorrelasjon. Dette skyldes lag-fordelingen som innføres i likning (2.1), og reflekterer problemer med å modellere produsenttilpasningen i bygge- og anleggsbransjen på en tilfredsstillende måte. Viskal ha dette forholdet "i bakhodet" når vi seinere skal vurdere estimeringsresultatene for likning (2.11).

2.7. Fullføring av boligproduksjon

Bygge- og anleggsbransjen er en sektor med tidkrevende produksjon, i den betydning at det for en stor del av produksjonen er slik at produktene fullføres én eller flere perioder etter at de er igangsatt. Vi må derfor anta at fullføringen av boligproduksjon i et kvartal avhenger av igangsettingen i flere foregående kvartaler, og vi skal spesifisere en relasjon som formaliserer denne tidsforskyvningen. Lengden av, og formen på, denne lag-fordelingen skal vi forutsette er konstant over tid. Dette er en streng forutsetning. Mer realistisk ville det være å anta at produksjonsperiodens lengde, og fordelingen av produksjonsintensiteten over perioden, er økonomiske variable som produsentene fastlegger gjennom en optimalisering. Se f.eks. Vislie [34]. Vi har sett bort fra dette.

Koeffisienter som angir hvor stor andel av igangsetting av boligproduksjon i en måned som gjennomsnittlig fullføres t måneder seinere, ($t = 0, \dots, n$), er tidligere estimert i Statistisk Sentralbyrå. Disse beregningene har utnyttet grunnmaterialet fra byggearealstatistikken. Aggregering av disse koeffisientene fra måneds- til kvartalsbasis er gjort på følgende måte.

Anta for enkelhets skyld at det i kvartal T igangsettes én bolig hver måned. For boligen som igangsettes første måned i kvartalet, får vi da fullført λ_0 i samme måned, λ_1 i 2. måned og λ_2 i siste måned i kvartal T. For boligen som igangsettes andre måned i kvartalet får vi ialt fullført $\lambda_0 + \lambda_1$, og for boligen som igangsettes siste måned får vi fullført λ_0 i kvartal T. Alt i alt får vi da fullført $3\lambda_0 + 2\lambda_1 + \lambda_2$ boliger, og fullføring i kvartal T pr. bolig igangsatt i kvartalet blir $\lambda_0 + \frac{2}{3}\lambda_1 + \frac{1}{3}\lambda_2$. I kvartal T + 1 får vi følgende fullføring, som følge av igangsettingen i kvartal T.

For boligen som igangsettes 1. måned i kvartal T, får vi en samlet fullføring på $\lambda_3 + \lambda_4 + \lambda_5$ i kvartal T + 1. For boligen som igangsettes i 2. måned får vi en fullføring på $\lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4$, og for boligen som igangsettes siste måned i kvartal T får vi en fullføring på $\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3$ i kvartal T + 1. Alt i alt får vi da fullført $\lambda_1 + 2\lambda_2 + 3\lambda_3 + 2\lambda_4 + \lambda_5$ boliger, og fullføring i kvartal T + 1 pr. bolig igangsatt i kvartal T blir $\frac{1}{3}\lambda_1 + \frac{2}{3}\lambda_2 + \lambda_3 + \frac{2}{3}\lambda_4 + \frac{1}{3}\lambda_5$. På tilsvarende måte finner vi at fullføring i kvartal

T + 2 pr. bolig igangsatt i kvartal T blir $\frac{1}{3}\lambda_4 + \frac{2}{3}\lambda_5 + \lambda_6 + \frac{2}{3}\lambda_7 + \frac{1}{3}\lambda_8$, osv.

Det viser seg at fullføring av boligproduksjon avhenger av igangsetting fra og med inneværende kvartal til og med 11 kvartaler tilbake. Dette betyr at produksjonslengden for boliger varierer fra ett kvartal til tre år. Relasjonen som bestemmer volumet av fullført boligproduksjon, blir nå

$$(2.12) \quad \text{XFBOL}_t = \sum_{i=0}^{11} e_i \text{XSBOL}_{t-i} + u_{4t},$$

der

XFBOL - fullføring av boligproduksjon, volum.

u_4 er et stokastisk restledd som antas å oppfylle samme type betingelser som u_1 .

Koeffisientene i likningen er altså kjent, slik at det ikke trengs noen estimering. Koeffisientene $e_i (i=0, \dots, 11)$ har verdiene

e_0	0,11	e_6	0,05
e_1	0,15	e_7	0,03
e_2	0,21	e_8	0,02
e_3	0,20	e_9	0,01
e_4	0,14	e_{10}	0,005
e_5	0,08	e_{11}	0,003

Som vi ser får vi størst fullføringsandel etter to kvartaler. Det meste av virkningen er utspilt i løpet av 5 kvartaler. Da er 81 prosent av igangsettingen i et kvartal fullført.

2.8. Investering i boligkapital

Når vi nå har bestemt faktisk igangsetting og fullføring av boligproduksjon, blir neste skritt å utlede en relasjon for investering i boligkapital. Teoretisk skal volumet av investering i boligkapital, ifølge SNA-reglene, i en periode beregnes som markedsverdien i faste priser av den produksjonsvirksomheten som er utført på boligene i løpet av perioden. Problemet er da å bestemme denne virksomheten på grunnlag av tall for igangsetting og fullføring av boligproduksjon. I det årlige nasjonalregnskapet er dette løst konvensjonelt ved å beregne boliginvesteringene et år som det uveide

gjennomsnittet av igangsetting og fullføring av boligproduksjon det året, se Johansen [24]. Selv om denne enkle metoden kan fungere brukbart for så lange perioder som ett år, er den mer problematisk i en kvartalsmodell. I et gitt kvartal kan både igangsetting og fullføring av boligproduksjon være lav, selv om det utføres mye produksjonsvirksomhet på de eksisterende boligene i-perioden, og investeringene derved er høye. Da byggearealstatistikken også gir tall for boliger under arbeid, kunne vi ha trukket denne variabelen inn i relasjonen for investering i boligkapital. Vi har valgt å implementere det beregningsopplegget som benyttes i KNR. Dette innebærer at boliginvesteringene beregnes på grunnlag av en lag-fordeling over igangsatt boligproduksjon, der lag-fordelingen er utledet på grunnlag av den som vi benytter ved beregning av fullført boligproduksjon. Det er tatt utgangspunkt i de månedsvise fullføringskoeffisientene som ligger til grunn for koeffisientene e_i ($i = 0, \dots, 11$) i (2.12). Basert på en forutsetning om at produksjonen på en bolig foregår jevnt fra den igangsettes til den fullføres, kan en utlede produksjons- eller investeringskoeffisienter på grunnlag av fullføringskoeffisientene. Investeringskoeffisienten f_i ($i = 0, \dots, 10$) gir da uttrykk for hvor stor andel av igangsettingen i en periode som investeres i perioder senere. Aggregeringen fra måneds- til kvartalskoeffisienter er gjort på samme måte som for fullføringskoeffisientene. Lag-fordelingen multipliseres med en korreksjonsfaktor for å ta hensyn til ulike måleenheter for de variable osv. Vi har derfor at

$$(2.13) \quad \text{JBOL}_t = \text{T.DVEKT}_t \cdot \sum_{i=0}^{10} f_i \text{XSBOL}_{t-i},$$

der

JBOL - bruttoinvestering i boligkapital, volum
T.DVEKT - korreksjonsserie

Heller ikke i denne likningen trengs det estimering, siden alle koeffisienter som inngår er kjent.

Koeffisientene f_i ($i = 0, \dots, 10$) har verdiene

f_0	0,32	f_6	0,01
f_1	0,29	f_7	0,006
f_2	0,18	f_8	0,003
f_3	0,10	f_9	0,002
f_4	0,05	f_{10}	0,007
f_5	0,02		

2.9. Beholdning av boligkapital

Når investering i boligkapital nå er fastlagt, bestemmes beholdningen av boligkapital ved utgangen av hvert kvartal gjennom følgende likning:

$$(2.14) \quad \text{KBOL}_t = \text{KBOL}_{t-1} + \text{JBOL}_t - \delta \cdot \text{KBOL}_{t-1} + u_{5t}$$

der δ , som i relasjon (2.3), er depresieringsraten. Vi minner igjen om den forenklingen som ligger i å forutsette at depresieringsraten for boligkapital er konstant, u_5 er et stokastisk restledd, som antas å oppfylle samme type betingelser som u_1 . Vi har med restleddet siden vår representasjon av depresieringen (konstant depresieringsrate) ikke "treffer" nasjonalregnskapet perfekt.

2.10. Modellens virkemåte - en oppsummering

Vi har nå følgende modell, på strukturform:

$$(i) \quad \log CBOL_t^* = a_1 \cdot \log \frac{RHTOT_t}{PC99_t} + a_2 \log \frac{PJBOL_t}{PC99_t} + a_3 \cdot (TRBOL_t - \frac{PJBOL_t - PJBOL_{t-4}}{PJBOL_{t-4}})$$

$$+ a_4 \cdot GIFT + u_{1t}$$

$$(ii) \quad KBOL_t^* = k \cdot CBOL_t^*$$

$$(iii) \quad XSBOL_t^* = m \cdot [KBOL_t^* - (1-\delta)KBOL_{t-1}]$$

$$(iv) \quad \frac{XSBOL_t}{KBOL_{t-1}} = b_1 \cdot \frac{XSBOL_t^*}{KBOL_{t-1}} + b_2 \frac{XSBOL_{t-1}}{KBOL_{t-2}} + b_3(L) \cdot \frac{BLAANHUS_t}{KBOL_{t-1} \cdot PJBOL_t} + b_4 \cdot DKV1_t + b_5 \cdot DKV2_t$$

$$+ b_6 \cdot DKV3_t + b_7 \cdot DKV4_t + u_{2t}$$

$$(v) \quad XSBOL_t^\Delta = XSBOL_{t-1} + c_1 \cdot \Delta CAPBA_t + c_2 \cdot \Delta \left(\frac{PJBOL_t}{WBA_t} \right)$$

$$(vi) \quad \frac{\Delta PJBOL_t}{PJBOL_{t-1}} = \gamma(L) [XSBOL_t - XSBOL_t^\Delta] + d_1 \cdot DKV1_t + d_2 \cdot DKV2_t + d_3 \cdot DKV3_t + d_4 \cdot DKV4_t + u_{3t}$$

$$(vii) \quad XFBOL_t = \sum_{i=0}^{11} e_i XSBOL_{t-i} + u_{4t}$$

$$(viii) \quad JBOL_t = T \cdot DVEKT_t \cdot \sum_{i=0}^{10} f_i XSBOL_{t-i}$$

$$(ix) \quad KBOL_t = KBOL_{t-1} + JBOL_t - \delta KBOL_{t-1} + u_{5t}$$

Disse 9 strukturrelasjonene bestemmer de 9 endogene variable, $CBOL_t^*$, $KBOL_t^*$, $XSBOL_t^*$, $XSBOL_t$, $XSBOL_t^\Delta$, $PJBOL_t$, $XFBOL_t$, $JBOL_t$ og $KBOL_t$.

Ved å sette inn for de uobserverbare variablene i relasjonene (iv) og (vi), får vi:

$$(I) \quad \frac{XSBOL_t}{KBOL_{t-1}} = [b_1 \cdot m \cdot a_1] \cdot \log \frac{RHTOT_t}{PC99_t} + [b_1 \cdot m \cdot a_2] \cdot \log \frac{PJBOL_t}{PC99_t} +$$

$$[b_1 \cdot m \cdot a_3] \cdot (TRBOL_t - \frac{PJBOL_t - PJBOL_{t-4}}{PJBOL_{t-4}}) + [b_1 \cdot m \cdot a_4] \cdot GIFT_t +$$

$$[b_1 \cdot m] \cdot \log KBOL_{t-1} + b_2 \cdot \frac{XSBOL_{t-1}}{KBOL_{t-2}} + b_3(L) \cdot \frac{BLAANHUS_t}{KBOL_{t-1} \cdot PJBOL_t} + b_4 \cdot DKV1_t +$$

$$b_5 \cdot DKV2_t + b_6 \cdot DKV3_t + b_7 \cdot DKV4_t + u_t$$

$$(II) \quad \frac{\Delta PJBOL_t}{PJBOL_{t-1}} = \gamma(L) [\Delta XSBOL_t - c_1 \Delta CAPBA_t - c_2 \cdot \Delta (\frac{PJBOL_t}{WBA_t})] + d_1 \cdot DKV1_t + d_2 \cdot DKV2_t + d_3 \cdot DKV3_t +$$

$$d_4 \cdot DKV4_t + u_{3t}$$

$$(III) \quad XFBOL_t = \sum_{i=0}^{11} e_i XSBOL_{t-i} + u_{4t}$$

$$(IV) \quad JBOL_t = T \cdot DVEKT_t \cdot \sum_{i=0}^{10} f_i XSBOL_{t-i}$$

$$(V) \quad KBOL_t = KBOL_{t-1} + JBOL_t - \delta \cdot KBOL_{t-1} + u_{5t}$$

Modellen består nå av 5 likninger til bestemmelse av XSBOL, PJBOL, XFBOL, JBOL og KBOL. Dette er ikke den reduserte form av modellen, da flere av relasjonene inneholder endogene variable på høyresiden. Det byr imidlertid på store problemer å bringe modellen over på denne formen, dvs. å få de endogene variable uttrykt ved bare eksogene og/eller laggede endogene variable. Dette kommer bl.a. av ikke-lineariteten i flere av relasjonene. Modellen er imidlertid blokkrekursiv. Dette kommer vi tilbake til i avsnitt 4.1. For å studere modellens virkemåte, skal vi derfor basere oss på et verbalt resonnement. Vi tar utgangspunkt i en gitt referansebane, dvs. gitte tidsforløp for variablene i modellen. Vi lar så en av de eksogene variable få et skift og ser på hvilke virkninger dette får for de endogene variable i forhold til referansebanen.

Anta at vi i et gitt kvartal lar total realdisponibel inntekt få en økning i forhold til referansebanen. Da vil ønsket boligkonsum, ønsket boligkapital, ønsket igangsetting og derved også faktisk igangsetting øke. Samtidig vil imidlertid differansen mellom faktisk igangsetting og tilbydernes ønskede igangsetting øke, noe som fører til at relativ pris på boliginvesteringer øker. Denne økningen

vil bidra til å redusere den økte differansen på to måter. For det første fører økt pris på boliginvesteringer til at ønsket boligkonsum reduseres, slik at også faktisk igangsetting reduseres. For det andre fører den økte prisen til at tilbydernes ønskede igangsetting øker. Den opprinnelige økningen i differansen mellom faktisk igangsetting og tilbydernes ønskede igangsetting reduseres altså noe, og dette fører igjen til at prisen reduseres, osv. Denne prosessen fortsetter til systemet har falt til ro, og vi har en noe høyere igangsetting og noe høyere relativ prisøkning enn vi ville hatt uten økningen i total realdisponibel inntekt. Den økte igangsettingen fører til økt fullføring, økt investering og økt beholdning av boligkapital ved utgangen av kvartalet. Anta at økningen i total realdisponibel inntekt bare er én engangsøkning. Da vil ønsket igangsetting og dermed faktisk igangsetting neste kvartal bli mindre enn ellers, pga. at beholdningen av boligkapital ved inngangen til kvartalet, er større enn den ellers ville vært. Dette eksemplet demonstrerer modellens dynamiske karakter. Noe som skjer i ett kvartal, får betydning i flere seinere kvartaler (i prinsippet uendelig mange).

3. DATA

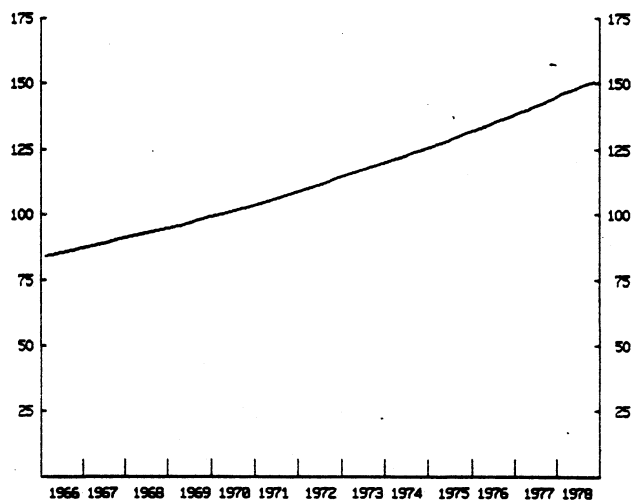
Datamaterialet som er benyttet i denne analysen er hentet fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet og fra forskjellige typer korttidsstatistikk. Nedenfor dokumenteres de enkelte dataseriene nærmere. KNR-tallene for 1978 bygger på foreløpig regnskap for dette året, og er derfor beheftet med en del feil. En nærmere beskrivelse av databanken for kvartalsvis nasjonalregnskap 1966 - 1978 er gitt i Jensen og Wahl [23].

3.1. Nærmere om de enkelte dataseriene

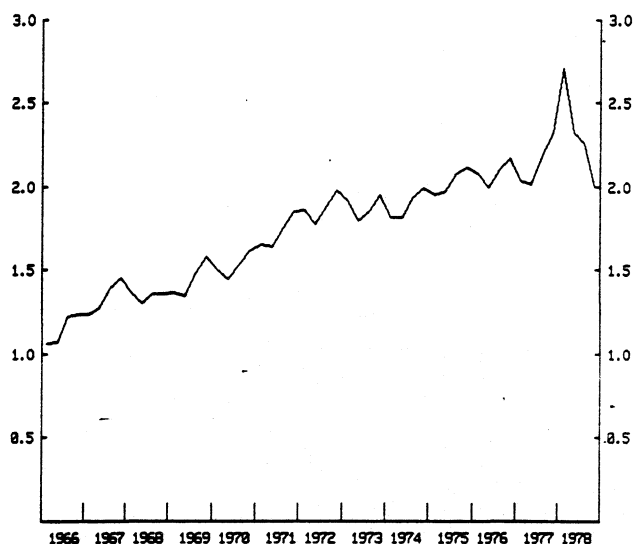
Investering i og beholdning av boligkapital

Serien for bruttoinvestering i boligkapital er hentet fra KNR og kjedet til basisår 1975. KNR inneholder imidlertid ikke tall for depresiering og realkapitalbeholdning. Det er derfor laget et eget opplegg for beregning av depresiering og beholdning av realkapital i KVARTS. Beregningsopplegget er nærmere beskrevet i Biørn [6] og [7]. Det tas utgangspunkt i årstall for depresiering og realkapitalbeholdning i det årlige nasjonalregnskapet, samt kvartalstallene for bruttoinvestering i fast realkapital i KNR. Beregning av kvartalstall for depresiering skjer ved en tilnærming til den metoden som benyttes i det årlige nasjonalregnskapet. Når kvartalsvise depresieringstall er beregnet, fremkommer kvartalstall for realkapitalbeholdning som beholdning av realkapital ved utgangen av forrige kvartal tillagt differansen mellom bruttoinvestering og depresiering i inneværende kvartal. Den historiske utviklingen i estimeringsperioden for bruttoinvestering i og beholdning av realkapital er vist i hhv. figur 3.1 og 3.2.

Figur 3.1. Beholdning av boligkapital. Milliarder 1975-kroner.



Figur 3.2. Bruttoinvestering i boligkapital. Milliarder 1975-kroner.

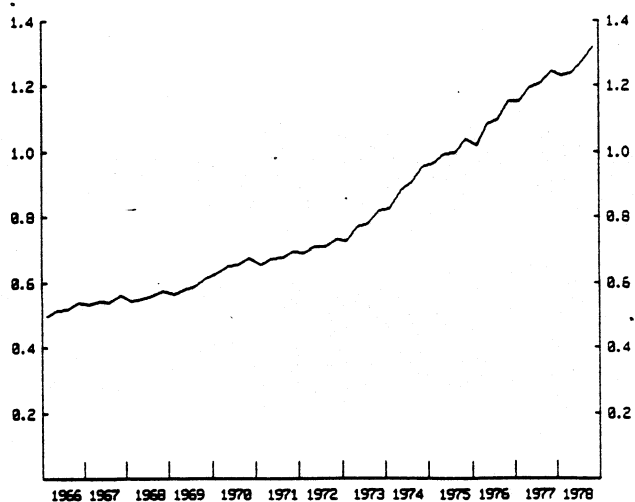


Beholdning av boligkapital viser en helt jevn, trendmessig utvikling i løpet av perioden. Bruttoinvesteringene i boligkapital viser også en økning gjennom det meste av perioden, selv om det her er tendens til en viss utflating mot slutten. Bruttoinvesteringene viser dessuten tydelige kortsiktige svingninger, tildels av sesongmessig art. Det er også verd å merke seg forskjellen i størrelsen på seriene. Bruttoinvesteringene er gjennomgående av størrelsesorden bare en prosent av beholdningen av boligkapital. Begge variablene er gitt i mill.kr, faste 1975-priser.

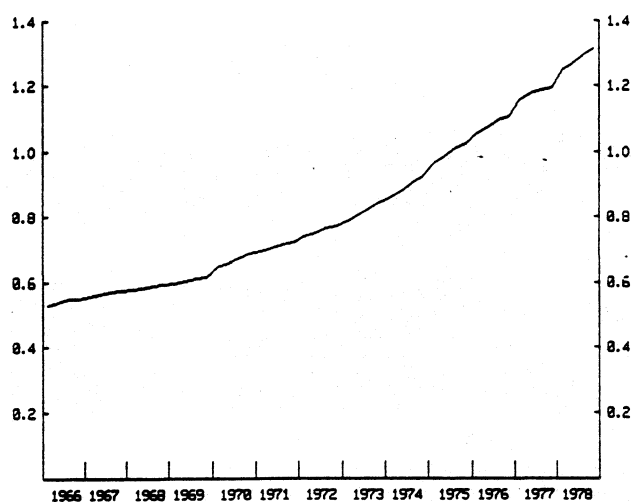
Prisindekser for bruttoinvestering i boligkapital og for totalt privat konsum.

Begge disse prisindeksene er hentet fra KNR, og utviklingen er vist i figur 3.3 og 3.4.

Figur 3.3. Prisindeks for bruttoinvestering i boligkapital. 1975 = 1.



Figur 3.4. Prisindeks for totalt privat konsum. 1975 = 1.



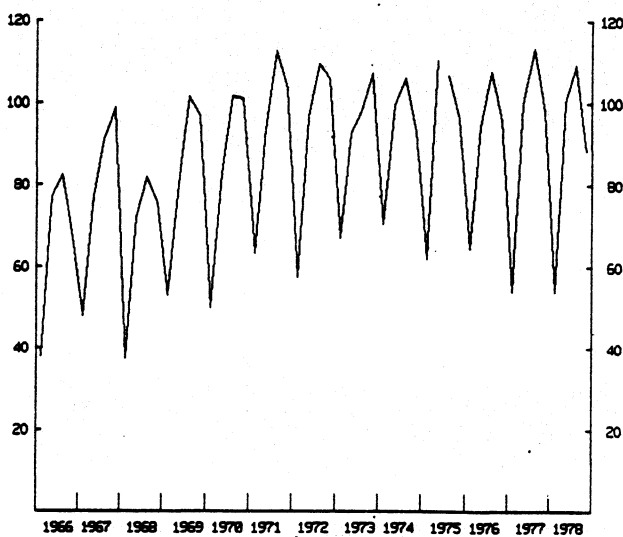
Som vi ser viser de to prisindeksene en temmelig parallell utvikling. Prisstigningstakten var relativt stabil fram til begynnelsen av 70-tallet, da den begynte å aksellerere. Ellers ser vi at prisindeksen for boliginvesteringer viser et litt mer "hakkete" forløp enn prisindeksen for totalt privat konsum. Vi kan også se hoppet i prisindeksen for totalt privat konsum i 1970, som skyldtes innføringen av "MOMS'en".

Det er visse svakheter forbundet med prisindeksen for boliginvesteringer. I modellen er vi ute etter en indeks for den faktiske markedsprisen. PJBOL er derimot bare bygd opp av forhold på tilbuds-siden, dvs. indekser for lønnsnivå og prisen på vareinnsats i bygge- og anleggsbransjen. Den reflekterer altså ikke direkte de faktiske markedsprisene. Et forsvar for å bruke denne indeksen er imidlertid at store forskjeller mellom markedspris og PJBOL kan føre til endringer i f.eks. lønnssetser og derved bringe PJBOL nærmere markedsprisen. Begge prisindekser har gjennomsnittsverdi 1 i basisåret, 1975.

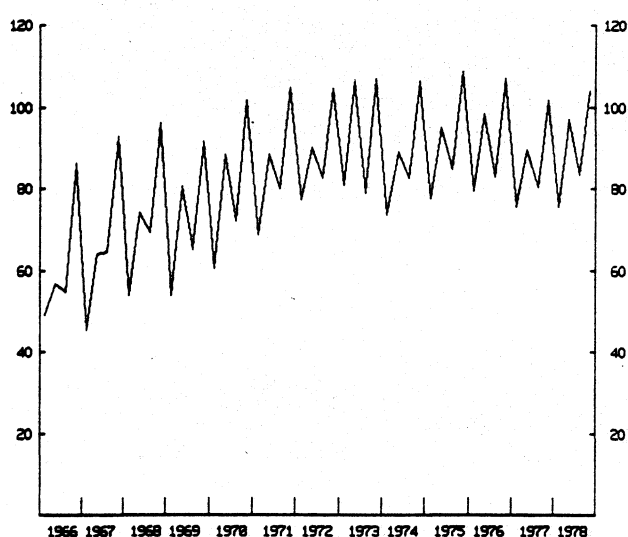
Igangsetting og fullføring av boligproduksjon

Tall for igangsetting og fullføring av boligproduksjon er hentet fra byggearealstatistikken. En svakhet ved disse tallene er at det kan ta en viss tid fra en bolig faktisk igangsettes/fullføres til byggherren sender inn melding om igangsetting/fullføring. Siden vi har aggregert opp månedstallene i byggearealstatistikken til kvartalstall, skulle dette problemet være mindre for vårt formål. Våre igangsettings- og fullføringstall er målt i kvm, ikke antall boliger. Dette betyr at vi får tatt hensyn til utvidelser av eksisterende boliger og evt. endringer i gjennomsnittsflaten for nye boliger. Vi får imidlertid ikke tatt hensyn til kvalitetsforbedringer o.l. Dette har sammenheng med at vi har antatt proporsjonalitet mellom igangsetting/fullføring og investering i boligkapital. Utviklingen for igangsetting og fullføring av boligproduksjon er vist i hhv. figur 3.5 og 3.6.

Figur 3.5. Igangsetting av boligproduksjon. 10 000 kvm.



Figur 3.6. Fullføring av boligproduksjon. 10 000 kvm.

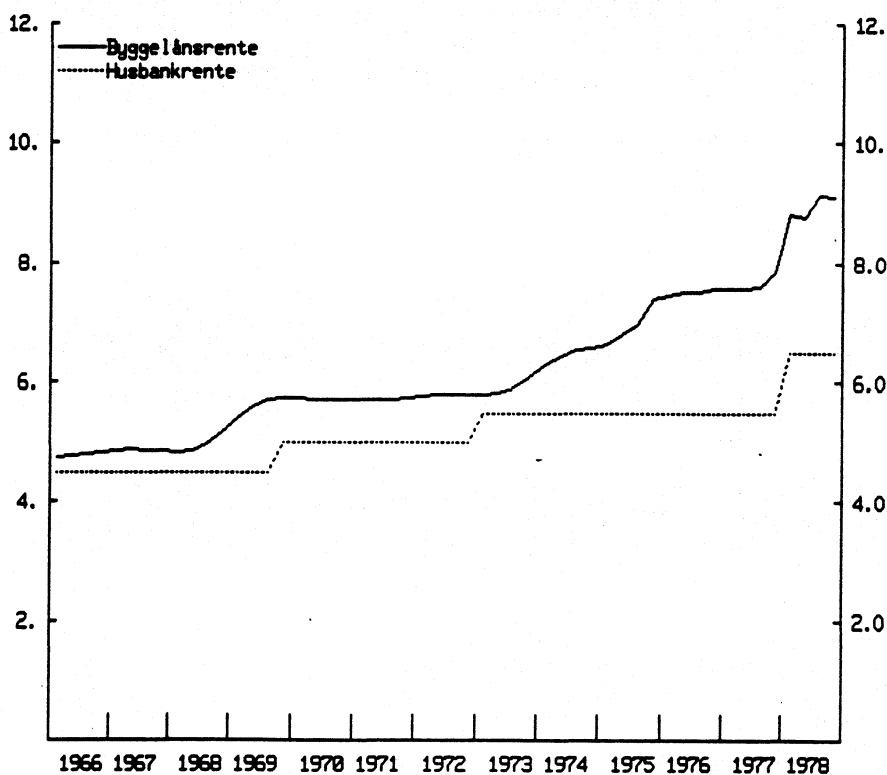


Vi ser at de to seriene er preget av sterke sesongsvingninger. Igangsettingen har høysesong i 3. kvartal og lavsesong i 1. kvartal. Sesongmønsteret for fullføring er bestemt av produksjonsperioden for boliger. Det synes som om den underliggende tendensen både for igangsetting og fullføring var økende fram til midten på 70-tallet, og deretter viste utflating.

Rente

Det finnes en rekke kilder for boligkreditt i Norge, og derved også en rekke forskjellige rentesatser på boliglån. Den viktigste forskjellen går mellom de statlige boligbankene (Husbanken og Landbruksbanken) på den ene siden og de private kredittinstitusjonene på den andre. Renten på boliglån i husbanken har vært klart lavest, selv om også rentene på boliglån i det private kredittvesen har ligget under andre rentesatser. En meget stor del av boligene i Norge er finansiert ved husbanklån. Dette taler for at vi burde bruke husbankrenten som rentesats i modellen. Imidlertid må en boligbygger skaffe seg byggelån fra en privat bank for å få finansiert bygging av boligen. Husbanken konverterer ikke byggelånet før boligen er ferdigstilt. Dette betyr at byggelånsrenten i de private bankene skulle ha stor betydning for boligbyggeren i byggeperioden. Et annet forhold som trekker i retning av å bruke byggelånsrenten, er at denne viser stadige variasjoner og derfor må antas å gi bedre uttrykk for variasjoner i stramheten på kredittmarkedet enn husbankrenten. Husbankrenten er bare endret 3 ganger i perioden 1966 1 til 1978 4. Kilde for husbankrenten er husbanken. Vi har valgt å benytte et veid gjennomsnitt av byggelånsrentene i forretnings- og sparebanker, der vektene er utlånsandelene. Utviklingen i husbankrenten og den valgte byggelånsrenten er vist i figur 3.7. Som vi ser ligger byggelånsrenten over husbankrenten i hele perioden. Rentesatsene stiger rykkvis gjennom hele perioden, og mot slutten viser stigningstakten en økende tendens. Den benyttede renten er en p.a.-sats.

Figur 3.7. Byggelånsrente (veid gjennomsnitt for forretnings- og sparebanker) og rente på lån til nye boliger i husbanken. P.a.-satser i prosent.



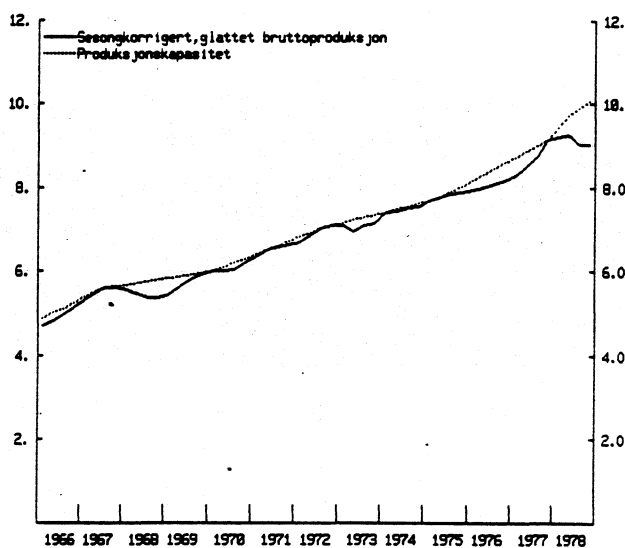
Produksjonskapasitet i bygge- og anleggsbransjen

Ved beregning av denne serien har vi brukt et opplegg tilsvarende det som er benyttet i Lesteberg [26], dvs. en variant av den såkalte "Wharton-metoden".

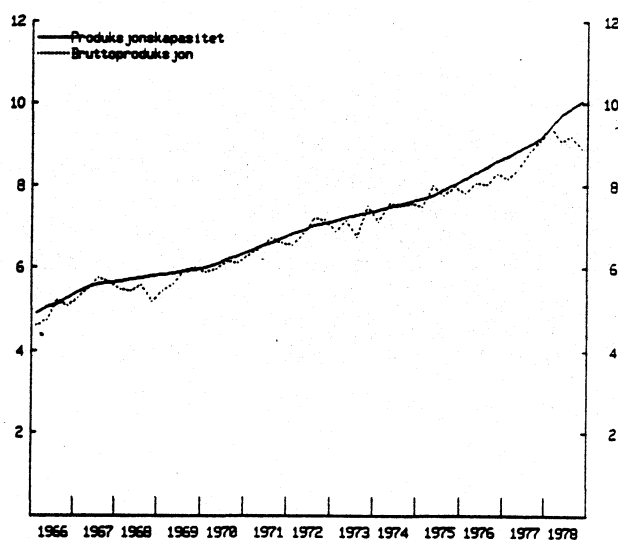
Vi har gått ut fra bruttoproduksjonen i faste 1975-priser i bygge- og anleggsbransjen. Denne serien er sesongjustert ved å bruke X11-metoden med additiv sesongkomponent. Deretter er det tatt et 3-leddet bevegelig gjennomsnitt med like vekter, av den sesongjusterte serien. Derved er noen av de tilfeldige utslagene fjernet. For å få med første og siste verdi i serien er disse gitt verdiene til de aritmetiske gjennomsnittene av hhv. de to første og de to siste observasjonene.

På grunnlag av denne sesongjusterte glattede serien er topp-punktene bestemt, og vi antar at kapasiteten utvikler seg lineært mellom disse punktene, se figur 3.8. I periodene før første toppunkt og etter siste toppunkt har vi benyttet oss av kapitalkoeffisienten i hhv. første toppunkt og siste toppunkt. Kapitalkoeffisienten er beregnet som realkapitalbeholdningen i faste priser dividert med den sesongjusterte, glattede verdien for bruttoproduksjon i faste priser. Produksjonskapasiteten i de aktuelle periodene er så beregnet som forholdet mellom realkapitalbeholdning og kapitalkoeffisient i korresponderende toppunkt. Kvartalsvise tall for beholdning av realkapital i bygge- og anleggssektoren er beregnet på tilsvarende måte som for boligsektoren.

Figur 3.8. Produksjonskapasitet og sesongkorrigert, glattet bruttoproduksjon i bygge- og anleggsbransjen. Millioner 1975-kroner.



Figur 3.9. Produksjonskapasitet og faktisk bruttoproduksjon i bygge- og anleggsbransjen. Milliarder 1975-kroner.



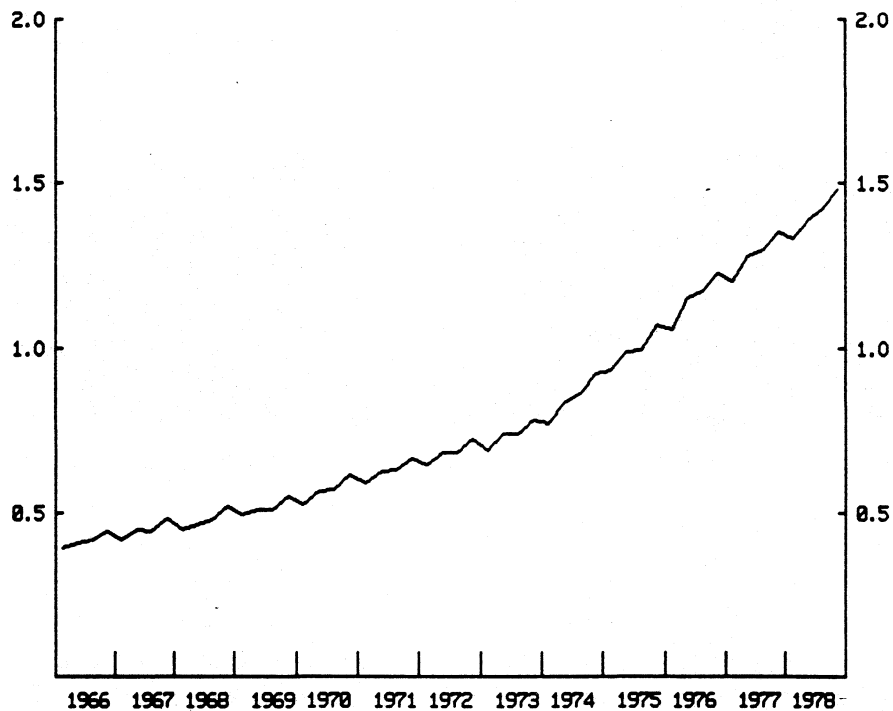
Et særtrekk ved denne måten å beregne produksjonskapasiteten på, er at faktisk bruttoproduksjon i enkelte perioder kan overstige produksjonskapasiteten, se figur 3.9. Dette kommer av at produksjonstoppunktene som nevnt bestemmes på grunnlag av sesongjustert, glattet bruttoproduksjon. Avvikene kan tolkes som at bygge- og anleggsbransjen i perioder med sterkt press på sektoren, gjennom ekstraordinær innsats presser produksjonen utover kapasiteten.

Tallene for produksjonskapasiteten er i mill. 75-kroner.

Lønnsindeks for bygge- og anleggsbransjen

Kvartalstall for gjennomsnittlig timefortjeneste (unntatt betaling for helge- og høytidsdager) for voksne menn i privat bygge- og anleggsvirksomhet er hentet fra Statistisk Månedshefte. Kilden er oppgaver fra medlemsbedrifter i NAF. Serien er transformert til indeksform, ved å ta gjennomsnittet over de 4 kvartalene i 1975 og sette dette lik 1. Serien er vist i figur 3.10.

Figur 3.10. Lønnsindeks for bygge- og anleggsbransjen.
1975 = 1.

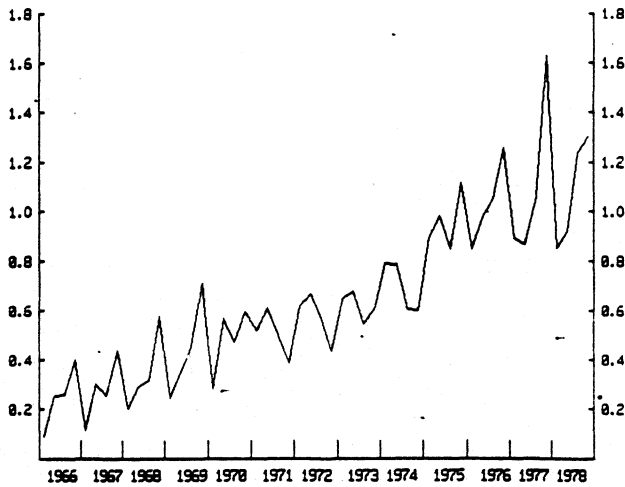


Lønnsindeksen stiger gjennom hele perioden, bortsett fra små sesongvariasjoner. Mot slutten av 70-tallet viser stigningstakten en økende tendens.

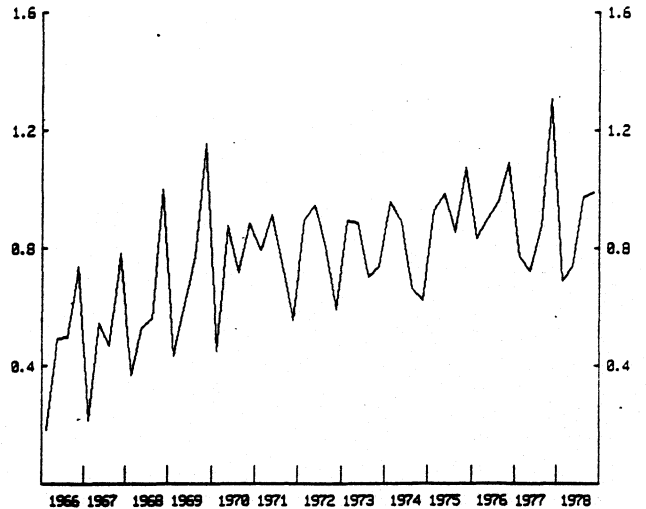
Innvilgede boliglån i husbanken

Som nevnt i avsnitt 2.5 ble det besluttet å bruke innvilgede boliglån i Husbanken som kredittvariabel i modellen. I Husbanken finnes kvartalstall for innvilgede lån til nye boliger tilbake til 1970. Før 1970 finnes bare kvartalstall for totale innvilgninger, men disse kan tilnærmet settes lik lån til nye boliger. Utviklingen i serien er vist i figur 3.11.

Figur 3.11. Innvilgede lån til nye boliger i husbanken.
Milliarder kroner.



Figur 3.12. Innvilgede lån til nye boliger i Husbanken, deflatert med
prisindeksen for investeringer i boligkapital. Milliarder kroner.

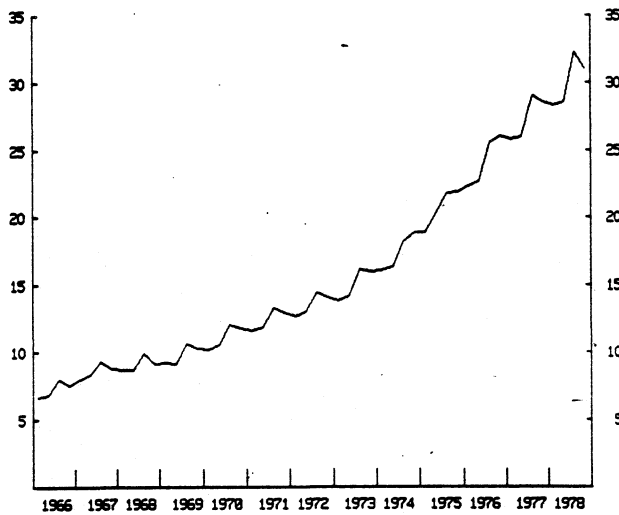


Som vi ser viser innvilgningene sterke svingninger, men serien viser en klart økende tendens gjennom hele perioden. Svingningene i serien skyldes dels sesongmessige forhold, men har også sammenheng med at innvilgningene i perioden ble brukt som virkemiddel for å holde boligproduksjonen på ønsket nivå. De største toppene i serien skyldes antakelig slike forhold. Tallene er gitt i mill.kr. I figur 3.12 har vi deflatert verditalleene med prisindeksen for investeringer i boligkapital. Vi får da et bilde av realveksten i Husbanklånene. Vi ser av figurene at vi hadde en realvekst i begynnelsen av perioden, men mot slutten av 70-tallet flater veksten ut.

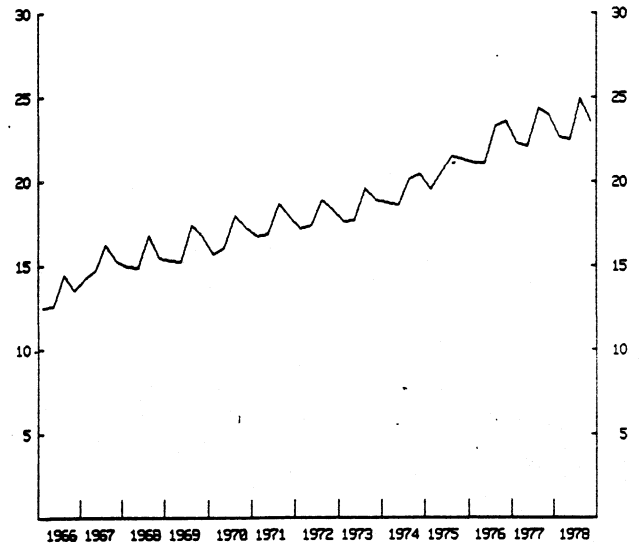
Husholdningenes disponible inntekt

Husholdningenes disponible inntekt bestemmes i KVARTS i en egen inntektsblokk, og vi har benyttet den samme serien i boliginvesteringsmodellen. Husholdningsinntekt før skatt bestemmes på grunnlag av husholdningenes andel av netto driftsresultat, utbetalt lønn, renteinntekter og -utgifter samt stønader. Direkte skatter bestemmes i en egen skattefunksjon, og husholdningenes disponible inntekter bestemmes som differansen mellom inntekt før skatt og de direkte skattene. Dette er nærmere beskrevet i Biørn og Jensen [8], app. C. Serien er plottet i figur 3.13.

Figur 3.13. Husholdningenes disponible inntekt. Løpende priser. Milliarder kroner.



Figur 3.14. Husholdningenes disponible inntekt, deflatert med prisindeksen for totalt privat konsum. Milliarder kroner.



Inntektene viser vekst gjennom hele perioden, og veksten tiltar i siste halvdel av 70-tallet. Vi ser videre at det er små, tildels sesongmessige svingninger rundt trenden. I figur 3.14 har vi vist den samme serien deflatert med prisindeksen for totalt privat konsum, og får derved fram et uttrykk for vekst i realdisponibel inntekt. Også denne serien viser vekst i hele perioden. Veksten er imidlertid svakere enn for verditallene, noe som reflekterer den tiltagende prisstigningstakten i perioden.

4. ESTIMERING

4.1. Innledning

Modellen er nå gitt ved likningene (I)-(V) i avsnitt 2.10. Som nevnt foran er ikke dette den reduserte form av modellen, da alle likninger har endogene variable blant de høyresidevariable. I likningene (I) og (II) oppstår det simultanitetsproblemer, da XSBOLT og PJBOLT inngår i begge likningene og derfor bestemmes simultant. I likningene (III) og (IV) er det ingen koeffisienter som skal estimeres og likning (V) er rekursiv i forhold til de andre.

Vi forutsetter at de stokastiske restleddene i de 5 likningene er uavhengige av hverandre. Vi har tidligere forutsatt at alle restleddene oppfyller betingelsene

$$E(u_{it} | HSV) = 0$$

der $i = 1, \dots, 5$.

$$E(u_{it} \cdot u_{is} | HSV) = \begin{cases} 0 & \text{for } t \neq s \\ \sigma_i^2 & \text{for } t = s \end{cases}$$

t og s angir periode.

Vi ser nå at modellen har en blokkrekursiv karakter, når (I) og (II) oppfattes som én blokk og (III), (IV) og (V) som hver sin blokk. (Koeffisientmatrisen i modellen inneholder flere 0-restriksjoner enn det kreves for at modellen skal være blokkrekursiv).

Modellen ble først estimert ved minste kvadraters metode (MKM). Av det som er sagt foran skulle dette være tilfredsstillende for likning (V). I likningene (I) og (II) derimot, vil MKM gi inkonsistente estimatorene p.g.a. simultaniteten. Modellen ble derfor estimert på nytt ved å bruke 2-trinns MKM, som gir konsistente estimatorene også i tilfellet med simultanitetsproblemer. Modellen er estimert ved hjelp av REG- og GREMLIN-pakken i det interaktive EDB-systemet TROLL.

I KVARTS-versjonen med 1975 som basisår er det implementert likninger som er estimert over perioden 1968 1 - 1978 4. Dette skyldes at da estimeringen ble foretatt var ikke beholdning av boligkapital ført lenger tilbake enn til 1967 1. Seinere er denne variabelen ført tilbake til 1966 1 slik at det er mulig å utvide estimeringsperioden til 1967 1 - 1978 4. Vi skal i det følgende dokumentere og kommentere resultater for begge estimeringsperiodene. Derved får vi også en indikasjon på hvor stabile våre relasjoner er. Jo mer stabile strukturrelasjonene er, jo mindre vil vi vente at endringen i estimeringsperiode påvirker resultatene.

Vi minner her om at KNR-tallene for 1978 ble laget på grunnlag av foreløpig regnskap for dette året. Dette betyr at disse tallene er beheftet med betydelige svakheter. Av denne grunn ble det vurdert å utelate 1978 fra estimeringsperioden. Ønsket om flest mulig frihetsgrader ved estimeringen førte til at vi valgte å ta med også tallene for 1978.

4.2. Estimering ved MKM

Ved parametrisering av lagfordelingene i likningene (I) og (II) valgte vi å benytte "Almon-lag"-metoden, dvs. at koeffisientene i lag-fordelingen antas å være polynomisk fordelt. Ved å spesifisere en tilstrekkelig lav grad på polynomet og evt. legge andre restriksjoner på det (f.eks. hode- og/eller halerestriksjoner), får vi redusert antall koeffisienter som må estimeres. Problemet ved denne tilnæringsmåten er at polynom-spesifikasjonen blir svært vilkårlig. Økonomisk teori er til liten hjelp i dette arbeidet. Vi har derfor prøvd ut en rekke alternativer, og valget mellom dem er til en viss grad basert på skjønn. Vurderingene her har tatt utgangspunkt i vanlige statistiske føyningsmål, fortegn og størrelse på koeffisientene o.l.

Nedenfor gjengis estimeringsresultatene for likning (I). T-verdien er gitt i parentes under hvert punkttestimat. Valget av lagfordeling for lånevariabelen resulterte her i et polynom av 2.grad med lengde på 4 kvartaler, og med halerestriksjon (dvs. at lag-polynomet "tvinges til å ha verdien 0 i perioden etter siste periode i lag-fordelingen). Dette betyr at lag-polynomet bare inneholder 2 ukjente koeffisienter.

$$\begin{aligned} \frac{XSBOL_t}{KBOL_{t-1}} = & A.DXSR \cdot \log \left(\frac{RHTOT_t}{PC99_t} \right) + A.DXSPJ \cdot \log \left(\frac{PJBOL_t}{PC99_t} \right) \\ & + A.DXSTR \cdot \left(TRBOL_t - \frac{PJBOL_t - PJBOL_{t-4}}{PJBOL_{t-4}} \right) \\ & + A.DXSK \cdot \log KBOL_{t-1} + A.DXSXS \cdot \frac{XSBOL_{t-1}}{KBOL_{t-2}} \\ & + A.DXSLAL(L) \cdot \frac{BLAANHUS_t}{KBOL_{t-1} \cdot PJBOL_t} + A.DXSG \cdot GIFT_t \\ & + B.DXSD1 \cdot DKV1_t + B.DXSD2 \cdot DKV2_t \\ & + B.DXSD3 \cdot DKV3_t + B.DXSD4 \cdot DKV4_t \end{aligned}$$

Koeffisient	Punkttestimat	
	Estimeringsperiode 1967 1 - 1978 4	Estimeringsperiode 1968 1 - 1978 4
A.DXSR	14.1634 (2.67)	12.2873 (2.34)
A.DXSPJ	-21.0221 (-3.02)	-20.3362 (-3.06)
A.DXSTR	-9.5306 (-2.79)	-8.3842 (-2.55)
A.DXSK	-13.4104 (-3.02)	-10.1461 (-2.23)
A.DXSXS	0.1383 (1.03)	0.1289 (1.03)
A.DXSLAL	77.9176 (1.31)	138.5340 (2.40)
(-1)	42.8763 (0.99)	119.9300 (2.44)
(-2)	18.2096 (0.39)	90.6403 (1.77)
(-3)	3.9175 (0.11)	50.6635 (1.37)
Sum av lag-koef.	142.921	399.7
Gjennomsnittlig lag	0.64	1.13
Restriksjon på lag-polynom	2.grad, halerestriksjon	2.grad, halerestriksjon
A.DXSG	0.5011 (2.66)	0.6419 (2.58)
B.DXSD1	16.8139 (1.56)	-5.1825 (-0.38)
B.DXSD2	19.4675 (1.80)	-2.9352 (-0.21)
B.DXSD3	17.6895 (1.58)	-4.7180 (-0.33)
B.DXSD4	19.281 (1.76)	-2.9628 (-0.22)
Estimeringsmetode	MKM (med Almon-lag)	
SER ¹	0.60	0.543
RVC ²	7.81	7.04
DW ³	1.66	1.64

¹ "Standard Error of Regression", definert som $\sqrt{\frac{1}{n-k}} \text{SSR}$, der n er antall observasjoner, k er antall ukjente koeffisienter og SSR er summen av kvadratavvikene. ² Residual variasjonskoeffisient, definert som forholdet mellom SER og gjennomsnittsverdien til venstresidevariabelen, i prosent. ³ Durbin-Watson-observatoren.

Vi kommenterer først estimeringsresultatene for perioden 1967 1 - 1978 4. Som vi ser, kommer alle koeffisientestimatene ut med riktig fortegn, og de fleste er signifikant forskjellig fra 0. De minste t-verdiene finner vi for den laggede venstresidevariabelen og lånevariabelen. Den residuale variasjonskoeffisienten ligger i underkant av 8 prosent, noe som må sies å representere en brukbar føyning. Dette er imidlertid å vente, siden mange av variablene i likningen er sterkt trendpreget, noe som bidrar til å trekke føyningen, målt ved R^2 eller RVC, oppover. DW-observatoren tyder ikke på at det er autokorrelasjon i restleddene, men siden lagget endogen variabel inngår på høyresiden i likningen er det vanskelig å tolke DW-observatoren.

5-prosent-fraktilen i den aktuelle t-fordelingen er i dette tilfellet 1.69 (med tosidig test). Vurdert ut fra dette finner vi derfor at verken lånevariabelen, lagget endogen eller de to dummy-variablene DKV1 og DKV3 har noen signifikant forklaringskraft.

Ved sammenlikning av estimeringsresultatene for de to periodene, ser vi for det første at føyningen, målt ved RVC, er temmelig lik. Betydelige forskjeller får vi bare for lånevariabelen og for dummy-variabelene. Når vi innsnevrer estimeringsperioden til 1968 1 - 1978 4, øker koeffisientene foran lånevariabelen kraftig. Denne variabelen "overtar da mer forklaringskraft" i likningen. Vi ser også at koeffisientene i lag-fordelingen for lånevariabelen her stort sett er signifikant forskjellig fra 0. Til gjengjeld ser vi at koeffisientene foran dummy-variablene reduseres kraftig, og at de ikke er signifikant forskjellig fra 0. Dette innebærer at konstantleddet "teller" mindre i likningen når vi innsnevrer estimeringsperioden. (En mer formell undersøkelse av om forskjellene mellom resultatene for de to estimeringsperiodene er signifikante, kunne baseres på en såkalt Chow-test. Se f.eks. Johnston [25], s. 207.)

For likning (II) klarte vi ikke å få ut meningsfylte estimeringsresultater. Alle koeffisienter kom ut med galt fortegn, men var stort sett ikke signifikant forskjellig fra 0. Dette tyder på at vi enten har en fullstendig feilspesifisert modell for prisdannelsen på boliginvesteringer, eller at dataene er for dårlige til å avsløre strukturen. Vi minner her om at prisvariabelen for boliginvesteringer, som er hentet fra nasjonalregnskapet, trolig gir et dårlig bilde av variasjonen i de faktiske markedspriser på boligmarkedet. Videre har vi, som nevnt foran, problemer med spesifikasjonen av dynamikken i denne likningen.

Estimeringsresultater for likning (V) er gjengitt nedenfor (valg av estimeringsperiode har ingen nevneverdig betydning for denne likningen):

$$KBOL_t = JBOL_t + A.DKK \cdot KBOL_{t-1}$$

Koeffisient	Punktestimat
A.DKK	0,996 (1.6.10 ⁴)
Estimeringsmetode	MKM
Estimeringsperiode	1966 2 - 1978 4
SER	50,0
RVC	0,05
DW	1,92

Beholdning av boligkapital er en sterkt trendpreget variabel. Dataene føyer seg nærmest perfekt til vår relasjon. Vi kan merke oss at koeffisienten foran $KBOL_{t-1} = (1-\delta)$, der δ er kvar-talsvis kapitalslitrate for boligkapital. Denne blir derved $0,004 = 0,4\%$.

4.3. Estimering ved 2-trinns MKM

Som nevnt i avsnitt 3.1 får vi simultanitetsproblemer i likningene (I) og (II). Dette går ut på at en eller flere av de variable på høyresida i likningene er korrelert med restleddet. I slike tilfeller vil MKM gi inkonsistente estimatorer. Vi har derfor estimert likningene (I) og (II) på nytt ved å bruke 2-trinns MKM. Prinsippet bak denne metoden er å erstatte de nevnte høyresidevariablene med variable som er sterkest mulig korrelert med de høyresidevariable, men ukorrelert med restleddet. Erstatningsvariablene hentes blant de predeterminerte variable i modellen, dvs. blant de eksogene og/eller laggede endogene variable. Siden erstatningsvariablene skal være sterkest mulig korrelert med de høyresidevariable de skal erstatte, beregnes erstatningsvariablene i 1. trinn ved å ta MK-regresjonen av hver av de høyresidevariable som skal erstattes mhp. de utvalgte predeterminerte variable. Koeffisientene som estimeres ved denne regresjonen bestemmer en lineærkombinasjon av de predeterminerte variable, og denne lineærkombinasjonen erstatter altså den høyresidevariablen som er korrelert med restleddet. Når alle høyresidevariable som er korrelert med restleddet på denne måten er erstattet av lineærkombinasjoner av de predeterminerte variable, estimeres strukturkoeffisientene i relasjonen ved MKM. Det bør her nevnes at bruk av 2-trinns MKM er noe problematisk når de endogene variable inngår ikke-lineært, f.eks. logaritmisk, i modellen. Årsaken er at det er uklart hva som skal benyttes som venstresidevariabel i 1. trinn. Vi har ikke bragt på det rene hvilke rutiner TROLL følger i slike tilfeller.

Som regressorer i 1. trinn valgte vi

RHTOT _t	DKV1 _t	WBA _t	WBA _{t-1}
PC99 _t	DKV2 _t	RHTOT _{t-1}	XSBOL _{t-1}
TRBOL _t	DKV3 _t	PC99 _{t-1}	PJBOL _{t-1}
BLAANHUS _t	DKV4 _t	BLAANHUS _{t-1}	XFBOL _{t-1}
GIFT _t	CAPBA _t	TRBOL _{t-1}	JBOL _{t-1}
			KBOL _{t-1}

i alt 21 predeterminerte variable.

Resultatene for likning (I) er gjengitt nedenfor (bare resultater med estimeringsperiode 1967 1 - 1978 4 gjengis her).

Koeffisient	Punkttestimat
A.DXSR	14,2819 (2,55)
A.DXSPJ	-20,4633 (-2,70)
A.DXSTR	-9,7756 (-2,71)
A.DXSK	-13,5852 (-2,93)
A.DXSXS	0,1340 (0,99)
A.DXSLAL	73,4251 (1,23)
(-1)	48,6581 (1,12)
(-2)	28,1649 (0,61)
(-3)	11,9456 (0,35)
Sum av lag-koef.	162,1937
Gjennomsnittlig lag	0,87

Restriksjon på lag-polynomet 2. grad, halerestriksjon

A.DXSG	0,5078 (2,69)
B.DXSD1	17,5693 (1,61)
B.DXSD2	20,1885 (1,85)
B.DXSD3	18,4049 (1,63)
B.DXSD4	20,0237 (1,81)

Estimeringsmetode	2-trinns MKM (med Almon-lag)
Estimeringsperiode	1967 1 - 1978 4
SER	0,60
RVC	7,81
DW	1,67

Som vi ser blir resultatene ved 2-trinns MKM-estimering svært like de vi fikk ved å bruke MKM. Ikke bare er fortegnene på koeffisientene de samme, men også de numeriske verdiene blir temmelig like. Derved blir også de statistiske føyningsmålene temmelig like.

Dette resultatet indikerer at simultanitet ikke er noe problem i vår modell, og er forsåvidt i overensstemmelse med de negative resultatene vi fikk for likning (II). (Vi prøvde også å estimere likning (II) ved 2-trinns MKM, men fikk heller ikke da meningsfulle resultater.) Det at data ikke føyer vår teori for boliginvesteringsprisen kan nemlig reflektere at denne bestemmes uavhengig av igangsetting av boligproduksjon. Isåfall bestemmes igangsetting og investeringspris rekursivt og simultanitetsproblemet faller bort. Dette ville forklare at MKM og 2-trinns MKM gir noenlunde like resultater. (Dette gjelder ihvertfall når føyningen i 1. trinn er god, noe den er i vårt tilfelle med en R^2 på rundt 0,9.) På bakgrunn av dette skal vi i det følgende ta utgangspunkt i MKM-resultatene.

4.4. Oppsummering av estimeringsresultatene

I dette avsnittet skal vi gå noe nærmere inn på estimeringsresultatene. Vi skal her konsentrere oss om strukturkoeffisientene i modellen. Det er strukturrelasjonene som representerer vår oppfatning av "virkeligheten", og det er derfor strukturkoeffisientene vi lettest kan ha intuitive oppfatninger om.

I avsnitt 5 skal vi gjennomgå en rekke dynamiske simuleringer på boliginvesteringsmodellen. Derved får vi tatt hensyn til eventuelle simultane virkninger, og vi får demonstrert virkningene av dynamikken i modellen. Resultatene fra disse simuleringseksperimentene er også nyttige å ha for øyet når boliginvesteringsmodellen skal vurderes innenfor en "totalmodell" for norsk økonomi.

Alle strukturkoeffisienter i relasjonen for ønsket boligkonsum er identifiserbare. Av likning (I) i avsnitt 2.10, ser vi at disse strukturkoeffisientene framkommer ved å dividere redusert-form-koeffisientene for total realdisponibel inntekt, relativ pris på boliginvesteringer, realrente og antall inngåtte ekteskap med redusert-form-koeffisienten for $\log KBOL_{t-1}$. Vi ser først på resultatene for estimeringsperioden 1967 1 - 1978 4:

a_1 - inntektselastisitet for ønsket boligkonsum

$$= - \frac{14,1634}{-13,4104} = 1,06$$

a_2 - direkte priselastisitet for ønsket boligkonsum

$$= - \frac{-21,0221}{-13,4104} = -1,57$$

a_3 - relativ tilvekst i ønsket boligkonsum som følge av en realrenteøkning på 1 (=100%-poeng)

$$= - \frac{-9,5306}{-13,4104} = -0,71$$

a_4 - relativ tilvekst i ønsket boligkonsum som følge av en økning i antall inngåtte ekteskap på 1 000

$$= - \frac{0,501149}{-13,4104} = 0,04$$

b_1 - tilvekst i faktisk igangsetting som følge av en økning i ønsket igangsetting på 1 kvm. ("justeringskoeffisienten") er ikke direkte identifiserbar, siden bare produktet $b_1 \cdot m$ inngår i likningen. Under visse forutsetninger kan vi imidlertid finne et anslag for denne størrelsen. Redusert-form-koeffisienten foran $\log KBOL_{t-1}$ er gitt ved $-b_1 \cdot m$. Hvis vi kjenner m kan vi altså avlede størrelsen på b_1 . Som nevnt i avsnitt 2.4 er m en normeringskoeffisient som tar vare på virkningen av at igangsetting og investering har forskjellige dimensjoner. Serien T.DVEKT i likning (IV) tar vare på det samme, men i invers form. Hvis vi antar at $m = 1/T.DVEKT$ får vi, når vi bruker gjennomsnittsverdien for T.DVEKT i perioden, at $m = 1/0.002 = 500$. Da får vi at

$$b_1 = - \frac{A.DXSK}{500} = - \frac{-13,4104}{500} = 0,027$$

Vi får altså en inntektselastisitet for ønsket boligkonsum som ligger i nærheten av 1, noe som er i tråd med andre analyser av boliginvesteringer, se f.eks. Muth [29] og Biørn og Jensen [8]. Forøvrig er det vanskelig å ha noen intuitiv oppfatning av hva denne elastisiteten burde være, siden bolig dekker mange typer behov og utgjør rammen rundt mange slags menneskelig virksomhet.

Tallverdien på priselastisiteten er derimot noe større, og indikerer at en økning i relativ boliginvesteringspris på 1 prosent reduserer ønsket boligkonsum med 1,5-1,6 prosent. Dette estimatet ligger kanskje i overkant av hva vi hadde ventet, men elastisiteten virker ikke urimelig høy.

Også estimatet på koeffisienten foran realrenten virker rimelig. Vi finner at en realrenteøkning på 1 prosentpoeng p.a. reduserer relativ tilvekst i ønsket boligkonsum med 0,7 prosentpoeng.

Koeffisienten foran giftermålsvariabelen indikerer at en økning i antall inngåtte ekteskap på 1 000, fører til en relativ tilvekst i ønsket boligkonsum på 4 prosentpoeng. Selv om det er vanskelig å ha noen velfundert apriori oppfatning om denne koeffisienten, virker dette anslaget noe høyt.

Under visse forutsetninger fant vi foran at en økning i ønsket igangsetting på 1 kvm fører til ~~en økning~~ i faktisk igangsetting i samme kvartal på 0,02 kvm. Dette gir et bilde av de tregheter som gjør seg gjeldende for konsumentenes tilpasning av boligkonsumet. Bare 2 prosent av en økning i ønsket igangsetting realiseres i samme kvartal, cet. par. Av koeffisienten b_2 ser vi videre (hvis vi ser bort fra forskjellen mellom $KBOL_{t-1}$ og $KBOL_{t-2}$) at en slik økning i faktisk igangsetting fører til at faktisk igangsetting neste kvartal øker med 14 prosent av økningen i første kvartal.

For estimeringsperioden 1968 1 - 1978 4 får vi på samme måte

a_1 - inntektselastisitet for ønsket boligkonsum

$$= - \frac{12,2873}{-10,1461} = 1,21$$

a_2 - direkte priselastisitet for ønsket boligkonsum

$$= - \frac{-20,3362}{-10,1461} = -2,00$$

a_3 - relativ tilvekst i ønsket boligkonsum som følge av en realrenteøkning på 1 (=100 prosentpoeng)

$$= - \frac{-8,3842}{-10,1461} = -0,83$$

a_4 - relativ tilvekst i ønsket boligkonsum som følge av en økning i antall inngåtte ekteskap på 1 000

$$= - \frac{0,6419}{-10,1461} = 0,06$$

b_1 - tilvekst i faktisk igangsetting som følge av en økning i ønsket igangsetting på 1 kvm ("justeringskoeffisienten")

$$= - \frac{-10,1461}{500} = 0,020$$

Innsnevringen av estimeringsperioden fører altså til at anslagene for inntekts- og prisealstisitetene øker. Særlig den direkte priselastisiteten er her blitt temmelig høy; helt oppe i to i tallverdi. Dette samsvarer imidlertid bra med tilsvarende resultater i MODAG. For de andre strukturparametrene får vi ikke noen drastiske endringer når vi endrer estimeringsperioden. Dette reflekterer at det først og fremst var koeffisientene foran lånevariabelen og dummy-variablene som endret seg når vi skiftet estimeringsperiode.

Når vi i likning (V) får en RVC så lav som 0,05 prosent, er ikke det overraskende. Dette er en likning som vil være nærmest perfekt oppfylt i våre data. Dette kommer av den måten KBOL er beregnet på, og at depresieringsraten for et kapitalobjekt med så lang levetid som boliger (90 år), vil være tilnærmet konstant. Som vist tidligere blir vårt estimat på den kvartalsvise depresieringsraten for boligkapital 0,4 prosent.

På bakgrunn av de estimeringsresultatene som er gjennomgått i dette avsnittet, har vi valgt å implementere likningene (I), (III), (IV) og (V) i KVARTS-75. Disse 4 likningene utgjør da det som kan kalles "boliginvesteringsblokka" i totalmodellen. Vi har utelatt likning (II), siden vi der ikke oppnådde tilfredsstillende resultater. For økonometriske likninger som skal inngå i en analytisk modell, er vi nødt til å kreve at koeffisientene har ønskede fortegn, ellers vil det bli vanskelig å gjennomskue og tolke resultatene fra modellen. Som nevnt foran fikk vi for likning (II) galt fortegn på alle koeffisienter (selv om de ikke var signifikant forskjellig fra null).

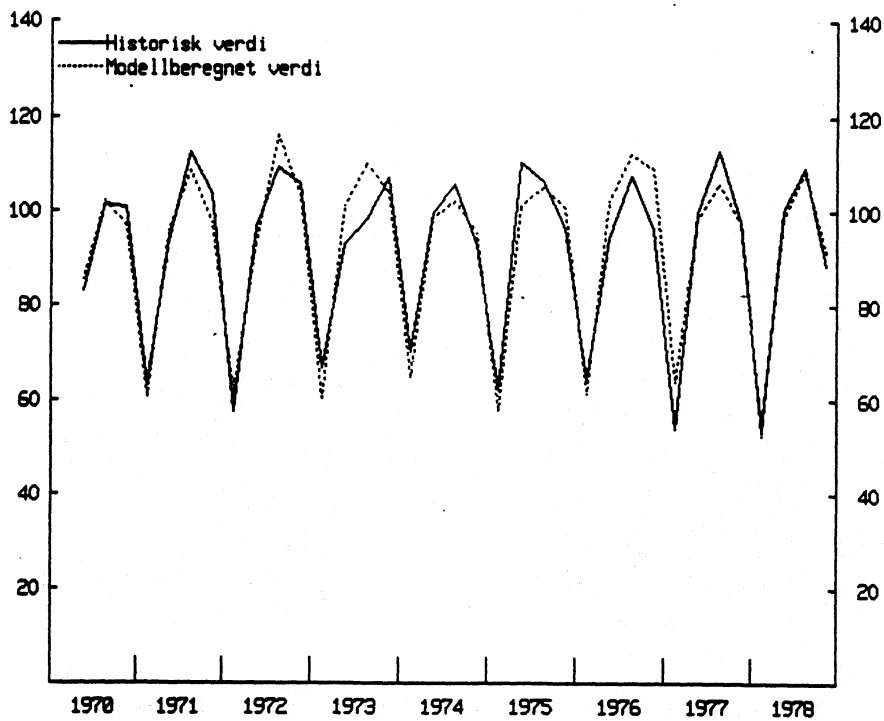
4.5. Dynamisk simulering

De statistiske føyningsmålene vi har kommentert foran må suppleres med nærmere analyser for å kunne gi en vurdering av hvor "gode" likningene er, i betydningen hvilke dynamiske egenskaper modellen som helhet har. I modellens likninger inngår det flere steder laggede verdier av de endogene variable. Ved beregning av de statistiske føyningsmålene, som f.eks. RVC, sammenlikner vi de historiske verdiene for venstresidevariabelen i likningene med de vi får når vi regner ut høyresiden i likningen, gitt de historiske verdiene til de variablene som inngår på høyresiden. Vi setter altså også inn de historiske verdiene for de laggede endogene variable. Dette betyr at dersom modellen i et kvartal beregner feil verdi for en variabel, får ikke dette konsekvenser for føyningen i seinere kvartaler. Modellfeil får altså ikke anledning til å kumulere seg. Om modellen skal benyttes til prediksjon, er vi imidlertid nødt til å bruke de modellberegnete verdier for endogene variable i et kvartal som verdi for laggede endogene variable i etterfølgende kvartaler. I så fall vil modellfeil kunne kumulere seg opp, og i det ekstreme tilfellet kan modellen "spore av" ved at modellfeilene blir større og større ettersom tiden går. I dynamiske modeller som vår er det derfor av stor betydning å utsette dem for dynamisk simulering. Dette betyr at vi benytter historiske verdier for de eksogene variable, men modellberegnete verdier for laggede endogene variable. Slik dynamisk simulering gir en god indikasjon på modellens dynamiske egenskaper. I en prediksjonssituasjon får vi den ytterligere komplikasjon at vi ikke kjenner verdiene for de eksogene variable, men må gi anslag for dem. Når modellen simuleres dynamisk over estimeringsperioden er imidlertid disse variablene kjent. En nærmere omtale av disse momentene er gitt i Biørn og Jensen [8].

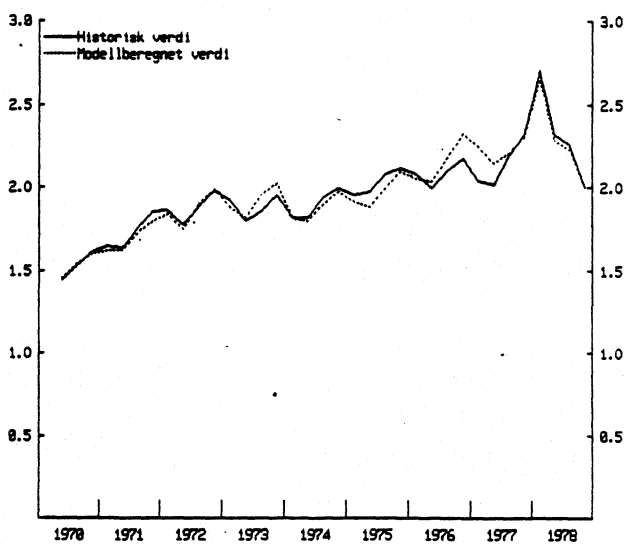
I figur 4.1 har vi gitt en grafisk framstilling av resultatene for igangsetting av boligproduksjon. Vi ser at det er endel avvik i enkelte kvartaler, men i hovedsak må vi si at resultatet er tilfredsstillende. Det viktigste i denne forbindelse er at det ikke ser ut til at feilene blir større og større jo lenger ut i perioden vi kommer; "modellen holder seg på sporet". En av grunnene til at den dynamiske utviklingen er brukbar, er at det ikke er autokorrelasjon i restleddene i igangsettingslikningen, ihvertfall ikke hvis vi dømmer etter DW-observatoren. Dette betyr at vi ikke i lengre perioder bommer på én side av den historiske verdien, og derved får ikke modellfeil anledning til å kumulere seg opp.

I figurene 4.2 og 4.3 har vi gitt tilsvarende resultater for hhv. investering i og beholdning av boligkapital. For boliginvesteringene ser vi at vi får endel avvik, særlig i midten av perioden. I 1977 får vi de største avvikene, helt opp i et par hundre mill.kr pr. kvartal. Vi ser imidlertid at vi også her bommer på begge sider. Av figur 4.3 ser vi at selv om vi bommer noe på bruttoinvesteringene, gir ikke dette merkbare utslag for boligkapitalbeholdningen.

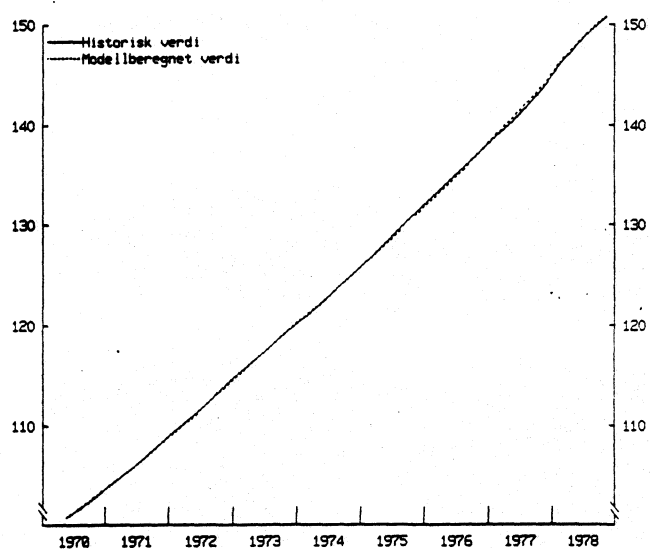
Figur 4.1. Historisk og modellberegnet verdi (dynamisk simulering) for igangsetting av boligproduksjon. 10 000 kvm.



Figur 4.2. Historisk og modellberegnet verdi (dynamisk simulering) for investering i boligkapital. Milliarder 1975-kroner.



Figur 4.3. Historisk og modellberegnet verdi (dynamisk simulering) for beholdning av boligkapital. Milliarder 1975-kroner.



For beholdning av boligkapital får vi nærmest perfekt treff. Dette skyldes for det første at det ikke er noen systematisk bom på én av sidene for bruttoinvesteringene, slik at bom på én side i et kvartal har en tendens til å bli oppveid av bom på motsatt side seinere. For det andre ser vi at bruttoinvesteringene er små i forhold til kapitalbeholdningen, størrelsesorden én prosent. Dette betyr at det skal store avvik til for bruttoinvesteringene før vi får merkbare utslag for kapitalbeholdningen.

5. SIMULERINGSEKSPERIMENTER

I dette avsnittet skal vi gjennomgå noen simuleringseksperimenter som er utført på boliginvesteringsmodellen. Vi har da benyttet den versjonen som er implementert i KVARTS-75, dvs. at det er benyttet koeffisienter som er estimert på data for perioden 1968 1 - 1978 4.

I disse simuleringseksperimentene, (eller virkningsberegninger som det ofte kalles), har vi tatt utgangspunkt i resultatene fra den dynamiske simuleringen som ble kommentert i avsnitt 4.5. For hver virkningsberegning har vi plukket ut en eksogen variabel, og latt denne få et varig skift i forhold til sin historiske verdi. Vi har så foretatt en ny dynamisk simulering på modellen og regnet ut verdiene for de endogene variable. Disse verdiene er så sammenliknet med de vi fikk når alle de eksogene variable hadde sine historiske verdier. Avvikene oppfatter vi da som virkningene på de respektive endogene variable av å gi den aktuelle eksogene variabelen det spesifiserte skiftet.

På denne måten får vi studert virkningene av endringer i de eksogene variable hensyn tatt både til simultanitet og dynamikk i modellen. Dette gir informasjon og innsikt utover den vi får ved bare å se på de estimerte redusert-form- og strukturkoeffisientene i modellen. Det er imidlertid viktig å være klar over at vi her simulerer på boliginvesteringsmodellen isolert, vi tar ikke her hensyn til at boliginvesteringsmodellen skal inngå i en mer omfattende makromodell for norsk økonomi, slik at enkelte variable som er eksogene når vi ser på boliginvesteringsblokka isolert, f.eks. realdisponibel inntekt, vil være endogene i makromodellen.

I de simuleringene som omtales her har vi satt alle sesongdummyene lik 0,25 i alle kvartaler (dette gjelder også basissimuleringen, dvs. den der alle de eksogene variable har sine historiske verdier). Dette betyr at resultatene fra simuleringseksperimentene kan tolkes som (delvis) sesongjusterte, jf. Biørn, Jensen and Reymert [9], kap. V. Uten denne "sesongjusteringen" ville multiplikatoren i modellen vise sesongvariasjoner, siden sesongdummyene inngår ikke-lineært i igangsettingslikningen (jf. med at vi har $KBOL_{t-1}$ i nevneren på venstre side i likningen). Siden vi har satt alle sesongdummyene lik 0,25 i alle kvartaler, spiller ikke valg av startkvartal så stor betydning for simuleringsresultatene. Effekten av ulike skift i de eksogene variable vil allikevel avhenge av starttidspunktet, fordi verdiene av de eksogene variable varierer over tid. Ikke-linearitetene i modellen fører til at nivået på de eksogene variable påvirker effekten av skift i dem.

I tabellene nedenfor er gjengitt resultater fra noen virkningsberegninger på boliginvesteringsmodellen.

Tabell 5.1. Varig skift på 100 mill. 1975-kroner i realdisponibel inntekt, fra og med 1970.2

Virkning på	Kvartaler etter endring								
	1	2	4	8	12	16	20	24	28
Igangsetting av boligproduksjon i 1 000 kvm	7,6	7,9	8,5	8,2	7,9	7,3	6,7	5,9	5,3
Investering i boligkapital i mill.kr	4,6	8,6	14,5	17,3	16,9	15,3	15,9	14,9	14,0
Beholdning av boligkapital i mill.kr	4,6	13,3	38,8	100,1	163,4	223,4	280,2	333,6	383,3

Skiftet i realdisponibel inntekt fører til at ønsket boligkonsum, ønsket boligbeholdning og ønsket igangsetting av boligproduksjon øker. Dette gir umiddelbart en økning i faktisk igangsetting på 7 600 kvm. Virkningen når en topp etter 4 kvartaler, da igangsettingen er 8 500 kvm større enn den ville vært uten inntektsøkningen. Etterhvert som boligkapitalen og boligkonsumet nærmer seg sitt nye ønskede nivå begynner så virkningen å avta. Treghetene i boligkonsumtilpasningen illustreres ved at igangsettingen selv etter 28 kvartaler er 5 300 kvm større enn den ellers ville vært. Vi ser at boliginvesteringene følger forløpet til igangsettingen, men med et visst lag pga. treghetene i boligbyggingen. Virkningen på boliginvesteringene kulminerer etter 8 kvartaler med en økning på 17,3 mill.kr. Virkningen på boligkapitalbeholdningen vokser gjennom hele perioden pga. den kumulerte effekten av økte boliginvesteringer. Etter 28 kvartaler har beholdningen av boligkapital økt med rundt 380 mill.kr.

Tabell 5.2. Varig skift på 100 mill. 1975-kroner i bevilgede boliglån i Husbanken, fra og med 1970.2

Virkning på	Kvartaler etter endring								
	1	2	4	8	12	16	20	24	28
Igangsetting av boligproduksjon i 1 000 kvm	13,9	27,8	45,2	44,1	41,1	38,3	35,0	31,7	29,3
Investering i boligkapital i mill.kr ..	8,4	23,5	64,0	94,7	91,2	81,7	85,3	81,7	79,2
Beholdning av boligkapital i mill.kr ..	8,4	32,0	136,4	461,6	808,5	1129,5	1432,3	1724,4	2004,0

Vi ser at et skift i lånevariabelen initialt gir mye større virkning på igangsetting og investering enn et like stort skift i inntekten. På grunn av lag-fordelingen over boliglånene tiltar virkningen sterkt de neste 4 kvartalene, slik at vi etter 4 kvartaler har fått en økning i igangsettingen på 45 000 kvm. Også her kulminerer virkningen på boliginvesteringene etter 8 kvartaler, med en økning på 95 mill. kr.

Tabell 5.3. Varig negativt skift på ett prosentpoeng i byggelånsrenten, fra og med 1970.2

Virkning på	Kvartaler etter endring								
	1	2	4	8	12	16	20	24	28
Igangsetting av boligproduksjon i 1 000 kvm	8,4	9,5	9,8	9,7	9,6	9,5	9,3	9,0	8,9
Investering i boligkapital i mill.kr	5,1	10,0	17,0	20,9	20,9	19,8	22,0	22,5	23,3
Beholdning av boligkapital i mill.kr	5,1	15,1	45,1	118,4	196,3	272,4	349,0	428,0	509,1

En reduksjon i byggelånsrenten på ett prosentpoeng, fører til en umiddelbar økning i igangsetting på 8 400 kvm. Dette gir en økt boliginvestering på ca. 5 mill.kr. Etter 28 kvartaler har virkningen på beholdning av boligkapital kumulert seg til en økning på 500 mill.kr.

Tabell 5.4. Varig skift i antall inngåtte ekteskap med 1 000, fra og med 1970.2

Virkning på	Kvartaler etter endring								
	1	2	4	8	12	16	20	24	28
Igangsetting av boligproduksjon i 1 000 kvm	64,0	73,0	74,8	74,9	74,1	73,9	72,2	70,3	70,0
Investering i boligkapital i mill.kr	39,0	76,3	130,0	160,5	161,2	153,8	171,3	175,2	182,0
Beholdning av boligkapital i mill.kr	39,0	115,3	344,7	907,3	1507,6	2096,9	2692,7	3308,5	3942,1

Antall inngåtte ekteskap inngår som forklaringsvariabel i likningen som bestemmer ønsket boligkonsum, og påvirker derfor faktisk igangsetting gjennom ønsket igangsetting. Skiftet i antall inngåtte ekteskap fører umiddelbart til en økning i igangsetting på 64 000 kvm og økt boliginvestering med ca. 40 mill.kr. Sterkest er virkningen etter to år, da igangsettingen er 75 000 kvm høyere enn den ellers ville vært.

REFERANSER

- [1] Amundsen, Eirik: Avkastningen i boligmarkedet. Sosialøkonomen 4/1978.
- [2] Amundsen, Herdis Thorén; Statistisk Metodelære II. Oslo 1978.
- [3] Bassie, V. Lewis: Factors Affecting Residential Construction in "Economic Forecasting", N.Y. 1958.
- [4] Biørn, Erik: Analyse av investeringsatferd. Problemer, metoder og resultater. SØS 38, SSB 1979.
- [5] Biørn, Erik: Teoretisk opplegg for behandling av det private konsum i en korttidsmodell. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 79/27. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1979.)
- [6] Biørn, Erik: Approximative Calculation of Depreciation Rates and Depreciation Functions for Short and Medium Term Models. Upublisert notat. Statistisk Sentralbyrå.
- [7] Biørn, Erik: Metode for beregning av kvartalsserier for kapitalbeholdning og depresiering (kapitalslit) og generering av depresieringsligninger i KVARTS. Upublisert notat. Statistisk Sentralbyrå.
- [8] Biørn, Erik og Jensen, Morten: Varige goder i et komplett system av konsumerter spørseksfunksjoner - en modell estimert med norske kvartalsdata. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 83/16. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1983.)
- [9] Biørn, Erik, Jensen, Morten and Reymert, Morten: KVARTS - a Quarterly Model of the Norwegian Economy. Under utgivelse i serien Discussion Papers fra Statistisk Sentralbyrå.
- [10] Biørn, Erik og Tveitereid, Sigurd: Hovedtrekk i Statistisk Sentralbyrås kvartalsmodell. Statusrapport desember 1979. IN 80/2. SSB 16.1.1980.
- [11] Cappelen, Å. and Longva, S.: MODAG A - A Medium Term Macroeconomic Model of the Norwegian Economy. Paper Presented at "Nordisk modellseminar om utvikling og anvendelse av makromodeller", October 8-9, 1984 in Lyngby, Danmark.
- [12] Deaton, A & Muellbauer, J.: Economics and Consumer Behaviour. Cambridge University Press, 1980.
- [13] Duggal, V. G., Klein, L. R. and McCarthy, M. D.: The Wharton Model Mark III: A Modern IS-LM Construct. International Economic Review 1974 no. 3, pp. 572-594.
- [14] Eckstein, O.: Factors Influencing Residential Building. Course Papers, Volume I. Data Resources Inc.
- [15] Eckstein, O.: Housing. Course Papers. Data Resources Inc., December 1977.
- [16] Evans, M.: Macro-economic Activity. N. Y. 1969.
- [17] Feldstein, M. S. and Rothschild, M.: Towards an Economic Theory of Replacement Investment. Econometrica, vol 42, no. 3, May 1974.
- [18] Hendershott, P. H.: Real User Costs and the Demand for Single-Family Housing. Brookings papers on Economic Activity. 2/1980.
- [19] Holter, J. P.: Utbygging av bankstatistikken. Penger og kreditt. 1975/2.
- [20] Hylleberg, S.: Seasonality in regression. Institute of Economics. University of Aarhus. Aarhus 1984.
- [21] Jaffee, D. M. & Rosen, K. T.: Mortgage, Credit Availability and Residential construction. Brookings Papers on Economic Activity. 2/1979.
- [22] Jensen, Morten og Reymert, Morten: KVARTS-75. Kvartalsmodellen KVARTS - modellbeskrivelse og teknisk dokumentasjon. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 84/25. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1985.)

- [23] Jensen, M. og Wahl, L.: Dokumentasjon av dataserier og dataarkiver knyttet til modellprosjektet KVARTS: 1975-versjonen. Interne Notater fra Statistisk Sentralbyrå 10.1-85 (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1985.)
- [24] Johansen, P. R.: Beregninger av boliginvesteringer i nasjonalregnskapet. Notat 5.6-1978, SSB.
- [25] Johnston, J.: Econometric Methods. 2nd Edition. McGraw-Hill Kogakusha Ltd. Tokyo. 1963.
- [26] Lesteberg, H.: Kapasitetsutnyttning i norsk industri. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 79/28. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1979.)
- [27] Lund, N. H.: Byggekostnadsindeks for boliger. Rapporter 81/3 SSB, Oslo 1981.
- [28] Maisel, S. J.: A Theory of Fluctuations in Residential Construction Starts. The American Economic Review, 1963 pp. 359 - 383.
- [29] Muth, R. F.: The Demand for Non-Farm Housing, i A. C. Harberger (ed.): The Demand for Durable Goods. University of Chicago Press 1980.
- [30] Rietz, G. du: 'Determinants of Housing Demand - Analysis of Census Data for the County of Stockholm 1970. The Scandinavian Journal of Economics, vol. 79, 1977 no. 3.
- [31] Savage, D.: Private Sector Investment in Housing. Fra artikkelen "The Channels of Monetary Influence: A Survey of the Empirical Evidence. National Institute Economic Review. 1/78.
- [32] SSB: Boforholdsundersøkelsen 1973. NOS A 673.
- [33] Szeliski and Roos, C. F.: Studie framlagt for the Econometric Society at Boston, Mass. 1933.
- [34] Vislie, J.: Om valg av produksjonsperiode og faktorbruk i en tidkrevende produksjonsprosess. Memo. 5.5-1981 fra sos.øk.inst., Univ. i Oslo.
- [35] Wharton, EFA inc.: The Wharton Mark IV Quarterly Econometric Model. Preliminary Version, December 1974.
- [36] Wiesmith, H.: Disequilibrium Situations on Housing Markets. Economic Society Meeting 1980.

Trykt 1984

- Nr. 84/1 Naturressurser og miljø 1983 Foreløpige nøkkeltall fra ressursregnskapene for energi, mineraler, skog, fisk og areal Sidetall 100 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1993-0
- 84/2 Torstein Bye: Energisubstitusjon i næringssektorene i en makromodell Sidetall 47 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-2042-4
- 84/4 Jon Åge Vestøl: Kommunale avfallsbehandlingsanlegg Miljøstandard Sidetall 78 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2062-9
- 84/5 Bjørg Moen: Bibliography of Population Studies in Norway Bibliografi over befolkningsstudier i Norge Sidetall 114 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2045-9
- 84/6 Grete Dahl: Folketrygden. Korttidstytelser og stønad ved yrkesskade Sidetall 26 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-2069-6
- 84/7 Tiril Vogt: Social Indicators and Environmental Dimensions Sidetall 33 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-2060-2
- 84/8 Otto Carlsen: Pasientstatistikk 1982 Statistikk fra Det økonomiske og medisinske informasjonssystem Sidetall 61 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2066-1
- 84/9 Herdis Thorén Amundsen: Statistiske metoder for analyse av samvariasjon i kategoriske data Sidetall 228 Pris kr 24,00 ISBN 82-537-2074-2
- 84/10 Audun Rosland: Vannkraftutbygging - Reguleringsinngrep - Virkninger på fisk Sidetall 127 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2102-1
- 84/11 Skatter og overføringer til private - Historisk oversikt over satser mv. Arene 1970 - 1984 Sidetall 75 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2081-5
- 84/12 Arne Faye og Helge Herigstad: Friluftsliv i Norge 1970 - 1982 Sidetall 77 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2092-0
- 84/13 Jon Paschen Knudsen: Boligstandard Variasjoner innen og mellom byer Sidetall 66 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2088-2
- 84/14 Erling Siring og Emil Spjøtvoll: Regresjonsanalyse med et stort antall variable Sidetall 55 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2122-6
- 84/15 Sindre Børke: Folke- og bolig telling 1980 Dokumentasjon Sidetall 211 Pris kr 24,00 ISBN 82-537-2112-9
- 84/16 Stein Opdahl: Aleneforeldres levekår og tidsbruk Sidetall 188 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2127-7
- 84/17 Alette Schreiner og Tor Skoglund: Virkninger av oljevirkosomhet i Nord-Norge Sidetall 43 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2118-8
- 84/18 Morten Reymert: Import- og eksportlikninger i KVARTS Utleidning, estimering og simulering med likninger for utenrikshandelen Sidetall 83 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2123-4
- 84/20 Arne Ljones: Energiundersøkelsen 1983 Om energibruk og energiøkonomisering i private husholdninger Sidetall 62 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2130-7
- 84/21 Johan Helda: Kvalitetskontrollundersøkelsen for Folke- og bolig tellingen 1980 Sidetall 115 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2140-4
- 84/22 Sindre Børke: Tilleggsundersøkelsen til Folke- og bolig telling 1980 Om muligheter for å erstatte skjema med registeropplysninger i senere folke- og bolig tellingen Sidetall 61 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2136-6
- 84/23 Roar Bergan: MINK En finansiell ettermodell til MSG. En MSG-rapport Sidetall 71 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2138-2
- 84/24 Yngvar Holm: Engrossetningsindeks Sidetall 19 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-2141-2
- 84/25 Morten Jensen og Morten Reymert: Kvartalsmodellen KVARTS - modellbeskrivelse og teknisk dokumentasjon Sidetall 87 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2139-0


Trykt 1985

- 85/1 Naturressurser og miljø 1984 Foreløpige nøkkeltall fra ressursregnskapene for miljø, energi, mineraler, skog, fisk og areal Sidetall 94 Pris kr 30,00 ISBN 82-537-2133-1
- 85/2 Aktuelle skattetall 1984 Current Tax Data Sidetall 44 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2142-0
- 85/4 Lorents Lorentsen og Kjell Roland: Markedet for råolje. Historisk utvikling. Teorier og modeller. Prisprognoser Sidetall 58 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2145-5
- 85/5 Morten Reymert og Carl-Erik Schulz: Eksport og markedsstruktur Eksportutvikling og markedsandeler for Norge og andre land 1963 - 77 Sidetall 149 Pris kr 30,00 ISBN 82-537-2155-2
- 85/6 Elisabeth Fadum, Katalin Nagy og Tiril Vogt: Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata: Emnekatalog for ferskvann Sidetall 313 Pris kr 50,00 ISBN 82-537-2159-5
- 85/7 Arne Rideng, Knut Ø. Sørensen og Kjetil Sørli: Modell for regionale befolkningsframskrivninger Sidetall 71 Pris 25,00 ISBN 82-537-2162-5
- 85/8 Kjetil Sørli: MATAUK En modell for tilgang på arbeidskraft, revidert modell og framskriving av arbeidsstyrken 1983 - 2000 Sidetall 81 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2163-3
- 85/9 Hilde Olsen, Morten Reymert og Pål Ulla: Det norske nasjonalregnskapet. Dokumentasjonsnotat nr. 20 - Kvartalsvis nasjonalregnskap - Dokumentasjon av beregningsopplegget Sidetall 97 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2167-6
- 85/11 Liv Argel: Avisenes bruk av statistikk Resultater fra en postundersøkelse i oktober 1984 Sidetall 34 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2185-4
- 85/12 Anders Harildstad: Det norske nasjonalregnskapet Dokumentasjonsnotat nr. 19 Arbeidskraftregnskapet - Beregning av arbeidskraftforbruket i varehandel Sidetall 45 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2186-2
- 85/13 Vidar Knudsen: En kvartalsmodell for boliginvesteringer estimert på norske data for perioden 1966 - 1978 Sidetall 46 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2206-0



Pris kr 20,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos H. Aschehoug & Co. og
Universitetsforlaget, Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.



ISBN 82-537-2206-0
ISSN 0332-8422