

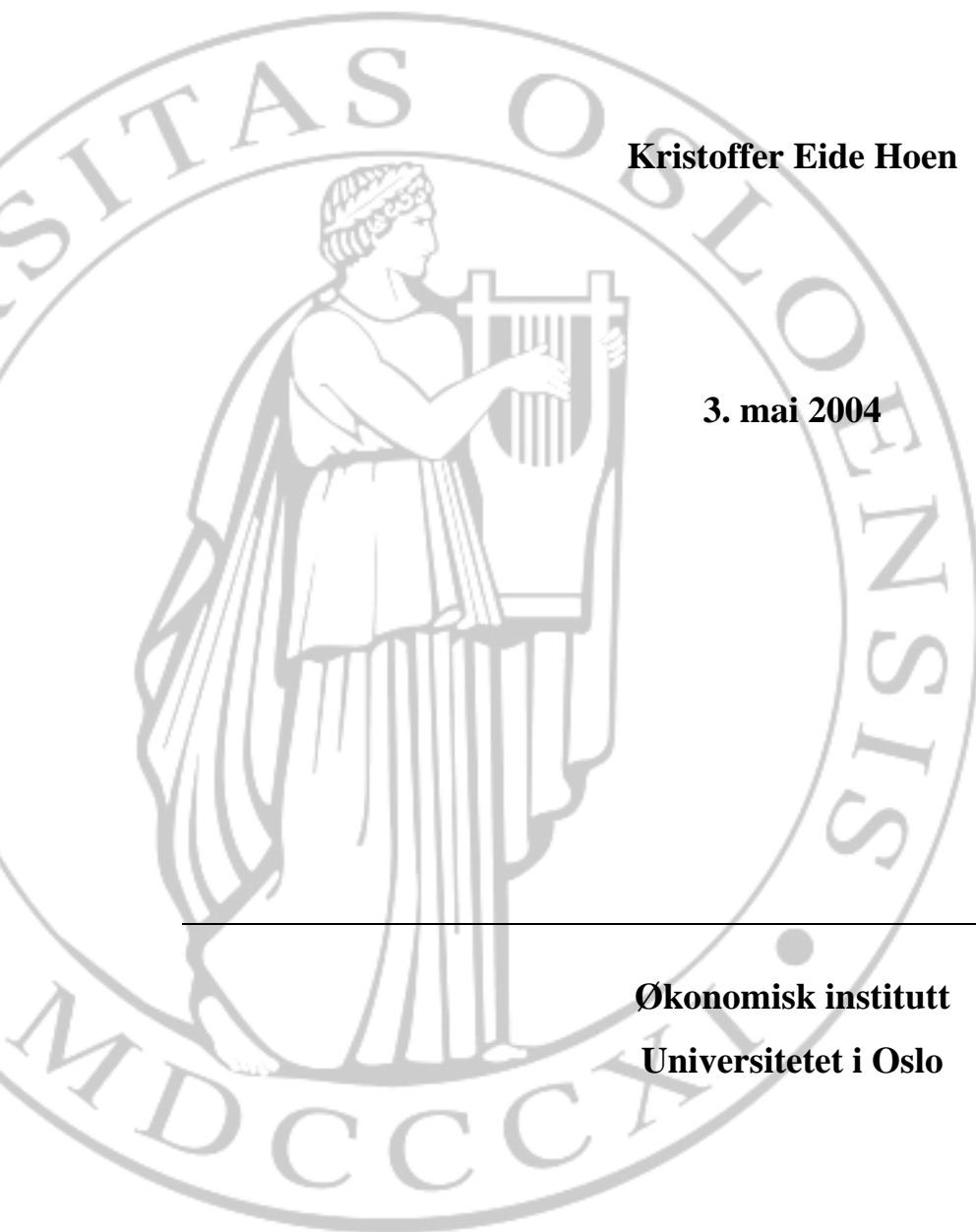
Hovedoppgave for cand.polit-graden

Industribygg

En studie av nyinvesteringer i industribygg

Kristoffer Eide Hoen

3. mai 2004



**Økonomisk institutt
Universitetet i Oslo**

Forord

Denne oppgaven er kommet i stand som en direkte følge av at jeg høsten 2003 begynte å jobbe deltid for Kjell Senneset i Byggenæringens Landsforening. Byggenæringens Landsforening utgir to ganger årlig prognoser for aktiviteten i bygg og anleggssektoren for tre år frem i tid, og jeg ble i denne anledning satt til å se om samfunnsøkonomisk teori og økonometriske modeller hadde noe å tilføre dette arbeidet.

Jeg fant tidlig ut i samråd med Senneset, at en nærmere analyse av yrkesbygg kunne være et spennende tema for en hovedoppgave ved Økonomisk Institutt ved Universitetet i Oslo. Etter hvert viste det seg at yrkesbyggkategorien i sin helhet ble litt for omfattende innenfor rammene av denne oppgaven og jeg konsentrerte meg derfor etter hvert bare om industribyggene.

Oppgaven har en forholdsvis omfattende empirisk del, og en god del av arbeidet har bestått i å innhente data og beregne variabler. Når man ikke har gjort dette før, er det lett å tenke at databehandlingsdelen er den trivielle delen av oppgaven. I ettertid er jeg imidlertid blitt av den oppfatning at behandling av data kanskje er en av de viktigste lærdommene jeg tar med meg videre. Jeg har erfart at den velkjente normen om at resultatene skal være reproduserbare og etterprøvbare for andre innebærer at resultatene aller først må være reproduserbare for en selv.

Dernest har det vært svært interessant å jobbe med skjæringspunktet mellom teori og empiri. Overgangen innebærer nødvendigvis at man må gjøre en del forutsetninger og forenklinger fordi man ikke har tall for alle de variablene som inngår, eller fordi man vil holde analysen og arbeidsmengden innenfor rammene av en hovedoppgave. Dette krever et bevisst forhold til forutsetningene man gjør og mulige konsekvenser av disse. Jeg har hatt en klar målsetting om å få frem dette eksplisitt i oppgaven og håper at jeg i noen grad har lykket med dette.

Når den endelige oppgaven foreligger så er det selvsagt noen ting man ville gjort annerledes om det hele skulle gjøres fra starten av igjen. Allikevel vil jeg si meg godt fornøyd med det arbeidet jeg har nedlagt og de resultatene jeg har fått. Jeg håper og tror at oppgavens innhold vil være til nytte for prognosearbeid i byggenæringen.

Til slutt er det to personer som fortjener en takk for at denne oppgaven er blitt til.

Først vil jeg rette en stor takk til Kjell Senneset og Byggenæringens Landsforening for å ha gitt meg veldig gode rammebetingelser for skriving av oppgaven. Jeg har også satt stor pris på opplæring i innhenting og behandling av data. Dette lærer man ikke stort om ved Universitetet. Denne oppgaven ville vært vanskelig å gjennomføre uten Senneset sine gode råd og praktiske tips på veien.

En stor takk går også til min veileder Erik Biørn for uvurderlige innspill og rettelser underveis. Jeg vil også takke for tålmodigheten og forståelsen for at nybegynnere i faget må prøve og feile før ting blir riktig. Jeg vil på det varmeste anbefale Biørn som veileder til andre studenter som skal skrive hovedoppgave innenfor investeringsteori.

Byggenæringens Landsforbund, Oslo, 29. April 2004

Kristoffer Eide Hoen

Innhold

1. Innledning og problemstilling	1
1.1 Kort om byggenæringen generelt og industribygg	1
1.2 Problemstilling for oppgaven	4
1.3 Om organisering av oppgaven.....	5
2. Teoretisk grunnlag for etterspørsel etter industribygg	6
2.1 Bygging som et samfunnsøkonomisk teoriområde	6
2.2 Bygninger som et investeringsobjekt, og valget av teori	7
2.3 Beholdning og strømning	9
2.4 Igangsetting og Fullføring	13
2.5 Fra investeringsbeslutning til fullføring	14
2.6 Neoklassisk teori for etterspurt beholdning.....	16
2.6.1 Brukerprisen på kapital	16
2.6.2 Etterspørselsfunksjonen for innsatsfaktoren kapital.....	17
2.6.3 Ønsket kapital.....	20
2.6.4 Ønsket og faktisk kapital, tilpasningshastigheten	23
2.6.5 En kort oppsummering	27
3. Empiriske beregninger og tester	28
3.1 Om statistikken.....	28
3.2 Igangsetting og fullføring	30
3.3 Beholdningsberegninger.....	34
3.4 Beregninger av igangsettingstall	42
4. Fremskrivning av igangsetting i perioden 2003 - 2005	52
4.1 Stabiliteten til de estimerte koeffisientene og fremskrivningsegenskaper for 2000 - 2002	52
4.2 Fremskrivning for perioden 2003 - 2005	55
5. Avslutning og oppsummering.....	60
APPENDIKS.....	63
Symbolliste.....	64
Referanser	65

1. Innledning og problemstilling

I denne oppgaven ønsker jeg å studere i hvilken grad det er mulig å forklare de årlige igangsettingene av industribygg ved hjelp av en enkel neoklassisk teori for etterspurt beholdning av bygningskapital.

Problemstillingen har sitt utspring i Byggenæringens Landsforening (BNL), som to ganger i året utgir prognoser for igangsettingene tre år frem i tid, innenfor ulike byggsektorer. BNL har etterlyst økonometrisk fundamenterte modeller som et bidrag i prognosearbeidet.

Intensjonen bak denne oppgaven var i utgangspunktet å utarbeide et teoretisk modellverk som kunne prøves empirisk på mange ulike sektorer av byggebransjen. Dette fant jeg imidlertid tidlig ut at jeg ikke var i stand til innenfor rammene av denne oppgaven. Når oppgaven derfor til slutt omhandler kun industribygg har det sitt utgangspunkt i at industribygg står i en spesiell situasjon i forhold til tilgjengelige data, både ved at produktet er lett å måle, og ved at det er relativt gode muligheter for å beregne beholdningstall. For eksempel er kontorsektorer kjennetegnet ved at det er vanskeligere å måle størrelsen på det som produseres, og det er også vanskeligere å utarbeide beholdningstall fordi sektoren opptrer i byggearealstatistikken sammen med forretningsbygg.

Jeg har delt inn dette kapittelet i tre deler. I første avsnitt skriver jeg kort om byggenæringen og litt om industribyggene spesielt. I andre avsnitt presenterer jeg hvilke spørsmål oppgaven ønsker å belyse, mens tredje del er en kort presentasjon av hvordan oppgaven er disponert.

1.1 Kort om byggenæringen generelt og industribygg

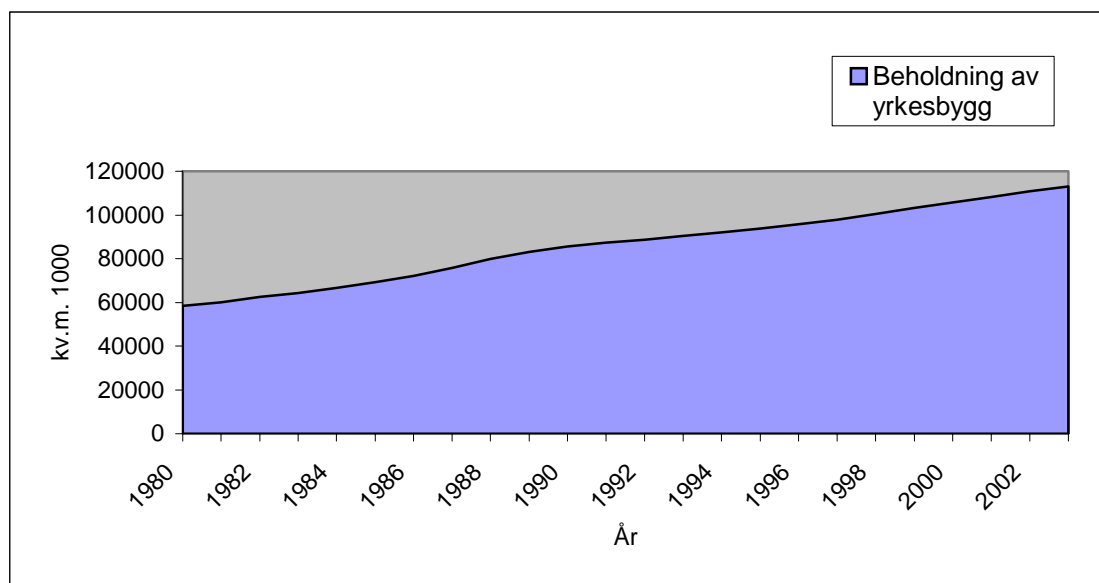
Over hele den vestlige verden utgjør investeringer i bygg og anlegg et vesentlig tilskudd til BNP. På verdensbasis er det anslått at næringen står for ca. 10 % av BNP (Hillebrandt 2000:19).

I Norge anno år 2000 sysselsatte næringen 133 000 mennesker direkte, samt at flere andre store næringer er tilknyttet mer indirekte. Videre har bygg og anlegg de siste 10 årene ligget mellom på 5 - 6 % av BNP, og har stått for mellom 40 og 50 % av Norges samlede

investeringer i fast realkapital¹. Begge deler er noe under Hillebrandts anslag for Vest-Europa (Hillebrandt 2000:19).

Hvis man ser bort fra anlegg, og konsentrerer seg om byggeinvesteringer, så er det vanlig å dele denne i to hovedkategorier, boliger og yrkesbygg. I yrkesbyggkategorien faller dermed alle andre bygninger enn boliger, som industribygg, kontorer og forretning, undervisningsbygg og forskningsbygg, fritidsbygg, hoteller etc.

Det er siden 1947 blitt fullført til sammen 133 millioner kvadratmeter yrkesbygg². På grunnlag av anslaget på den årlige avgangen er det hvert år i perioden tilført et positivt nettotilskudd til beholdningen. Siden beholdningen i 1947 ikke er kjent er det vanskelig å beregne presis den prosentvise årlige veksten. I figur 1 har jeg gjengitt den beregnede beholdningen av yrkesbygg i perioden 1980 – 2003.



Figur 1. Beregnet beholdning ved utgangen av året for yrkesbygg.

Nå er ikke beholdning direkte observerbart, men må beregnes indirekte. Det er en del usikkerhetsmomenter knyttet til dette, men det kommer jeg tilbake til senere i oppgaven.

Industribyggene består av en bred kategori produksjonsbygg av ulik slag, hvorav de viktigste målt etter beholdning er produksjonshaller, fabrikkbygg og verkstedsbygg. I 2002 utgjorde

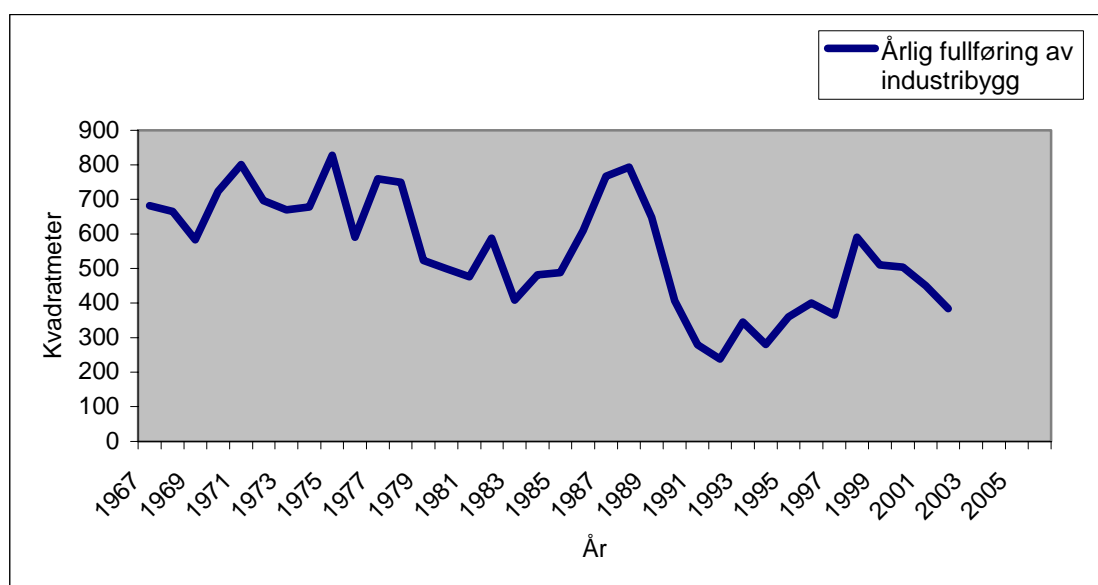
¹ Etter egen beregning fra Nasjonalregnskapet.

² Fra statistikk for "fullført etter brukers næring", som skiller seg noe fra den statistikken jeg vanligvis vil referere til, som er "igangsatt/fullført etter bygningstype".

den beregnede beholdningen av industribygg ca. 1/4 av yrkesbyggbeholdningen og er således en av de største kategoriene.

Temaet for denne oppgaven er igangsettingene av industribygg, og for å gi et inntrykk av utviklingen over de siste 35 årene har jeg i figur 2 gjengitt den årlige fullføringen i perioden 1967 – 2002.

Figuren viser at det er store årlige svingninger, noe som kan observeres også for byggenæringen som helhet. Begynnelsen av perioden er en høytid for nyinvesteringer i norsk industri, men dette bildet svekker seg frem mot begynnelsen av 1980-tallet. En igangsettingsboom fra midten og mot slutten av 1980-tallet er etterfulgt av en skarp nedgang i kjølvannet av nedgangstidene i overgangen mellom 1980 og 1990-tallet. 1990-tallet er en relativt svak periode, men med en styrking mot slutten av perioden. Det kan se ut som både motkonjunkturpolitikk på 70-tallet, jappetid på slutten av 80-tallet og it-boomen mot slutten av 1990-tallet gjenspeiles i figuren.



Figur 2. Årlig fullføringstall for industribygg.

De siste årene har imidlertid vært preget av en jevn nedgang sammen med resten av økonomien, og det vil bli veldig interessant å se hvor den videre utviklingen bærer for industrien i Norge.

1.2 Problemstilling for oppgaven

Hovedproblemstillingen for oppgaven kan oppsummeres i et par setninger:

I hvilken grad kan en neoklassisk teori for beholdningsetterspørsmål forklare de årlige igangsettingene av industribygg i perioden 1986 – 2002?

Hva kan vi si om modellens generaliserbarhet og pålitelighet i fremskrivninger av årlige igangsettinger i perioden 2003 – 2005?

Siden modellen er laget for å anvendes til prognosearbeid på tre års sikt er det også naturlig å formulere spørsmålet:

Hvilke fremskrivningstall følger av den estimerte modellen for årlige igangsettinger i perioden 2003 – 2005?

For å få den teoretiske modellen empirisk testbar må det utledes noen sammenhenger og konstrueres en del variabler som ikke er direkte observerbare. Dette leder til noen underproblemstillinger som må belyses for å kunne svare på hovedproblemstillingen. Disse dreier seg først og fremst om hvordan man skal beregne beholdningen og om sammenhengene mellom igangsetting og fullføring.

Når det gjelder beholdningsberegningene går det an å stille mange spørsmål om effektene av beregningsvalg, men jeg har konsentrert meg om ett.

Har det noen effekt på de empiriske resultatene om man bruker en geometrisk eller en weibull overlevelsesfunksjon for industribyggene på utvalget 1986 - 2002?

Hvordan påvirker beregningsmetoden beholdningstallene i 1986 og i 2002?

Når det gjelder sammenhengen mellom igangsetting og fullføring, så er denne viktig fordi den er et bindeledd fra den vanlige neoklassiske modellen der fullføringstallene inngår, til en modell der igangsettingsvariabelen inngår. Problemstillingene knyttet til dette er:

Hvordan er den empiriske sammenhengen mellom igangsetting og fullføring i perioden 1986 - 2002?

Fullføres alt som igangsettes, og foregår dette med en fast tidsforskyvning?

1.3 Om organisering av oppgaven

Jeg har delt inn oppgaven i fem kapitler inkludert innledning og avslutning.

I kapittel 2 presenterer jeg det teoretiske grunnlaget for etterspurt beholdning, som ligger til grunn for de årlige igangsettingene. Kapitlet tar for seg to typer teorier. Først presenteres teorien for beregning av beholdningstall. Deretter følger den neoklassiske teorien for bestemmelse av etterspurt kapitalbeholdning og nettoinvesteringer. I avsnittet om beholdningsberegningene står valget av overlevelsesfunksjon sentralt, og egenskapene til de to alternativene geometrisk og weibull diskuteres. I avsnittet som presenterer den neoklassiske teorien for beholdningsetterspørsel er det tre sentrale sammenhenger som utledes, den første er brukerprisen på kapital, og den andre er kvasi-etterspørselsfunksjonen for kapital. Den tredje er hvordan forholdet mellom ”ønsket” og faktisk kapital er den drivende kraften bak nettoinvesteringene og igangsettingene.

Av øvrige temaer som tas opp i kapittel 2, er forventningsdannelse og tidsforsinkelsen mellom investeringsbeslutning og fullføring av et bygg.

Kapittel 3 presenterer empiriske tester av de teoretiske sammenhengene som ble utledet i kapittel 2. Kapitlet er delt i fire avsnitt. Første avsnitt tar for seg dataene som er tilgjengelig og noen problemer knyttet til bruken av disse. Andre avsnitt er estimering av den empiriske sammenhengen mellom igangsetting og fullføring. Tredje avsnitt omhandler beregning av beholdningstall med geometrisk og weibull overlevelsesfunksjon, og hvordan man kan konstruere tidsserier for fullføring tilbake til 1947. I fjerde avsnitt presenterer jeg resultatene fra den teoretiske modellen for årlige igangsettinger.

I kapittel 4 har jeg sett nærmere på fremskrivningsegenskapene modellen har for treårsperioden 2000- 2002, og deretter hvilke fremskrivninger som følger av modellen for perioden 2003 – 2005.

Kapittel 5 er et oppsummeringskapittel. Her har jeg også sagt noe om hva som kan gjøres videre, og hva som kunne ha vært gjort annerledes.

2. Teoretisk grunnlag for etterspørsel etter industribygg

2.1 Bygging som et samfunnsøkonomisk teoriområde

En naturlig første innfallsvinkel når jeg skulle finne et teoretisk grunnlag for problemstillingen var å lete etter eksisterende teori som dreier seg spesielt om bygg. Jeg fant også en god del litteratur og noen lærebøker, men hovedinntrykket jeg sitter med er at investeringsteorien for bygg som en egen samfunnsøkonomisk faggren er kommet kort. Dette til tross for at bygg både utgjør en vesentlig del av den økonomiske aktiviteten og av eksisterende kapital. I artikkelen "Establishing construction economics as an academic discipline" konkluderer Ofori (1994) med at faget mangler klare fellesoppfatninger om hva som er hovedproblemstillingene, og mangler en overordnet teori. En annen økonom, Ranko Bon, skriver: "There are evidently some preliminary hypotheses, but they cannot possibly be elevated to an overall theory; and motivation for such research is low" (Bon 1989: 305). Når det er sagt så er det gjort forsøk på å lage teoriverk spesielt for bygningssektoren, og spesielt for boliger. Patricia M. Hillebrandt og Ranko Bon er to teoretikere som jeg vurderte i forbindelse med oppgaven. De to er spesielt interessante fordi de har veldig ulike innfallsvinkler til faget sitt.

Patricia M. Hillebrandt (2000) lager en teori for ulike byggesektorer som "housing", "industry and commerce" og "social-type building". Utgangspunktet hennes er neoklassisk mikroøkonomisk teori, der hun utleder marginale tilbuds- og etterspørselskurver etter bygg med pris og kvantum som endogene størrelser. Denne analysemetoden virker veldig aktuell for de temaer denne oppgaven ønsker å belyse. Ved å utlede redusert form for tilbud og etterspørsel kan man, gitt visse forutsetninger, estimere helningen på tilbuds og etterspørselsgrafene på grunnlag av observasjoner av blant annet pris og kvantum. Empirisk sett vil man ende opp med et simultant ligningssystem, med gode muligheter for å avdekke tilbuds og etterspørselskoeffisienter.

En utfordrende faktor er imidlertid at tilbudssiden for nye bygg gjerne antas å være den samme for mange byggesektorer samtidig. Det vil si at det er de samme aktørene som bygger de fleste typer yrkesbygg. Markedet for industribygg må dermed analyseres samtidig som

markedene for andre yrkesbygg. Et annet stort problem er imidlertid at jeg mangler gode tall for prisen på industribygg, noe som vanskeliggjør empirisk testing.

Ranko Bon sitt bidrag kan sies å befinne seg i den andre enden av skalaen. Han mener at samfunnsøkonomien går for langt i å kvantifisere og ”matematisere” faget og hevder at dette gjør faget utilgjengelig for de som skal benytte seg av forskningen i praksis, det vil i denne sammenhengen si bygningsindustrien. Dette er i forhold til egen erfaring et meget godt poeng.

På et mer teoretisk plan, utfordrer han det sterke fokuset på kvantifisering ved å hevde at det innebærer et problem i sin egenart. Han skriver: ”What can be measured is already history, and history is by and large unrepeatable.” (Bon 1989: 106). Bon sin tilnærming bygger på såkalt ”Austrian Economics”, og argumentasjonen er i stor grad av kvalitativ art.

Tidsaspektet og dynamiske aktører er stikkord i Bons teori. Med dynamiske aktører sikter jeg til at aktørene er lærende vesener som under ellers like forutsetninger vil kunne handle ulikt avhengig av hvilket utviklingsnivå de befinner seg på.

I forhold til denne oppgaven fant jeg Bon vanskelig å anvende fordi han rimeligvis er kvalitativt orientert.

2.2 Bygninger som et investeringsobjekt, og valget av teori

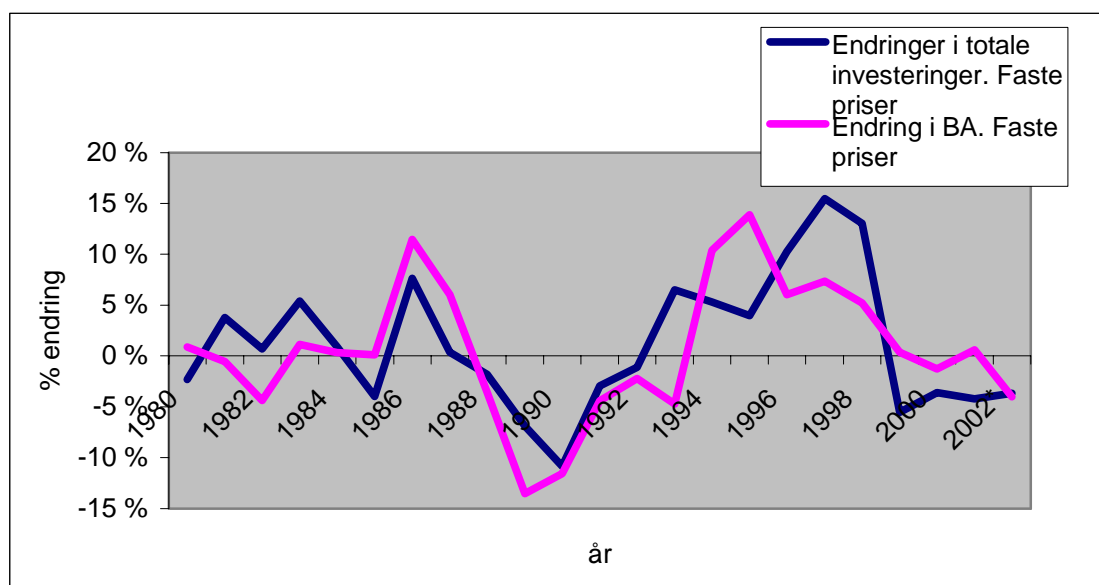
Jeg vil i dette avsnittet argumentere for valget av generell investeringsteori, og kort se å relasjonen mellom byggeinvesteringene og samlede realinvesteringer.

Næringsbygg, som industribyggene er en del av, er et investeringsobjekt i den forstand at de ikke er konsumgoder i seg selv, men er ment å levere varer og tjenester over flere perioder fremover. Jeg har valgt å anvende beholdningsbasert makroøkonomisk teori for investeringer på problemstillingen. Jeg ser flere fordeler ved dette. Den kanskje viktigste er at det eksisterer mye teori allerede slik at oppgaven får mer preg av å teste allerede etablerte teorier og hypoteser på det spesielle emneområdet oppgaven dreier seg om. Valget av en makroøkonomisk tilnærming har også vist seg å gjøre det lettere for meg å skaffe kvantifiserbare tilgjengelige data. I forhold til for eksempel Hillebrandt sin teori, inneholder den makroøkonomiske modellen også en klarere fremstilling av den viktige sammenhengen mellom allerede eksisterende bygg og etterspørselen etter nye bygg. Man kan si at beholdningsperspektivet er mer eksplisitt med i analysen ved at det er denne variabelen som etterspørres.

En bakside ved dette valget er at modellen bare fokuserer eksplisitt på etterspørselssiden, slik at det næringsspesifikke ved bygg og anlegg ikke kommer frem i særlig grad. Oppgaven blir således ikke noe bidrag til å avdekke spesielle trekk ved byggenæringen.

Bygninger er ut fra nasjonalregnskapstall en underkategori av realinvesteringer og utgjør også en ganske stor andel av de totale realinvesteringene.

Som illustrert i figur 3 er svingningene i investeringene i bygg bra korrelert over tid med investeringene mer generelt.



Figur 3. Endring i bygningsinvesteringer og totale realinvesteringer 1980 – 2002.

Det som gjør denne typen realinvesteringer annerledes enn andre investeringer er den forholdsvis lange levetiden for bygg, som gir seg direkte utslag i en lavere depresieringsrate. Denne vil igjen variere mellom bygningstyper, for eksempel ved at boliger har lenger levetid enn industribygg. Generelt anslås gjerne avgangsraten å ligge på ca 1 - 2 % per år. Dette gjør at avgangen spiller en annen rolle enn for eksempel datamaskiner der investeringer antas å være utrangert etter tre år.

Generelt kan de implementerte investeringer F deles opp i de to komponentene nettoinvesteringer I , og replaseringsinvesteringer D . Det kan være hensiktsmessig å uttrykke disse som andeler av beholdningen av bygg K .

$$\frac{F_t}{K_t} = \frac{I_t}{K_t} + \frac{D_t}{K_t}$$

$$\frac{F_t}{K_t} = \frac{I_t}{K_t} + \delta_t$$

Der replaseringsforholdet $\frac{D}{K}$ er skrevet med avgangsratesymbolet δ i den siste relasjon.

Bruken av teori for bestemmelse av beholdning i forklaringen av de årlige igangsettingstallene gjør at det er behov for to typer teori. Den samlede fullføringen kan som nevnt ovenfor deles opp i et replaseringbehov, og en andel som er netto tilskudd. Det trengs derfor en teori for hvor mye som skal replaseres og en teori for hva som bestemmer ønsket kapitalmengde og dermed nettoinvesteringer. I fortsettelsen er teorien for replasering behandlet i avsnittet om beholdning og strømning. Deretter har jeg konsentrert meg om residualen nettoinvesteringer ved hjelp av neoklassisk investeringsteori.

2.3 Beholdning og strømning

Industribygg er et investeringsobjekt som er ment å skulle levere varer og tjenester i et langt tidsperspektiv fremover. Det foreligger altså en opplagt konkurrent til nye bygg, i form av allerede eksisterende industribygg. Dette bringer inn beholdningselementet som må antas å være svært sentralt i forhold til analysen av nyinvesteringer, som er en strømningsstørrelse. Beholdning og strømning har en klar definert historisk sammenheng. Beholdningen utgjøres per definisjon av tilførselen av nye bygg fratrukket depresiering.

Kapitalbeholdningen av industribygg K ved utgangen av periode t , er lik summen av brutto fullføring i T perioder multiplisert med *overlevelsesfunksjonen* w . Størrelsen på T avgjøres av byggenes overlevelsesfunksjon. Dersom $T = 120$ betyr det at alle bygg som er bygget i år $t-120$ er depreciert bort i år t , og at beholdningen består av fullføringen i 119 år fratrukket depresieringen..

$$1) \quad K_t = \sum_{s=0}^{T=120} w_s F_{t-s} = w_0 F_t + w_1 F_{t-1} + \dots + w_{120} F_{t-120}$$

der $0 \leq w \leq 1$, $\frac{\partial w}{\partial s} < 0$, $w_{120} = 0$ og $w_0 = 1$.

Når det ikke foreligger tilstrekkelig lange tidsserier til å gjøre $w_T F_{t-T} = 0$ må det gjøres en antagelse om størrelsen og den aggregerte aldersstrukturen på den initiale kapitalbeholdningen i det året hvor tidsserien begynner. Den formelle måten å skrive dette på har jeg gjort litt annerledes enn over fordi man også må ta hensyn til at man ikke har datatall for lenger tilbake enn et gitt år. Jeg antar først at det er x år siden initialtidspunktet, med en initial kapitalbeholdning K_0 ved utgangen av år 0. Videre antar jeg at denne initiale beholdningen aggregert sett kan behandles som om den var N år gammel ved starttidspunktet $x = 0$. Det er viktig å merke seg at fotskriften til F (x istedenfor t) betegner hvor lenge det er siden initialåret, og ikke fullføringsåret³.

$$2) \quad K_x = w_{x+N} \frac{K_0}{w_N} + \sum_{s=1}^x w_{s-1} F_{x+1-s} = w_{x+N} \frac{K_0}{w_N} + w_0 F_x + w_1 F_{x-1} + \dots + w_{x-1} F_1$$

$$\text{der } 0 \leq w \leq 1, \frac{\partial w}{\partial s} < 0, w_0 = 1$$

$$X \in [0,120) \Rightarrow w_x \in (0,1],$$

$$X \geq 120 \Rightarrow w_x = 0$$

Siden dette er en ganske ”stygg” ligning vil jeg illustrere den med et eksempel. Anta at initialtidspunktet er utgangen av 1946 og at kapitalbeholdningen aggregert sett kan behandles som om den er $N=20$ år gammel. Jeg vil nå beregne kapitalnivået ved utgangen av år 2002, og får følgende formelle beregningsformel:

$$K_{56} = w_{76} \frac{K_0}{w_{20}} + \sum_{s=1}^{56} w_{s-1} F_{x+1-s} = w_{76} \frac{K_0}{w_{20}} + w_0 F_{56} + w_1 F_{55} + \dots + w_{55} F_1.$$

Siden avgangen ikke er direkte observert på aggregert nivå må det gjøres antagelser om dens form på et teoretisk grunnlag. Forventet gjennomsnittlig levetid og formen på avgangsfunksjonen w er viktig i denne sammenheng. Man må også spørre seg om

³ Det er viktig å skille mellom at beholdningen er N år gammel og hva som er nivået på den i det initiale året. Hvis man ikke dividerer den initiale kapitalen med overlevelsesfunksjonen etter N år, vil den initiale kapitalen reduseres med en faktor w_N allerede i det initiale året, som gir feil beregningstill.

funksjonen w er den samme for alle generasjoner av nye bygg. Funksjonsformen for w er i generell investeringsteori avgjørende for avgangsratens D/K utvikling (Biørn 2000).

I BNL og i analyser foretatt i BAMOD (Albriksen et.al. 1991), har det vært vanlig å benytte seg av en overlevelsesprofil hentet fra sannsynlighetsteorien, kjent som weibullfordelingen. Fordelingene beskrives ved to parametere og er fleksibel i forhold til formen på tetthets og fordelingsfunksjonen.

Senneset (1990) gir følgende fremstilling av hvordan overlevelsesfunksjonen for fullførte bygg kan beregnes etter weibullfordelingen.

Fordelings og –tetthetsfunksjonen til levetiden ser ut henholdsvis som:

$$F(z) = 1 - e^{-(C_1 z)^{C_2}}$$

$$\Rightarrow$$

$$\frac{\partial F}{\partial z} = f(z) = C_1 C_2 (C_1 z)^{C_2 - 1} e^{-(C_1 z)^{C_2}}$$

der z er tiden fra fullføringsåret og C_1 og C_2 er parametere.

Funksjonen $F(z)$ kan tolkes til at den viser sannsynligheten for at en bygning ikke overlever z år, formelt uttrykt som $P(\text{levetid} \leq z)$. Dermed vil uttrykket $1 - F(z)$ gi $P(\text{levetid} > z)$, som er sannsynligheten for at bygget overlever z år. Overlevelsesfunksjonen kan ut fra dette uttrykkes som:

$$w_z = O(z) = e^{-(C_1 z)^{C_2}}$$

z relaterer seg til ligning (2) på en enkel måte ved at $w_z = w_{s-1}$. Selv om weibull egentlig er en kontinuerlig fordeling vil det faktum at s kun opptrer i diskrete størrelser medføre at også z opptrer kun i diskrete størrelser⁴.

Hvis vi antar at overlevelsesfunksjonen viser sannsynligheten for at en kvadratmeter industribygg overlever z antall år, og det i tillegg er tilstrekkelig mange stokastisk uavhengige kvadratmeter, vil man på aggregert nivå kunne gi overlevelsesfunksjonen den

⁴ $z = 0, 1, 2, \dots, X-1$

tolkning at den beskriver hvor mye av bygningsmassen som faktisk står igjen z år etter fullføringstidspunktet.

Formen på overlevelsesfunksjonen er hovedsakelig bestemt av parameteren C_2 , mens C_1 i større grad bestemmer plasseringen langs tidsaksen. Forventning og varians til overlevelsesfunksjonen kan ikke uttrykkes som enkle funksjoner av C_1 og C_2 (Senneset 1990:115). Senneset (1990) viser imidlertid hvordan man kan bruke "rimelige" antagelser om levetid og formen på tetthetskurven til å bestemme parameterverdiene. I oppgavens empiriske del kommer jeg tilbake til dette.

Weibullfunksjonen gir en årlig avgangsrate som er sensitiv for kapitalbeholdningens alderssammensetning. Både gjennomsnittsalder og varians for aldersstrukturen vil spille inn. Dersom gjennomsnittsalderen på kvadratmeterne er 60 år gir dette en annen avgangsprosent enn hvis gjennomsnittsalderen per kvadratmeter er 20 år. Siden alderssammensetningen påvirkes av investeringssyklusene innebærer dette at den årlige avgangsraten også henger sammen med investeringssyklusene.

Dette vil si at avgangsraten må uttrykkes som en funksjon av flere variabler og parametere:

$$\delta_t = H(C_1, C_2, F_t, F_{t-1}, \dots, F_{t-T}).$$

En alternativ overlevelsesfunksjon er den som bygger på en geometrisk avgangsfunksjon. Dette er den eneste funksjonsformen som gir en konstant avgangsrate $\delta_t = \delta$ (Biørn 2000). Overlevelsesfunksjonen kan da uttrykkes som:

$$w_{s-1} = w_z = O(z) = (1 - \delta)^z \text{ der } 0 \leq \delta \leq 1.$$

Et problem som gjelder uavhengig av valget av overlevelsesfunksjon er hvorvidt overlevelsesfunksjonen er den samme over tid. Bygg som ble bygget i 1950 har sannsynligvis en annen forventet levealder og depresieringsutvikling enn et bygg fra 2003. Både fordi materialbruk og teknologi har endret byggenes holdbarhet, men også fordi mulighetene for og holdningen til vedlikehold sannsynligvis endrer seg over tid. Dersom man legger slike forhold til grunn vil heller ikke den geometriske overlevelsesfunksjonen gi konstant avgangsrate.

I oppgavens empiriske del har jeg sett nærmere på hvilken effekt valget av avgangsprofil har for modellens empiriske resultater og for størrelsen på beholdningen i 2002.

2.4 Igangsetting og Fullføring

Som jeg har vært inne på over er det mange måter å tallfeste nye investeringer i industribygg på, og innenfor kategorien "kvadratmeter" kan man skille mellom de tre størrelsene "igangsetting", "bygg under arbeid" og "fullføring". De tre henger naturligvis tett sammen både i praksis og teoretisk sett. Jeg har her vurdert sammenhengen mellom igangsetting og fullføring.

Den variabelen jeg ønsker å forklare er kvadratmeter igangsatt, men siden beholdningstallene kommer fra historiske fullføringstall, fortjener sammenhengene nærmere analyse. Spesielt interessant er sammenhengen mellom igangsettingen i et år og fullføringen neste år da det vil vise seg at denne er sentral for å knytte igangsettingstall til den neoklassiske teorien.

Fullføringen følger av igangsettingen, men med en tidslagfordeling som ikke er gitt på forhånd. Det virker som enn ikke urimelig antagelse at det er et proporsjonalt forhold mellom det som igangsettes og det som fullføres og at dette forholdet er ganske nært en til en i Norge.

Sammenhengen mellom fullføring F i periode t , og igangsetting J , kan formelt uttrykkes:

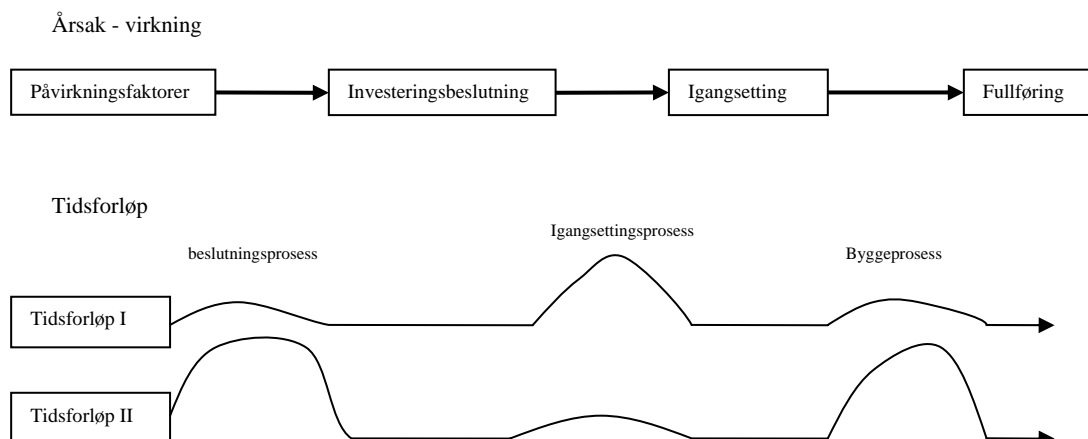
$$F_t = \sum_{s=0}^{\psi} h_{s+1} J_{t-s}$$

der fullføringen er bestemt av igangsettingen inneværende år ved koeffisienten h_1 , og de ψ foregående årene ved henholdsvis h_2 og h_3 osv. Dersom alt fullføres tilsier dette at de summerte koeffisienten av igangsettinger skal være lik 1:

$$\sum_{s=0}^{\psi} h_{s+1} = 1$$

2.5 Fra investeringsbeslutning til fullføring

Det kan være interessant å se nærmere på den teoretiske sammenhengen i prosessen fra investeringsbeslutning til igangsetting og til fullføring. I figur 4 har jeg fremstilt forløpet i denne prosessen sammen med en linje som representerer tiden. En lenger linje illustrerer et lenger tidsforløp.



Figur 4. Prosessforløp fra påvirkningsfaktorer til fullføringstidspunkt

Slik modellen viser er det tre prosesser der tidsbruken kan være ulik, avhengig av hvilken periode man ser på. De tre prosessene har jeg kalt beslutningsprosess, igangsettingsprosess og byggeprosess. Det er grunn til å tro at tidssammenhengene var annerledes på 1950- tallet enn det i 2000.

Beslutningsprosessen er tiden det tar fra påvirkningsfaktorene kan observeres til det gjøres en investeringsbeslutning. Herunder vil det være interessant å studere hvor raskt renteendringer, økte priser osv påvirker aktørenes tilpasning. Forventninger om fremtiden er viktig i denne sammenheng fordi aktørene må tolke det de observerer i historiske perioder opp mot hva de kan forvente i fremtiden. Dermed vil det alltid være mer eller mindre usikkerhet knyttet til hva som er lure beslutninger. Et argument kunne være at lærdom av historiske prosesser vil kunne hjelpe beslutningsaktørene til å gi raskere respons på omgivelser i endring. På den andre siden kan en rasjonell og tillært strategi jo være å avvente situasjonen og se hvilke beslutninger andre aktører gjør. Man kan også spørre seg om det går an å si at aktørene blir ”smartere” når verden stadig er i endring og nye usikkerhetsmomenter dukker opp. Det er derfor ikke gitt a priori at denne prosessen går fortere og fortere.

Den andre prosessen, fra investeringsbeslutning til igangsetting innebærer også forhold som er i utvikling. I denne fasen skal kort oppsummert byggeprosjektering og finansiering falle på plass. En prosjektorganisasjon skal etableres og entreprenør og oppdragsgiver skal bli enige om en kontrakt. En faktor som trekker i retning av raskere igangsettingsprosess er effektivisering og standardisering av organiseringsprosessen både fra entreprenør og oppdragsgiver. På den andre siden er byggeteknologien stadig i endring i retning av stadig mer komplekse krav, noe som kan bidra til å forlenge planleggingsperioden.

Den tredje og siste prosessen er byggeprosessen. Dette er tiden det tar fra igangsetting til fullføring. Dette er i aller høyeste grad en prosess som er gjennomgått store endringer hvis man ser over et langt tidsperspektiv. Også her har man en den faktoren at med mer avanserte bygg kreves det mer tid til fullføring. På den andre siden er endret byggemetode, med mer prefabrikkerte komponenter en faktor som trekker i retning av raskere fullføring.

Grensene mellom når en prosess begynner og slutter er selvsagt flytende i praksis og vanskelig å måle. Man kunne for eksempel tenke seg at det gikk an å måle investeringsbeslutningen som tidspunktet da styret i bedriften fatter et investeringsvedtak, men normalt vil en slik avgjørelse kunne reverseres ganske tett opptil bygget faktisk er påbegynt. Selv om dette er uvanlig i Norge finnes det jo også eksempler på bygg som påbegynnes men ikke avsluttes. Det er heller ikke uvanlig at det gjøres tas skritt i retning av å planlegge en igangsetting allerede før beslutningen er tatt. Mye av grunnlaget for en beslutning ligger jo nettopp i resultater av planleggingen som kostnader, hvor lang tid det tar å bygge osv.

De tre prosessene er teoretiske konstruksjoner, og det vil i praksis være vanskelig å sette absolutte skiller mellom dem.

Poenget med argumentasjonen over er at de tidslagfordelingene som inngår i den empiriske modellen trolig kan variere over tid. Det kan igjen gjøre det vanskeligere å estimere de empiriske sammenhenger mellom dem.

Dette er et argument for at det kan være hensiktsmessig å se på kortere tidsintervall av gangen, i troen på at relasjonene mellom prosessene er mer stabile på kort sikt.

Etter å ha presentert teorien for beholdningsberegning og sammenhengen mellom igangsetting og fullføring er jeg nå kommet til utledningen av teorien for etterspurt beholdning.

2.6 Neoklassisk teori for etterspurt beholdning

Nye industribygg etterspørres hvis eksisterende produksjonsanlegg ikke lenger er egnet eller dersom det oppstår plassmangel. Siden etterspørselen retter seg mot tilgjengelig beholdning av industribygg ville en del av den naturlige analyseenheten være nettopp ønsket *beholdning* kvadratmeter. Her sier teorien at små endringer i ønsket beholdning vil kunne gi store utslag i strømningsstørrelsen nyinvesteringer, mens den årlige tilførselen av nye industribygg utgjør en forholdsvis liten del av den totale beholdningen.

Sentralt i den neoklassiske beholdningsanalysen er at det er ubalanse mellom ønsket kapital og eksisterende kapital som er bestemmende for nettoinvesteringene. I forhold til standard neoklassisk teori hvor alle markeder antas å være i likevekt til enhver tid vil det være forventninger om endret kapitalbehov i neste periode som bestemmer investeringene i denne perioden. En alternativ tolkning som er litt på siden av den neoklassiske, er at det kan eksistere ubalanse i dag som gjør at det ønskes mer kapital enn tilgjengelig. Siden kapital tar tid å tilvirke og derfor ikke kan tilpasses momentant, vil ubalanse kunne oppstå dersom *brukerprisen* på kapital er treg i tilpasningen og ikke klarerer markedet på kort sikt.

I fortsettelsen vil jeg først utlede brukerprisen på kapital, og deretter kvasi-etterspørsels-funksjonen for kapital hvor brukerprisen inngår som en sentral variabel.

2.6.1 Brukerprisen på kapital

Brukerprisen v på kapital er en viktig størrelse i neoklassisk investeringsanalyse. Den viser hva som er den reelle kostnaden ved å bruke kapital uavhengig av om kapitalen eies eller leies. Brukerprisen på kapital bestemmes generelt av depresiering, eventuelle prisendringer på kapitalutstyret, realrenten og skattepolitikk. Det er gjort mange ulike utledninger av denne (bl.a. Mork 1996 og Åvitsland 2001), men jeg har valgt å holde meg til en forholdsvis enkel utgave uten skatter og avgifter fra Biørn (1979:28). Formelt kan den uttrykkes:

$$3) \quad v_t \approx P_{Kt} \left(R_t + \delta_t - \frac{\Delta P_K}{P_{Kt}} \right)$$

der R_t er realrenten, og P_{Kt} er prisen på kapitalutstyr i år t .

Vanligvis vil også skatteregler for avskrivninger og rentekostnader kunne ha vesentlig innvirkning på brukerprisen på kapital.

Avskrivningsregler til grunn for beskatning er en konstruert størrelse som skal tilnærmes den reelle avgangen, men mangfoldet av kapitalgjenstander og det faktum at depresieringen ikke alltid er lett å beregne, gjør allikevel at den avskrivningen ikke alltid trenger å være i tråd med den faktiske avskrivningen. Gunstige (det vil si høye) avskrivningssatser reduserer bedriftenes driftsoverskudd og derigjennom skattebyrden. Økte avskrivningssatser, alt annet gitt, vil således redusere brukerprisen. Skattereglene vil selvsagt kunne ha ulike utforminger, men slik de er i dag, vil de virke gjennom rentesatsen ved at bedriftene kan trekke fra rentekostnader i resultatgrunnlaget før skatt. Økt resultatbeskatning reduserer dermed brukerprisen på kapital.

Jeg har her ikke tatt hensyn til den delen av teorien som omhandler slike forhold. Grunnen til dette er at jeg senere i den empiriske delen har valgt å se bort fra slike forhold, dels for å holde analysen på et enkelt nivå og dels med en antagelse om at det ikke er skjedd vesentlige endringer i reglene for skatter og avgifter for industrien på aggregert nivå. Dette er i tråd med Biørn (1979:28) sin utforming av brukerprisen.

For en detaljert fremstilling av hvordan skatter kan inkluderes i uttrykket for brukerprisen vil jeg henviser til Biørn (1988) eller Mork (1996).

2.6.2 *Etterspørselsfunksjonen for innsatsfaktoren kapital*

Brukerprisen på kapital er den ene vesentlige komponenten i den neoklassiske analysen, den andre er utledningen av hvordan bedriftene tilpasser seg i forhold til innsatsfaktorer og produksjonsnivå gitt prisene i disse markedene. Brukerprisen kommer således tilbake senere i analysen som prisen i markedet for kapital.

Til grunn for aktørenes tilpasning tar den neoklassiske teorien utgangspunkt i en produktfunksjon av typen:

$$4) \quad Q = F(K, L)$$

der produksjonen av Q , utføres med innsatsfaktorene kapital K og arbeidskraft L . Denne tolkes i dette tilfelle som en makroproduktfunksjon for hele industrien.

Siden jeg skal se på en spesifikk del av kapitalen i form av selve bygningen kunne det være nærliggende å splitte opp funksjonen til å inkludere flere typer kapital. Av hensynet til å holde analysen på et enkelt nivå har jeg ønsket å se bort fra dette. Siden kapital i min videre analyse derfor kun innbefatter bygninger må jeg gjøre en antagelse om at forholdet mellom bygninger målt i kvadratmeter, og annet kapitalutstyr står i et fast proporsjonalt forhold til hverandre. Det vil si at nivået på bygningskapitalen fungerer som en indeks for den totale kapitalen i industrien.

I tråd med Biørn (1979:31-32) spesifiserer jeg produktfunksjonen som en CES-funksjon med homogenitetsgrad ε ⁵.

$$Q = (aL_t^{-\rho} + bK_t^{-\rho})^{-\frac{\varepsilon}{\rho}}$$

5)

$$\frac{\partial Q}{\partial K} = b\varepsilon K_t^{-(\rho+1)} Q_t^{-\left(1+\frac{\rho}{\varepsilon}\right)}$$

der det forutsettes at $\varepsilon > 0$, $\rho > -1$ og konstantene a og b er positive konstanter.

Kapitaletterspørselen utledes fra førsteordensbetingelsen for en profittmaksimerende aktør, slik at grenseverdien $P_Q \cdot \frac{\partial Q}{\partial K}$ av siste innsatsenhet kapital er lik brukerprisen på kapital v , slik

den er utledet i avsnittet over. Dette gir:

$$b\varepsilon K_t^{-(\rho+1)} Q_t^{-\left(1+\frac{\rho}{\varepsilon}\right)} = \frac{v}{P_Q}$$

6)

$$K_t = (b\varepsilon)^\sigma \left(\frac{P_Q}{v}\right)^\sigma Q_t^\kappa$$

der:

⁵ Det vil si at: $Q = F(tK, tL) = t^\varepsilon F(K, L)$

$$\sigma = \frac{1}{1 + \rho}$$

er substitusjonselastisiteten mellom arbeidskraft og kapital, mens

$$\kappa = \frac{1 - \sigma(1 - \varepsilon)}{\varepsilon}$$

er elastisiteten av produksjonen på kapitaletterspørselen (Biørn 1979:32).

Dersom vi omformer etterspørselsuttrykket på logaritmisk form får vi:

$$7) \quad \ln K_t = \sigma \ln(b\varepsilon) + \sigma \ln\left(\frac{P_Q}{v}\right) + \kappa \ln Q$$

Fra denne relasjonen vil en økt brukerpris på kapital bidra negativt på etterspørselen etter kapital, mens produktprisen vil bidra positivt. Faktorer som øker etterspurt produksjonskapasitet Q , vil bidra til en økning i etterspurt kapital. Produksjonsnivået Q er i utgangspunktet en endogen størrelse determinert av likevekt i de tre markedene for arbeidskraft, kapital og produktet. Produksjonen er med andre ord en funksjon av produktpris, lønnsnivå og brukerprisen på kapital. Funksjonen slik den her er oppgitt fremstår derfor som en kvasi-etterspørselsfunksjon i det den utelukker den dynamikken fra tilbudssiden (Biørn 1979: 32). Det kan derfor lett glemmes at kapitalen ikke bare bestemmes av produksjonen, men at kapitalen også bestemmer produksjonen i henhold til produktfunksjonen (4).

I følge den neoklassiske modellen er kapitaletterspørselen i hver periode endogent bestemt av produksjonsnivået og brukerprisen på kapital. Innsatsfaktorene forutsettes videre å tilpasses simultant og umiddelbart. Anvendt på bygninger kan dette være en rimelig forutsetning for enkelte sektorer i forhold til den eksisterende beholdning dersom etterspørere ikke stiller spesielle krav til byggets utforming. Det er imidlertid et dårlig teoretisk fundament for å forklare *tilskudd av nye bygg* på aggregert nivå, hvis man forutsetter at aktørene mangler informasjon om fremtiden slik at de kan planlegge. Det tar tid og tilpasse kapitalmengden på aggregert nivå så aggregert tilbud er uelastisk på kort sikt. En økonometrisk test av holdbarheten i en modell med perfekt kapitalmobilitet indikerer også urimelige høye verdier på de årlige svingningene i kapitalbeholdningen (Biørn 1979: 30-31).

2.6.3 Ønsket kapital

Det er vanlig å anta at det er størrelsene ”ønsket kapital” og faktisk kapital som legges til grunn for investeringsbeslutningene på makronivå. En klar fordel med begrepet er at det har en lett og grei tolkning som gjør den lett å jobbe med analytisk.

I Mork (1996:23-25) antas det at det er ønsket produksjonskapasitet i neste periode som ligger til grunn for ønsket kapitalbeholdning i neste periode og dermed for investeringsaktiviteten i inneværende periode. Notasjonen sier her noe eksplisitt om at ønsket kapital i periode t , er ekvivalent med ønsket kapital K_{t+1}^* ved utgangen av neste periode.

$$8) \quad I_{t+1} = K_{t+1} - K_t = f\left(\left(K_{(t+1)}^*\right)_t - K_t\right)$$

Dette er i tråd med en neoklassisk teori der aktørene planlegger rasjonelt på grunnlag av perfekt informasjon og setter i gang investeringene på et tidspunkt som gjør at de er ferdigstilt i det øyeblikk de er ønsket. I en perfekt verden bestemmes dermed I_{t+1} slik at $K_{t+1}^* = K_{t+1}$.

Dette er en rimelig antagelse dersom man tror at aktørene har fullstendig informasjon om hvordan økonomien vil se ut i neste periode, kapitalen i inneværende periode er identisk med ønsket kapital og tilbuds og – finansieringssiden ikke lager beskrankninger. Allerede i 1959 stilte Simon spørsmål ved antagelsen om holdbarheten i modellen av den profittmaksimerende og rasjonelt planleggende aktør. Han skriver ”most real-life choices still lie beyond the reach of maximizing techniques- unless the situation are heroically simplified by drastic approximations” (Simon 1959:259).

Ønsket kapitalbeholdning behøver ikke være noe som knytter seg til neste periode dersom man beveger seg litt på siden av den neoklassiske teorien. Det kan være flere forhold som tilsier at ønsket kapital og faktisk kapital i inneværende periode er i ubalanse. For det første, dersom man løsner litt på forutsetningen om at aktørene har fullstendig informasjon, kan det åpnes for at kapitalbeholdningen i inneværende periode ikke er i balanse med etterspurt kapitalbeholdning. En annen mulighet er at det eksisterer tregheter på tilbuds eller finansieringsbeskrankninger som gjør at kapitalen ikke kan tilpasse seg raskt nok til aktørenes optimale beholdning av kapital.

Ut fra dette kan man tenke seg at aktørenes nettoinvesteringer er en funksjon av en slik ubalanse mellom ønsket kapital ved utgangen av inneværende periode og faktisk kapital ved utgangen av inneværende periode, formelt uttrykt som:

$$9) \quad I_{t+1} = K_{t+1} - K_t = g\left(\left(K_t^*\right)_t - K_t\right)$$

Sammenhengen i 11) representerer ikke strengt tatt noe alternativ til (8) i streng forstand, men kan for så vidt anses som resultatet av en eller flere perioder der igangsettingen utledet fra ligning (8) ikke er tilstrekkelig for å oppnå størrelsen K_{t+1}^* i periode $t + 1$.

Det er etter alt å dømme elementer av både forventninger om fremtiden og ubalanse i inneværende periode som ligger til grunn for investeringsbeslutningen i praksis.

Hovedkonklusjonen fra argumentasjonen min over allikevel at det ikke er opplagt hvilket innholdt man skal legge i størrelsen ”ønsket kapital”.

Neste spørsmål er hvordan antagelser om dette innvirker på modelleringen av ønsket kapital. Dersom det er den neoklassiske versjonen som ligger til grunn ville det være nærliggende å ta utgangspunkt i variabelen ”aktørenes ønskede kapitalmengde” i neste periode på grunnlag av forventninger. Dersom det er ubalanse i dagens marked som ligger til grunn er det naturlig å se på forhold i inneværende periode.

Når det kommer til empirisk utforming mangler man direkte observasjoner av størrelsen ”ønsket kapital i neste periode”, og dermed må denne størrelsen modelleres endogent på grunnlag av observerbare faktorer i inneværende eller historisk periode. Gjennom en slik modellering av ønsket kapital på grunnlag av observerbare forhold i dag eller i historiske perioder har imidlertid den teoretiske antagelsen om hvorvidt det er neste periode eller inneværende periodes ønskede kapital som ligger til grunn, lett for å bli visket bort. Dette skyldes at observerbare forhold i inneværende og historisk periode også vil benyttes til å modellere en eventuell ubalanse mellom ønsket og faktisk kapital i inneværende periode.

Jeg har tatt utgangspunkt i Jorgensen og Stephenson (1967) og Biørn (1979) som antar at ønsket kapitalbeholdning skjer på grunnlag av observerte faktorer i en historisk periode. Ønsket kapitalmengde er endogent bestemt av ønsket produksjonskapasitet og forholdet produktpris/brukerpris som i ligning (10). Vær oppmerksom på at jeg her ikke har forutsatt

noe om hvilke periode den ønskede kapitalen *ønskes tilgjengelig*, dvs om det er ligning (8) eller (9) som er lagt til grunn for K^* .

$$10) \quad \ln K_t^* = \sigma \ln(b\varepsilon) + \sigma \ln\left(\frac{P_Q}{v}\right)_t + \kappa \ln Q_t^*$$

Disse er igjen endogent bestemt på grunnlag av historiske observasjoner.

$$\ln\left(\frac{P_Q}{v}\right)_t^* = \sum_{i=0}^n \gamma_i \ln\left(\frac{P_Q}{v}\right)_{t-i}$$

11)

$$\ln Q_t^* = \sum_{i=0}^m \beta_i \ln Q_{t-i}$$

Det endelige uttrykket for ønsket kapital blir innsatt (11) i (10) til ligning (12):

$$12) \quad \ln K_t^* = \sigma \ln(b\varepsilon) + \sigma \sum_{i=0}^n \gamma_i \ln\left(\frac{P_Q}{v}\right)_{t-i} + \kappa \sum_{i=0}^m \beta_i \ln Q_{t-i}$$

En alternativ variant er å modellere slik at lagkoeffisientene pålegges å følge en geometrisk rekke, der de blir mindre og mindre jo lenger tid som er gått fra observasjonen (Biørn1995:339). Jeg har imidlertid valgt å ikke modellere med en slik restriksjon da den fort spiser mange frihetsgrader fra utvalget.

I tråd med diskusjonen ovenfor er dette er en måte å modellere ønsket kapitalbeholdning på som ikke forutsetter noe eksplisitt om det er forventninger om fremtiden eller ubalanse i dag som ligger til grunn for investeringsbeslutningen. Noen ord om mulige tolkninger er allikevel på sin plass da dette kan innvirke på hvilke fortegn man kan forvente fra en empirisk modell.

Siden det er historiske observasjoner som legges til grunn vil jeg kort presentere to ”ytterligheter” når det gjelder forventningsdannelse hos en *adaptiv aktør*. Den første er den svært naive adaptive aktøren, der forventningen om fremtiden bygger på lærdom fra forrige periode. Denne naive aktøren forventer at endringene i variablene til neste periode er lik

endringen til inneværende periode. Det vil si at dersom han observerer en endring i den aggregerte produksjon til inneværende periode ΔQ_{t-1} , så vil han ha forventningen ΔQ_t^E i endring til neste periode og legge dette til grunn for ønsket kapitalmengde. Aktøren følger således slavisk en handlingsregel og vil bli ”lurt” hver gang en syklus endrer takt eller i verste fall snur. Med en slik aktør vil det kun være en signifikant koeffisient i forventningsdannelsen og denne er for foregående periode. Videre vil koeffisientene tilfredsstillende $\beta > 0$ og $\gamma > 0$. En økt observert produksjon, og et økt forhold produktpris/brukerpris vil få aktørene til å forvente en tilsvarende økning også i neste periode og således stimulere ønsket kapitalmengde.

En mer rasjonell⁶ adaptiv aktør vil basere sin forventningsdannelse på et lenger historisk perspektiv. Dermed vil fortegnene for hver periodes observasjon kunne variere. Det er ikke umulig å ha negative fortegn på enkelte tidslag. Hvis for eksempel aktøren ut fra historiske sammenhenger oppfatter at en økning i brukerpris fører til en reduksjon omtrent tre år etter, vil observasjonen med tidslag t-3 ha kunne ha negativt fortegn.

For min oppgave er det ønskelig å benytte observerbare historiske størrelser i utarbeidelsen av modellverket. Forventningsdannelse er ikke en størrelse hvor jeg har tilgang på direkte observerbare tall. Jeg vil derfor i likhet med Biørn og Jorgenson anta at ønsket kapitalbeholdning, er en funksjon av observerbare økonomiske størrelser når investeringsbeslutningen tas. Jeg har derfor lagt modelleringer ut fra ligning (12) til grunn i fortsettelsen.

2.6.4 Ønsket og faktisk kapital, tilpasningshastigheten

Som nevnt over gir en standard neoklassisk modell med umiddelbar tilpasning, prediksjoner om svingninger i kapitalbeholdningen som er alt for store i forhold til det som er empirisk mulig, og observert i praksis (Biørn 1979:30-31).

Den vanlige tilnærmingen til problemet er å gjøre en antagelse om at kapital følger en ”treg” tilpasning og ikke kan hoppe til ønsket nivå med en periodes tidsintervall, men justeres med en tilpasningsfaktor λ , ut fra sammenhengen mellom ønsket nivå K^* og dagens nivå K . Det gjøres ofte en forutsetning om at det er differansen mellom ønsket kapital og faktisk kapital som ligger til grunn slik at tilpasningsfaktoren λ har egenskapen: $\lambda \in (0,1)$.

⁶ må ikke forveksles med begrepet ”rasjonell forventningsdannelse”.

Kapitalen ved utgangen av periode $t + 1$, blir dermed:

$$13) \quad K_{t+1} = K_t + \lambda(K_t^* - K_t)$$

Sånn at nettoinvesteringen kan uttrykkes som:

$$14) \quad I_{t+1} = K_{t+1} - K_t = \lambda(K_t^* - K_t)$$

Vi ser av dette at dersom $\lambda = 1$ vil $I = K_t^* - K_t$. Med andre ord at hele avviket mellom ønsket og faktisk kapital utjevnes i løpet av en periode dersom investeringene er aktiv kapital i neste periode. Desto lavere λ , desto lenger tid tar det å utjevne forholdet mellom ønsket og faktisk kapital.

Det er ønskelig ut fra testbarhet å omforme denne relasjonen til logaritmisk form. Med utgangspunkt i ligning (13) blir dette til:

$$\begin{aligned} \ln K_{t+1} - \ln K_t &= \lambda(\ln K_t^* - \ln K_t) \\ \Leftrightarrow \\ 15) \quad \frac{K_{t+1}}{K_t} &= \left(\frac{K_t^*}{K_t}\right)^\lambda \end{aligned}$$

$$El\left(\frac{K_{t+1}}{K_t}\right)_{\frac{K_t^*}{K_t}} = \lambda$$

Parameteren λ får nå tolkningen at den representerer den prosentvise økningen i forholdet mellom kapital ved utgangen av neste periode og utgangen av inneværende periode dersom forholdet mellom ønsket kapital og faktisk kapital ved utgangen av inneværende periode øker med 1 %.

Et eksempel kan være oppklarende for tolkningen av λ . Antar at forholdet mellom kapitalen i neste periode og inneværende periode er på 1,01 for et gitt nivå på forholdet mellom ønsket og faktisk kapital. Dette vil si at nettoinvesteringene i neste periode tilsvarer 1 % av kapitalbeholdningen i inneværende periode. Hvis vi antar at λ har en verdi på 0,5 vil det si at

dersom forholdet mellom ønsket kapital og faktisk kapital øker med 1 %, så vil forholdet mellom kapital neste periode og inneværende periode kunne uttrykkes ved:

$$1,01 \cdot \left(1 + \frac{0,5}{100}\right) = 1,015$$

Det vil si at nettoinvesteringene neste periode vil utgjøre 1,5 % istedenfor 1 % av kapitalbeholdningen i inneværende periode.

Jeg har gjort en tilnærming via størrelsen $\ln K_{t+1} - \ln K_t$:

$$16) \quad \Delta \ln K \approx \frac{\Delta K_{t+1}}{K_t} = \frac{F_{t+1}}{K_t} - \frac{D_{t+1}}{K_t}$$

Her kommer jeg til den ovenfor nevnte viktigheten av sammenhengen mellom fullføring og igangsetting.

Ligning 16 inneholder brutto fullføringstall, og siden jeg vil estimere på igangsettingstall blir jeg nødt til å gjøre forutsetninger om sammenhengen mellom fullføring og igangsetting.

Denne er at igangsettingen i inneværende periode fratrukket depresieringen neste periode står i et proporsjonalt forhold til nettotilskuddet til kapitalbeholdningen i neste periode. Med andre ord ligger det implisitt en forutsetning om at det er en fast og proporsjonal sammenheng mellom fullføring og igangsetting. Dersom jeg kan anta at det eksisterer en proporsjonal sammenheng mellom igangsetting og fullføring av typen $F_{t+1}(J_t) = hJ_t$, der h er en konstant, får jeg:

$$17) \quad \Delta \ln K \approx \frac{\Delta K_{t+1}}{K_t} = \frac{F_{t+1}}{K_t} - \frac{D_{t+1}}{K_t} = h \cdot \frac{J_t}{K_t} - \frac{D_{t+1}}{K_t}$$

Ved å kombinere (17) med (15) får jeg uttrykket:

$$18) \quad h \cdot \frac{J_t}{K_t} - \frac{D_{t+1}}{K_t} = \lambda (\ln K_t^* - \ln K_t)$$

Venstresidevariabelen i ligning (18) utgjør, ut fra forutsetningene, forholdstallet mellom ”netto tilskudd av industribygg” og kapitalnivået i periode t, fra utgangen av periode t til utgangen av periode t+1. Ved hjelp av dette uttrykket går det an å regne seg tilbake til igangsetting i løpet av inneværende år ved formelen gjengitt i (19).

$$19) \quad J_t = \frac{\lambda(\ln K_t^* - \ln K_t)K_t + D_{t+1}}{h}$$

Av ligning (19) fremgår det at igangsettingen inkluderer det teoretiske grunnlaget for nettoinvesteringene, det teoretiske grunnlaget for depresieringen D og (den forutsatte) sammenhengen mellom igangsetting og fullføring uttrykt gjennom h.

Sammenhengen mellom igangsetting og ønsket kapital kan for gitte nivå på kapitalen uttrykkes som:

$$\frac{\partial J_t}{\partial K_t^*} = \frac{\lambda}{h} \cdot \frac{K_t}{K_t^*} > 0$$

$$\frac{\partial^2 J_t}{\partial K_t^{*2}} = -\frac{\lambda}{h} \cdot \frac{K_t}{K_t^{*2}} < 0$$

$$El(J_t)_{K_t^*} = \frac{\lambda}{h} \cdot \frac{K_t}{J_t}$$

Ved å innsette ligning (12) i (18) får jeg følgende modell til bestemmelse av netto investeringer.

$$20) \quad \frac{hJ_t - D_{t+1}}{K_t} = \lambda \left[\sigma \ln(b\varepsilon) + \sigma \sum_{i=1}^N \gamma_i \ln \left(\frac{P_Q}{v} \right)_{t-i} + \kappa \sum_{j=1}^M \beta_j \ln Q_{t-j} \right] - \lambda \ln K_t$$

Ligning (20) blir viktig i neste avsnitt der jeg prøver og teste denne sammenhengen empirisk.

Ut fra teoriene over åpnes det for ulike fortegn på forklaringsvariablene, men jeg vil anta at nettoeffekten av et økt forhold mellom produktpris og brukerpris vil være positivt for igangsettingen. Det samme kan sies om produksjonen. Koeffisienten foran kapitalbeholdningen er negativ i forhold til teorien og har en absoluttverdi som er ekvivalent med elastisiteten av forholdet mellom ønsket kapitalbeholdning og faktisk kapitalbeholdning på forholdet mellom kapitalbeholdning neste periode og denne perioden.

2.6.5 En kort oppsummering

I dette kapitlet har jeg med utgangspunkt i neoklassisk teori utledet ligning (20) for bestemmelse av nettoinvesteringer i industribygg. Jeg har vist hvordan denne kan omregnes til å vise igangsettingstall for inneværende periode t .

Avslutningsvis har jeg gjort en kort oppsummering av de sentrale forutsetningene som er lagt til grunn for modellen.

Om brukerprisen er det antatt at skatte og avskrivningsregler ikke har gjennomgått vesentlige endringer i den perioden modellen skal gjelde for.

Produktfunksjonen er en CES funksjon der det ikke er forutsatt konstant skalaelastisitet (CRS). Fra produktfunksjonen har jeg utledet en kvasi- etterspørselsfunksjon for kapitalen der produksjonen behandles som en eksogen størrelse til tross for at den er endogent bestemt i henhold til ligning (4). Modellen fanger således ikke direkte opp effektene av økte lønninger eller andre innsatsfaktorer. Det er antatt at industribygg kan fungere som en indeks for all kapital som inngår i produksjonen, og forhold vedrørende etterspørsel etter arbeidskraft er sett bort i fra.

I tråd med Biørn er modellen supplert med en hypotese om at det er treghet i tilpasningen (1979:32) slik at kapitaltilpasning ikke kan skje momentant.

Sist men ikke minst er det forutsatt at fullføringene i en periode er proporsjonal med brutto igangsetting i forrige periode.

I neste kapittel har jeg forsøkt å utforme økonometriske modeller på grunnlag av de to teoriene som er utledet i dette avsnittet. Dette innebærer å beregne beholdningstall for antall kvadratmeter industribygg, estimering av sammenhengen mellom fullføring og igangsetting og estimere koeffisientene i modellen for nettoinvesteringer i industribygg.

3. Empiriske beregninger og tester

Jeg har delt inn dette avsnittet i fire deler. Det første avsnittet omhandler datakildene jeg har benyttet og noen problemer knyttet til disse. Det andre avsnittet tar for seg sammenhengen mellom igangsetting og fullføring på grunnlag av statistikk for perioden 1967 – 2002. Tredje avsnitt inneholder beregningene av kapitalbeholdning og er gjort både med en weibullfordelt og en geometrisk overlevelsesfunksjon. Fjerde og siste avsnitt er det lengste og inneholder resultater fra estimering og testing av relasjonen til bestemmelse av igangsatte kvadratmeter.

3.1 Om statistikken

Til grunn for de fleste data jeg har benyttet ligger tall hentet ved hjelp av Statistisk sentralbyrå sine nettsiderⁱ. Tall for kvadratmeter igangsatt og fullføring er hentet i fra byggearealstatistikkenⁱⁱ.

For produksjon, produktpris og realinvesteringer er tallene hentet fra årlig nasjonalregnskap publisert 11. mars 2004ⁱⁱⁱ. Tallene for 2002 er derfor ikke endelige fra Statistisk sentralbyrå sin side. Erfaringsmessig endrer disse seg ganske mye når de offisielle tallene foreligger. Når det gjelder produksjon og pris så er statistikken justert til å utelukke kategorien ”oljeraffinering, kjem. og mineralsk industri” fordi denne sektoren stort sett bygger anlegg og ikke bygg.

Variabelen brukerkostnad består på et teoretisk grunnlag av mange variabler, som prisen på kapital, produktpris, rentenivå, depresiering og skatter og avgifter. Her har jeg vært nødt til å gjøre en del forenklinger. Prisen på eksisterende industribygg har jeg ikke tilstrekkelig tallmateriale for. Det foreligger riktignok noen tall for prisen på nye realinvesteringer i industribygg, og ut fra neoklassisk teori skal prisen på eksisterende industribygg være tett knyttet til dette. Problemet er at jeg mangler tall for enkelte år, og ut fra en samlet vurdering har jeg valgt å se bort fra endringer i denne størrelsen. Dette vil si det samme som at prisen på kapitalutstyret er normalisert til 1 i hele perioden.

Den empiriske brukerprisen jeg opererer med består derfor til syvende og sist av en renteindikator og produktprisen på makroproduktet fra industrien. Til grunn for rentedataene har jeg benyttet Statistisk sentralbyrå sin rentestatistikk^{iv}. Avgangsraten følger av

beregningene for beholdning og avgang, og er som tidligere nevnt konstant for den geometriske og varierende for weibull overlevelsesfunksjon.

Den empiriske brukerprisen som skal tilsvare den teoretiske fra side 16 (ligning (3)) blir dermed en tilnærming uttrykt som i ligning (21):

$$21) \quad v = 1 \cdot (R_t + \delta_t)$$

Det skal bemerkes at normaliseringen av prisen på kapital til en konstant 1, ikke er helt heldig da kapitalprisen etter alt å dømme følger en stigende inflasjonstrend.

Tallene for igangsettinger og fullføringer bygger på byggearealstatistikken som presenteres av Statistisk sentralbyrå. Statistikken har sin kilde i registreringer gjort av den enkelte kommune i RiksGab og administreres av Statens Kartverk. Det er dessverre enkelte utfordringer knyttet til bruken av denne statistikken. Kommunene har vært noe ujevne i nøyaktigheten i registreringene, og har et tidsetterslep i registreringene.

Registreringsforsinkelsen faller fra 2,2 måneder i 1993 til 4,5 måneder i 2002. Et annet mål på nøyaktigheten i statistikken er hvor stor andel av de registrerte igangsettingene i et år som faktisk igangsettes dette året. Denne andelen faller jevnt fra 80,2 % i 1994 til 65,5 % i 2002^v. Mangelen på systematikk i registreringsetterslep er problematisk, og utgjør helt klart en vesentlig utfordring for den empiriske testingen som man må være seg bevisst. Hvis forsinkelsen hadde vært 4 måneder hele tiden hadde det kun påvirket tidslaget, men siden forsinkelsen varierer over tid burde registreringsetterslepet i seg selv inngått som en variabel i analysen. Jeg har dessverre ikke sett meg i stand til å få til en ordentlig behandling av dette problemet innenfor rammene av denne oppgaven.

I de empiriske testene jeg har gjort har jeg benyttet meg av årvisse data istedenfor kvartalsvise. Isolert sett ville det vært best å anvende kvartalmessige data da dette hadde firedoblet antall observasjoner. Unøyaktighetene i registreringene som er nevnt ovenfor, har imidlertid gjort at jeg har ønsket å holde meg til mer aggregerte størrelser.

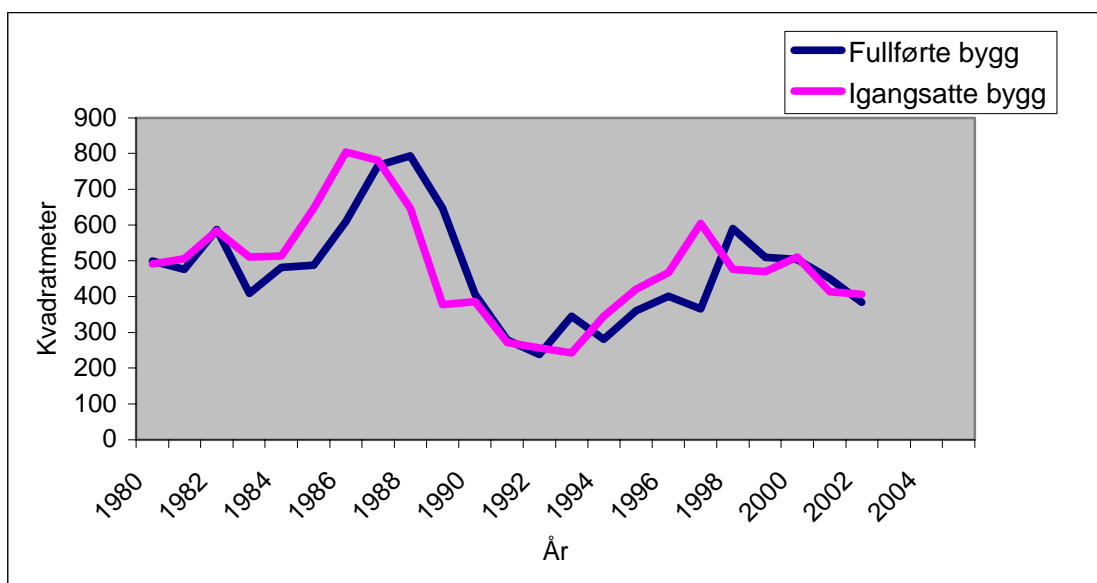
En annen utfordring er at det foreligger et større et par brudd i tidsseriene. Det største er mellom 1999 og 2000. I 2000 forandret man antall kategorier og laget en ny hovedkategori som inkluderer *industri og lagerbygg*, istedenfor *industri og bergverk* slik det var før dette.

Ved å benytte Statistisk sentralbyrå sin statistikkbank^{vi} fikk jeg tilgang til data på et mer detaljert nivå. For statistikken for 2000 – 2002 har jeg fra denne detaljerte tabellen trukket ut bygg som naturlig faller inn under kategorien industribygg og som må antas å ha gjort dette også i perioden frem til 2000. Dette innebærer i grove trekk at jeg har oppnådd hovedhensikten som var å kunne luke vekk lagerbyggene som ville bidratt til et vesentlig tidsseriebrudd⁷.

Det foreligger også et brudd i statistikken fra 1982 til 1983, da man inkluderte bygg mellom 30 – 60 kvm i statistikken og begynte å regne byggets omkrets fremfor bruksareal. Dette bruddet skulle imidlertid ikke slå ut i særlig grad for industribygg i følge Statistisk sentralbyrå (1985).

3.2 Igangsetting og fullføring

Sammenhengen mellom igangsetting og fullføring har jeg estimert på grunnlag av tall fra byggearealstatistikken for perioden 1983 – 2002.



Figur 5. Igangsatte og fullførte industribygg. Kvadratmeter 1000.

I figur 5 har jeg plottet inn sammenhengen mellom fullføring og igangsetting i perioden 1980 – 2003. Som forventet følger igangsetting og fullføring en forholdsvis logisk tidslagutvikling, hvis man ser bort fra enkelte perioder. Fra 2000 ser det for eksempel ut som

⁷ Mine data for industribygg består i perioden 2000 – 2002 av statistikkbankkategoriene ”industri og lagerbygning” fratrukket underkategorien ”lagerbygning”. For perioden 1967 – 1999 bygger fullføringstallene på hovedkategorien ”produksjonsbygg for bergverksdrift og industri”.

at fullføringen er på nivå med igangsettingen i samme periode istedenfor å være på nivå med igangsetting i forrige periode.

Jeg har laget en enkel økonometrisk modell for å teste sammenhengen mellom igangsetting og fullføring. I første omgang har jeg ikke pålagt noen restriksjon om at konstantleddet skal være null. Ligning (22) er den empiriske spesifikasjonen av den proporsjonale sammenhengen som ble forutsatt i avsnitt 2.4, side 25.

$$22) \quad F_t = \hat{h}_0 + \hat{h}_1 J_t + \hat{h}_2 J_{t-1} + \hat{h}_3 J_{t-2} + \hat{\varepsilon}_t$$

Der \hat{h} er estimater på koeffisientene h , og ε er et stokastisk restledd. Det er grunn til å tro at det er et proporsjonalt forhold mellom forklaringsvariabelen og den endogene variabelen, som tilsier at konstantleddet er lik null. Slik modellen er satt opp er det tre perioder med igangsetting som forklarer fullføringen. Jeg har forsøkt med flere perioder uten at det ga noe mer forklaringskraft til sammenhengen.

Jeg har ikke lagt noen restriksjoner på parameterne og benyttet ordinær minste kvadraters metode for estimering av parameterne h .

Restleddene antas å oppfylle standardegenskapene:

$$E(\varepsilon_t | J_{t-i}) = 0 \quad i = 0, 1, 2$$

$$Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s | J_{t-i}, J_{s-i}) = 0$$

$$Var(\varepsilon_t | J_{t-i}) = \sigma^2$$

Resultatene av regresjonene er gjengitt i tabell 1.

Tabell 1

MODELL 1				
Modell Fullførte bygg med MKM				
Utvalg: 1983 til 2002				
	Koeffisient	Std.feil	T-verdi	Signifikanssannsynlighet
Konstantledd	-0,09515	51,79	0,0018	0,999
Igangsatte bygg	0,06	0,1467	0,405	0,691
Igangsatte bygg_1	0,72	0,2032	3,54	0,003
Igangsatte bygg_2	0,18	0,1446	1,23	0,237
Antall observasjoner	20			
DW	1,35			
$\hat{\rho}$	59,52			
R^2	0,87			

Fra modell 1 fremgår det at de estimerte resultatene kun gir en signifikant parameter \hat{h}_2 tilhørende forrige års igangsetting. En test av nullhypotesen $h_1 = h_3 = 0$ består en F-test med en test-score på 0,75. Jeg tar allikevel med at summen av parameterne er $\sum_{s=1}^3 \hat{h}_s = 0,96$ som er ganske nær 1. Durbin Watson indikatoren er i det usikre intervallet. Siden det kun er en signifikant koeffisient, for forrige års igangsetting h_2 , kjørte jeg regresjonen en gang til med bare denne variabelen, med og uten konstantledd. Resultatene er gjengitt i tabell 2.

Tabell 2

MODELL 2

Modell Fullførte bygg med MKM

Utvalg: 1983 til 2002

	Koeffisient	Std.feil	T-verdi	Signifikanssannsynlighet
Konstantledd	27,92	43,46	0,642	0,53
Igangsatte bygg_1	0,90	0,085	10,6	0,00
Antall observasjoner	20			
DW	1,42			
$\hat{\rho}$	58,7			
R^2	0,86			

MODELL 3

Modell Fullførte bygg med MKM

Utvalg: 1983 til 2002

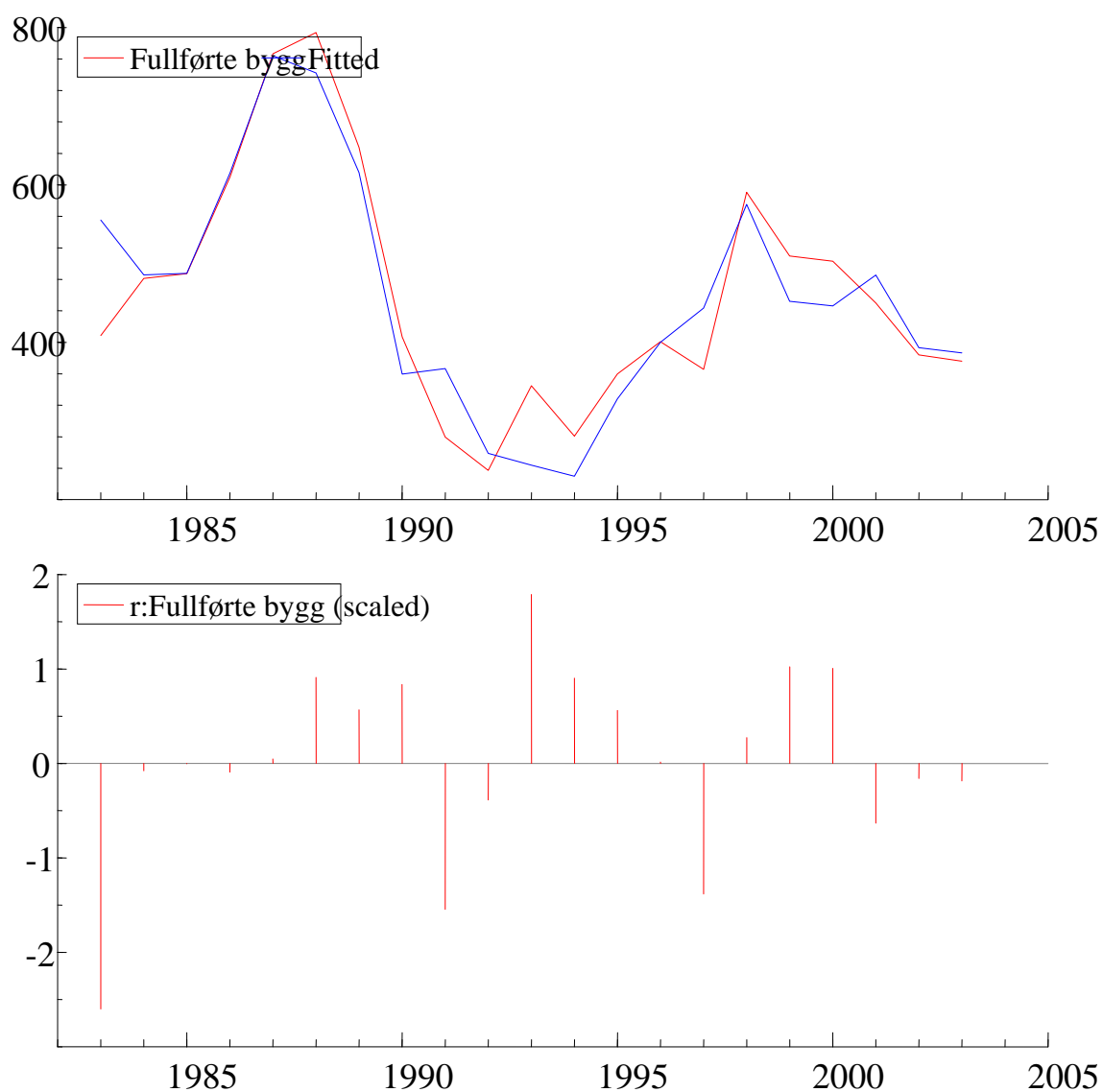
	Koeffisient	Std.feil	T-verdi	Signifikanssannsynlighet
Igangsatte bygg_1	0,951	0,025	37,6	0,00
Antall observasjoner	20			
DW	1,42			
$\hat{\rho}$	57,7			

Når jeg gjør testen uten konstantledd som i modell 3, og kun legger til grunn forrige periodes brutto igangsetting får jeg en koeffisientverdi på 0,951 med en standardfeil på kun 0,025. En nullhypotese om at $h_2 = 1$, har en t-verdi på 1,96 og forkastes dermed med signifikansnivå $\alpha = 0,05$. Formelt kan den estimerte sammenhengen uttrykkes som i ligning (23).

$$23) \quad F_{t+1} = \hat{h}J_t + \hat{\varepsilon}_t \Rightarrow \hat{F}_{t+1} = 0,95J_t$$

Koeffisienten indikerer at registrerte fullførte bygg øker med 95 kvadratmeter hvis registrert igangsetting øker med 100 kvadratmeter. En annen tolkning er at bare 95 % av registrerte igangsettinger er blitt fullført i utvalgsperioden.

I figur 6 er resultatet av modell 3 gjengitt grafisk med et residualplott. Durbin-Watson verdien er 1,42 og er dermed rett i overkant av øvre DW-grense. Jeg antar derfor at restleddene ikke følger en førsteordens autoregressiv prosess (AR-1).



Figur 6. Modelling av fullføring på grunnlag av forrige års igangsetting

Det fremgår at den estimerte sammenhengen i modell 3 på langt nær gir noe perfekt forklaring på sammenhengen mellom igangsetting og fullføring sett år for år. I enkelte år

som for eksempel 1993 bommer modellen forholdsvis kraftig. Jeg antar allikevel i fortsettelsen at korrelasjonen mellom igangsetting forrige år og fullføring i inneværende år fungerer tilfredsstillende i sammenheng med forutsetningen om at kapitalen ved utgangen av et år består av kapitalen og en andel h av igangsettingen forrige periode, fratrukket depresieringen i inneværende periode.

3.3 Beholdningsberegninger

Beholdningsberegningene er basert på tall fra byggearealsstatistikken fra Statistisk sentralbyrå (1973), Statistisk sentralbyrå (1985) og Statistisk sentralbyrå (1995). Tallene for den siste perioden fra 1993 – 2002 er hentet fra Statistisk sentralbyrå sine nettsider^{vii}.

I byggearealsstatistikken publiseres det to typer fullføringstall (og igangsettingstall). Det ene er fullføring *etter brukers næring*, mens det andre er fullføring *etter bygningstype*. Det vil si at et kontorbygg oppført av et industriselskap bli registrert som industribygg i første kategori men ikke i den andre. I kategorien ”etter type bygg”, blir kun selve produksjonsbyggene for industri oppført.

Ut fra Byggenæringens Landsforbund sitt ønske er det tall fra tabellene *etter bygningstype* jeg har fokusert på. Et problem jeg da støter på er at det kun finnes lange tidsserierekker for *etter brukers næring*. Her finnes det tall fra 1947 (Statistisk sentralbyrå 1995).

For å prøve å løse dette problemet har jeg konstruert fullføringstall *etter bygningstype*, ved å finne et forholdstall til *etter brukers næring* ved hjelp av ordinær minste kvadraters metode. Utvalget som ligger til grunn for estimeringen er tidsperioden 1967 – 1995, og jeg har antatt at restleddene oppfyller standardbetingelsene vedrørende forventning, autokorrelasjon og homoskedastisitet.

Modellen er:

$$F_t^{Type\ bygg} = \hat{a} + \hat{c}F_t^{Bru\ ker\ s\ næring} + \hat{u}_t$$

24)

$$\hat{F}_t^{Type\ bygg} = \hat{a} + \hat{c}F_t^{Bru\ ker\ s\ næring}$$

Resultatet fra regresjonen er gjengitt i tabell 3.

Tabell 3

MODELL 4				
Modell fullført etter type bygg by				
MKM				
Utvalg: 1967 til 1995				
	Koeffisient	Std.feil	T-verdi	Signifikanssannsynlighet
Konstantledd	29,12	25,39	1,11	0,262
Fullført Brukers Næring	0,86	0,038	22,4	0,00
Antall observasjoner	29			
DW	0,932			
R^2	0,949			

Durbin Watson indikatoren er så lav at jeg kan forkaste nullhypotesen om at restleddene ikke er autokorrelerte. Jeg har derfor kjørt regresjonen en gang til og antatt at restleddene tilnærmelsesvis følger en førsteordens autoregressiv prosess (AR 1) av typen:

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t$$

der

$$-1 \leq \rho \leq 1$$

v_t er såkalt "hvit støy" og antas å oppfylle forutsetningene:

$$E(v_t) = 0$$

$$\text{Cov}(v_t, v_s) = 0 \text{ hvis } s \neq t$$

$$\text{Var}(v_t) = \theta^2$$

Korrelasjonskoeffisienten ρ mellom restleddene er estimert på grunnlag av DW-indikatoren:

$$0,932 \approx 2 \cdot (1 - \hat{\rho})$$

$$\hat{\rho} \approx 0,544$$

Ved hjelp av formel for transformert regresjonsligning (Biørn 2003:97) har jeg beregnet ligning 25) som grunnlag for estimering:

$$\sqrt{1 - \hat{\rho}^2} \cdot F_1^{Typebygg} = \hat{a} + \hat{c} \sqrt{1 - \hat{\rho}^2} \cdot F_1^{Bruker snæring} + \hat{v}_1$$

25)

$$F_t^{Typebygg} - \hat{\rho} \cdot F_{t-1}^{Typebygg} = \hat{a} + \hat{c} (F_t^{Bruker snæring} - \hat{\rho} \cdot F_{t-1}^{Bruker snæring}) + \hat{v}_t$$

Resultatet er gjengitt i tabell 4.

Tabell 4

MODELL 5				
Modell trans. fullført etter type bygg med MKM				
Utvalg: 1967 til 1995				
	Koeffisient	Std.feil	T-verdi	Signifikanssannsynlighet
Konstantledd	22,00	13,08	1,68	0,32
Trans. Fullført Brukers Næring	0,828	,03959	20,9	0,00
Antall observasjoner	29			
DW	1,79			
$\hat{\theta}$	32,7			
R^2	0,942			

Med utgangspunkt i resultatene fra modell 5 konstruerte jeg tall for *fullført etter type bygg* for perioden 1947 - 1966.

Jeg anser den endelige tidsserierekken som forholdsvis pålitelig, og at eventuelle årlige feilanslag for den estimerte perioden 1947 – 1966 vil ha forholdsvis liten effekt på de endelige resultatene.

Det neste spørsmålet er hvilke antagelser man skal gjøre om levealder, halveringstid og formen på avgangen. For industribygg har det tidligere vært antatt en forventet levetid på 60 år (Senneset 1990, Albrigtsen m.fl.:1991) og at ca 7,5 % står igjen etter 100 år, men det foreligger dessverre ingen direkte beregninger av dette så vidt meg bekjent. Det hører med til denne forutsetningen at reparasjoner og vedlikehold som gir et bygg lenger levetid må tas hensyn til ved fastsettelse av levetiden. Dette skyldes at vedlikeholdsinvesteringer ikke fremkommer som nyinvesteringer gjennom byggearealstatistikken. For eksempel vil 100

kvadratmeter investert i 1950 ha blitt depreciert til omtrent 0, dersom det ikke hadde vært foretatt reparasjoner og vedlikehold, men på grunn av vedlikehold, ombygginger og reparasjoner er det allikevel en rimelig antagelse at en stor prosent av de opprinnelige 100 kvadratmeterne står der enda.

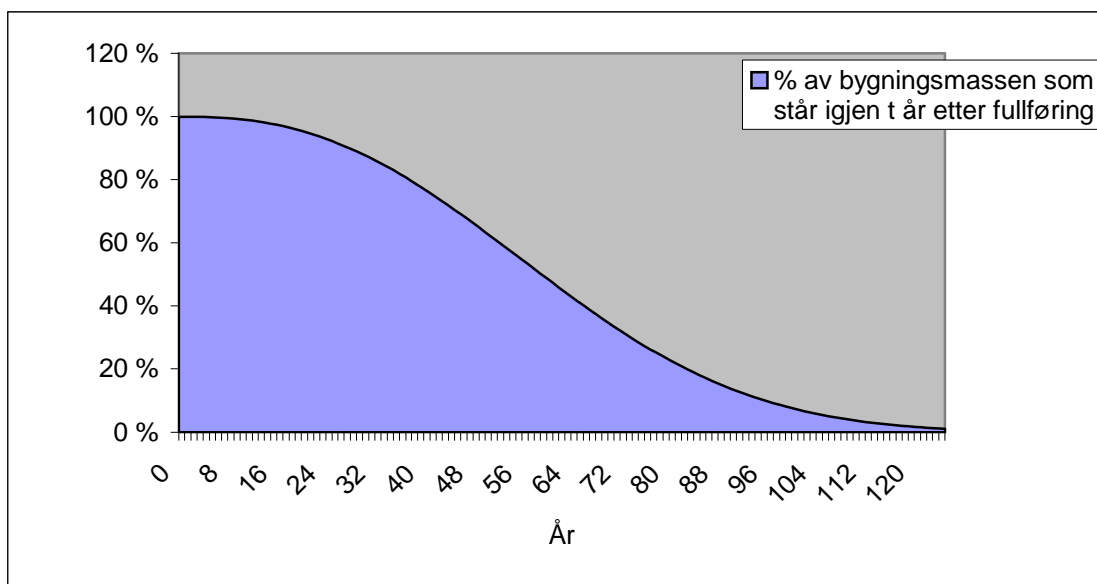
Med en antagelse om at det gjenstår 7,5 % etter 100 år, må det gjøres en antagelse om bygningsmassen og dens alderssammensetning ved utgangen av 1946. Dette tallet vil innvirke på den årlige avgangen og dermed på den endogene "residualen" igangsetting. Jeg har ikke klart å oppdrive noe allerede foreliggende anslag på nivået av kvadratmeter industribygg. Byggenæringens Landsforening har imidlertid utarbeidet et anslag for årlige fullføringstall for hele kategorien *yrkesbygg* i perioden 1850- 1946, på grunnlag av nasjonalregnskapstall for bruttoinvesteringer for den samme perioden. Totalt tilsier dette anslaget at det ble bygget 23 mill kvm yrkesbygg i hele perioden. Det er svært vanskelig å si noe om avgangsraten i denne perioden, og om industri og bergverk sin andel av totale yrkesbygginvesteringer. Dersom man som en ytterlighet antar at industrien utgjorde bare 10 % av yrkesbygginvesteringene i perioden og 15 % av det som er bygget i perioden 1850 – 1946 står igjen i 1946, tilsier dette en bygningsmasse av industribygg på bare 351 000 kvm. Dersom jeg derimot antar at industrien utgjorde en stor andel av yrkesbyggene i denne perioden med hele 40 % av totale yrkesbygginvesteringer, og 40 % står igjen i 1946, så er industribyggmassen på ca 3 mill kvm i 1946.

Anslaget for dette nivået er viktig dersom man ønsker å anslå nøyaktig bygningsmasse, men for igangsettingene vil det ha liten effekt på de empiriske resultatene. Spesielt siden jeg foretar mine empiriske analyser for perioden 1986 – 2002 da effekten av beholdningen i 1946 er betraktelig redusert.

Valget av overlevelsesfunksjon har en viktig effekt for de beregnede beholdningstallene, og avgangsraten. Byggenæringens Landsforening og ECON Senter for Økonomisk Analyse (Senneset 1990; Econ Senter for Økonomis Analyse 1992), har benyttet seg av den såkalte weibull-fordelingen i sine analyser av yrkesbygg. I følge Todsens bruker de fleste OECD-land en variant innenfor denne typen "klokkeformet" (tetthetsfunksjonen) overlevelsesfunksjon da den anses som den mest realistiske (Todsens: 1997:24).

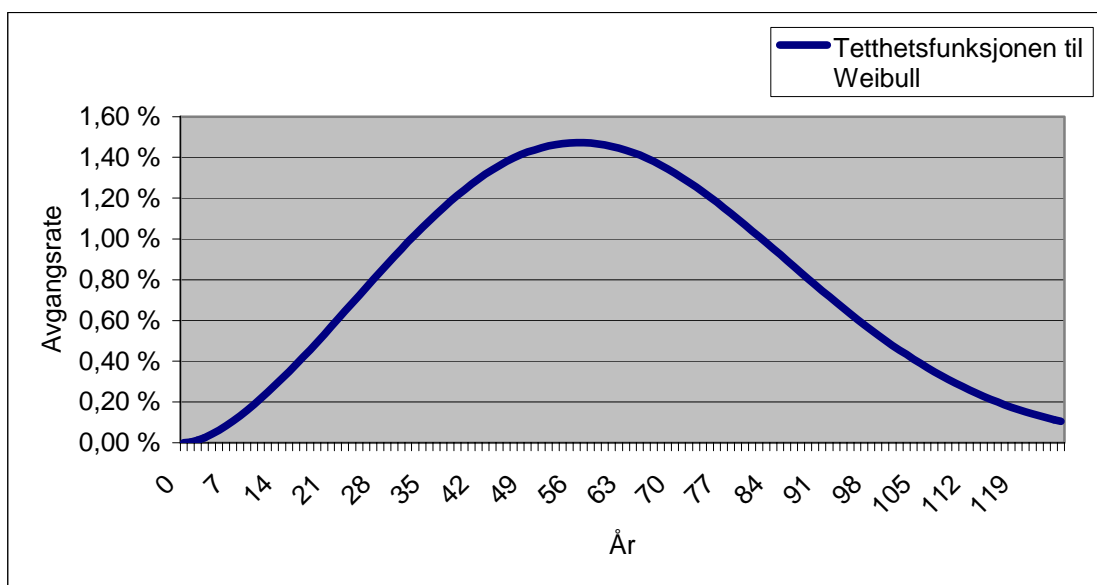
Senneset (1990:115-16) beregner koeffisientverdiene C_1 og C_2 i weibullfordelingen gitt forutsetningene om at byggene har forventede levealder på 60 år, og gjenstående beholdning

etter 100 år er ca 7,5 %. Koeffisientene blir da $C_2=2,5$ og $C_1=0,0146$. Figur 7 viser en Weibull overlevelsesfunksjon med disse parameterverdiene. Resultatet viser at 48,76 % står igjen etter 60 år.



Figur 7. Weibull overlevelsesfunksjon.

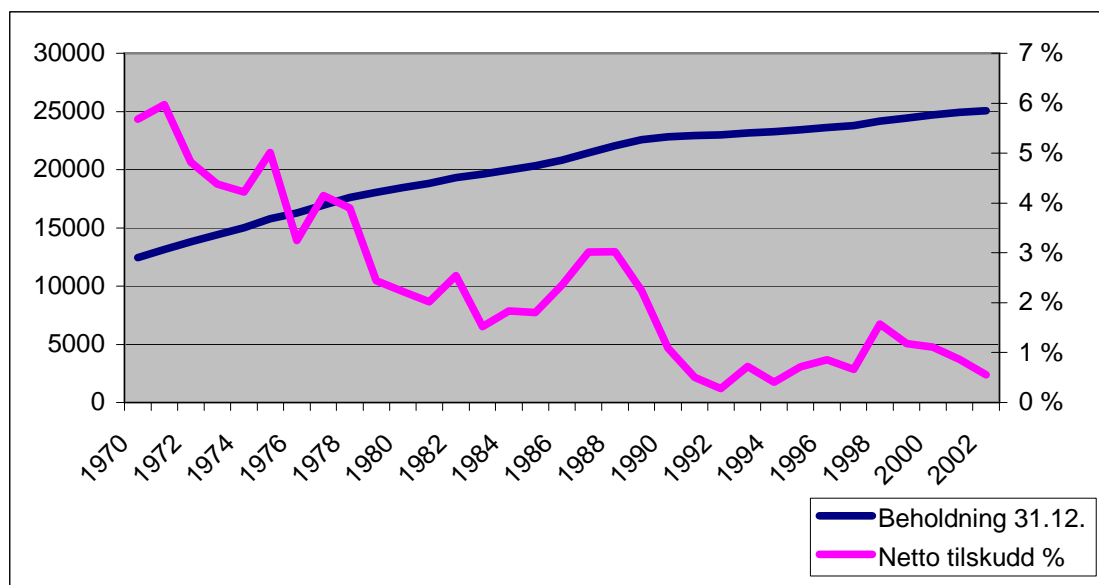
I figur 8 er tetthetsfunksjonen til weibull gjengitt, og den viser at årganger som er i intervallet 54 – 59 år har størst avgangsrate på ca 1,47 %.



Figur 8. Tetthetsfunksjonen til weibull gitt de forutsatte koeffisientverdiene.

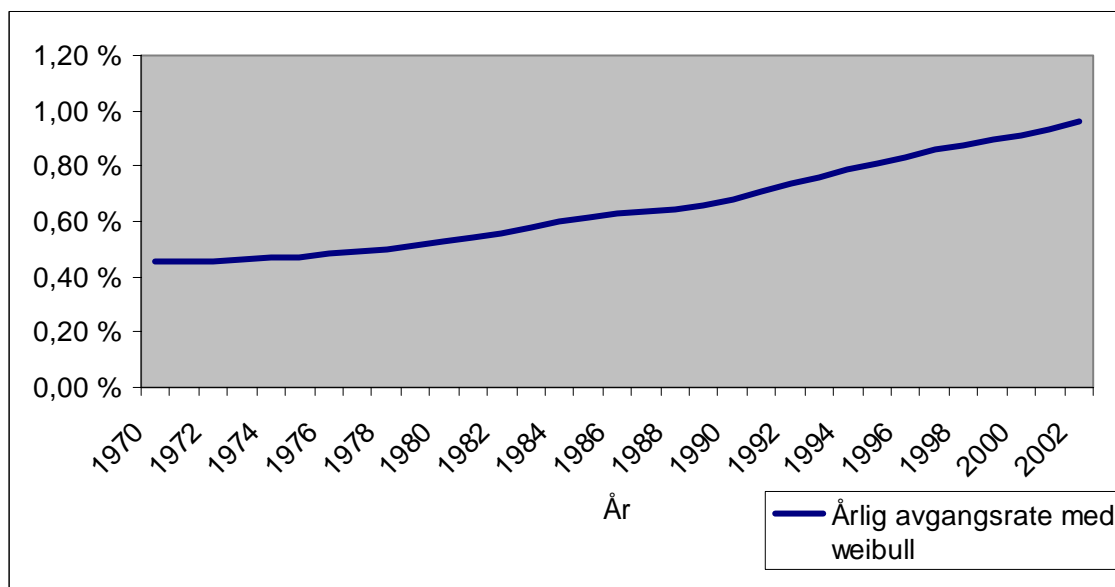
Jeg har beregnet nivåtall og avgangstall med weibull overlevelsesfunksjon tilbake til 1946 og antatt at den initiale beholdningen av kvadratmeter var på 3 millioner kvadratmeter. Videre

har jeg antatt at denne aggregert sett kunne behandles som om den var 13 år gammel på dette tidspunktet (et forholdsvis vilkårlig valg). Nivået og veksten i beholdningen i perioden 1970 – 2002 er vist i figur 9. Den viser at beholdningen økte fra 11 460 000 kvadratmeter ved utgangen av 1970 til 19 948 000 kvadratmeter i 1986 og videre til 24 371 000 kvadratmeter i 2002, med en ujevn men synkende veksttakt.



Figur 9. Beholdning og vekst med weibull overlevelsesfunksjon

Den beregnede avgangsraten med weibull blir som nevnt tidligere ikke en konstant. Dette fremgår også av figur 10, der avgangsraten stiger kraftig utover fra midten av 1990-tallet.

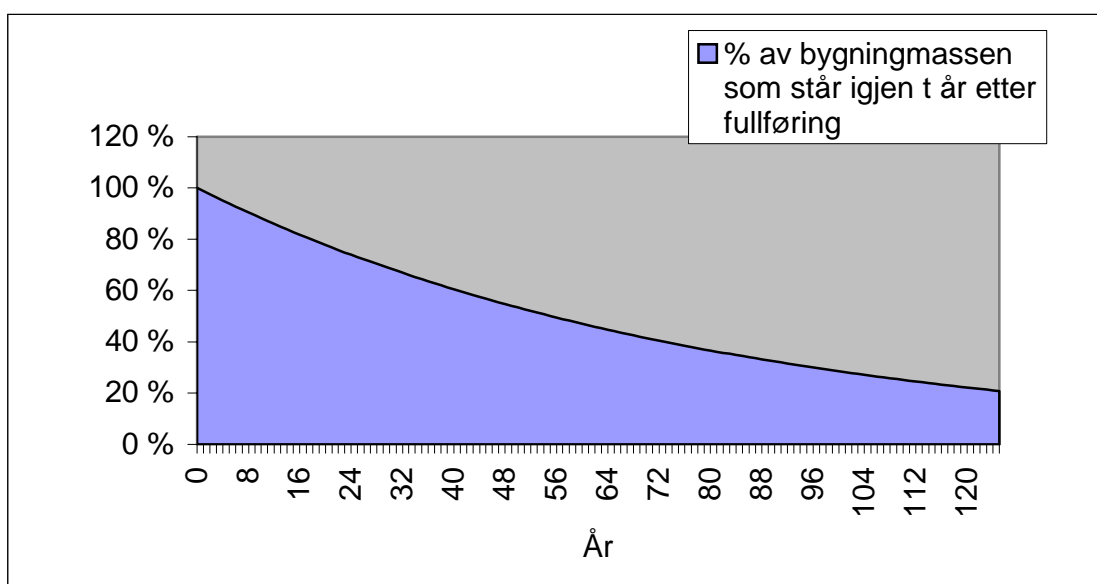


Figur 10. Beregnet avgangsrate, med weibull overlevelsesfunksjon.

Ser man godt på figuren, er det lett å se sammenhengen mellom investeringscyklusene og avgangsraten. Nedgangstidene fra begynnelsen av slutten av 1970-tallet og begynnelsen av

1980-tallet bidrar til en liten økning i avgangen, mens de gode tidene på slutten av 1980-tallet synliggjør seg i en utflating frem mot 1990 der investeringscyklusen igjen snur og avgangen tiltar igjen. De lave investeringsnivåene på 1990-tallet slår ut i en markant økning i avgangsraten frem mot inneværende periode.

Alternativet jeg har vurdert opp mot weibull overlevelsesfunksjonen er den geometriske. Jeg har lagt til grunn en årlig konstant avgangsrate på 1,25 % av beholdningen ($\delta = 0,0125$) som tilsier at 47 % av bygningsmassen står igjen etter 60 år. Dersom jeg legger de samme antagelsene om beholdningen i 1946 til grunn som jeg gjorde i forbindelse med weibullberegningen, vil det anslåtte nivået på beholdningen bli på 17 432 000 i 1986 og økende til 20 885 000 kvadratmeter i 2002.



Figur 11. Geometrisk overlevelsesfunksjon med $\delta = 0,0125$.

Et annet resultat som følger av denne antagelsen om omtrentlig første halveringstid på 60 år, er at hele 28 % står igjen etter 100 år, og 22 % etter 119 år. Dette virker urimelig høyt, og spesielt siden overlevelsesfunksjonen flater ut vil den på lenger sikt gi uholdbare beholdningstall. Dersom vi legger til grunn at 7 % står igjen etter 100 kan vi regne ut den impliserte δ og halveringstiden på følgende måte:

$$0,07 = (1 - \delta)^{100}$$

$$\delta = 1 - \sqrt[100]{0,07} = 0,026$$

⇒

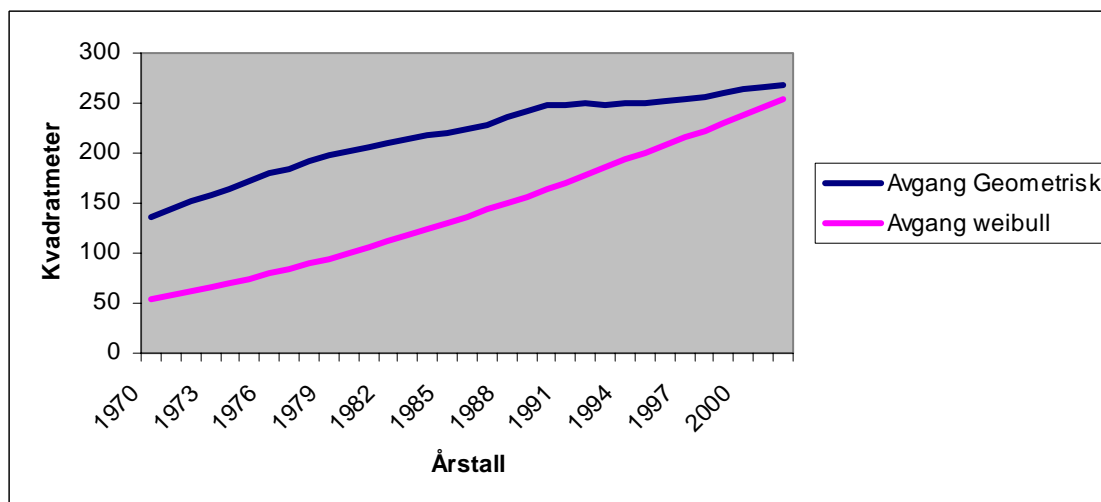
$$0,5 = 0,974^z$$

$$z = \frac{\ln 0,5}{\ln 0,974} \approx 26,31$$

For å få samme anslag på beholdningen av en årgang etter 100 år som med Weibull, må den første halveringstiden settes veldig lavt, til ca. 26 år.

På den annen side har den geometriske overlevelsesfunksjonen en klar regneteknisk fordel ved at den årlige avgangsrate for hele beholdningen ikke er avhengig av investeringscykluser, men er en konstant.

I figur 12 har jeg sammenlignet utviklingen i replaseringsbehovet for perioden 1970 – 2002, ved bruk av weibull og geometrisk beregningsmetode, gitt forutsetningen om at omtrent halvparten gjenstår etter 60 år.



Figur 12. Beregnet årlige avgang med geometrisk og weibull overlevelsesfunksjon. Absolutte tall.

Som det fremgår av figur 12, viser begge avgangsberegningene en stigende tendens, men ellers har de ulik profil. Den geometriske utgjør en fast andel på 1,25 % av beholdningen og følger derfor direkte fra beholdningsutviklingen. Siden den legger til grunn en spesielt høy avgang i byggenes første år vil avgangen også avta når det bygges færre nye bygg.

Weibullberegningen har ikke disse egenskapene. Her vil redusert nybygging etter hvert slå ut

i en kraftig økning i avgangstallene. Dette forsterkes av det faktum at siden overlevelseshfunksjonen faller spesielt fort for den delen av bygningsmassen som er middelaldrende, vil den høye byggeaktiviteten i industribygg fra begynnelsen av 1960 –tallet frem til 1990 etter hvert slå inn med tyngde og gi et høy årlig avgang også for hele beholdningen. Dette er med andre ord en direkte følge av økt gjennomsnittlig levealder for beholdningen.

Trenden forsterkes videre av den sterke nedgangen i nyinvesteringer fra 1990 frem mot 2003.

Kort oppsummert viser beholdningsberegningene at veksten i beholdningen fra 1986 til 2002 er 3,45 mill. og 4,42 mill. kvadratmeter for henholdsvis geometrisk og weibull overlevelseshfunksjon. Den geometriske overlevelseshfunksjonen har med andre ord depreciert bort i underkant av 1 mill. kvadratmeter mer i perioden. Nivået i 2002 er 3,49 mill. kvadratmeter høyere med weibull enn med geometrisk overlevelseshfunksjon. Jeg har også vist at de lave igangsettingstallene på 1990-tallet sammenlignet med tidligere perioder gjør at weibull avgangsfunksjonen stiger raskt, og er i ferd med å ”ta igjen” den geometriske avgangen. Siden weibull er sensitiv for investeringsnivåene er det ikke nødvendigvis slik at nivåforskjellene må være i favør av weibullberegningene for all fremtid. For ordens skyld kan det nevnes at en weibullberegnet beholdning med de antatte parameterverdier vil ha en maksimal avgangsprosent på 1,47 %. Dette ”hypotetiske” tilfellet vil inntreffe dersom hele beholdningen er fra 59 til 54 år gammel.

3.4 Beregninger av igangsettingstall

Etter å ha estimert sammenhengen mellom fullføring og igangsetting, samt beholdningstall og replasseringsbehov er jeg fremme ved det jeg egentlig ønsker å finne ut, nemlig i hvilken grad den neoklassiske teorien utledet i kapittel 2 kan brukes til å forklare igangsettingstall i perioden 1986 – 2002.

Alle tester er gjort med vanlig minste kvadraters metode (MKM) ved hjelp av statistikkprogrammet PcGive.

Jeg henter frem ligning (20) (fra side 26) og legger denne til grunn for den økonometriske spesifiseringen av modellen. Som et utgangspunkt har jeg satt opp ligning (20) i sin helhet og lagt til et stokastisk restledd ω_t . Når det gjelder de to forklaringsvariablene produksjon

og forholdet mellom produktpris og brukerpris vil jeg allerede nå avsløre at jeg ikke har vært i stand til å få signifikante resultater for mer enn et tidslag av gangen. Det var riktignok flere perioder som isolert sett som var signifikante, men av disse valgte jeg forrige periode (t-1) fordi denne ga størst forklaringskraft. Dermed kan ligning (20) fra skrives på den enklere formen gjengitt som (20.1):

$$20.1) \quad \frac{hJ_t - D_{t+1}}{K_t} = \lambda \left[\sigma \ln(b\varepsilon) + \sigma\gamma_1 \ln\left(\frac{P_Q}{v}\right)_{t-1} + \kappa\beta_1 \ln Q_{t-1} \right] - \lambda \ln K_t + \omega_t$$

$$\frac{\hat{h}J_t - D_{t+1}}{K_t} = \hat{\pi}_0 + \hat{\pi}_1 \ln\left(\frac{P_Q}{v}\right)_{t-1} + \hat{\pi}_2 \ln Q_{t-1} + \hat{\pi}_3 \ln K_t + \hat{\omega}_t$$

$$\text{der } \left(\frac{P_Q}{v}\right)_{t-1} = \frac{P_{Q(t-1)}}{\left(R_{t-1} + \frac{D_{t-1}}{K_{t-1}}\right)} \text{ fordi } P_{K(t-1)} \text{ er satt lik 1.}$$

Regresjon av 20.1 gir estimater på koeffisientene:

$$\pi_0 = \lambda\sigma \ln(b\varepsilon)$$

$$\pi_1 = \lambda\sigma\gamma_1$$

$$\pi_2 = \lambda\kappa\beta_1$$

$$\pi_3 = -\lambda$$

Merk også at ligning 20.1 er en førsteordens autoregressiv modell siden den bygger på sammenhengen:

$$\ln K_{t+1} = \lambda \ln K^* + (1 - \lambda) \ln K_t.$$

Estimatet på koeffisienten $(1 - \lambda)$ vil bli brukt senere for å teste hvorvidt det er autokorrelerte restledd.

Jeg har gjort følgende forutsetninger om restleddene:

$$26.1 \quad E\left(\omega_t \mid \ln\left(\frac{P_Q}{v}\right)_{t-1}, \ln Q_{t-1}\right) = 0$$

$$26) \quad 26.2 \quad Cov\left(\omega_s, \omega_t \mid \ln\left(\frac{P_Q}{v}\right)_{t-1}, \ln Q_{t-1}, \ln\left(\frac{P_Q}{v}\right)_{s-1}, \ln Q_{s-1}\right) = 0 \quad s \neq t$$

$$26.3 \quad Var\left(\omega_t \mid \ln\left(\frac{P_Q}{v}\right)_{t-1}, \ln Q_{t-1}\right) = \phi^2$$

Det er i neste omgang verdt å stille spørsmål ved om 26.1 – 26.3 er en holdbare.

Produksjonen er egentlig en endogen størrelse selv om den så langt er blitt behandlet som om den er eksogen. Dette kunne ført til restleddsproblemer som følge av simultanitet ved bruk av vanlig minste kvadraters metode. Siden variabelen produksjon inngår med tidslag vil dette imidlertid ikke være noe vanlig simultanitetsproblem. Det vil imidlertid kunne være korrelasjonsproblemer mellom restledd og forklaringsvariabler dersom restleddene er autokorrelerte.

Dersom forutsetningene om restleddene holder vil de estimerte koeffisientene være forventningsrette og effisiente.

Jeg har videre antatt fra sammenhengen mellom fullføring og igangsetting i avsnittet lenger opp at denne kan uttrykkes ved koeffisienten $\hat{h} = 0,95$. Jeg kan ikke se at det følger noen restleddsproblematikk ved å inkludere estimatet på koeffisienten, gitt antagelsene som er gjort om restleddene i modell 3.

Resultatene fra regresjon med MKM, med henholdsvis geometrisk og weibull beholdningsberegning er gjengitt i tabell 5.

Tabell 5

MODELL 6

Modell Netto tilskudd (geometrisk) av kapital med MKM

Utvalg: 1986 til 2002

	Koeffisient	Std.feil	T-verdi	Signifikanssannsynlighet
Konstantledd	0,47	0,4553	1,04	0,319
Log Q_{t-1}	0,09979	0,01795	5,56	0,00

Log K_t , geometrisk beregnet	-0,15885	0,0323	-4,91	0,00
Log P/V (t-1)	0,0082478	0,00282	2,92	0,01

Antall observasjoner	17
DW	2,53
$\hat{\phi}$	0,003
R^2	0,898
Adj. R^2	0,86

MODELL 7

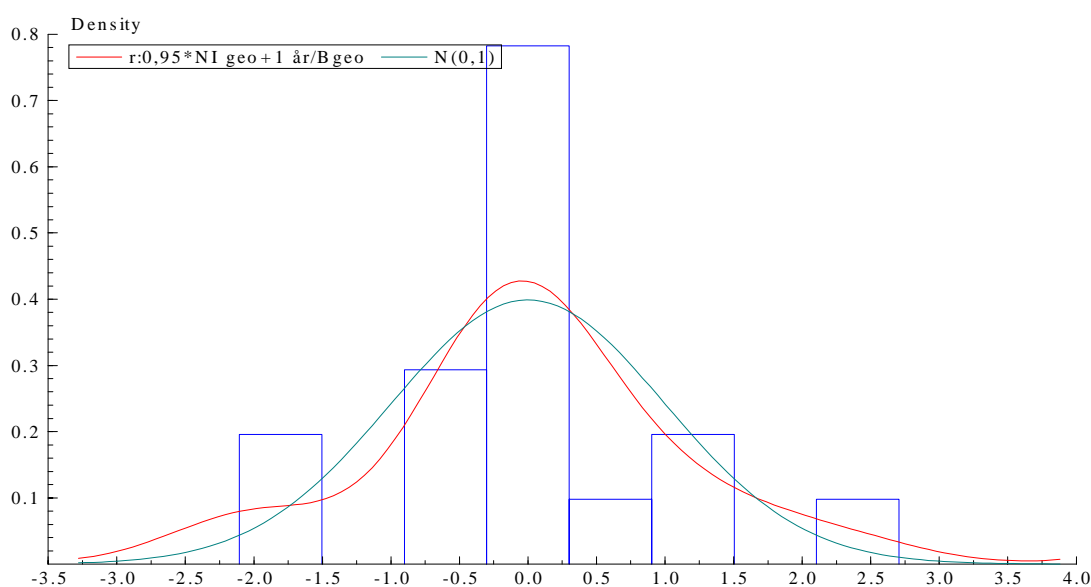
Modell Netto tilskudd (weibull) av kapital med MKM

Utvalg: 1986 til 2002

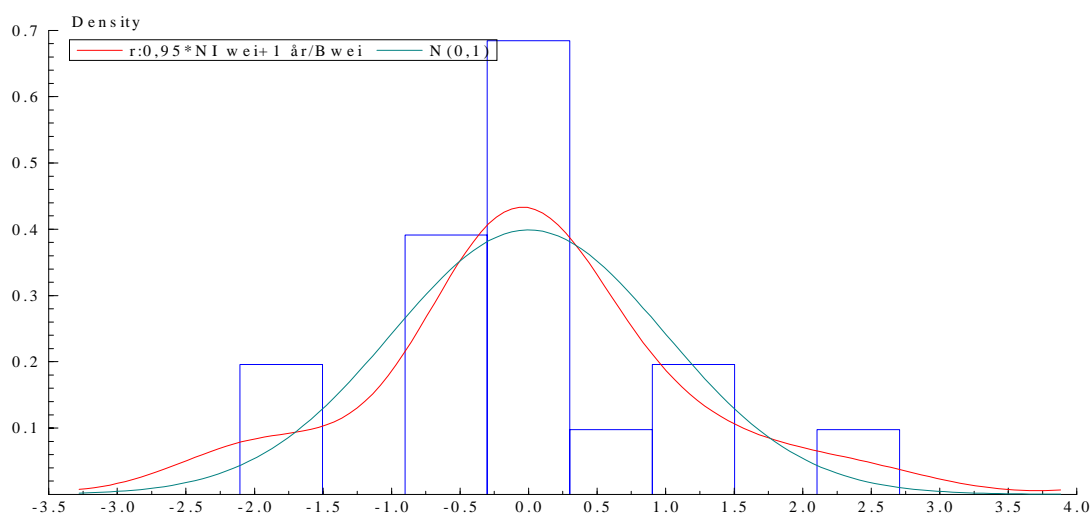
	Koeffisient	Std.feil	T-verdi	Signifikanssannsynlighet
Konstantledd	0,537	0,4066	1,32	0,21
Log Q_{t-1}	0,0810	0,0164	4,94	0,00
Log K_t , Weibullberegnet	-0,1442	0,0271	-5,32	0,00
Log P/V (t-1) weibull avgangsrate	0,007818	0,002705	2,66	0,02

Antall observasjoner	17
DW	2,51
$\hat{\phi}$	0,0027
R^2	0,91
Adj. R^2	0,89

Residualfordelingene til de to modellene er gjengitt i figur 13 og 14, satt opp mot normalfordelingen.



Figur 13. Residualfordelingen til modell med geometrisk beholdningsberegning.



Figur 14. Residualfordelingen til modell med weibull beholdningsberegning.

Utvalget er lite med bare 17 observasjoner, og det kreves strengt tatt flere observasjoner for å fastslå hvorvidt restleddene er normalfordelt. Figurene viser imidlertid noe indikasjon på avvik fra normalfordelingen.

Hvis man måler etter R^2 , er modellene svært like med hensyn til hvor mye av netto tilskudd av industribygg de forklarer. Ingen av modellene har Durbin Watson estimater som tilsier at restleddene er autokorrelerte, men fordi jeg bruker en autoregressiv modell kan strengt tatt DW indikatoren ikke benyttes (Gujarati (2003:680)). Jeg har derfor forsøkt med en Durbin-h test istedenfor. En klar svakhet er det også ved denne testen, og det er at den egentlig forutsetter et stort utvalg.

Testobservatoren er:

$$27) \quad h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1 - n[\text{var}(1 - \hat{\lambda})]}}$$

Med en nullhypotese om at $\rho = 0$ er h asymptotisk standard normalfordelt (dersom utvalget er stort nok).

For modell 6 er estimatene gitt ved:

$$\hat{\rho}_6 = 1 - \frac{2,53}{2} = -0,256$$

$$\text{Var}(1 - \hat{\lambda}_6) = \text{Var}\hat{\lambda}_6 = 0,0323$$

og

$$28) \quad h_6 = -0,256 \cdot \sqrt{\frac{17}{1 - 17 \cdot 0,0323}} = 1,57$$

p-verdien for den estimerte h under nullhypotesen er 0,4418. Med den noe dristige forutsetningen om at den estimerte h-verdien er standard normalfordelt beholder jeg derfor nullhypotesen om at restleddene ikke er autokorrelerte.

Tilsvarende test for modell 7 gir en h-verdi på 1,431 og jeg beholder således nullhypotesen også i dette tilfellet.

Alle koeffisienter i de to modellene er signifikante ved $\alpha = 0,03$ bortsett fra konstantleddene.

De estimerte koeffisientene er ikke signifikant forskjellig i de to modellene.

Jeg anser det som hensiktsmessig å konsentrere meg om en av modellene i fortsettelsen og jeg har da valgt modell 7 ut fra argumentasjonen i kapittel 2 om at weibull gir de mest realistiske beholdningstallene på lang sikt, gitt en forventet levealder på 60 år.

Innsatt for de estimerte koeffisientene fra modell 7 kan ligning 20.1 nå formuleres som:

$$29) \quad \frac{0,95 \cdot J_t - D_{t+1}}{K_t} = 0,5368 + 0,007184 \cdot \ln\left(\frac{P_Q}{v}\right)_{t-1} + 0,0810 \cdot \ln Q_{t-1} - 0,1442 \cdot \ln K_t + \omega_t$$

Ut i fra det teoretiske modellverket er det fire strukturkoeffisienter som er mulig å estimere ut fra modell 7. Disse er $\sigma \ln(b\varepsilon)$, $\kappa\beta_1$, $\sigma\gamma_1$ og λ .

$$i) \quad \hat{\lambda} = 0,1442$$

$$\text{ii) } \begin{aligned} 0,1442 \cdot \hat{\sigma} \ln(\hat{b}\hat{\varepsilon}) &= 0,5368 \\ \hat{\sigma} \ln(\hat{b}\hat{\varepsilon}) &= 3,722 \end{aligned}$$

$$\text{iii) } \begin{aligned} 0,1442 \cdot \hat{\sigma}\hat{\gamma}_1 &= 0,007184 \\ \hat{\sigma}\hat{\gamma}_1 &= 0,0498 \end{aligned}$$

$$\text{iv) } \begin{aligned} 0,1442 \cdot \hat{\kappa}\hat{\beta}_1 &= 0,0810 \\ \hat{\kappa}\hat{\beta}_1 &= 0,5617 \end{aligned}$$

Tolkningen av i) er at forholdet mellom kapital neste periode og i inneværende periode vil øke med 0,14 % hvis forholdet mellom ønsket kapital og faktisk kapital øker med 1 %. Et eksempel er oppklarende. Forholdet mellom observert weibullberegnet kapital ved utgangen av 2001 og ved utgangen av 2002 er på 1,0062:

$$30) \quad \frac{0,95 \cdot J_{2001} - D_{2002}}{K_{2001}} \approx \frac{K_{2002}}{K_{2001}} = 1,0062$$

Koeffisienten λ tilsier da at hvis forholdet mellom ønsket kapital og faktisk kapital hadde vært 1 % høyere i 2001, så ville det estimerte forholdstallet i ligning (30) vært 0,14 % høyere som i (31):

$$31) \quad \frac{K_{2002}}{K_{2001}} = 1,0062 \cdot (1,0014) = 1,0076.$$

Nettoinvesteringene fullført i 2003 er da 0,76 % av beholdningen i 2002 istedenfor 0,62 %. For å illustrere tallene kan det legges til at 0,14 % av 24,3 mill. kvadratmeter (beholdningstallet i 2002), er 34 000 kvadratmeter.

Den kanskje mest interessante tolkningen av koeffisienten er at estimatet tilsier at bare 14 % av økningen i ønsket kapital tilfredsstilles på neste periode, og det tilsier en forholdsvis treg tilpasning. Merk også at kun reduksjoner i nivået på ønsket kapital kan føre til en tilnærming mellom ønsket og faktisk kapital.

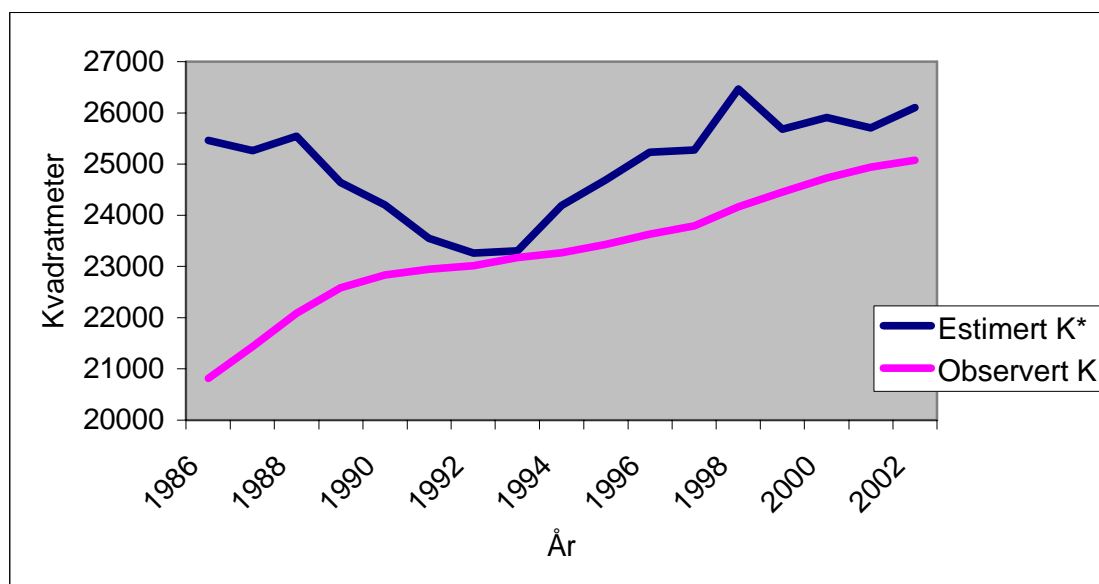
De beregnede koeffisientene ii) - iv) kan brukes til å beregne utviklingen i ønsket kapital i perioden.

$$32) \quad \ln K_t^* = 3,72 + 0,05 \cdot \ln \left(\frac{P_Q}{v} \right)_{t-1} + 0,56 \cdot \ln Q_{t-1}$$

De estimerte koeffisientene viser elastisiteten av forklaringsvariabelen på ønsket kapital. Dette tilsier at dersom forholdet produktpris/brukerpris i forrige periode øker med 10 %, så øker ønsket kapital med 0,5 %, og hvis produksjonen i forrige periode vokser med 1 % så øker ønsket kapital med 0,56 %.

Dette uttrykket er ekvivalent med kapitaletterspørselen i periode t-1 *dersom* vi kunne forutsatt at $\beta_1 = \gamma_1 = 1$. En slik forutsetning om koeffisientene skulle tilsi en situasjon der aktørene først i etterkant av en periode observerer hvor mye kapital de burde hatt i perioden, slik at ønsket kapital i inneværende periode blir ekvivalent med optimal kapital i forrige periode.

Gitt en slik antagelse får vi at $\sigma = 0,05$ og $\kappa = 0,56$. Det første tilsier at dersom man for et gitt produksjonsnivå øker en av innsatsfaktorene med 10 %, så kan du kun kutte 0,5 % av den andre innsatsfaktoren. Den andre tilsier at hvis produksjonen øker med 10 %, så vil etterspørselen etter kapital øke med 5,6 %.



Figur 15. Ønsket og faktisk kapital i perioden 1986 - 2002.

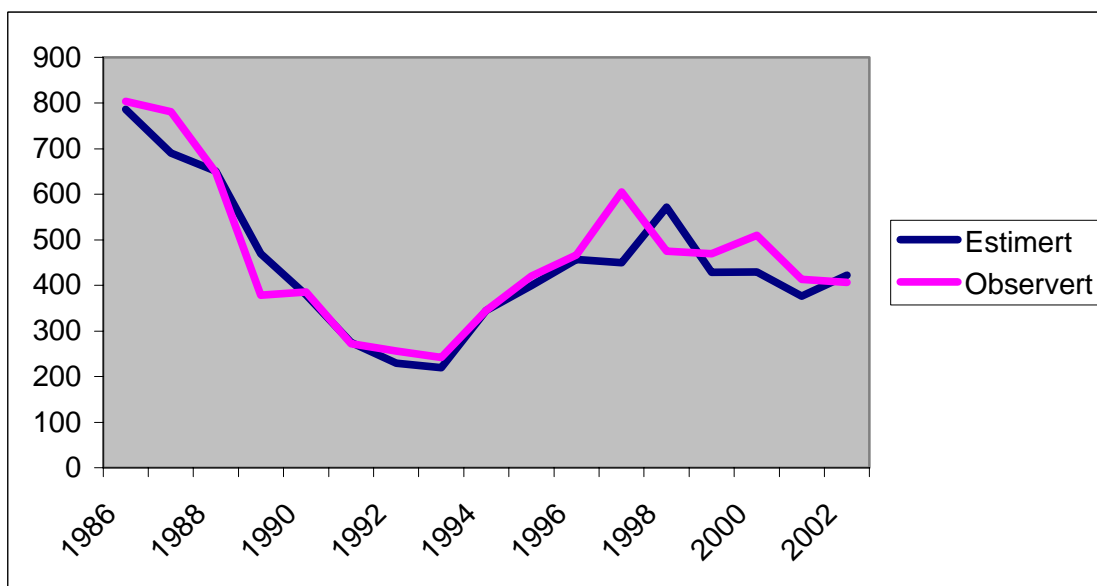
Resultatene som er gjengitt i figur 15 tilsier at ønsket kapital gjennom hele perioden har vært større enn den faktiske kapitalen. En direkte følge av dette er at kapitalen har fått et estimert

positivt nettotilskudd i hver periode, selv i 1993 der ønsket og faktisk kapital nesten tangerer hverandre.

Ved hjelp av ligning 20) fra kapitellavsnitt 2.6.4 har jeg beregnet den predikerte igangsettingen og sammenlignet med observert igangsetting. Ligningen er:

$$\hat{J}_t = \frac{\left(0,5368 + 0,007184 \cdot \ln\left(\frac{P_Q}{v}\right)_{t-1} + 0,0810 \cdot \ln Q_{t-1} - 0,1442 \cdot \ln K_t \right) K_t + D_{t+1}}{0,95}$$

Resultatene er gjengitt i figur 16.



Figur 16. Estimert og faktisk observert igangsetting i perioden 1986- 2002.

Som det fremgår av figur 16 er den empiriske modellen forholdsvis treffsikker i den første perioden frem til 1997. Deretter bommer den ganske sterkt i 1997, 1998 og 2000. Det kan se ut som at aktørene i modellen reagerer for sent i 1997 slik at den estimerte toppen i 1998 kommer et år for sent.

Feilprediksjonene kan skyldes at variabler som burde vært tatt med i modellen er utelatt. Finansieringsmuligheter og indikatorer for usikkerhet om fremtiden er for eksempel ikke eksplisitt inne i modellen til tross for at de sannsynligvis vil ha innvirkning på kort sikt. En

sentral størrelse som prisen på eksisterende industribygg er også utelatt selv om den i henhold til teorien burde vært inkludert.

I tråd med diskusjonen om tidsdimensjonen mellom beslutning og igangsetting (jamfør kapittel 2.5) kan det også tenkes at tidslaget på forklaringsvariablene ikke bør være det samme over hele perioden.

En tredje mulighet er at modellens problemer etter 1997 skyldes økt unøyaktighet i registreringene i byggearealstatistikken.

Det er også verdt å ta med at modellen predikerer igangsettingene i 2001 og 2002 relativt godt. En mulig tolkning er at økonomien har vært gjennom en ustabil periode som modellen ikke klarer å fange opp, men at de nå har stabilisert seg igjen. Resultatet kan selvsagt også bero på et heldig sammentreff.

En kort oppsummering

I kapittel 3.4 har jeg estimert igangsettingstall med geometrisk og weibull som overlevelsesh funksjon. Modellene har signifikante koeffisienter som er i tråd med det som teorien tilsier for en adaptiv aktør. Forskjellen på koeffisientene i de to modellene er ikke signifikante og jeg har valgt å gå videre med den som bruker weibull som overlevelsesh funksjon.

Det er få observasjoner og usikkerhet om restleddene er normalfordelt, men de testene jeg har forsøkt tilsier at det ikke er autokorrelasjon.

Modellen predikerer at det har vært et positivt forholdstall mellom ønsket og faktisk kapital i hele perioden. Av dette følger også at det har vært et positiv nettotilskudd til kapitalen i hele perioden.

Sist men ikke minst virker modellen tilfredsstillende til å predikere igangsettingene frem til og med 1996. Fra 1997 kan det imidlertid se ut som det er forhold som gjør seg gjeldende som gjør modellen noe upålitelig. For årene 2001 og 2002 treffer prediksjonene imidlertid bra.

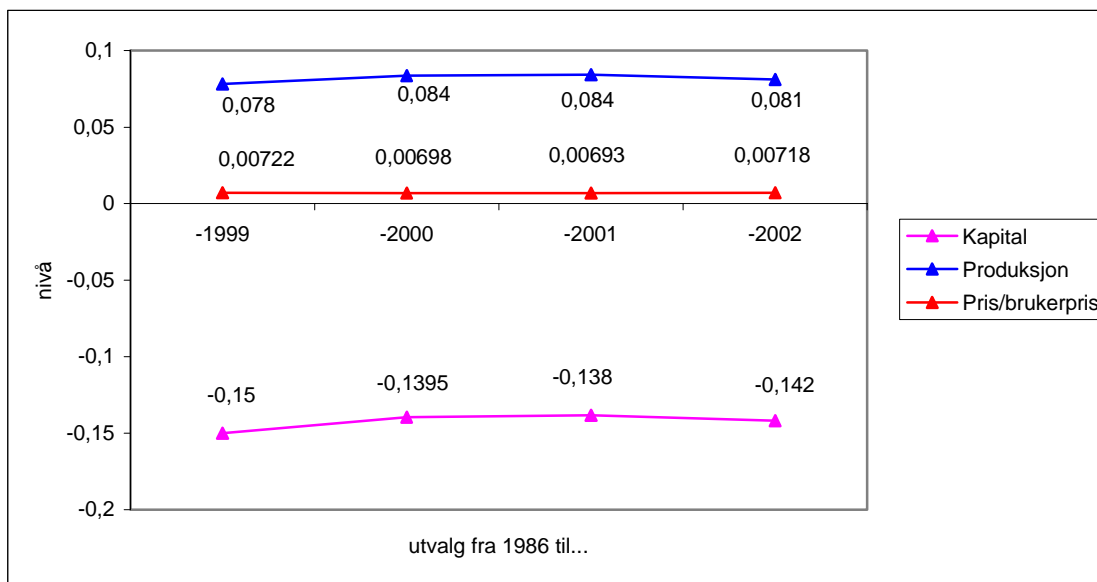
4. Fremskrivning av igangsetting i perioden 2003 - 2005

I dette kapitlet vil jeg først forsøke å si noe om prediksjonsegenskapene til modell 7. Jeg har gjort dette ved å se på stabiliteten i koeffisientene dersom jeg reduserer utvalget med de tre siste observasjonene i utvalget og ved å se hvordan modellen ville ha lyktes i å forutsi utviklingen i 3 års perioden 2000 – 2002 og neste års periode for 2000 - 2002.

Jeg har deretter fremskrevet igangsetting i perioden 2003 – 2006 med utgangspunkt i Statistisk sentralbyrå sine fremskrivninger av forklaringsvariablene og med et ”worst-case” scenario.

4.1 Stabiliteten til de estimerte koeffisientene og fremskrivningsegenskaper for 2000 - 2002

Siden utvalget er forholdsvis lite har jeg kun sett på effektene av å redusere utvalget med tre år. Tre observasjoner i den forholdsvis turbulente perioden fra 2000 – 2002 utgjør en relativt viktig del av det totale utvalget og spørsmålet er om de estimerte koeffisientene vil endre seg nevneverdig hvis disse utelates

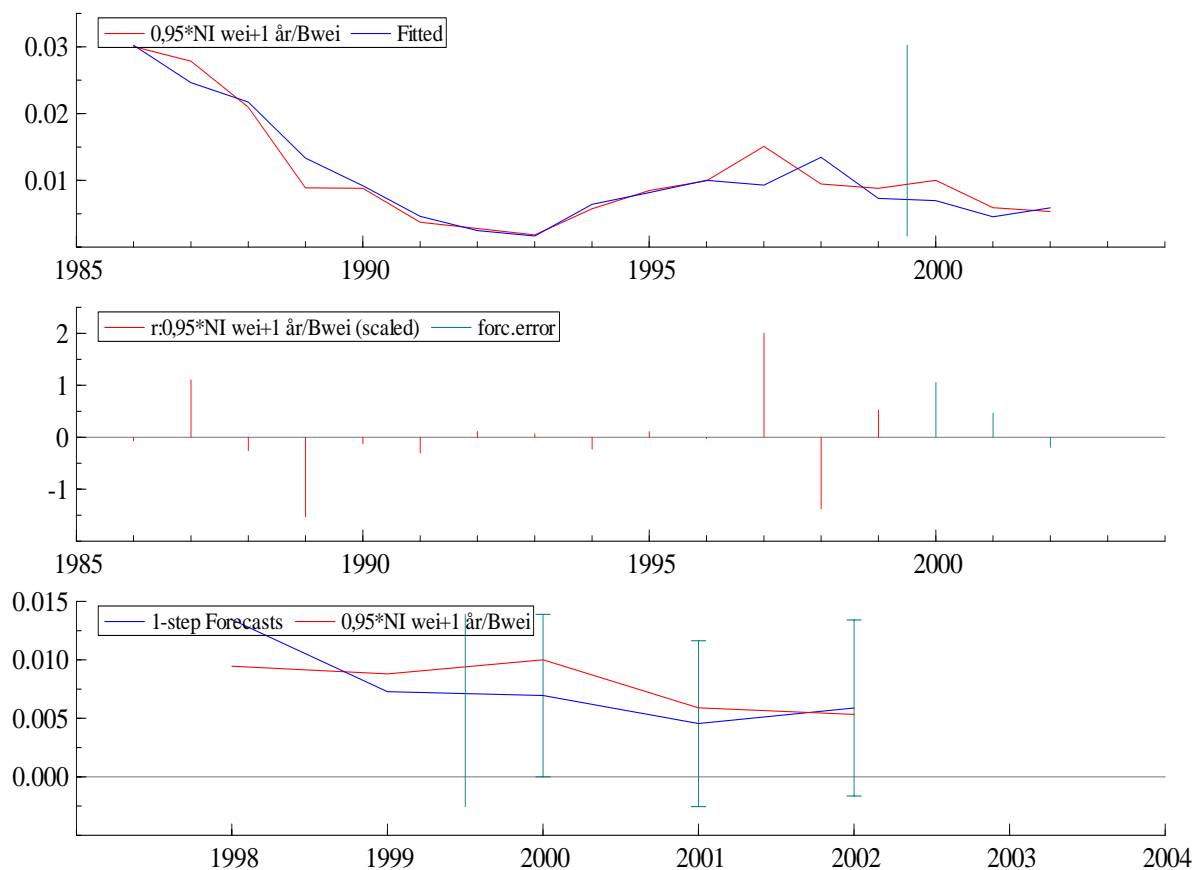


Figur 17. Estimerte koeffisienter betinget på utvalget 1986 - t

Fra figur 17 kan det se ut som de estimerte koeffisientene har den tilfredsstillende egenskapen at de er relativt stabile med hensyn til tidsutvalget. Det er imidlertid viktig å

huske på at små forskjeller i disse koeffisientene gir store forskjeller i prediksjonene for igangsetting.

Ved hjelp av PcGive har jeg estimert tre års fremskrivning av nettoinvesteringene for perioden 2000 – 2002 basert på de estimerte koeffisientene fra utvalget 1986 – 1999. Resultatet er gjengitt i figur 18.



Figur 18. Fremskrivning og faktisk observert kapitalrate i perioden 2000 – 2002.

I figur 18 er fremskrevet kapitalratio $\frac{\hat{K}_{t+1}}{K_t}$ plottet inn mot faktiske observert kapitalratio

$\frac{K_{t+1}}{K_t}$. De loddrette linjene representerer prediksjonsintervallet og tilsvarer punkttestimatet

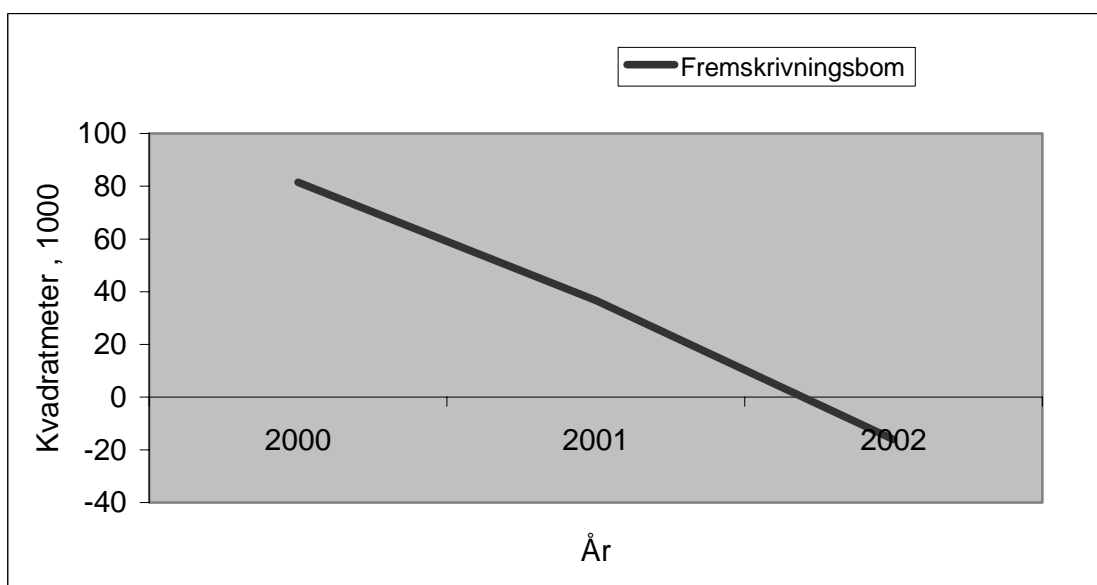
pluss/minus to ganger standardfeilen til estimatet. Dette tilsvarer et prediksjonsintervall $\alpha = 0,95$ dersom restleddet er tilnærmet normalfordelt.

Som det fremgår er prediksjonsintervallene forholdsvis store. For 2002 er intervallet for eksempel:

$$\frac{K_{2002} - K_{2001}}{K_{2001}} = 0,0059 \pm 0,0075 \Leftrightarrow \frac{K_{2002} - K_{2001}}{K_{2001}} \in [-0,0016, 0,0134].$$

Selv om det er flere variabler som determinerer den empiriske variansen til fremskrivningsverdien må det store intervallet her delvis tilskrives at antall observasjoner er så få.

Modellens evne til fremskrivning i perioden 2000 - 2002 er varierende. I år 2000 er estimatet 80 000 kvadratmeter for lavt av en samlet igangsetting på 511 000 kvadratmeter. I 2001 er estimatet 30 000 kvadratmeter for lavt og i 2002 er det 15 000 kvadratmeter for høyt.



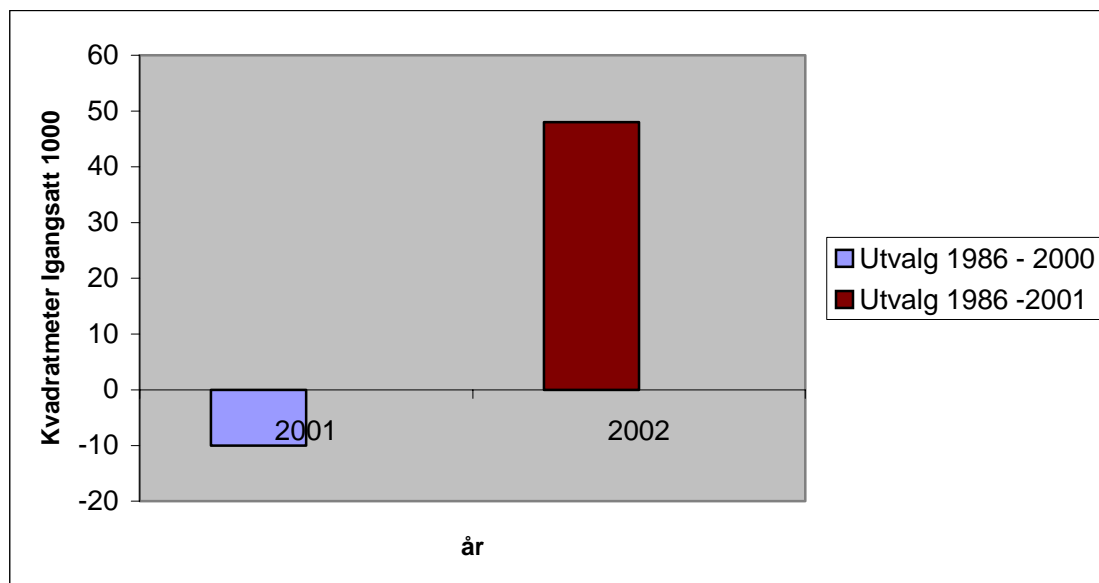
Figur 19. Fremskrivningsbom for igangsatt i 2000 – 2002 med utvalget 1986 – 1999.

Fremskrivningsfeilen i 2000 utgjør hele 16 % av total igangsetting. Tilsvarende tall for 2001 og 2002 er henholdsvis 9 % og 4 % og dette er mer akseptable bom.

Det spesielle med disse prediksjonene er at de bygger på kjente og realiserte verdier på forklaringsvariablene i 2000, 2001 og 2002, og disse ville selvsagt ikke vært kjent dersom man faktisk gjorde fremskrivningene i 1999.

Den kortsiktige fremskrivningsegenskapen til modellen definerer jeg som fremskrivning av årets igangsetting basert på et utvalg fra 1986 frem til året før. I figur 20 illustreres

fremskrivningsfeilen for 2001 og 2002 basert på henholdsvis utvalget 1986 – 2000 og 1986 – 2001. Fordelen er da at man vet nivået på forklaringsvariablene siden de inngår med en periodes tidslag.



Figur 20. Bom ved kortsiktig fremskrivning for 2001 og 2002

Som det fremgår ville modellen truffet forholdsvis godt i 2001, og mindre godt i 2002. Feilene utgjør henholdsvis 2 % og 12 % av de observerte igangsettingene, (mens den i 2000 var på 16 % som nevnt på forrige side).

En foreløpig konklusjon må bli at modellens fremskrivningsevne fra utvalget 1986 – 2002 er noe upålitelig dersom kravet er at fremskrivningsfeilen skal ligge innenfor $\pm 10\%$ av observert igangsetting.

4.2 Fremskrivning for perioden 2003 - 2005

I dette avsnittet har jeg beregnet de fremskrevne igangsettingene i treårsperioden 2003 – 2005 basert på regresjonen fra utvalget 1986 – 2002.

Forklaringsvariablene produksjon og produktpris/brukerpris er kjent for ett år frem i tid siden de inngår med tidslag. De to andre variablene som inngår, kapitalnivå og depresiering er mer komplekse fordi de følger endogent fra modellenes prediksjoner. Siden disse sammenhengene ikke er opplagte har jeg brukt litt plass på å klargjøre dem. I ligning (33)

har jeg vist hvordan kapitalnivå og depresiering i 2003 følger fra prediksjonen av venstresidevariabelen (0,0059 i 2002) og observerbare størrelser i 2002. (Kapitalnivået kunne for øvrig vært beregnet direkte også, men her har jeg brukt modellens prediksjon).

$$\hat{K}_{2003} = K_{2002} \cdot \left(1 + \frac{0,95J_{2002} - D_{2003}}{K_{2002}} \right) = 25076 \cdot 1,0059 = 25225$$

33)

$$D_{2003} = [W(2002) - W(2003)]K_{2002} = 252$$

$$\hat{D}_{2004} = [W(2003) - W(2004)]\hat{K}_{2003} = 260$$

der jeg har brukt $W(\cdot)$ som et funksjonssymbol får å indikere at den samlede beholdningen fra 2002 er ett år eldre i 2003 og tilsvarende for 2003 beholdningen til 2004. I tillegg kommer depresieringen av det som ble fullført i samme år som depresieringen refererer til, men denne er lik 0 med weibull. Med andre ord er depresieringen i 2003 en funksjon av beholdningen ved utgangen av 2002. Tilsvarende finner man depresieringen i 2004 som en funksjon av predikert kapitalbeholdning ved utgangen av 2003 fra (33). Dermed kan man regne seg frem til residualen igangsetting i 2003 som i (34).

$$\hat{K}_{2004} = \hat{K}_{2003} \cdot \left(1 + \frac{0,95\hat{J}_{2003} - \hat{D}_{2004}}{\hat{K}_{2003}} \right) = 25225 \cdot 1,00103 = 25251$$

$$J_{2003} = \frac{0,00103 \cdot \hat{K}_{2003} + \hat{D}_{2004}}{0,95} = \frac{0,00103 \cdot 25225 + 260}{0,95} = 301$$

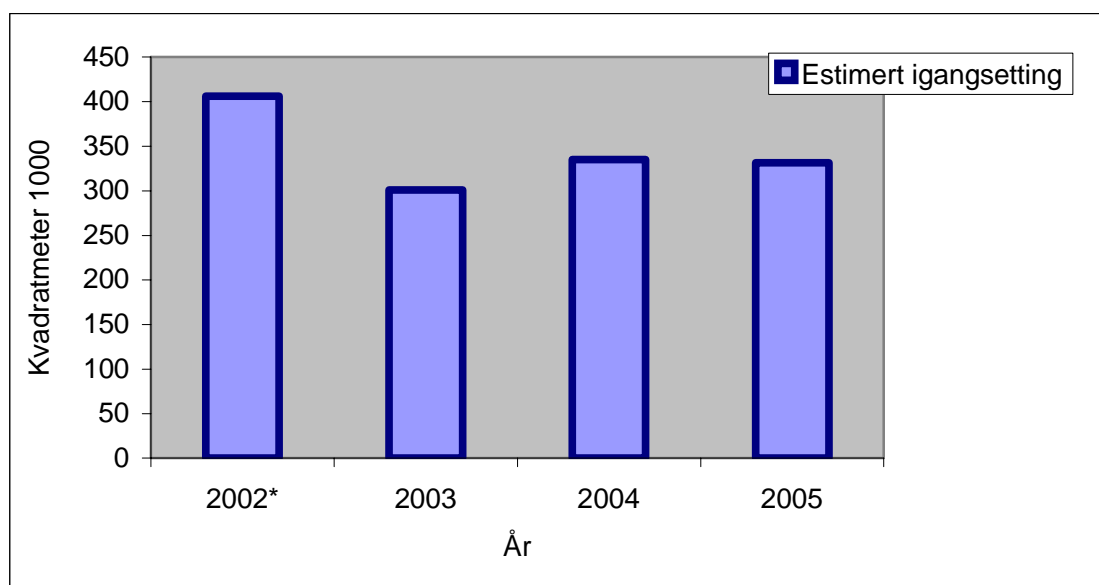
Til grunn for fremskrivningene har jeg brukt prognoser fra Statistisk sentralbyrå^x. Det foreligger ikke noen prognoser for prisutviklingen i industrien alene, og jeg har derfor forutsatt at denne forblir uendret. Det vil i praksis si en liten realprisnedgang dersom man legger til grunn at den øvrige inflasjonen (for eksempel målt ved KPI, er på 2 %).

Tabell 6 viser forutsetningene og den estimerte kapitalholdningen av industribygg i perioden

Tabell 6

År	Prognose for produksjonen. % endring	Prognose for realrente.	Estimert Kapitalbeholdning	Beregnet avgang	Predikert igangsetting
2002	-2,8*	7,4*			406*
2003	-3,6	4,1	25225	252	301
2004	2,9	5,8	25251	260	335
2005	0,9	2,7	25302	267	331
2006			25343	274	

* observert



Figur 21. Fremskrevet igangsetting. *observert 2002.

Figur 21 viser den estimerte igangsettingen i perioden 2003 – 2005. Ut fra prognosen ligger det an til en nedgang i igangsettingen fra 2002 til 2003, noe som skyldes nedgang i produksjonen og relativt høy realrente i 2002. Nedgangen i produksjonen fortsetter inn i 2003, men en kraftig reduksjon i realrenten på 3,3 prosentpoeng gjør at igangsettingstallene for 2004 blir noe bedre enn i 2003. Igangsettingen i 2005 blir omtrent uendret fra 2004, fordi effekten av økt produksjon i 2004 motvirkes av en økning i realrenten. Eventuelle endringer i produktprisen vil ha en positiv sammenheng med igangsettingen.

Som et alternativ har jeg sett for meg et "worst-case" scenario der produksjonen faller med 2 % i året og realrenten øker 0,5 prosentpoeng i året. Det kan tenkes at forutsetningen om uendret nominell produktpris burde justeres hvis man tror på ytterligere konkurranse i årene som kommer, eller dersom kronen styrker seg igjen.

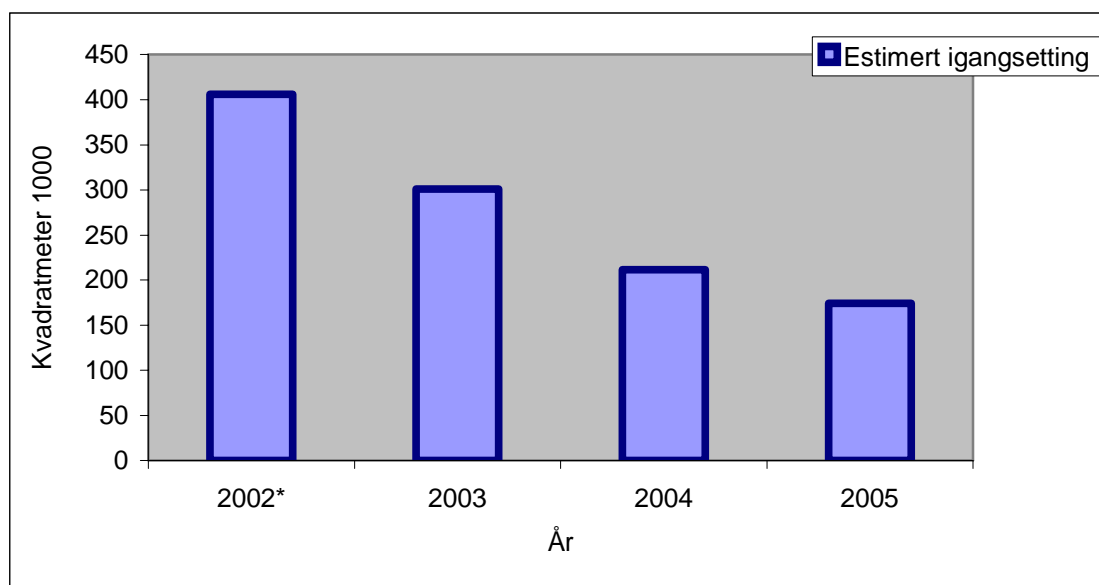
De nye forutsetningene er gjengitt i tabell 7.

Tabell 7

År	Prognose for produksjonen. % endring	Prognose for realrente*	Estimert Kapitalbeholdning	Beregnet avgang	Predikert igangsetting
2002	-2,8*	7,4	25076		406*
2003	-2	7,9	25225	252	301
2004	-2	8,4	25251	260	212
2005	-2	8,9	25185	267	174
2006			25076	274	

* Prognose fra Statistisk Sentralbyrå viser realrenten etter skatt. For å gjøre denne sammenlignbar med mitt eget realrentemål regnet jeg ut forholdstallet mellom realrente etter skatt i det aktuelle året og 2001. Deretter brukte jeg dette forholdstallet til å omregne prognosen fra Statistisk sentralbyrå til mitt eget realrentemål.

Igangsettingen vil med dette scenariet falle dramatisk, med et stort negativt netto tilskudd av industribygg i 2005.



Figur 22. Estimert igangsetting med ved "worst-case" scenario

En kort oppsummering

Modellen er noe upålitelig i prediksjonene for perioden fra 1997 og til 2000. For 2001 og 2002 treffer den relativt bra både med tre års prognose og med ett års prognose.

Med forutsetning om at de makroøkonomiske størrelsene følger Statistisk sentralbyrå sine prognoser og at produktprisen i nominelle termer forblir omtrent den samme, tilsier prognosene at igangsettingen vil bli en god del lavere enn i 2002, men stabilisere seg i overkant av 300 000 kvadratmeter.

Dersom etterspørselen etter industriprodukter svekkes med 2 % i året og realrenten øker med 1,5 prosentpoeng frem mot 2005 tilsier modellen en kraftig svekkelse i ønsket kapital, og igangsettingstall ned mot 150 000 kvadratmeter i året.

5. Avslutning og oppsummering

I denne oppgaven har jeg prøvd å gi et svar på i hvilken grad den neoklassiske teorien for beholdningsspørsmål kan forklare de årlige igangsettingstallene for industribygg i perioden 1986 – 2002, og i hvilken grad resultatene er generaliserbare sånn at modellen kan brukes til fremskrivninger. Oppgaven inneholder også beregninger av årlige beholdningstall og replaseringsbehov for industribygg.

Den empiriske estimeringen viser at modellen for brutto igangsetting har relativt god forklaringskraft for igangsettingene i utvalgsperioden, med en R^2 på 0,91. Modellen bommer imidlertid stygt i tre av periodens år, noe som henger sammen med feilprediksjon av tidspunktet for toppen av en syklus. Det kan se ut som det er utelatte variabler som burde vært inkludert i analysen. Det lille antallet observasjoner gjør imidlertid at mulighetene for dette er noe begrenset.

Det finnes flere muligheter for å utvide antall observasjoner. En mulighet er å forsøke med en kvartalsbasert modell istedenfor en årsbasert, selv om data for igangsettingen da må antas å ha lavere reliabilitet samtidig som tidslagfordelingene sannsynligvis ville spise flere frihetsgrader. Fordelen ville være en firedobling av antall observasjoner.

En annen mulighet er å dele opp dataene i regionale størrelser, for eksempel på fylkesnivå, som ville øke antall observerte igangsettinger med en faktor på 19.

Den tredje muligheten er å utvide antall år som inngår i utvalget. I kapittel 2.5, har jeg imidlertid argumentert for at tidsdimensjonen kan innvirke på prosessen helt fra forventningsdannelse til fullført bygg. I forlengelsen av dette kan man for eksempel argumentere for at tilpasningsakseleratoren λ ikke er en konstant, men for eksempel vil være forskjellig på 1970-tallet og 1990-tallet. Første halvdel av 1980-årene var for eksempel preget av et frislipp av kreditreguleringene, og dette har innvirket på bedriftenes evne til å investere. Jeg mener derfor det er en grunn til å tro at estimering av modellene over et langt tidsperspektiv ikke vil være hensiktsmessig så lenge modellen ikke er mer fleksibel i forhold til andre makroøkonomiske variabler, som for eksempel finansierings og tilbudssidefaktorer.

Argumentasjonen med at tidsutvalget vil påvirke koeffisientene i modellen slik den er spesifisert, er også et argument i forhold til generaliseringsmulighetene fra de empiriske

resultatene. Testen av modellens fremskrivningsegenskaper i perioden 2000 – 2002 viste at modellen ikke var helt pålitelig i forhold til faktiske observasjoner. En god egenskap er imidlertid at de estimerte koeffisientene ikke endret seg nevneverdig selv om jeg utelukket tre observasjoner. Stor ustabilitet i de estimerte koeffisientene som følge av tidsutvalg ville ha vært et argument mot at modellen kunne brukes til fremskrivninger.

Dersom koeffisientene på lenger sikt endrer seg slik det argumenteres for lenger opp, vil det kunne være interessant å ta vekk de eldste observasjonene i utvalget for å få mer ”tidsriktige” koeffisienter. Med et større utvalg ville det også være mulig å endogenisere tilpasningsakseleratoren til å avhenge av variabler som for eksempel har sitt utspring i tilbudssiden.

Jeg har beregnet de fremskrevne verdiene på igangsetting i perioden 2003 – 2005. Ved å legge til grunn Statistisk sentralbyrå sine prognoser for forklaringsvariablene for denne perioden tilsier punkttestimatene fra modellen at igangsettingene kommer til å være i området 300 000 – 340 0000 kvadratmeter i året i treårsperioden. Et tenkt ”worst-scenario” tilsier at igangsettingen faller til 174 000 kvadratmeter i 2005. Med de weibullberegnete avgangstallene betyr dette at *beholdningen* av industribygg vil gå ned.

Beholdning er en viktig variabel i modellen. Valget av overlevelsesfunksjon ser imidlertid ikke ut til å ha nevneverdig innvirkning på de empiriske resultatene for igangsetting. En mangel ved overlevelsesfunksjonen slik jeg har anvendt den, er at den ikke tar hensyn til at bygg har forskjellige egenskaper ut fra når det er bygget. I denne sammenheng kunne det ha vært av interesse å se om endringer i forventet levealder over tid ville ha påvirket resultatene.

Beholdningstallene er interessante også i seg selv, og i denne sammenheng er valget av overlevelsesfunksjon tilsynelatende mer sentralt enn i modellen for igangsetting. Gitt den forutsatte forventede levealder for yrkesbygg på 60 år, gir den geometriske overlevelsesfunksjonen uholdbare beholdningstall for eldre årganger.

Weibull gir en høyere beholdning i 2002 enn den geometriske. Samtidig er den årlige prosentvise avgangen med weibull økende fordi beholdningen av industribygg er inne i en foreldelsesperiode grunnet lave nyinvesteringer. Hvis trenden med lave årlige igangsettingstall fortsetter vil det årlige nettotilskuddet av kvadratmeter bli negativt på grunn av stort replasseringbehov.

Sist men ikke minst er det verdt å ta opp at det er problemer knyttet til reliabiliteten til de data som er benyttet. Spesielt er byggearealstatistikken heftet med mange utfordringer. Det finnes tall for registreringsforsinkelser og sammenhengen mellom faktisk igangsatt og registrert igangsatt. Som et (vilkårlig valgt) eksempel kan man spørre om toppen i 1997 skyldes at kommunene var ekstra flinke til å registrere dette året og fikk gjort unna oppsamlede registreringer fra tidligere år. Å ta hensyn til slike målefeil vil heve vanskelighetsgraden i analysen betraktelig og jeg har derfor ikke tatt hensyn til denne muligheten i denne oppgaven. Skulle jeg gå videre i arbeidet med modellen ville dette være et naturlig neste steg.

Modellen slik den foreligger, har helt klart et utviklingspotensial på mange områder. Avslutningsvis vil jeg likevel konkludere med at den har noe å bidra med i fremskrivningene for prognoseperioden 2003 – 2005. Om modellens spådommer kan stå på helt egne ben er et spørsmål om hvor presise prognoser som forlanges. Det er kanskje mest hensiktsmessig å bruke den som ett av flere kriterier som legges til grunn for den endelige prognosen.

APPENDIKS

Data benyttet i regresjon av modell 6 og 7

År	Netto tilskudd (geometri sk) av kapital	Netto tilskudd (weibull) av kapital	Log(PP/(re alrent+wei avg.))	Log(PP/real rente)	Log Q	Log Beh.geo	Log Beh.wei
1984	0,040	0,018		1,04	11,31	9,77	9,90
1985	0,047	0,024	0,97	0,97	11,35	9,78	9,92
1986	0,055	0,030	0,92	0,92	11,34	9,80	9,94
1987	0,052	0,028	1,07	1,08	11,35	9,83	9,97
1988	0,045	0,021	0,99	0,99	11,29	9,86	10,00
1989	0,031	0,009	1,01	1,01	11,26	9,88	10,02
1990	0,031	0,009	0,97	0,98	11,21	9,89	10,04
1991	0,026	0,004	0,99	1,00	11,19	9,89	10,04
1992	0,025	0,003	0,91	0,91	11,20	9,89	10,04
1993	0,024	0,002	1,51	1,52	11,21	9,90	10,05
1994	0,029	0,006	1,53	1,54	11,24	9,90	10,05
1995	0,032	0,008	1,90	1,91	11,25	9,91	10,06
1996	0,034	0,010	1,85	1,86	11,26	9,91	10,07
1997	0,041	0,015	2,35	2,36	11,30	9,92	10,08
1998	0,034	0,009	1,64	1,65	11,31	9,94	10,09
1999	0,034	0,009	2,02	2,03	11,29	9,95	10,10
2000	0,035	0,010	1,98	1,99	11,28	9,96	10,12
2001	0,031	0,006	2,05	2,06	11,30	9,97	10,12
2002	0,031	0,005	1,80	1,81	11,27	9,97	10,13

År	Fullførte bygg	Igangsatte bygg
1983	409	511
1984	481	513
1985	487	647
1986	610	804
1987	767	781
1988	794	648
1989	648	378
1990	407	386
1991	280	272
1992	237	257
1993	345	242
1994	281	345
1995	360	421
1996	401	467
1997	366	605
1998	591	476
1999	510	469
2000	503	511
2001	450	413
2002	384	407

Symbolliste

- K : Kapital.
- J : Brutto investeringer. Brutto igangsetting i en periode
- F : Fullført kapital
- I : Netto investeringer. Tilsvarende fullført kapital fratrukket depresiering i en gitt periode
- D : Replaseringsinvesteringer
- P_Q : Pris på "industriproduktet"
- R : Realrente
- P_{Kt} : Pris på kapital i år t
- δ : Depresieringsrate
- v : Reel brukerpris på kapital
- Q : Industriproduksjon
- L : Arbeidskraft
- * indikerer at variabelen er ønsket nivå

Referanser

- Albriktsen, R. O.; Bergan, R.; Skogstad, H. P. (1991): *ECON-rapport nr 28/91 Dokumentasjon av BAMOD (utkast)*. Oslo: Econ Senter for økonomisk analyse
- Biørn, E. (2003): *Økonometriske Emner 2*. utgave. Oslo: Unipub forlag
- Biørn, E. (2000): Memorandum 12/2000. *The rate of capital retirement: How is it related to the form of the survival function and the investment growth path?* Department of Economics, University of Oslo
- Biørn, E. (1995): *Anvendt økonometri- utvalgte emner, del II* (kapittel 7 -13). Oslo: UNIPUB
- Biørn, E. (1988): *Bedriftsbeskatning og kapitalomkostninger- en oversikt*. Oslo: University of Oslo, Department of Economics.
- Biørn, E. (1979): Samfunnsøkonomiske studier 38. *Analyse av investeringsatferd: problemer, metoder og resultater*. Oslo: Statistisk sentralbyrå
- Bon, R. (1989): *Building as an Economic Process. An introduction to Building Economics*. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, Inc.
- Econ Senter for økonomisk analyse (1992): *Perspektivanalyse for bygg og anlegg 1995 – 2005*. Oslo: Econ Senter for økonomisk analyse
- Gujarati, D. N. (2003): *Basic Econometrics*. International edition. New York. McGraw-Hill.
- Hillebrandt, P. M. (2000): *Economic Theory and the Construction Industry*. London: MacMillan Press LTD.
- Jorgenson, D. W; Stephenson, J. A. (1967): *Investment Behaviour in U.S. Manufacturing, 1947 – 1960*. *Econometrica*, Vol. 35, No. 2. (Apr., 1967), 169 – 220.
- Mork, K. A. (1996): *Videregående Makroøkonomi*. Oslo: Cappelen Akademisk Forlag AS.
- Statistisk sentralbyrå (1995): *Historisk statistikk 1994*. Norges offisielle statistikk C 188. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå
- Statistisk sentralbyrå (1990): *Byggearealstatistikk 1989*. Norges offisielle statistikk B 902. Oslo-Kongsvinger. Statistisk sentralbyrå
- Statistisk sentralbyrå (1985): *Byggearealstatistikk 1983 og 1984*. Norges offisielle statistikk B 574. Oslo – Kongsvinger. Statistisk sentralbyrå
- Statistisk sentralbyrå (1973): *Byggearealstatistikk 1972*. Norges offisielle statistikk. Oslo: Statistisk sentralbyrå
- Ofori, G. (1994): *Establishing construction economics as an academic discipline. Construction Management and Economics* (1994). 12, 295- 306.
- Todsen, S. (1997): *Nasjonalregnskap: Beregning av realkapitalbeholdninger og kapitalslit*. Notater 97/61. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Senneset, K. (1990): *Notat om yrkesbyggemarkedet i Norge på mellomlang sikt. Byggandets och boendets framtid i Norden* 105. 109 – 121.
- Simon, H. A. (1959): *Theories of Decision-making in Economics and Behavioral Science. The American Economic Review*, June 1959, Volume XLIX, no 3, 253 – 283.

Åvitsland, T. (2001): *User Costs of Real Capital*. Documents 2001/4. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå

ⁱ (www.ssb.no)

ⁱⁱ <http://www.ssb.no/emner/10/09/byggeareal/>.

ⁱⁱⁱ www.ssb.no/emner/09/01/nr/

^{iv} <http://www.ssb.no/histstat/aarbok/ht-11-624.html>

^v <http://www.ssb.no/emner/10/09/byggeareal/>

^{vi} <http://statbank.ssb.no/statistikbanken/> Hovedtabell: 01752: Byggeareal. Bruksareal til annet enn bolig etter bygningstype. (K)

^{vii} <http://www.ssb.no/emner/10/09/byggeareal/>.

^x <http://www.ssb.no/emner/08/05/kt/>.