Arbeidsnotater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

Dronningensgt. 16, Oslo-Dep., Oslo 1. Tlf. 41 38 20

IO 75/40 17. november 1975

INVESTERINGSANALYSE PÅ GRUNNLAG AV NORSKE KVARTALSDATA - NOEN RESULTATER FOR ÅRENE 1962-1970

Av

Erik Biørn

INNHOLD

1. INNLEDNING

Formålet med dette notatet er å presentere en del foreløpige resultater av forsøk som har vært gjort i Forskningsavdelingen i Statistisk Sentralbyrå på økonometrisk analyse av investeringsutviklingen i Norge. Herunder vil det bli gitt en kortfattet dokumentasjon av det datamateriale som står til disposisjon. Dette utgjøres for en vesentlig del av kvartalsvise (upubliserte) nasjonalregnskapstall for årene 1962-1970.

Bakgrunnen for arbeidet er ønsket om å vinne innsikt i den mekanisme som bestemmer de private realinvesteringer i Norge, med sikte på å etablere økonometriske relasjoner som kan bygges inn i makroøkonomiske analysemodeller. Det har lenge vært et sterkt uttalt behov for å få innarbeidet investeringsrelasjoner i Byråets analysemodell MODIS, iallfall for en del investeringskategorier, til erstatning for eksogene anslag, som man hittil har måttet basere seg på. Det er hevet over tvil at det å knytte investeringsaktiviteten til utviklingen i modellens øvrige variable i prinsippet er langt å foretrekke fremfor mer eller mindre skjønnsmessig å anslå investeringene "utenfor" modellen, uavhengig av det resultat modellen genererer for utviklingen i resten av økonomien.

I forsøk på å etablere empiriske strukturrelasjoner som beskriver investeringsutviklingen, vil teoretiske, metodiske og datamessige overveielser måtte inngå et gjensidig samspill. En skal imidlertid ikke ha befattet seg lenge med analyse av investeringsvaremarkedet før en blir klar over at avstanden mellom det teoretisk ideelle og det praktisk oppnåelige til dels er temmelig stor - iallfall vesentlig større enn på andre felter av økonometrien - og arbeidet med å utvikle brukbare "kompromissløsninger" tilsvarende krevende. En kan lett komme i den situasjon at de modelløsninger en finner teoretisk tilfredsstillende, ikke lar seg implementere i praksis på grunn av mangelfullt datamateriale, mangel på adekvate estimeringsmetoder og computerprogrammer etc., mens de modelløsninger som ligger innenfor mulighetenes grense rent empirisk, lar meget tilbake å ønske når de betraktes fra teoretikerens synsvinkel.

Dette er bakgrunnen for at vi har funnet det hensiktsmessig å dele fremstillingen i to, en "teoretisk" og en "empirisk" del. Den teoretiske del representeres av arbeidsnotatet [8], som tar for seg viktige elementer i det teoretiske grunnlag for investeringsanalyse uten å skjele særlig sterkt til statistiske og datamessige problemer. I nærværende notat, som utgjør den empiriske del av presentasjonen, vil vi dels gi en oversikt over det viktigste av det datamateriale som foreligger for makroøkonomiske investeringsanalyser i Norge i dag, dels redegjøre for resultater av forsøk på å konfrontere deler av dette datamateriale med noen av de foreliggende investeringsteorier. Det teoretiske grunnlag for analysen vil her bli berørt bare nokså summarisk. Lesere av dette notatet forutsettes å ha et visst forhåndskjennskap til de investeringsteorier som betraktes, ervervet gjennom lesning av "teorinotatet" [8] eller på annen måte.

Notatets disposisjon er følgende: I kapittel 2 redegjøres det nærmere for analysens omfang: hvilke investeringskategorier vi har valgt å konsentrere oppmerksomheten om og hvilke investeringsteorier vi tar utgangspunkt i. Kapittel 3 gir en oversikt over det datamateriale som foreligger; det redegjøres dels for hvorledes investeringsvaremarkedet er dekket i det kvartalsvise nasjonalregnskap, dels for hvorledes dette materiale er bearbeidet videre for å gi et hensiktsmessig grunnlag for analysen. En summarisk beskrivelse av visse sentrale egenskaper ved datamaterialet, sesongsvingninger og depresieringsratens variasjoner, følger dernest i kapittel 4. Kapittel 5 gjengir hovedresultatene av analysen for industri. Selve analysen strekker seg over fem av kapittelets avsnitt. Et eget avsnitt er avsatt til å vurdere behandlingen av sesongsvingninger, som er et viktig problem i undersøkelsen. Noen resultater for andre sektorer er gjengitt i kapittel 6. Kapittel 7 gir en kort oppsummering og en forsøksvis konklusjon. Tidsserier for de viktigste variable i analysen er gitt i et eget tabellvedlegg. Til slutt følger tre appendiks, som behandler problemer av mer teknisk karakter, samt referanseliste.

2. NÆRMERE OM ANALYSENS OMFANG

Vi har valgt å basere de økonometriske beregninger på kvartalsdata. I de senere års litteratur om investeringsatferd finnes en god del analyser hvor denne type av datamateriale er benyttet, men det gjennomføres fortsatt atskillige undersøkelser ved hjelp av årsdata.[1)]

Vår viktigste begrunnelse for å velge kvartalsdata er at dette formodentlig øker våre sjanser til å avdekke den dynamiske struktur i investeringsaktiviteten. De private realinvesteringer er blant de makroøkonomiske hovedvariable som fluktuerer sterkest; variasjoner i nettoinvesteringsvolumet på årsbasis på pluss/minus 20-40 prosent er hva en må regne med. Flere av de mest interessante fluktuasjoner er trolig av så kort varighet at de bare i begrenset grad vil komme til syne i årsbasistall. Bruk av årsdata kan derfor innebære en betydelig innskrenkning i mengden av de hypoteser som det vil være mulig å analysere.

Vanligvis gir også årsdata et vesentlig mindre antall observasjonssett enn kvartalsdata. I vårt tilfelle disponerer vi kvartalsdata for årene 1962-1970, dvs. 36 observasjonssett. Hadde vi benyttet årsdata, ville vi ha disponert bare 9 observasjonssett, og selv om vi hadde strukket estimeringsperioden tilbake til f.eks. 1955, ville ikke antall observasjonssett ha øket til mer enn 16. Selv om vi tar i betraktning at noen av frihetsgradene ved bruk av kvartalsdata vil kunne "gå tapt" ved sesongjustering og at spesifikasjonen av lag-strukturen (så vel for de predeterminerte variable som for restleddene) vanligvis vil beslaglegge flere parametre i en kvartalsmodell enn i en årsmodell[2)], må vi konkludere med at tapet av frihetsgrader ved bruk av årsdata istedenfor kvartalsdata vil kunne være følbart.

Det at det endelige mål for analysen er å etablere relasjoner til hjelp for endogenisering av investeringene i en årsmodell er intet tungtveiende argument mot å bruke kvartalsdata ved estimeringen. Tvert imot kan det meget vel tenkes at estimering på kvartalsnivå og aggregering til årsnivå[3)] kan gi mer stabile relasjoner enn estimering direkte på årsdata.[4)]

Et viktig spørsmål er hvilke komponenter av investeringene som analysen bør omfatte. Betydelige deler av totalinvesteringene har en slik karakter at det har liten interesse å forsøke å etablere atferdsrelasjoner med forankring i tradisjonell teori for bedriftsatferd. Dette gjelder i første rekke investeringskomponenter som mer eller mindre direkte bestemmes av det offentlige som ledd i styringen av økonomien, spesielt investeringen i offentlig konsumkapital og i en del transportsektorer (bl.a. jernbanedrift) og tjenestesektorer (bl.a. elektrisitetsforsyning og post, telefon og telegraf).[5)] Volumet av disse investeringer vil vi holde utenom analysen, idet vi regner med at det i modellsammenheng neppe vil være aktuelt å betrakte dem som annet enn eksogene variable. Det samme gjelder investering i utenriks sjøfart, som er en av de mest ustabile komponenter i de private investeringer. Hovedsakelig bestemmes den av forhold utenfor den norske økonomi, som vanskelig lar seg beskrive tilfredsstillende ved modellrelasjoner.

Den mest interessante næring fra et investeringsanalysesynspunkt er uten tvil industri, og vi har valgt å konsentrere analysen om den. Her er datamaterialet jevnt over basert på primærstatistikk av relativt god kvalitet (dette gjelder i hvert fall årsdataene), og de atferdsteorier vi har diskutert i [8], synes å kunne gi en noenlunde realistisk beskrivelse. Også sektorene bergverksdrift, bygge- og anleggsvirksomhet, varehandel, en del transportsektorer (i første rekke ikke-skinnegående landtransport) og tjenestesektorer hvor private bedrifter dominerer, har interesse. Her er imidlertid datamaterialet av variabel kvalitet med

1) En sammenlignende oversikt over en rekke nyere analyser på feltet er gitt i Jorgenson [21]. Se også Klein [25].
2) Kfr. Klein [24], p. 416.
3) Kfr. Klein [24], pp. 421-422.
4) Spesifikasjons- og estimeringsproblemer i denne forbindelse er diskutert av bl.a. Mundlak [29] og Zellner og Montmarquette [43].
5) En nærmere redegjørelse for sektorspesifikasjonen vil bli gitt i avsnitt 3.1.

gjennomgående dårligere dekning i primærstatistikk enn for industri, samtidig som brukbarheten av eksisterende teori til å forklare faktisk atferd i større grad kan trekkes i tvil. Vi har likevel valgt å gjennomføre noen få, tentative beregninger for disse sektorene. (Kapittel 6.)

Boliginvesteringen og investeringen i primærnæringene (jordbruk, skogbruk og fiske) har vi valgt å holde utenom analysen, uten at vi dermed tar standpunkt til om disse investeringer bør betraktes som eksogene variable i modellsammenheng. Investering i boligkapital beskrives ikke tilfredsstillende ved de investeringsteorier vi har tatt utgangspunkt i; den forutsetter en teori for husholdningers kjøp av varige konsumgoder (konsumkapital). Vi vil også tro at de investeringsteorier vi har diskutert i [8], gir en lite dekkende beskrivelse for primærnæringene i Norge i dag.

En oppdeling av investeringsaktiviteten etter investerende sektor gir ikke uten videre investeringskategorier av rimelig grad av homogenitet fra et analysesynspunkt. Investering konkretiseres i forskjellige typer av realkapital med betydelige forskjeller i fysisk form og i gjennomsnittlig teknisk levetid. Det kan derfor være av interesse å splitte investeringen i <u>artsgrupper</u> med fellestrekk når det gjelder disse karakteristika.[6] Datamaterialet gir visse muligheter for dette (kfr. avsnitt 3.1.). Resultatet av tentative beregninger med sikte på å avdekke mulige strukturelle forskjeller mellom artsgruppene i industri er gjengitt i avsnitt 5.4., for andre sektorer i kapittel 6.

Med det datamateriale som står til rådighet for analysen, lar det seg ikke gjøre å analysere (teste) alle de <u>teorier</u> som er beskrevet i [8]. Vi har vært avskåret fra å behandle de teorier som forutsetter at investeringsvolumet og -prisen bestemmes ved et markedslikevektsskjema som forener kapitaletterspørrernes reaksjoner med investeringsvareprodusentenes. (Kfr. [8], kapittel 6.) Dette henger sammen med at datagrunnlaget ikke spesifiserer investeringsstrømmene og de korresponderende prisindekser i tilstrekkelig detalj etter leverende sektor til å kunne belyse tilpasningsmekanismene på tilbudssiden.[7] Heller ikke teorier som trekker finansieringssiden og kredittforholdene inn som investeringsmotiverende faktorer (kfr. [8], kapittel 5), lar det seg gjøre å analysere tilfredsstillende på det nåværende tidspunkt. Dette skyldes dels at det statistisk sett ikke er etablert en tilfredsstillende overgang mellom den institusjonelle og den funksjonelle sektorinndeling[8] på et tilstrekkelig detaljert nivå, dels at vi mangler registreringer av viktige kredittransaksjoner som går utenom de organiserte kredittinstitusjoner.

De investeringsteorier vi vil konsentrere undersøkelsen om, er alle <u>énrelasjonsmodeller</u> med investerings- eller kapitalvolumet (eller enkle transformasjoner av disse) som "venstresidevariable" og "forklaringsvariable" med lag-fordelinger som "høyresidevariable". De er diskutert i [8], kapittel 3, og er mer eller mindre direkte forankret i kapitaletterspørrernes tilpasningsbetingelser i et neoklassisk skjema for produsentatferd. Fordi de har en forholdsvis enkel struktur, ligger de innenfor mulighetens grense fra et data- og estimeringssynspunkt, men teoretisk kan det rettes atskillige innvendinger mot dem.

---

6) Oppsplittingen i artsgrupper motsvarer også til en viss grad en oppsplitting etter hvilke sektorer det er som står som leverandør av investeringene: Bygninger leveres hovedsakelig fra bygge- og anleggsvirksomhet, maskiner hovedsakelig fra verkstedindustri etc.
7) Dette gjelder kvartalstallene. På årsbasis er vi bedre stillet.
8) Den detaljerte sektorspesifikasjon i nasjonalregnskapet bygger på en funksjonell inndeling med den tekniske produksjonsenhet, bedriften, som enhet. Den regnskapsførende enhet, foretaket, er enheten ved den institusjonelle sektorinndeling.

3. OVERSIKT OVER DATAMATERIALET

3.1. Nasjonalregnskapets investeringsbegrep, investeringskategorier og kapitalkategorier

Begrepet bruttoinvestering i nasjonalregnskapet betegner "varer og tjenester som er gått med til å bygge ut, vedlikeholde og reparere realkapitalen i landet. Den omfatter: (a) Investering i fast kapital i offentlige og private foretak, herunder boliger. (b) Investering i offentlig konsumkapital, dvs. veier, sivile flyplasser, administrasjonsbygninger, skoler, sykehus og andre ikke-inntektsgivende offentlige bygninger og anlegg med unntak av militæranlegg. (c) Lagerendring hos produsenter og handlende." ([38], pp. 29-30). Denne definisjon ligger til grunn for det investeringsbegrep som er benyttet i denne analysen.[1)]

Begrepsmessig er det hensiktsmessig å splitte realkapitalen i to, produksjonskapital og konsumkapital, med en tilsvarende oppsplitting av investeringene. Noe upresist kan konsumkapital defineres som realkapital som yter konsumtjenester "direkte", mens produksjonskapitalen omfatter kapitalobjekter som må "settes inn i en produksjonsprosess" før de kan frembringe ferdige konsumvarer og -tjenester. På tvers av denne inndeling innføres ofte en sondring mellom fast og flytende realkapital, hvor fast kapital er det en i dagligtale vanligvis forbinder med fysiske kapitalobjekter (driftsbygninger, boliger, maskiner, transportmidler osv.), mens flytende kapital består av lager.[2)] Vi får dermed i prinsippet fire hovedkategorier av realkapital og tilsvarende kategorier av bruttoinvestering. I praksis vil det naturligvis kunne oppstå ikke ubetydelige registrerings- og grensedragningsproblemer.

Det er av interesse å sammenholde denne firedeling av kapital- og investeringsbegrepet med nasjonalregnskapets investeringsdefinisjon. Vi ser at investering i flytende konsumkapital (hovedsakelig lagerendring i private husholdninger) ikke er med i nasjonalregnskapets investeringsbegrep. Heller ikke for den faste konsumkapitalen er det tatt sikte på noen fullstendig registrering. Således er det av investeringen i fast privat konsumkapital bare boliginvesteringen som inkluderes; private husholdningers investering i varige konsumgoder for øvrig holdes utenfor investeringsbegrepet.[3)] Dette har trolig liten betydning for den foreliggende analyse, som vil være konsentrert om produksjonskapitalen. I mer omfattende modellanalyser, hvor boliginvesteringen og boligetterspørselen ønskes trukket inn som ledd i husholdningenes tilpasning generelt, vil det derimot kunne være behov for en mer fullstendig kartlegging av investeringen i privat konsumkapital.

I prinsippet kan alle investeringskomponenter deles i to, en privat og en offentlig del. I nasjonalregnskapet, som det foreligger i dag, er en slik institusjonell inndeling gjennomført bare for den faste konsumkapitalen (selv om registreringene er ufullstendige). Det er uheldig for vår analyse at investering i privat og offentlig eide produksjonsbedrifter ikke lar seg skille at. Grunnlaget for analysen vil være atferdsteorier som forutsetter at lønnsomhetsmotivet i privatøkonomisk forstand står sentralt for den økonomiske tilpasning. Dette kan være en urealistisk antagelse i næringer hvor offentlige bedrifter (eller private bedrifter underlagt offentlige direktiver) svarer for en ikke ubetydelig del av produksjon og investeringer. Offentlig eide (eller offentlig dominerte) bedrifter vil ofte tilpasse seg etter et annet mønster enn private, og såvel ut fra formålet å bestemme økonometriske strukturrelasjoner som

---

1) Ved overgangen til den nye nasjonalregnskapsstandard, SNA (Standard of National Accounts), ble innholdet i investeringsbegrepet noe endret. Den viktigste forskjell mellom investeringsbegrepet i den nye og den gamle standard, er at reparasjoner og vedlikehold av produksjonskapitalen ikke lenger regnes som en del av bruttoinvesteringen (og kapitalslitet), men betraktes som vareinnsats levert til produksjonssektorene fra egne reparasjonssektorer.
2) Se f.eks. Munthe [30], kapittel II. 2, for en nærmere diskusjon.
3) Den løsning som er valgt i nasjonalregnskapet på dette punkt, må naturligvis sees i sammenheng med den konvensjon som følges for det private konsum, nemlig at kjøp og forbruk oppfattes som identiske begreper for alle (varige og ikke-varige) konsumgoder unntatt boligkonsum (boliginvestering).

ut fra formålet å etablere en modell som skal være egnet til å simulere økonomisk-politiske tiltak vil det være ønskelig å holde disse to atferdssektorer atskilt. Som regel vil en ønske å betrakte de offentlig bestemte investeringer som eksogene variable.

Når den private og den offentlige del av produksjons- og investeringsaktiviteten statistisk sett ikke lar seg skille at, står valget mellom enten å neglisjere de elementer av avvikende atferd som de offentlige foretak representerer - oppfatte de offentlige innslag som "atferdsforstyrrelser" i tilpasningsbetingelsene så å si - eller å gi avkall på å etablere strukturelle atferdsrelasjoner overhodet. Situasjonen vil her stille seg forskjellig for forskjellige næringer. (Jfr. kapittel 2.)

Innholdet i nasjonalregnskapets begrep bruttoinvestering (i fast kapital) i foretak, som er det sentrale investeringsbegrep i denne analysen, utdypes på følgende måte:

"En kan oppfatte den samlede bruttoinvestering i foretak (uten lagerendring) som en sum av bruttoinvesteringen i bedrifter hjemmehørende i Norge, hvor bruttoinvesteringen i den enkelte bedrift består av følgende komponenter: (a) Bygge- og anleggsarbeider utført for bedriftens regning, så vel nybygg og nyanlegg som reparasjons- og vedlikeholdsarbeider, og uten hensyn til om arbeidet har vært satt bort eller utført av bedriftens egen arbeidsstokk .... (b) Anskaffelse og eventuell installasjon av transportmidler, maskiner, redskap, inventar o.l. med mer enn ett års gjennomsnittlig varighet; deler til slike gjenstander, når delene gjennomsnittlig skiftes ut sjeldnere enn én gang i året; reparasjoner, men ikke daglig stell og pass, av gjenstander som foran nevnt." ([38], p. 30.)[4]

Den samlede bruttoinvestering i foretak er fordelt dels på artsgrupper og dels på hvilke sektorer det er som foretar investeringene, for korthets skyld kalt investeringssektorer. Det benyttes fire artsgrupper,

Bygninger

Anlegg[5]

Transportmidler

Maskiner, redskaper, inventar o.l.

I en del tilfelle er imidlertid oppgavene over bygninger og anlegg gitt som én samlepost. Om avgrensningen av transportmidler og maskiner etc. heter det:

"Skillet mellom transportmidler og maskiner er vanskelig å trekke. I samsvar med internasjonal praksis har en valgt å la transportmidler bare omfatte skip og båter, fly, biler og rullende materiell for jernbaner og sporveier. Traktorer, gaffeltrucks og løftekraner er således regnet med under maskiner m.v." ([38], pp. 30-31.)

Investeringssektorene er følgende:

Jordbruk
Skogbruk
Fiske m.v.
Hvalfangst
Bergverksdrift
Industri
Bygge- og anleggsvirksomhet
Elektrisitetsforsyning m.v.
Varehandel
Forretningsbygg
Boliger
Sjøfart
Tjenester i tilknytning til sjøfart
Jernbanedrift
Drift av sporveier og forstadsbaner
Annen landtransport
Lufttransport
Post, telefon, telegraf
Off., privat og personlig tjenesteyting

4) Vedrørende reparasjoner og vedlikehold jfr. fotnote 1.
5) Medregnet grunnforbedringer i jord- og skogbruk samt endring i trekapital i skogen.

Nasjonalregnskapets inndeling i investeringssektorer er altså vesentlig mer aggregert enn den mest detaljerte inndeling i produksjonssektorer.

En fullstendig arts/sektor-oppsplitting av investeringene er i prinsippet gjennomført. Noen av investeringskategoriene i denne kryssgrupperingen er imidlertid definisjonsmessig satt lik null. Det er grunn til å merke seg at det pr. definisjon ikke finnes bygnings- eller anleggskapital i følgende sektorer: Bygge- og anleggsvirksomhet, Varehandel, Annen landtransport samt Offentlig, privat og personlig tjenesteyting. Investering og kapital i bygninger og anlegg i disse sektorer registreres under hjelpesektoren Forretningsbygg.

For kapitaltallene er detaljspesifikasjonen ikke ført fullt så langt: Bare for artsgruppen transportmidler er sektorinndelingen like detaljert som i oversikten ovenfor. Dessuten er bygningskapital og anleggskapital slått sammen til én gruppe. I nedenstående tabell er det med kryss avmerket hvilke kapitalkategorier som er spesifisert i det datamateriale som ligger til grunn for analysen.

<table>
<tr><th rowspan="2">Art
Sektor</th><th rowspan="2">Bygninger og anlegg</th><th colspan="3">Transportmidler</th><th rowspan="2">Maskiner</th></tr>
<tr><th>Skip og båter</th><th>Biler</th><th>Andre transportmidler</th></tr>
<tr><td>Jordbruk</td><td rowspan="2">X</td><td></td><td>x</td><td></td><td rowspan="2">X</td></tr>
<tr><td>Skogbruk</td><td></td><td>x</td><td></td></tr>
<tr><td>Fiske m.v.</td><td>x</td><td>x</td><td></td><td></td><td>x</td></tr>
<tr><td>Hvalfangst</td><td></td><td>x</td><td></td><td></td><td></td></tr>
<tr><td>Bergverksdrift</td><td rowspan="2">X</td><td></td><td>x</td><td></td><td rowspan="3">X</td></tr>
<tr><td>Industri</td><td></td><td>x</td><td></td></tr>
<tr><td>Bygge- og anleggsvirksomhet</td><td></td><td></td><td>x</td><td></td></tr>
<tr><td>Elektrisitetsforsyning m.v.</td><td>x</td><td></td><td>x</td><td></td><td>x</td></tr>
<tr><td>Varehandel</td><td></td><td></td><td>x</td><td></td><td>x</td></tr>
<tr><td>Forretningsbygg</td><td>x</td><td></td><td></td><td></td><td></td></tr>
<tr><td>Boliger</td><td>x</td><td></td><td></td><td></td><td></td></tr>
<tr><td>Sjøfart</td><td></td><td>x</td><td></td><td></td><td></td></tr>
<tr><td>Tjenester i tilknytning til sjøfart</td><td>x</td><td>x</td><td></td><td></td><td>x</td></tr>
<tr><td>Jernbanedrift</td><td>x</td><td></td><td></td><td>x</td><td>x</td></tr>
<tr><td>Drift av sporveier og forstadsbaner</td><td>x</td><td></td><td></td><td>x</td><td></td></tr>
<tr><td>Annen landtransport</td><td></td><td></td><td>x</td><td></td><td></td></tr>
<tr><td>Lufttransport</td><td>x</td><td></td><td></td><td>x</td><td>x</td></tr>
<tr><td>Post, telefon, telegraf</td><td>x</td><td></td><td>x</td><td></td><td>x</td></tr>
<tr><td>Offentlig, privat og personlig tjenesteyting</td><td></td><td></td><td>x</td><td></td><td>x</td></tr>
</table>

Vi legger merke til at ingen av investeringssektorene figurerer med mer enn én type av transportmidler. Den form for transportmiddelkapital som en sektor disponerer - om den da har slik kapital overhodet - er altså entydig bestemt ved sektorbetegnelsen.

Det fremgår videre av tabellen at bygnings- og anleggskapital i bergverksdrift og industri er slått sammen. For maskiner er bare summen for bergverksdrift, industri og bygge- og anleggsvirksomhet spesifisert. En oppsplitting har vært nødvendig for å kunne analysere de tre sektorers investeringsaktivitet separat. Til grunn for denne oppsplittingen ligger blant annet materiale fra Bedriftstellingen 1963. [6)]

Oppgaver over kapitalslit (depresiering) er gitt med samme spesifikasjonsnivå som bruttoinvesteringstallene. I [38], pp. 31-32, er det redegjort nærmere for beregningsprinsippene. Av særlig betydning i denne forbindelse er følgende: Begrepsmessig omfatter kapital-

6) Den fremgangsmåte som er valgt, er ikke uten svakheter, og vi må være forberedt på at fikseringen av kapitalnivåene kan bli feilaktig. Endringstallene, dvs. nettoinvesteringstallene, blir derimot trolig lite berørt. Følgelig er det grunn til å anta at eventuelle feil ved disaggregeringen hovedsakelig slår ut i estimeringen av de relasjoner hvor kapitalbeholdning inngår som variabel, og at det alt vesentlige av utslaget vil komme i konstantleddet; estimater for deriverte og elastisiteter influeres neppe nevneverdig.

slitet "forbruk av realkapital som et normalt ledd i produksjonen, og dessuten forbruk som skyldes mer tilfeldige eller ekstraordinære årsaker. Således regnes også skader ved brann og naturkatastrofer, og avgang og verdiforringelse som følge av at nye tekniske oppfinnelser har gjort realkapital umoderne, med i begrepet .... Regnet i faste priser skal det samlede kapitalslit for en kapitalgjenstand i løpet av dens levetid være lik gjenstandens verdi som ny pluss verdien av alle reparasjoner og alt vedlikehold som er utført på gjenstanden". ([38], p. 31). Direkte registrering av depresieringen i henhold til denne definisjon er imidlertid ikke praktisk mulig. I stedet er det valgt et beregningsprinsipp som består i å fordele den samlede depresiering over en årrekke på de enkelte år etter en nærmere angitt metode. Ved denne fordeling blir det, av praktiske grunner, ikke tatt hensyn til variasjoner i de enkelte kapitalobjekters utnyttelsesgrad. Heller ikke tas det hensyn til verdiforringelse som skyldes at kapitalobjekter er blitt umoderne (foreldelse, obsolescence) eller avgang, som følge av brann og naturkatastrofer. "I det enkelte år er det således ikke den faktiske, men den normale verdiforringelse, basert på erfaringene fra hele perioden, som inngår i kapitalslitstallene". ([38], p. 32)[7].

Metoden innebærer altså at depresieringstallene i alminnelighet får et "glattere" forløp enn de ville ha vist om en mer korrekt registreringsmetode var lagt til grunn. Det er naturlig å oppfatte dette som en form for målefeil. Under forutsetning av at bruttoinvesteringen er noenlunde korrekt observert, vil denne målefeil slå ut i en tilsvarende målefeil med motsatt fortegn i nettoinvesteringstallene.

Nasjonalregnskapet gir tallserier for kapitalbeholdning og depresiering bare på årsbasis. Bruttoinvesteringstallene er fordelt på kvartaler for årene 1962-1970; for de øvrige år finnes det (foreløpig) bare årsbasistall.

Tall i faste (1961) priser for kapitalbeholdning ved begynnelsen og slutten av året 1969 samt bruttoinvesteringstall og depresieringstall for samme år for investeringssektorene i listen ovenfor er gitt i tabell 1. Bruttoinvesteringens og depresieringens andel av kapitalen ved årets begynnelse er gitt i tabell 2. Variasjonen over artsgrupper er, som ventet, markert, men det er også interessante forskjeller mellom sektorene.

Den sektorvise fordeling av realkapitalen og bruttoinvesteringen fremgår av tabellene 3 og 4. De fire dominerende investeringssektorer er Stats- og kommuneforvaltning, Industri, Boliger og Sjøfart. Samlet svarer de for ca. 60 prosent av de totale investeringer i fast kapital.

---

7) I Aukrust og Bjerke [3] (spesielt kapittel III) er det gitt en nærmere redegjørelse for beregningsmetoden.

Tabell 1. Fast realkapital, bruttoinvestering og depresiering i 1969 gruppert etter sektor og art. Mill. 1961-kroner.
B = Bygninger og anlegg.
T = Transportmidler.
M = Maskiner m.v.

Sektor/art	Kapital ved utgangen av 1969 K	Kapital ved utgangen av 1968 K_{-1}	Bruttoinvestering i 1969 J	Depresiering i 1969 $D=J-(K-K_{-1})$
Stats- og kommuneforvaltning[a)]	34 931	32 914	3 129	1 112
B	33 822	31 884	2 806	868
T	119	112	66	59
M	990	918	257	185
Jordbruk og skogbruk	24 531	24 135	1 113	717
B[b)]	21 983	21 720	643	380
T	110	109	43	42
M	2 438	2 306	427	295
Fiske m.v. og hvalfangst	1 996	1 975	377	356
B	162	162	3	3
T	1 367	1 334	247	214
M	467	479	127	139
Bergverksdrift	1 675	1 569	189	83
B	685	650	58	23
T	62	55	28	21
M	928	864	103	39
Industri	32 154	31 150	2 786	1 782
B	12 461	12 157	710	406
T	532	503	292	263
M	19 161	18 490	1 784	1 113
Bygge- og anleggsvirksomhet	1 891	1 670	580	359
T	92	83	40	31
M	1 799	1 587	540	328
Elektrisitetsforsyning m.v.	15 939	15 523	1 119	703
B	13 335	12 939	838	442
T	43	38	19	14
M	2 561	2 546	262	247
Varehandel	3 859	3 481	1 161	783
T	978	936	572	530
M	2 881	2 545	589	253
Forretningsbygg	9 590	9 202	643	255
B	9 590	9 202	643	255
Boliger	50 279	48 163	3 124	1 008
B	50 279	48 163	3 124	1 008
Sjøfart	17 417	18 852	2 095	3 530
T	17 417	18 852	2 095	3 530
Tj. i tilkn. til sjøfart	873	864	50	41
B	654	647	37	30
T	44	44	5	5
M	175	173	8	6
Jernbanedrift	6 895	6 824	378	307
B	5 953	5 908	202	157
T	846	820	157	131
M	96	96	19	19
Drift av sporveier og forstadsbaner	867	891	32	56
B	709	724	21	36
T	158	167	11	20
Annen landtransport	906	854	361	309
T	906	854	361	309
Lufttransport	654	537	276	159
B	50	47	4	1
T	579	467	266	154
M	25	23	6	4
Post, telefon og telegraf	3 217	3 005	472	260
B	1 812	1 721	230	139
T	23	21	12	10
M	1 382	1 263	230	111
Off., privat og pers. tj. yting	1 943	1 737	548	342
T	91	82	62	53
M	1 852	1 655	486	289
I alt	209 617	203 346	18 433	12 162
Herav:				
Bygninger og anlegg[b)]	151 495	145 924	9 319	3 748
Transportmidler	23 367	24 477	4 276	5 386
Maskiner m.v.	34 755	32 945	4 838	3 028

a) Offentlig konsumkapital.
b) Inklusive jord og skog.

Tabell 2. Bruttoinvesteringens og depresieringens andel av kapitalen ved årets begynnelse etter sektor og art. 1969. Faste priser
B = Bygninger og anlegg.
T = Transportmidler.
M = Maskiner m.v.

Sektor/art	$\frac{J}{K_{-1}}$	$\frac{D}{K_{-1}}$
Stats- og kommuneforvaltning[a]		
B	0.0880	0.0272
T	0.5893	0.5268
M	0.2800	0.2015
Jordbruk og skogbruk		
B[b]	0.0296	0.0175
T	0.3945	0.3853
M	0.1852	0.1279
Fiske m.v. og hvalfangst		
B	0.0185	0.0185
T	0.1852	0.1604
M	0.2651	0.2902
Bergverksdrift		
B	0.0892	0.0354
T	0.5091	0.3818
M	0.1192	0.0451
Industri		
B	0.0584	0.0334
T	0.5805	0.5229
M	0.0965	0.0602
Bygge- og anleggsvirksomhet		
T	0.4819	0.3735
M	0.3403	0.2067
Elektrisitetsforsyning m.v.		
B	0.0648	0.0342
T	0.5000	0.3684
M	0.1029	0.0970
Varehandel		
T	0.6111	0.5662
M	0.2314	0.0994
Forretningsbygg		
B	0.0699	0.0277
Boliger		
B	0.0649	0.0209
Sjøfart		
T	0.1111	0.1872
Tj. i tilkn. til sjøfart		
B	0.0572	0.0464
T	0.1136	0.1136
M	0.0462	0.0347
Jernbanedrift		
B	0.0342	0.0266
T	0.1915	0.1598
M	0.1979	0.1979
Drift av sporveier og forstadsbaner		
B	0.0290	0.0497
T	0.0659	0.1198
Annen landtransport		
T	0.4227	0.3618
Lufttransport		
B	0.0851	0.0213
T	0.5696	0.3298
M	0.2609	0.1739
Post, telefon og telegraf		
B	0.1336	0.0808
T	0.5714	0.4762
Off. privat og pers. tj. yting		
T	0.7561	0.6463
M	0.2937	0.1746
I alt	0.0906	0.0598
Bygninger og anlegg[b]	0.0639	0.0257
Transportmidler	0.1747	0.2200
Maskiner m.v.	0.0906	0.0919

a) Offentlig konsumkapital.
b) Inklusive jord og skog.

Tabell 3. Sektorvis fordeling av fast realkapital ved utgangen av 1969. Prosent

Sektor	Bygninger og anlegg	Transport-midler	Maskiner m.v.	I alt
Stats- og kommuneforvaltning[a)]	22.32	0.50	2.85	16.66
Jordbruk og skogbruk	14.51[b)]	0.47	7.01	11.70
Fiske m.v. og hvalfangst	0.11	5.85	1.34	0.95
Bergverksdrift	0.45	0.26	2.67	0.80
Industri	8.23	2.28	55.13	15.34
Bygge- og anleggsvirksomhet	-	0.39	5.18	0.90
Elektrisitetsforsyning m.v.	8.80	0.18	7.37	7.60
Varehandel	-	4.19	8.29	1.84
Forretningsbygg	6.33	-	-	4.58
Boliger	33.19	-	-	24.00
Sjøfart	-	74.54	-	8.31
Tj. i tilknytning til sjøfart	0.43	0.19	0.50	0.42
Jernbanedrift	3.93	3.62	0.28	3.29
Drift av sporveier og forstadsbaner	0.47	0.68	-	0.41
Annen landtransport	-	3.88	-	0.43
Lufttransport	0.03	2.48	0.07	0.31
Post, telefon og telegraf	1.20	0.10	3.98	1.53
Off., privat og pers. tj. yting	-	0.39	5.33	0.93
Sum	100.00	100.00	100.00	100.00

a) Offentlig konsumkapital.
b) Inklusive jord og skog.

Tabell 4. Sektorvis fordeling av bruttoinvesteringer i 1969. Prosent

Sektor	Bygninger og anlegg	Transport-midler	Maskiner m.v.	I alt
Stats- og kommuneforvaltning[a)]	30.11	1.54	5.31	16.97
Jordbruk og skogbruk	6.90[b)]	1.01	8.82	6.04
Fiske m.v. og hvalfangst	0.03	5.78	2.62	2.05
Bergverksdrift	0.62	0.65	2.13	1.03
Industri	7.62	6.83	36.87	15.11
Bygge- og anleggsvirksomhet	-	0.94	11.16	3.15
Elektrisitetsforsyning m.v.	8.99	0.44	5.42	6.07
Varehandel	-	13.38	12.17	6.30
Forretningsbygg	6.90	-	-	3.49
Boliger	33.52	-	-	16.95
Sjøfart	-	48.99	-	11.37
Tj. i tilknytning til sjøfart	0.40	0.12	0.17	0.27
Jernbanedrift	2.17	3.67	0.39	2.05
Drift av sporveier og forstadsbaner	0.23	0.26	-	0.17
Annen landtransport	-	8.44	-	1.96
Lufttransport	0.04	6.22	0.12	1.50
Post, telefon og telegraf	2.47	0.28	4.75	2.56
Off., privat og pers. tj. yting	-	1.45	10.05	2.97
Sum	100.00	100.00	99.98	100.01

a) Offentlig konsumkapital.
b) Inklusive jord og skog.

3.2. Fordeling av depresieringstallene på kvartaler og beregning av kvartalsvise kapitaltall

Nasjonalregnskapets serier for kapitalbeholdning og depresiering foreligger, som nevnt, bare på årsbasis. Det melder seg da naturlig problemet å beregne kvartalsvise depresieringstall og anslag for kapitalbeholdningen ved utgangen av hvert kvartal, idet vi krever at disse anslag skal være konsistente med årsbasistallene for de samme variable og med kvartalstallene for bruttoinvesteringen. Vi vil her kort redegjøre for hvilken fremgangsmåte som er benyttet ved denne disaggregeringen.

Vi innfører følgende symboler, refererende til en vilkårlig sektor/artsgruppe:

D_{it} = Depresiering i faste priser i år t, kvartal i (i = 1,2,3,4).

D_t = Depresiering i faste priser i år t.

J_{it} = Bruttoinvestering i faste priser i år t, kvartal i (i = 1,2,3,4).

K_{it} = Realkapital i faste priser ved utgangen av år t, kvartal i (i = 1,2,3,4).

Det følger av problemstillingen at J_{it} (i = 1,2,3,4), D_t og K_{4t} (= kapitalbeholdningen ved utgangen av år t) er kjent for alle t. Det som det er spørsmål om, er å beregne D_{1t}, D_{2t}, D_{3t}, D_{4t} samt K_{1t}, K_{2t} og K_{3t}.

Kravet om konsistens mellom kvartalsbasis- og årsbasistallene innebærer at følgende ligninger bør være oppfylt:

(3.1) $$D_{1t} + D_{2t} + D_{3t} + D_{4t} = D_t,$$

(3.2) $$K_{1t} = K_{4,t-1} + J_{1t} - D_{1t},$$

(3.3) $$K_{2t} = K_{1t} + J_{2t} - D_{2t},$$

(3.4) $$K_{3t} = K_{2t} + J_{3t} - D_{3t},$$

(3.5) $$K_{4t} = K_{3t} + J_{4t} - D_{4t}.$$

Av (3.1) - (3.5) kan avledes

(3.6) $$K_{4t} = K_{4,t-1} + \sum_{i=1}^{4} J_{it} - D_t,$$

som er en relasjon mellom de kjente variable i problemet. Imidlertid er disse variable forutsetningsvis beregnet nettopp slik at (3.6) gjelder. Dette medfører at (3.1) - (3.5) bare gir 4 uavhengige relasjoner mellom de 7 "ukjente" D_{it} (i = 1,..,4), K_{it} (i = 1,2,3). Vi har med andre ord 3 frihetsgrader. Disse kan elimineres på flere måter.

En mulighet kunne være simpelthen å forutsette at depresieringen var like stor i hvert av kvartalene innen det enkelte år, dvs. for alle t sette

$$D_{1t} = D_{2t} = D_{3t} = D_{4t} \; (= D_t/4).$$

Hvis depresieringen bare endrer seg ubetydelig fra år til år, vil dette kunne være en brukbar førsteordenstilnærmelse. Men ofte vil den "trappetrinnseffekt" som denne forutsetning gir opphav til, kunne forstyrre lag-strukturen i de avledede tidsserier for nettoinvestering og kapital. Spesielt vil dette gjelde dersom bruttoinvesteringen og kapitalbeholdningen svinger sterkt fra år til år.

Vi vil derfor velge en annen forutsetning, som gir "glattere" tidsserier for depresieringstallene. Nærmere bestemt vil vi eliminere de 3 frihetsgradene ved å forutsette

(3.7) $$\frac{D_{1t}}{K_{4,t-1}} = \frac{D_{2t}}{K_{1t}} = \frac{D_{3t}}{K_{2t}} = \frac{D_{4t}}{K_{3t}} = \delta_t \qquad \text{for alle t,}$$

dvs. at depresieringens andel av kapitalbeholdningen ved kvartalets begynnelse er den samme i alle kvartaler innen det enkelte år. Depresieringsraten i år t, regnet på kvartalsbasis, betegnes med δ_t.

Innsetting av (3.7) i (3.1) gir

(3.8) $$\delta_t \, (K_{4,t-1} + K_{1t} + K_{2t} + K_{3t}) = D_t.$$

Av (3.7) og (3.2 - (3.4) følger at K_{1t}, K_{2t} og K_{3t} kan uttrykkes ved δ_t samt kjente variable på følgende måte[8])

(3.9) $K_{1t} = K_{4,t-1} (1-\delta_t) + J_{1t}$,

(3.10) $K_{2t} = K_{4,t-1} (1-\delta_t)^2 + (1-\delta_t)J_{1t} + J_{2t}$,

(3.11) $K_{3t} = K_{4,t-1} (1-\delta_t)^3 + (1-\delta_t)^2 J_{1t} + (1-\delta_t) J_{2t} + J_{3t}$.

Setter vi til slutt (3.9) - (3.11) inn i (3.8), får vi følgende fjerdegradsligning i δ_t

(3.12)
$$\delta_t \Big[K_{4,t-1} \{1 + (1-\delta_t) + (1-\delta_t)^2 + (1-\delta_t)^3\}$$
$$+ J_{1t} \{1+(1-\delta_t) + (1-\delta_t)^2\}$$
$$+ J_{2t} \{1+(1-\delta_t)\}$$
$$+ J_{3t}\Big] - D_t = 0.$$

Denne ligning kan løses på flere måter; den enkleste - som her er valgt - består i å beregne venstresiden av (3.12) for forskjellige, tett beliggende δ_t-verdier over et a priori rimelig område og som løsningsverdi velge den som gjør tallverdien av venstresiden lavest. Siden δ_t er et tall av størrelsesorden

$$\delta_t^{*} = \frac{D_t}{4K_{4,t-1}},$$

er det naturlig å velge δ_t-verdiene i omegnen av δ_t^{*}.
Av praktiske grunner innførte vi som iterasjonsvariabel $k_t = \delta_t/\delta_t^{*}$. Iterasjonen ble foretatt over intervallet $[0.60,1.10]$ med en skrittlengde på 0.01.

Resultatene for <u>industri</u> gjengis som illustrasjon. Estimatene for k_t for hvert av årene 1962-1970 ble følgende:

t	Bygninger og anlegg k_t =	Transportmidler k_t =	Maskiner m.v. k_t =
1962	0,98	0,96	0,98
1963	0,99	0,95	0,98
1964	0,99	0,97	0,98
1965	0,98	0,98	0,98
1966	0,98	0,97	0,98
1967	0,98	1,00	0,97
1968	0,99	1,01	0,98
1969	0,99	0,99	0,99
1970	0,99	1,01	0,99

Alle k-verdiene ligger nær 1. Det betyr at den feil vi ville ha begått om vi for enkelhets skyld hadde satt δ_t lik δ_t^{*} (dvs. fjerdedelen av pro anno depresieringsraten i år t) er forholdsvis liten, for bygninger og anlegg og for maskiner nærmest neglisjerbar. På den annen

8) Den siste relasjon i systemet, (3.5), kan her utelates under henvisning til (3.6) og den følgende kommentar.

side ville vi med en slik tilnærmelsesformel vanligvis ikke kunne få konsistensbetingelsene (3.1)-(3.5) eksakt oppfylt.

Kapitaltall beregnet på denne måten for sektorene

Bergverksdrift
Industri
Bygge- og anleggsvirksomhet
Varehandel
Offentlig, privat og personlig tjenesteyting
Annen landtransport
Forretningsbygg
Boliger

er gitt i tabellene I1 - I4 i tabellvedlegget.[9] De tilsvarende bruttoinvesteringstall finnes i tabellene II1 - II6.

3.3. Om beregning av indikatorer for brukerprisen (leieprisen) på realkapital

3.3.1. Generelt

Brukerprisen (leieprisen) på realkapital (prisen på kapitaltjenester) er en variabel som står sentralt i investeringsanalysen. I alminnelighet kan denne variabel ikke observeres som en markedsvariabel. Under visse atferdsforutsetninger lar det seg imidlertid gjøre å etablere en formel som gir kapitalleieprisen - den implisitte kapitalleiepris som den ofte kalles - som funksjon av prisen på investeringsvarer, en indikator for markedsrentenivået, egenskaper ved skatte- og avskrivningsreglene samt strukturen i den tekniske depresiering av realkapitalen.[10]

Hvis vi spesielt forutsetter (i) at kapitalen (teknisk sett) depresierer med konstant depresieringsrate, (ii) at de skattemessige avskrivninger - som tilfellet er i Norge - baseres på anskaffelsesverdi (historiske kostpriser) og (iii) at den eneste skatt som utlignes på bedriftene, er en proporsjonal inntektsskatt, kan formelen for kapitalleieprisen skrives som (jfr. [7], formel (14))

$$c^{*} = q\,\frac{1-uz}{1-u}\,\{r+\delta-\frac{\dot{q}}{q}\}, \tag{3.13}$$

hvor

q = investeringsprisen,
r = kalkulasjonsrentesatsen,
δ = depresieringsraten,
u = inntektsskattesatsen,
z = neddiskontert verdi av avskrivningene av en krone investert, med r som diskonteringsrente.

Tilfellet med konstant depresieringsrate er det som oftest diskuteres i litteraturen. Det innebærer at den vekt de enkelte investeringsdoser tillegges ved beregning av kapitalbeholdningen, avtar eksponentielt med investeringsdosenes alder, dvs. at kapitalbeholdningen på tidspunkt t kan skrives som

$$K(t) = \int_0^{\infty} e^{-\delta s}\,J(t-s)ds,$$

9) Tabeller hvis nummer har romertall som første siffer, finnes i det separate tabellvedlegg, tabeller nummerert ved arabertall alene er plasert i tekstavsnittene.
10) En nærmere redegjørelse for dette resonnementet er gitt i bl.a. Biørn [7], avsnitt 2.

hvor $J(\theta)$ betegner bruttoinvesteringsvolumet på tidspunkt θ og δ depresieringsraten. Det kan imidlertid være ønskelig å åpne muligheten for en mer generell depresieringsstruktur. La $b(s)$ betegne den andel av en s perioder gammel investering som fortsatt er i produktiv virksomhet ($0 \leq b(s) \leq 1$, $b(0) = 1$, $db(s)/ds \leq 0$). Kapitalbeholdningen på tidspunkt t kan da generelt defineres som

$$K(t) = \int_0^{\infty} b(s)\, J(t-s)ds.$$

Forutsetter vi spesielt at prisene holder seg konstante (eller mer korrekt: at bedriftene forventer en slik utvikling), viser det seg at følgende uttrykk kan tolkes som den implisitte kapitalleiepris[11)]

$$c = q \frac{1-uz}{(1-u)B}, \tag{3.14}$$

hvor

$B = \int_0^{\infty} e^{-rs} b(s)ds$, dvs. den neddiskonterte verdi av "effektivitetsvektene" med r som diskonteringsrentesats[12)].

Vi vil nå kort redegjøre for hvorledes vi på grunnlag av formlene (3.13) og (3.14) har forsøkt å etablere tidsserier for kapitalleieprisen i industri for perioden 1962I-1970IV.

3.3.2. Beregninger basert på formel (3.13)

Ifølge (3.13) kan kapitalleieprisen skrives som produktet av tre faktorer,

$$c^{*} = q.h.g, \tag{3.15}$$

hvor q, som tidligere, betegner investeringsprisen, $h = (1-uz)/(1-u)$ representerer den kombinerte effekt av skatte- og avskrivningsreglene og $g = r + \delta - \dot{q}/q$ ivaretar effekten av rentenivået, depresieringsraten og investeringsprisstigningsraten. Produktet h.g kan passende kalles enhetskapitalleieprisen, da det representerer leieprisen for en kapitalgjenstand med pris lik 1. Forskjellige forutsetninger kan legges til grunn ved beregning av g og h. Vi vil redegjøre kort for disse beregningene.

1. Vi forutsetter at bedriftene som kalkulasjonsrentesats benytter en markedsrentesats etter skatt.[13)] To alternative indikatorer for markedsrentesatsen (bruttorentesatsen) er valgt, nemlig[14)]

ρ_1 = eurodollar-rentesatsen,

ρ_2 = effektiv rente på norske 4% statsobligasjoner.

Vi definerer de tilhørende indikatorer for kalkulasjonsrenten ved

$$r_i = \rho_i\,(1-u), \qquad i = 1, 2. \tag{3.16}$$

---

11) Utledningen er gitt i appendiks A. I dette tilfelle blir det noe komplisert å ta hensyn til variasjoner i kapitalprisen. Bare når depresieringsraten er konstant, vil effekten av prisendringene kunne representeres på en så enkel måte som i (3.13).

12) Hvis $b(s)=e^{-\delta s}$, blir $B= 1/(r+\delta)$. Da gir (3.13) og (3.14), som ventet, sammenfallende resultat.

13) Dette er en diskutabel forutsetning. Jfr. Biørn [7], p. 16.

14) I Biørn og Engebretsen [9], pp. 38-42, er brukbarheten av disse rentebegrepene i investeringsanalyser basert på norske data diskutert nærmere.

Disse rentesatser er pro anno- rentesatser. Tidsseriene for ρ_1, ρ_2 og u er gitt i tabell IV3.

2. To alternative sett av avskrivningsregler er betraktet, nemlig ordinær avskrivning alene og ordinær avskrivning supplert med skattefrie fondsavsetninger.[15)] Vi bruker j som indikatorvariabel for avskrivningsordningen, hvor

j = 1 betegner ordinær avskrivning,

j = 4 betegner ordinær avskrivning kombinert med skattefrie fondsavsetninger,

og lar z_i^j betegne den z-verdi som svarer til kalkulasjonsrentesatsen r_i og avskrivningsordning nr.j.[16)] Vi definerer den tilsvarende h-verdi ved

$$(3.17)\quad h_{ij} = \frac{1-uz_i^j}{1-u} \qquad i = 1, 2, \quad j = 1, 4.$$

I alt gir dette fire alternative tidsserier for h. Disse er gjengitt i tabell V2.

3. Prisstigningsraten $\dot{q}/q$ kan beregnes på flere måter. Siden periodelengden i det observasjonsmaterialet som vi vil legge til grunn, er ett kvartal, må vi foreta en omregning til årsbasisrater for å få overensstemmelse med periodelengden for rentesatsene, avskrivningssatsene og depresieringsratene. To alternative beregningsformler melder seg, nemlig

$$(3.18a)\quad \left(\frac{\dot{q}}{q}\right)_1 = \left(\frac{q}{q_{-1}}\right)^4 - 1 \approx 4\left(\frac{q-q_{-1}}{q_{-1}}\right),$$

$$(3.18b)\quad \left(\frac{\dot{q}}{q}\right)_2 = \frac{q-q_{-4}}{q_{-4}}\ .$$

Mens (3.18b) innebærer en form for sesongjustering av prisendringene, vil sesongvariasjoner slå ut med full tyngde i (3.18a). Siden det faktisk er et visst sesongmønster i de prisseriene vi har til disposisjon, gir disse formlene til dels vesentlig forskjellig resultat. Tabell IV4 .. gir anslag for prisstigningsraten for industriinvesteringen totalt og spesifisert på artsgrupper. Som vi ser, viser $(\dot{q}/q)_1$ større variasjon og atskillig oftere negative verdier enn $(\dot{q}/q)_2$. Hyppighetsfordelingene er gitt i nedenstående tabell.

Antall ganger da vekstraten er	Investering i alt		Bygninger og anlegg		Maskiner m.v.		Transportmidler	
	$(\dot{q}/q)_1$	$(\dot{q}/q)_2$	$(\dot{q}/q)_1$	$(\dot{q}/q)_2$	$(\dot{q}/q)_1$	$(\dot{q}/q)_2$	$(\dot{q}/q)_1$	$(\dot{q}/q)_2$
Positiv	22	29	19	31	22	25	19	26
Null	0	0	1	0	0	0	2	0
Negativ	13	3	15	1	13	7	14	6
I alt	35	32	35	32	35	32	35	32

15) Det er trolig av liten interesse å betrakte også tilleggs- og åpningsavskrivning. Som påvist i avsnitt 3.3.3, er kapitalleieprisen ved bruk av disse avskrivningsordningene så sterkt korrelert med den ordinær avskrivning alene gir, at en separat analyse ville bringe lite nytt. Dertil kommer at ordinær avskrivning er den overlegent mest benyttede avskrivningsform. De foretak som omfattes av Regnskapsstatistikken for bergverksdrift og industri, foretok i 1973 ordinære avskrivninger på 1817 mill.kr , mens tilleggs- og åpningsavskrivning utgjorde bare henholdsvis 45 mill.kr og 121 mill.kr (Se [39], tabell 2.)

16) Beregningen av z er basert på diskret tid. Beregningsformelen er $z = \sum_{s=1}^{T} 1/(1+r)^s D_s$, hvor T er den skattemessige levetid og D_s den andel av anskaffelsesverdien som avskrives etter s år.

4. Den tekniske depresieringsrate δ er satt lik 0.1 og den skattemessige levetid, T, lik 10 år ved alle beregninger. For artsgruppen bygninger og anlegg er dette klart urealistisk, 40 års levetid er her et mer aktuelt nivå. Denne forenkling er imidlertid trolig av liten betydning; anslagene for kapitalleieprisen med $\delta = 0.1$ og $T = 10$ er meget sterkt korrelert med den en får ved å sette $\delta = 0.025$ og $T = 40$. (For h_{11} er korrelasjonskoeffisienten basert på observasjoner for perioden 1962I-1970IV eksempelvis lik 0.9946.)[17)]

5. Ved innsetting av (3.16) og (3.18) i uttrykket for g får vi følgende fire alternative indikatorer for rente/depresierings/prisstigningsfaktoren i kapitalleieprisen

$$g_{is} = r_i + \delta - \left(\frac{\dot{q}}{q}\right)_s \qquad i = 1,2, \quad s = 1,2. \tag{3.19}$$

Tidsserier for industri for perioden 1962I-1970IV er gjengitt i tabellene V3-V6. Som det fremgår, er noen av g-verdiene negative. (Dette har til følge at også de tilsvarende verdier av kapitalleieprisen blir negative; komponentene q og h er alltid positive.) Nedenstående tabell viser hyppigheten av negative g-verdier for industri i alt og spesifisert på de tre artsgruppene.

	Antall negative verdier	Antall verdier i alt
I alt		
g_{11}	7	35
g_{21}	7	35
g_{12}	0	32
g_{22}	0	32
Bygninger, anlegg		
g^B_{11}	10	35
g^B_{21}	10	35
g^B_{12}	0	32
g^B_{22}	0	32
Transportmidler		
g^T_{11}	7	35
g^T_{21}	9	35
g^T_{12}	2	32
g^T_{22}	3	32
Maskiner m.v.		
g^M_{11}	7	35
g^M_{21}	7	35
g^M_{12}	0	32
g^M_{22}	0	32

17) Det er naturligvis en diskutabel forenkling å sette den tekniske depresieringsrate lik den inverse av den skattemessige levetid. Et alternativ kunne være å legge nasjonalregnskapets anslag for depresieringsraten til grunn - den samlede depresiering i 1969 regnet som andel av kapitalen ved årets begynnelse utgjorde ca. 6 prosent. Depresieringsraten for bergverksdrift og industri er på basis av mikro-data anslått til 7.7 prosent (Ringstad [32], p. 44).

6. Anslag for forholdet mellom kapitalleieprisen (c) og prisindeksen for bruttoproduktet[18] (p) kan nå beregnes ved hjelp av formelen

$$(3.20) \quad \frac{c^{*}_{ijs}}{p} = \frac{q}{p} h_{ij}\, g_{is} \qquad \begin{array}{l} i = 1,2, \\ j = 1,4, \\ s = 1,2. \end{array}$$

Tabell VI gir tidsserier for c^{*}_{ijs}/p for industri totalt basert på investerings- og produktprisindeksene i tabell IV 1 (tidsserier for q/p er gitt i tabell IV 2), h-verdiene i tabell V 2 og g-verdiene i første kolonne i tabellene V 3-V 6. De åtte tidsserier har til dels et nokså forskjelligartet forløp. Følgelig er det ikke uten betydning hvilke indikatorer for kalkulasjonsrentesatsen og avskrivningsreglene som velges og hvorledes investeringsprisens stigningsrate beregnes. (En nærmere analyse av dette følger i avsnitt 5.3.2.)

3.3.3. Beregninger basert på formel (3.14)

Formel (3.14) gir følgende uttrykk for enhetskapitalleieprisen

$$(3.21) \quad f = \frac{1-uz}{(1-u)B}.$$

Nytten av denne formelen ligger i at den gjør det mulig simultant å studere betydningen av forløpet av de skattemessige avskrivninger (representert ved z) og strukturen i kapitalens tekniske forringelse (representert ved B).

La, som ovenfor, j være indikatorvariabel for avskrivningsordningen, hvor

j = 1 betegner ordinær avskrivning,

j = 2 betegner ordinær avskrivning + tilleggsavskrivning,

j = 3 betegner ordinær avskrivning + åpningsavskrivning,

j = 4 betegner ordinær avskrivning + skattefri fondsavsetning.

La videre z^j_i være den z-verdi som svarer til avskrivningsordning nr. j og kalkulasjonsrentesatsen r_i (definert i formel (3.16)). Som indikatorvariabel for kapitalens depresieringsstruktur brukes k, hvor

k = 1 betegner at effektiviteten er konstant gjennom levetiden, som er satt lik 10 år,

k = 2 betegner at effektiviteten avtar som en geometrisk rekke, dvs. depresieringsraten er konstant. Depresieringsraten er satt lik 0.10 pro anno.

La B^k_i betegne den B-verdi som svarer til depresieringsstruktur nr. k og kalkulasjonsrentesats nr. i.[19]

Vi definerer

$$(3.22) \quad f_{ijk} = \frac{1-uz^j_i}{(1-u)B^k_i} \qquad \begin{array}{l} i = 1,2, \\ j = 1,2,3,4, \\ k = 1,2. \end{array}$$

Den tilsvarende leieprisindikator er da

$$(3.23) \quad c_{ijk} = qf_{ijk} \qquad \begin{array}{l} i = 1,2 \\ j = 1,2,3,4 \\ k = 1,2. \end{array}$$

---

18) Produktprisindeksen er en "faktorprisindeks". Beregningsmetoden er beskrevet i avsnitt 3.4.
19) Også beregningen av B bygger på diskret tid. Beregningsformelen er
$B = \sum_{s=0}^{\infty} 1/(1+r)^s b_s$, hvor b_s er den andel av en investering foretatt i et vilkårlig år som er tilstede som produksjonskapital s år senere. (Jfr. fotnote 16.)

Tidsserier for f_{ijk} for 12 alternative (i,j,k)-kombinasjoner for perioden 1962I-1970IV er gitt i tabell V1. Som det fremgår, er både nivået og tidsforløpet av tallseriene til dels forskjellig. Hovedtrekkene i samvariasjonen karakteriseres ved følgende korrelasjonskoeffisienter. (Stjerne markerer at med 5% nivå kan signifikant lineær sammenheng mellom de angjeldende f-verdier ikke påvises.)

1. $R(f_{121}, f_{111}) = 0.9989$,
2. $R(f_{131}, f_{111}) = 0.9995$,
3. $R(f_{141}, f_{111}) = 0.1068^{*}$,
4. $R(f_{211}, f_{111}) = 0.0748^{*}$,
5. $R(f_{221}, f_{121}) =-0.1552^{*}$,
6. $R(f_{231}, f_{131}) = 0.0781^{*}$,
7. $R(f_{241}, f_{141}) = 0.7134$,
8. $R(f_{112}, f_{111}) = 0.9995$,
9. $R(f_{122}, f_{121}) = 0.9998$,
10. $R(f_{132}, f_{131}) = 0.9996$,
11. $R(f_{142}, f_{141}) = 0.9233$.

Hovedinntrykket av disse beregninger kan sammenfattes i følgende:

(i) Det synes å være av underordnet betydning hvorvidt en tar utgangspunkt i ordinær avskrivning alene (j=1) eller kombinerer denne med tilleggs- eller åpningsavskrivning (j=2,3). (Jfr. korrelasjonskoeffisientene nr. 1 og 2.) Derimot viser leieprisen basert på skattefrie fondsavsetninger et annet forløp enn de øvrige avskrivningsordninger; f_{111} og f_{141} er ikke signifikant korrelert.

(ii) Det synes å ha liten betydning hvorvidt kapitalens produktive evne forutsettes å holde seg konstant gjennom levetiden (k=1) eller avtar geometrisk (k=2). (Jfr. korrelasjonskoeffisientene nr. 8,9 og 10.)

(iii) Valget av indikator for renteutviklingen synes derimot å ha stor betydning. Således kan det ikke påvises signifikant lineær avhengighet mellom enhetskapitalleieprisen ved bruk av euro-dollar-rentesatsen (i=1) og ved bruk av den effektive rente for norske statsobligasjoner (i=2). Dette gjelder i det minste for de tre første avskrivningsformer (j=1,2,3). (Jfr. korrelasjonskoeffisientene nr. 4,5 og 6.)

Ut fra dette har vi funnet det tilstrekkelig å konsentrere oppmerksomheten om leieprisindikatorene c_{111}, c_{141}, c_{211}, c_{241} i det følgende.

3.4. Andre variable

Ved siden av de variable som er omtalt i avsnittene 3.1-3.3, spiller bruttoproduktet og prisindeksen for bruttoproduktet en sentral rolle i investeringsanalysen. Noen ord om disse variable er derfor også på sin plass.

Tidsseriene for bruttoproduktet i faste priser er hentet direkte fra nasjonalregnskapets (upubliserte) kvartalsserier for perioden 1962I-1970IV. Tallene er vurdert til "markedspriser". Sektorspesifikasjonen er - med et par mindre forbehold som vi vil komme tilbake til - den samme som for investeringstallene. (Se avsnitt 3.1.)

Det er ønskelig at den indikator for produktprisindeksen som velges, i størst mulig utstrekning reflekterer utviklingen i de priser produsentene mottar for de varer som produseres. Spesielt er det ønskelig å korrigere for den del av endringen i markedsprisen som er en refleks av endringer i indirekte skatter og subsidier pålagt produktet. Forholdsvis grovt og summarisk kan dette gjøres på grunnlag av nasjonalregnskapets oppgaver over indirekte skatter og subsidier utlignet på de enkelte produksjonssektorer. Slike oppgaver finnes bare på årsbasis. Vi vil kort redegjøre for den fremgangsmåte som er valgt.

La for en vilkårlig sektor

E_{it} = Bruttoprodukt i løpende (markeds) priser i år nr. t, kvartal nr. i - i det følgende benevnt kvartal nr. (i,t).

Q_{it} = Bruttoprodukt i faste (markeds) priser i kvartal nr. (i,t).

U_t = Subsidier i år nr. t.

T_t^I = Indirekte skatter i år nr. t.

Prisindeksen ("markedsprisindeksen") for bruttoproduktet i kvartal nr. (i,t) er lik

$$(3.24) \quad p_{it}^{*} = \frac{E_{it}}{Q_{it}} .$$

Videre er

$$(3.25) \quad h_t = \frac{\sum_{i=1}^{4} E_{it} + U_t - T_t^I}{\sum_{i=1}^{4} E_{it}} = \frac{\text{Produktets "faktorverdi" i år nr. t}}{\text{Produktets "markedsverdi" i år nr. t}} .$$

Et uttrykk for "produsentprisindeksen" ("faktorprisindeksen") i kvartal nr. (i,t) kan da beregnes som

$$(3.26) \quad p_{it} = p_{it}^{*} h_t .$$

Denne fremgangsmåten - som formodentlig er den beste vi kunne velge med det datamaterialet vi har til rådighet - er ikke uten svakheter. En vesentlig mangel er at vi neglisjerer at indirekte skatter og subsidier kan være knyttet til andre variable enn produktet.

Tidsserier for p_{it} og p_{it}^{*} for industri beregnet etter denne metoden finnes i tabell IV 1. Tidsserier for bruttoproduktet i faste priser (Q_{it}) i sektorene

Bergverksdrift
Industri
Bygge- og anleggsvirksomhet
Varehandel
Offentlig, privat og personlig tjenesteyting
Annen samferdsel
Forretningsbygg
Boliger

er gitt i tabellene II 1-II 6.

4. SUMMARISK BESKRIVELSE AV VISSE SIDER VED DATAMATERIALET

Før vi tar for oss resultatet av de økonometriske beregninger, finner vi det hensiktsmessig å gi en summarisk oversikt over og vurdering av visse egenskaper ved det datamaterialet som foreligger. Vi vil konsentrere oss om å kartlegge dels graden av sesongsvingninger i de variable (avsnitt 4.1) dels depresieringsratens variasjoner over tiden (avsnitt 4.2), da vi finner dette av spesiell interesse for den foreliggende analyse. Siden industri inntar en sentral plass i investeringssammenheng, vil vi ofre de variable for denne næringen særlig oppmerksomhet.

Det er grunn til å understreke at beregningene i dette kapittel ikke har større pretensjon enn å <u>beskrive</u> de tallserier som foreligger. Vi gjør ikke krav på at eventuelle samvariasjoner mellom de variable i observasjonsperioden gir uttrykk for noen struktur.

4.1. Kartlegging av sesongsvingninger i sentrale variable

Kvartalsdataene for produksjon og investering er til dels sterkt preget av sesongsvingninger. I noen grad kan dette sees "på øyemål". Graden av systematikk i sesongvariasjonene kan beskrives på flere måter. Vi vil her anvende en meget enkel metode, som i generell form kan beskrives slik:

Anta at det foreligger kvartalsobservasjoner av en variabel Y over T år, altså 4T observasjoner i alt. La Y_t betegne observasjon nr. t av denne variabel. La oss anta at Y_t "inneholder" tre additive komponenter: en lineær trendkomponent, en sesongkomponent som kommer til uttrykk som additive skift fra kvartal til kvartal omkring trenden, samt en tilfeldig komponent. Vi setter da

$$(4.1)\qquad Y_t = a + bt + c_1 d_{1t} + c_2 d_{2t} + c_3 d_{3t} + u_t, \qquad t = 1, 2, \ldots\ldots, 4T,$$

hvor (n betegner observasjonsårets nummer, n = 1, 2, ..., T)

$$d_{1t} = \begin{cases} 1 \text{ for } t = 4n - 3 \text{ (dvs. 1. kvartal i år n)} \\ 0 \text{ ellers,} \end{cases}$$

$$d_{2t} = \begin{cases} 1 \text{ for } t = 4n - 2 \text{ (dvs. 2. kvartal i år n)} \\ 0 \text{ ellers,} \end{cases}$$

$$d_{3t} = \begin{cases} 1 \text{ for } t = 4n - 1 \text{ (dvs. 3. kvartal i år n)} \\ 0 \text{ ellers,} \end{cases}$$

og u_t betegner den tilfeldige komponent.

Tabell 5 gir resultatene av en dekomponering etter relasjon (4.1) basert på minste kvadraters metode for volumtall og prisindekser for bruttoprodukt og bruttoinvestering i industri. Følgende symboler er benyttet:

Q^{IND} = Bruttoprodukt i industri målt i faste priser.

P^{IND} = Prisindeks for Q^{IND}.

J^{IND} = Bruttoinvestering i industri totalt, målt i faste priser.

q^{IND} = Prisindeks for J^{IND}.

J^{BIND} = Bruttoinvestering i bygninger og anlegg, industri, målt i faste priser.

q^{BIND} = Prisindeks for J^{BIND}.

J^{TIND} = Bruttoinvestering i transportmidler, industri, målt i faste priser.

q^{TIND} = Prisindeks for J^{TIND}.

J^{MIND} = Bruttoinvestering i maskiner, industri, målt i faste priser.

q^{MIND} = Prisindeks for J^{MIND}.

Det fremgår at det er sesongsvingninger i alle de 5 kvantumsvariable, i den forstand at estimatet for koeffisienten foran minst én av de tre binærvariable i regresjonene er signifikant forskjellig fra null.[1] Sesongvariasjonen i de prisvariable er mindre markert og til dels insignifikant. Det er signifikant positive trender i alle de variable unntatt investering i bygninger og anlegg (J^{BIND}).

Det er ellers verdt å notere at for de fleste variable ser det ut til at den overveiende del av variasjon faktisk kan "forklares" ved sesong- og trendkomponentene. For bruttoproduktet (Q^{IND}) er således R^2 (R = den multiple korrelasjonskoeffisient) hele 0.96 og for alle de prisvariable over 0.85. Dårligst i denne henseende kommer investeringene i bygnings- og anleggskapital ut, med en R^2 på "bare" 0.24.

Resultatene av en tilsvarende dekomponering av volumtallene for bruttoinvestering i sektorene bergverksdrift, bygge- og anleggsvirksomhet, varehandel, offentlig, privat og personlig tjenesteyting, annen landtransport, forretningsbygg og boliger er gitt i tabell 6. Trendkoeffisienten $\hat{b}$ er signifikant positiv for samtlige artsgrupper innen disse sektorer. Innslaget av sesongmønster varierer noe, men svingningene er signifikante i alle de store investeringssektorer i tabellen: varehandel, forretningsbygg, boliger, annen landtransport og tjenestesektorene. I sektorene bergverksdrift og bygge- og anleggsvirksomhet, hvor investeringsaktiviteten er liten, er sesongmønsteret mindre markant. Relasjonenes føyningspresisjon, målt ved R^2, varierer fra under 0.5 for bergverksdrift til over 0.9 for boliger.

Alt i alt må vi konkludere med at de tidsserier som står til disposisjon, viser et tydelig sesongmønster. Seriene for industri viser at svingningene er mest utpreget for de kvantumsvariable, i første rekke bruttoproduktet. I relasjon til spørsmålet om å avdekke eventuelle strukturtrekk i investeringsutviklingen har sesongsvingningene nærmest karakter av "forstyrrelser"; de er i stor utstrekning bestemt ved eksogene, "ikke-økonomiske" variable (klimatiske forhold, ferier etc.), som det ikke vil være aktuelt å trekke inn i analysen. På den annen side kan vi vanskelig forsvare å neglisjere disse forstyrrelsene. Det har neppe noen hensikt å forsøke å tallfeste de underliggende struktursammenhenger før vi har funnet en tilfredsstillende måte å representere, ev. eliminere, sesongvariasjonene på. I avsnitt 5.2 vil vi komme tilbake til dette.

1) Bedømt ved en ordinær t-test med 5% nivå.

Tabell 5. Dekomponering i trend- og sesongkomponenter av seriene for bruttoprodukt og bruttoinvestering i industri. 1962I-1970IV.a)

	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{c}_1$	$\hat{c}_2$	$\hat{c}_3$	R^2
Q^{IND}	2564 (43)	38.6000 (1.4903)	-58.64 (43.76)	-142.24 (43.64)	-431.84 (43.56)	0.9623
P^{IND}	0.9171 (0.0259)	0.01278 (0.00090)	0.06071 (0.02641)	0.06442 (0.02634)	0.03237 (0.02629)	0.8680
J^{IND}	681 (35)	5.5500 (1.2323)	-108.79 (36.19)	-84.23 (36.08)	-97.34 (36.02)	0.5268
q^{IND}	0.9755 (0.0166)	0.01106 (0.00058)	0.01855 (0.01693)	0.03140 (0.01689)	0.01722 (0.01686)	0.9227
J^{BIND}	195 (13)	0.6781 (0.4400)	-30.52 (12.92)	-18.09 (12.88)	-7.32 (12.86)	0.2377
q^{BIND}	0.9665 (0.0157)	0.01146 (0.00055)	0.00160 (0.01602)	0.01023 (0.01597)	-0.00616 (0.01594)	0.9709
J^{TIND}	62 (3)	0.4219 (0.0922)	-7.18 (2.71)	-3.27 (2.70)	-11.24 (2.70)	0.5771
q^{TIND}	0.9463 (0.0251)	0.01480 (0.00087)	0.03053 (0.02564)	0.03143 (0.02556)	0.01488 (0.02552)	0.9028
J^{MIND}	423 (25)	4.4500 (0.8829)	-71.09 (25.93)	-62.88 (25.85)	-78.77 (25.81)	0.5638
q^{MIND}	0.9821 (0.0174)	0.00806 (0.00061)	0.02474 (0.01779)	0.03879 (0.01774)	0.02307 (0.01771)	0.8528

a) Basisår ved fastprisberegningene er 1961. De kvantumsvariable er målt i mill.kroner.

Tabell 6. Dekomponering i trend- og sesongkomponenter av seriene for bruttoinvestering i faste priser. Utvalgte sektorer

$$J_t = a + bt + c_1d_{1t} + c_2d_{2t} + c_3d_{3t} + u_t$$

	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{c}_1$	$\hat{c}_2$	$\hat{c}_3$	R^2
Bergverksdrift						
Bygninger	8.0611 (1.1479)	0.16875 (0.03625)	-0.6049 (1.0645)	0.3375 (1.0614)	0.7243 (1.0596)	0.4393
Transportmidler	4.1333 (0.7491)	0.09167 (0.02366)	-1.9472 (0.6947)	-2.1500 (0.6927)	-0.9083 (0.6915)	0.4949
Maskiner m.v.	10.4667 (2.9826)	0.46667 (0.09419)	0.0667 (2.7660)	1.1556 (2.7580)	0.0222 (2.7532)	0.4456
Bygge- og anleggsvirksomhet						
Transportmidler	4.8028 (0.5272)	0.12396 (0.01665)	0.4830 (0.4889)	0.2479 (0.4875)	-0.3205 (0.4866)	0.6476
Maskiner m.v.	46.4139 (6.9364)	2.72812 (0.21906)	-7.3712 (6.4327)	3.1229 (6.4140)	-19.0497 (6.4028)	0.8466
Varehandel						
Transportmidler	104.883 (5.063)	1.10208 (0.15990)	-5.0271 (4.6955)	2.0931 (4.6819)	-18.5646 (4.6737)	0.6967
Maskiner m.v.	54.8944 (5.4506)	2.56458 (0.17213)	-9.7507 (5.0548)	-5.4264 (5.0401)	-18.2132 (5.0313)	0.8864
Forretningsbygg	98.7806 (6.3461)	1.61562 (0.20041)	0.5135 (5.8853)	11.5646 (5.8682)	13.7267 (5.8579)	0.7073
Boliger	383.964 (19.948)	11.5802 (0.6300)	-33.2594 (18.4998)	-31.7285 (18.4461)	10.9135 (18.4138)	0.9208
Annen landtransport, trsp.-midler	53.3750 (3.6459)	1.06771 (0.11514)	-3.0191 (3.3812)	-1.1979 (3.3714)	-9.3767 (3.3655)	0.7567
Off., priv., pers. tjenesteyting						
Transportmidler	7.9222 (1.0888)	0.22083 (0.03438)	-2.0042 (1.0097)	-0.1139 (1.0068)	-2.4458 (1.0050)	0.6304
Maskiner m.v.	49.0472 (6.1148)	1.92396 (0.19311)	-3.4504 (5.6707)	-2.8188 (5.6543)	-13.0760 (5.6444)	0.7746

4.2. Depresieringsratens variasjoner

Depresieringsraten - dvs. forholdet mellom kapitalslitet i en periode og kapitalbeholdningen ved periodens begynnelse, begge målt i faste priser - inntar en forholdsvis sentral plass i analyser av investeringsatferd. Som vi har sett, har depresieringsraten betydning for størrelsen av den implisitte kapitalleiepris. Det er derfor av interesse å få en summarisk oversikt over nivået av depresieringsraten, hvorvidt den har holdt seg tilnærmet konstant over observasjonsperioden og, i motsatt fall, hvorledes den har variert.

Nasjonalregnskapets tallserier for depresiering er i stor utstrekning fremkommet ved beregninger. For enkelte komponenter, blant annet reparasjoner, støtter beregningene seg i noen grad på direkte registreringer, men i det store og hele er depresieringen indirekte bestemt. Det er viktig å ha dette i erindring når vi vil bruke disse tallene til å forsøke å trekke slutninger om faktisk atferd. De sammenhenger vi får avdekket, vil i stor utstrekning kunne reflektere de beregningsprinsipper som er fulgt. Som påpekt i avsnitt 3.1, er det grunn til å tro at beregningsprinsippene i det norske nasjonalregnskap er slik at de innebærer at årsdataene for depresiering får et "glattere" forløp enn de ville ha vist om direkte registreringer av verdiforringelsen var lagt til grunn. Den metode vi har valgt for å fordele årsbasistallene på kvartaler (se avsnitt 3.2), trekker i samme retning.

Tidsserier for depresieringsraten på kvartalsbasis for henholdsvis bygninger og anlegg, transportmidler og maskiner er gitt i tabellene III 1, III 2 og III 3. Beregningene er gjennomført for følgende sektorer:

Bergverksdrift,
Industri,
Bygge- og anleggsvirksomhet,
Varehandel,
Forretningsbygg,
Boliger,
Annen landtransport,
Offentlig, privat og personlig tjenesteyting.

Depresieringsraten viser noen variasjoner, dels trendmessige, dels cykliske. Til en viss grad er dette en refleks av svingninger i bruttoinvesteringene og de derav følgende forskyvninger i kapitalens aldersfordeling. Svingningene er sterkest for transportmidler og svakest for bygninger og anlegg. Dette har sammenheng med at transportmidler gjennomgående har kortest (teknisk) levetid og bygninger og anlegg lengst.

For alle de tre artsgruppene er det til dels markerte nivåforskjeller mellom depresieringsratene i de enkelte sektorer. For bygninger og anlegg varierer den fra ca. 0.5 prosent i sektoren boliger til ca. 0.9 prosent i bergverksdrift. For transportmidler går variasjonsområdet fra ca. 8 prosent (bygge- og anleggsvirksomhet) til ca. 16 prosent (off., priv. og pers. tjenesteyting) og for maskiner fra ca. 1 prosent (bergverksdrift) til ca. 5 prosent (bygge- og anleggsvirksomhet).

Ved å ta regresjonen av D (depresieringen målt i faste priser) m.h.p. K_{-1} (kapitalbeholdningen ved periodens begynnelse) uten konstantledd får vi et anslag for det gjennomsnittlige nivå av depresieringsraten i observasjonsperioden. Resultater av en slik beregning for de samme sektorer og artsgrupper som ovenfor er gjengitt i tabell 7. Føyningsgraden, bedømt ved R^2, er gjennomgående høy, men Durbin-Watson-observatoren (D.W.) er, på et par unntagelser nær, så lav at vi (med 5 prosent nivå) må forkaste hypotesen om at restleddene ikke er autokorrelert. Det synes derfor noe tvilsomt om en så enkel funksjonssammenheng gir en fyldestgjørende beskrivelse av depresieringsutviklingen.

Andre beregninger som kaster lys over dette, er gjengitt i tabell 8. Vi tenker oss her at depresieringen kan beskrives ved en relasjon av formen

Tabell 7. Depresieringsrater på kvartalsbasis estimert ved regresjon. Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
B = Bygninger og anlegg.
T = Transportmidler.
M = Maskiner m.v.

Sektor/ art	Estimat for depr. rate	R^2	D.W.
Bergverksdrift, B	0.008399 (0.000096)	0.8326	0.4806
" T	0.090650 (0.001365)	0.8487	0.9299
" M	0.011315 (0.000111)	0.8688	0.4892
Industri, B	0.008348 (0.000010)	0.9936	0.8132
" T	0.128186 (0.000417)	0.9720	0.4352
" M	0.014954 (0.000020)	0.9967	0.5579
Bygge- og anleggsvirksomhet, T	0.087955 (0.000660)	0.9211	1.0262
" M	0.051447 (0.000624)	0.9040	0.0702
Varehandel, T	0.139195 (0.000437)	0.9787	0.2766
" M	0.023756 (0.000033)	0.9993	2.0950
Forretningsbygg, B	0.006829 (0.000008)	0.9960	1.8485
Boliger, B	0.005133 (0.000004)	0.9975	0.8215
Annen landtransport, T	0.089107 (0.000149)	0.9968	1.5367
Off., priv., og pers. tjenesteyting,T	0.153295 (0.001380)	0.9298	1.1858
" M	0.042406 (0.000092)	0.9982	1.0465

(4.2) $D = a_o + a_1 K_{-1} + a_2 Q + b_1 d_1 + b_2 d_2 + b_3 d_3 + u,$

hvor Q betegner bruttoproduktet målt i faste priser, d-ene er sesongbinærvariable (jfr. avsnitt 4.1) og u et restledd. (De øvrige variable er definert ovenfor.) Til grunn for denne relasjonen ligger en hypotese om at depresieringen avhenger ikke bare av kapitalbeholdningen, men også av kapasitetsutnyttelsen, hvor denne noe ufullkomment reflekteres gjennom Q. De sesongvariable er inkludert hovedsakelig for å "trekke ut" virkningen av sesongsvingninger i Q. (Kfr. avsnitt 5.2.)

Beregningene gir ikke noe helt klart bilde, men det later til at bruttoproduktet inngår som signifikant forklaringsvariabel for depresieringen i noen av sektor/artsgruppene. Av særlig interesse er det å teste om denne spesifikasjon gir signifikant bedre føyning til våre data enn den enkle relasjon med konstant depresieringsrate, dvs. teste nullhypotesen $a_o = a_2 = b_1 = b_2 = b_3 = 0$ mot alternativet at minst en av de 5 koeffisienter er forskjellig fra null. Ved en F-test kan dette enkelt gjøres. Testobservatoren i siste kolonne i tabell 8 tilsier forkastning av denne hypotese for 9 av de 15 sektor/artsgruppene (nivå fortsatt 5%). Vi får imidlertid ikke forkastning for noen av artsgruppene i industri.[2)]

2) Vi ser her bort fra at ordinære t- og F-tester egentlig er inadekvate når restleddene ikke oppfyller forutsetningene for Gauss-Markov's teorem. Durbin-Watson observatoren antyder positiv autokorrelasjon i restleddene.

Tabell 8. Depresieringsrelasjoner estimert ved minste kvadraters metode. Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
B = Bygninger og anlegg.
T = Transportmidler.
M = Maskiner m.v.

Sektor/art	Konstant-ledd	K_{-1}	Q	d_1	d_2	d_3	R^2	D.W.	$F^{a)}$
Bergverks-drift, B	-1.4409	0.01067	0.00065	-0.0283	-0.0578	0.0894	0.8854	0.5860	2.67*
	(0.7610)	(0.00265)	(0.00683)	(0.1576)	(0.1419)	(0.1537)			
" T	-1.0502	0.12358	-0.00332	-0.2959	-0.1067	0.0985	0.9035	1.1945	3.29*
	(0.3531)	(0.02211)	(0.00655)	(0.1782)	(0.1542)	(0.1618)			
" M	1.6731	0.00868	0.00124	0.3056	0.1323	0.0182	0.9510	0.9975	9.73*
	(0.2917)	(0.00154)	(0.00815)	(0.1685)	(0.1494)	(0.1665)			
Industri, B ...	4.7528	0.00729	0.00220	-0.3317	0.1019	0.4953	0.9955	0.8456	2.45
	(1.4623)	(0.00042)	(0.00110)	(0.3087)	(0.3322)	(0.5556)			
" T ...	3.0978	0.09658	0.00352	0.1458	0.4026	1.5036	0.9804	0.7917	2.49
	(1.5367)	(0.01004)	(0.00140)	(0.5292)	(0.5438)	(0.8238)			
" M ...	0.5430	0.01528	-0.00166	-0.8116	-0.6212	-1.2425	0.9968	0.5847	0.18
	(3.0672)	(0.00062)	(0.00342)	(1.0042)	(1.0837)	(1.7730)			
Bygge-og anleggs-virksomhet, T .	-0.9712	0.07094	0.00276	0.1174	-0.2132	-0.2342	0.9290	1.0874	0.65
	(0.7876)	(0.01525)	(0.00214)	(0.1795)	(0.1515)	(0.2023)			
" M .	20.5645	0.04251	-0.00921	-1.6286	-0.5944	0.1630	0.9794	0.2693	21.23*
	(10.3897)	(0.00379)	(0.01770)	(1.4408)	(1.2003)	(1.6345)			
Varehandel, T .	15.6448	0.13930	-0.00648	-3.2942	-1.6147	-2.1094	0.9897	0.7360	6.19*
	(3.3384)	(0.00705)	(0.00342)	(1.7641)	(1.0311)	(1.2198)			
" M	-3.0426	0.02301	0.00180	1.3065	0.6164	0.8414	0.9995	1.6297	2.32
	(1.7245)	(0.00406)	(0.00105)	(0.4916)	(0.2579)	(0.3128)			
Forretnings-bygg, B	-0.3579	0.00706	-0.01037	-0.5552	-0.4081	-0.3528	0.9973	1.7087	2.80*
	(0.8647)	(0.00091)	(0.05628)	(0.1700)	(0.1582)	(0.1629)			
Boliger, B	8.1098	0.00415	0.06974	0.8172	0.5664	0.3876	0.9992	1.8786	12.33*
	(8.4086)	(0.00056)	(0.03295)	(0.3278)	(0.3232)	(0.3407)			
Annen land-transport, T ..	-1.1355	0.08818	0.00264	-0.1450	-0.2311	-0.7528	0.9976	1.4223	1.93
	(1.1704)	(0.00603)	(0.00673)	(0.4973)	(0.2926)	(0.3435)			
Off., privat og pers. tjeneste-yting, T	-4.4607	0.05604	0.01078	-0.4074	-0.4472	-0.3632	0.9715	2.1749	8.49*
	(0.8558)	(0.02095)	(0.00202)	(0.1952)	(0.1884)	(0.1889)			
" M	-7.7400	0.03879	0.01112	0.8576	0.6823	0.0351	0.9988	0.7461	2.90*
	(4.0371)	(0.00209)	(0.00619)	(0.3072)	(0.2969)	(0.2963)			

a) F-observator for å teste om depresieringsrelasjonen i denne tabellen gir signifikant bedre føyning enn relasjonen $D = \delta K_{-1}$. (Jfr. tabell 7) Stjerne markerer at hypotesen om konstant depresieringsrate forkastes med et signifikansnivå på 5%. (Den aktuelle fraktil i F-fordelingen med 5 og 29 frihetsgrader er 2.55.)

Selv om disse resultater må tolkes med forsiktighet, dels på bakgrunn av våre innledningsbemerkninger om nasjonalregnskapets beregningsprinsipper og dels fordi bruttoproduktet i noen av sektorene er en kompleks og vanskelig målbar variabel, peker de i den retning at konstant depresieringsrate vanligvis vil være en for restriktiv forutsetning.

5. EMPIRISKE RESULTATER FOR INDUSTRI BASERT PÅ ENRELASJONSMODELLER: "QUASI-ETTERSPØRSELS-FUNKSJONER" FOR REALKAPITAL. INVESTERINGSRELASJONER À LA JORGENSON. ANDRE TYPER AV INVESTERINGSRELASJONER

5.1. Innledning

I dette kapittel vil vi presentere en del empiriske resultater basert på kvartalsvise nasjonalregnskapstall for industri for årene 1962-1970. Teorigrunnlaget er diskutert i et tidligere notat, [8]. Vi har valgt å konsentrere oss om de utvidelser av det enkle neo-klassiske skjema for etterspørsel etter realkapital som er skissert i notatets avsnitt 3.3. Stikkordmessig kan disse teoriene sies å bygge på en totrinnstilpasning, hvor "ønsket kapital" bestemmes i første trinn, mens annet trinn består av en aksessorisk begrunnet lag-fordeling som gir overgangen fra den "ønskede" til den faktiske kapitalutvikling. I tillegg vil vi gjengi resultater av forsøk på å estimere investeringsrelasjoner basert på en modell med kvadratisk investeringsomkostningsfunksjon (jfr. [8], avsnitt 3.4) og investeringsrelasjoner basert på en årgangsmodell ("putty-clay"-modell) (jfr. [8], kapittel 4).

Disse teoriene er ikke valgt ut fordi vi anser dem som spesielt realistiske eller interessante; som påpekt i [8], kan det rettes en rekke innvendinger mot dem. De har imidlertid vært omfattet med betydelig interesse i litteraturen, og det finnes en god del forløpere i empiriske analyser fra andre land. Det kan derfor være interessant i seg selv å undersøke hvordan disse teoriene faller ut når de konfronteres med norske data. Dessuten er de overkommelige å arbeide med ut fra det datamateriale som foreligger. Flere av de mest interessante investeringsteorier stiller så raffinerte datakrav at de i dagens situasjon vanskelig kan legges til grunn for økonometriske analyser. (Kfr. kapittel 2.)

Resultatene av den økonometriske estimering med utgangspunkt i forskjellige modellopplegg presenteres i avsnittene 5.3-5.7. I avsnitt 5.2 diskuteres behandlingen av sesongvariasjoner, som er et problem vi er nødt til å ta stilling til før vi tar fatt på analysen.

5.2. Om behandling av sesongvariasjoner

I avsnitt 4.1 konstaterte vi at flere av de sentrale tallserier i investeringsanalysen viser et markant sesongmønster. Det er neppe tilfredsstillende å neglisjere sesongsvingningene ved formuleringen av den økonometriske modell, dvs. "kaste effekten av dem over i restleddet". Vi må derfor finne en måte å representere, ev. eliminere, disse svingningene på.

Beregning av glidende (bevegelig) gjennomsnitt brukes ofte til å "glatte ut" sesongsvingninger i tidsserier for økonomiske variable. Kort uttrykt bygger slike sesongjusteringsmetoder på at de aktuelle variable kan skrives som en sum av en tidsfunksjon av mer eller mindre spesifisert form og en feilkomponent (den erratiske komponent). Ved et passende valg av lineæroperasjoner kan en - med basis i et nærmere spesifisert optimalitetskriterium - bringe tidsrekken over på en form hvor sesongkomponentene er eliminert. (Se f.eks. Sverdrup [40], kapittel X.) Vi må være klar over at bruk av tidsrekker som på forhånd er sesongkorrigert ved glidende gjennomsnitt, i en økonometrisk analyse vil kunne lede til helt feilaktige konklusjoner om den bakenforliggende dynamiske struktur. Dette skyldes at glidende gjennomsnitt har en tendens til å skape kunstig autokorrelasjon i de variable. Sverdrup uttrykker det slik: "Det er derfor en svakhet ved bruken av glidende gjennomsnitt at det etter utjevningen kan være vanskelig å atskille tilfeldighetene fra det systematiske." ([40], p. 312). Siden vi er ute etter å analysere et essensielt dynamisk fenomen som investeringsaktiviteten, er dette en alvorlig innvending.[1) 2)]

Det foreligger flere andre metoder for behandling av sesongsvingninger i tidsserier. Noen av disse er diskutert i Thomas og Wallis [41]. Vi har valgt å representere sesongsvingningene ved binære sesongvariable, idet vi tenker oss at sesongmønsteret kommer til uttrykk som additive skift i konstantleddet mellom de enkelte kvartaler. Denne metoden, som har vært anvendt en del i modellanalyser, har et par interessante egenskaper, som vi finner grunn til å minne om.

Anta generelt at den variable Y forklares ved en annen variabel X[3)], men sammenhengen "forstyrres" av sesongvariasjoner. Vi innfører derfor de binærvariable d_1, d_2 og d_3 som høyresidevariable i strukturrelasjonen ved siden av X. Idet vi lar t betegne kvartalets nummer, setter vi altså

(5.1) $$Y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma_1 d_{1t} + \gamma_2 d_{2t} + \gamma_3 d_{3t} + u_t \qquad (t = 1, 2, \ldots\ldots, 4T),$$

hvor d-ene er definert som i avsnitt 4.1.

Etter et velkjent teorem av Frisch og Waugh [14], som senere er generalisert av andre, jfr. Lovell [26], vil anvendelse av minste kvadraters metode på (5.1) gi samme estimat for β som det en får ved først å ta regresjonen av Y m.h.p. d-ene og X m.h.p. d-ene og deretter ta regresjonen av Y-residualene m.h.p. X-residualene beregnet i første trinn. En interessant artikkel av Lovell [26] behandler dette forholdsvis inngående. Teorem 4.1 (p.1001) i artikkelen gir hovedkonklusjonene av deres analyse. Disse har to viktige implikasjoner:

1) Hvis X inneholder sesongkomponenter, og vi unnlater å inkludere sesongvariable ved estimeringen, vil minste kvadraters estimatet for β bli "belastet" med effekten av sesongsvingningene. Siden nemlig X er sesongbelastet, vil X og d-ene være korrelerte. Utelatelse av d-ene betyr altså at vi utelater variable som er korrelert med dem vi inkluderer. At vi da får skjevheter i estimatene ved bruk av minste kvadraters metode er velkjent.

2) Hvis X ikke inneholder sesongsvingninger (f.eks. hvis sesongkorrigering allerede er foretatt), slik at X og d-ene er ortogonale, vil estimatet for β være upåvirket ved innføring av sesongvariable som angitt ovenfor. Dette gjelder uansett om Y er sesongbelastet eller ikke.[4)]

---

1) Svært mange empiriske analyser av investeringsatferd bygger på sesongjusterte kvartalsdata, men det hører med til unntagelsene at justeringsmetoden er beskrevet. I alminnelighet avfeies problemet med en bemerkning av typen "all data are seasonally adjusted". Ikke sjelden undertrykkes problemet helt. Det er ikke utenkelig at en grunn til at en del forfattere mener å kunne gi ganske presise utsagn om investeringenes lag-struktur er at deres observasjonsmateriale har vært utsatt for lineæroperasjoner som fører til en innebygget systematikk som ikke var til stede i originalseriene. Denne hypotese er det imidlertid vanskelig å få etterprøvet så lenge sesongjusteringsmetoden ikke er spesifisert og originaldataene angitt. I Biørn [6], (pp. 44-47), er det gitt et eksempel som viser at valget av justeringsprosedyre har stor betydning for estimatene for lag-koeffisientene i en dynamisk konsumfunksjon. Jfr. også Wallis [42].

2) Lignende problemer hefter ved "spektral-metoder" og beslektede sesongjusteringsmetoder; jfr. f.eks. Grether og Nerlove [16].

3) Konklusjonene nedenfor kan enkelt generaliseres til tilfellet med flere X-variable.

4) I dette tilfelle vil imidlertid regresjon av Y m.h.p. X vanligvis ikke være den optimale estimeringsmetode. Hvis vi lar effekten av sesongvariasjonene ivaretas av restleddene, vil det komme inn en systematisk komponent som medfører at forutsetningene om ukorrelerte og homoscedastiske restledd, som ligger til grunn for Gauss-Markov's teorem, brytes. Blant annet vil restleddene vise fjerde ordens autokorrelasjon; jfr. Thomas og Wallis [41], Sec. 6.

Vi kan altså med en viss rett si at det er verre feilaktig å unnlate å inkludere sesongvariable i en relasjon enn feilaktig å inkludere unødvendige sesongvariable. Thomas og Wallis uttrykker det på følgende måte: "Perhaps the common practice .... of including seasonal variables in a regression equation and paying them no further attention, may be given some charitable justification .... Whereas the erroneous exclusion of seasonal variables biases the estimates of the remaining coefficients, the extraneous inclusion of unnecessary variables "only" results in inefficient estimates, and it may be felt that, in some qualitative sense, biased estimates are worse than inefficient unbiased ones." ([41], p. 62)

Eksistensen av sesongvariasjoner reflekterer naturligvis at produksjonskapasiteten i de enkelte sektorer ikke utnyttes i konstant grad over året; det kan være betydelige forskjeller mellom tidsseriene for de tilstedeværende mengder av kapital og (i noen grad) arbeidskraft, som vi har observert, og tidsseriene for de mengder av disse faktorer som faktisk utnyttes i produksjonsprosessen. I det korte løp kan det derfor være vanskelig å forestille seg en sammenheng mellom produktmengden og de tilstedeværende faktormengder basert på ideen om teknisk effisiens. Enkelte vil av denne grunn kanskje gå så langt som til å si at begrepet produktfunksjon på kvartalsbasis er meningsløst og at investeringsteorier forankret i produktfunksjonsbegrepet er av tvilsom verdi til å forklare den kvartalsvise utvikling i investeringstallene.

Den begrunnelse vi i tilfelle må falle tilbake på, er forestillingen om at det eksisterer en "produktfunksjon" mellom gjennomsnittsnivåene ("normalnivåene") for faktormengdene og produktmengden. I "høysesongen" er produksjonskapasiteten for liten, mens det i "lavsesongen" kjøres med overkapasitet; anleggets størrelse er fastlagt ut fra gjennomsnittlige driftsforhold, som sesongjusterte variable kan være brukbare indikatorer for. Hvorvidt den implisitte metode for sesongjustering som vi har valgt, er den beste ut fra dette synspunkt, vil vi imidlertid ikke ha sagt noe om.

5.3. "Quasi-etterspørselsfunksjoner" for realkapital (kapitaltilpasningsrelasjoner) i industri i alt basert på CES-produktfunksjoner

La oss forutsette at produksjonsstrukturen tilnærmet kan representeres ved en CES-funksjon i de variable produksjonsfaktorer arbeidskraft og kapital. Som vist i [8], avsnitt 3.3., kan vi da av betingelsene for maksimering av neddiskontert cash-flow uttrykke logaritmen til kapitalbeholdningen ved utgangen av periode t ($\log K_t$) som en lineær funksjon av logaritmen til forholdet mellom produktprisen og den implisitte brukerpris på realkapital i periode t ($\log (p_t/c_t)$) og logaritmen til bruttoproduktet ($\log Q_t$). Legger vi aksessoriske lag-fordelinger på de to sistnevnte variable, representert ved lag-genereringspolynomene $\mu(L) = \mu_o + \mu_1 L + \mu_2 L^2 + \ldots$ og $\lambda(L) = \lambda_o + \lambda_1 L + \lambda_2 L^2 + \ldots.$, får vi en relasjon av formen (jfr. relasjonene (3.24) og (3.27) i [8])

$$(5.2) \quad \log K_t = \text{Konstant} + \sigma\mu(L)\log \frac{P_t}{c_t} + \kappa\lambda(L)\log Q_t$$

$$= \text{Konstant} + \sigma(\mu_o \log (p/c)_t + \mu_1 \log (p/c)_{t-1} + \ldots\ldots\ldots)$$

$$+ \kappa(\lambda_o \log Q_t + \lambda_1 \log Q_{t-1} + \ldots\ldots\ldots\ldots).$$

Lag-fordelingene kan være fremkommet som resultatet av tregheter i tilpasningen av realkapitalen eller tregheter i forventningsdannelsen for prisforhold og produktmengde (eller begge deler).

(Se [8], avsnitt 3.3 for en nærmere diskusjon.)[5] Vi vil i det følgende betegne en funksjon av denne form som en "quasi-etterspørselsfunksjon" for realkapital. Den har karakter av en etterspørselsfunksjon fordi den er avledet av bedriftenes faktortilpasning. Men produktmengden Q opptrer som høyresidevariabel ved siden av prisforholdet p/c på tross av at den bakenforliggende teori tilsier en simultan bestemmelse av Q og K. Relasjonen er dessuten modifisert ved innføring av lag-fordelinger.

Et viktig formål med beregningene har vært å forsøke å kartlegge resultatenes følsomhet overfor valget av indikator for kapitalbrukerprisen. I avsnitt 3.3 er det redegjort for de forutsetninger som er lagt til grunn ved etableringen av de forskjellige indikatorer. Av hensiktsmessighetsgrunner vil vi her dele fremstillingen i to: I underavsnitt 5.3.1 vil vi presentere resultater basert på brukerprisindikatorer beregnet ved hjelp av formel (3.14) (disse indikatorer er omtalt i underavsnitt 3.3.3). Dette vil utgjøre hoveddelen av avsnittet. Som supplement vil vi dernest i underavsnitt 5.3.2 kort presentere noen resultater basert på brukerprisindikatorer beregnet ved hjelp av formel (3.13) (disse indikatorer er omtalt i underavsnitt 3.3.2).

5.3.1. Resultater basert på brukerprisindikatorer beregnet ved formel (3.14)

For å kunne anvende relasjon (5.2) vil vi måtte legge restriksjoner på lag-koeffisientene. Disse kan anta forskjellige former; vi har funnet følgende fem varianter av lagstrukturer av interesse:

Modellvariant (i) : Ingen lag

Dvs.

$$(5.3)\quad \begin{cases} \mu_o \neq 0,\ \mu_1 = \mu_2 = \ldots\ldots = 0, \\ \lambda_o \neq 0,\ \lambda_1 = \lambda_2 = \ldots\ldots = 0. \end{cases}$$

Modellvariant (ii) : Ett lag

Dvs.

$$(5.4)\quad \begin{cases} \mu_o,\ \mu_1 \neq 0,\ \mu_2 = \mu_3 = \ldots\ldots = 0, \\ \lambda_o,\ \lambda_1 \neq 0,\ \lambda_2 = \lambda_3 = \ldots\ldots = 0. \end{cases}$$

Modellvariant (iii) : Geometrisk lag-struktur

Dvs.

$$(5.5a)\quad \begin{cases} \mu_i = (1-\mu)\ \mu^i & (0<\mu<1), \\ \lambda_i = (1-\lambda)\ \lambda^i & (0<\lambda<1), \end{cases} \qquad i = 0, 1, 2, \ldots\ldots$$

En ekvivalent måte å uttrykke dette på er at lag-genereringspolynomene kan skrives som

$$(5.5b)\quad \mu(L) = \frac{1-\mu}{1-\mu L} \quad \text{og} \quad \lambda(L) = \frac{1-\lambda}{1-\lambda L}\ .$$

---

5) Vi må her ta følgende forbehold: I relasjon (3.24) i [8] opptrer de variable i form av førstedifferenser. Dette henger sammen med at relasjonen som gir overgangen fra ønsket til faktisk kapitalutvikling, er på tilvekstform: $\Delta \log K_t = \mu(L)\ \Delta \log K_t^*$. En relasjon av formen (5.2) ville bli resultatet om vi istedet satte $\log K_t = \mu(L) \log K_t^*$. En slik omformulering av modellen er nærmest triviell når vi ser bort fra dens implikasjoner for modellens stokastiske egenskaper. Dette er diskutert nærmere i appendiks B, avsnitt 1.

Modellvariant (iv) : Enkel rasjonal lag-fordeling

Vi forutsetter spesielt at lag-polynomene er av formen

$$(5.6a)\quad \begin{cases} \mu(L) = \dfrac{a_o + a_1 L}{1-dL}, \\[2ex] \lambda(L) = \dfrac{b_o + b_1 L}{1-dL}. \end{cases}$$

Dette innebærer at lag-koeffisientene får følgende forløp:

$$(5.6b)\quad \begin{cases} \mu_o = a_o, & \\ \mu_i = (a_1 + da_o)\, d^{i-1}, & i = 1, 2, \ldots.., \\ \lambda_o = b_o, & \\ \lambda_i = (b_1 + db_o)\, d^{i-1}, & i = 1, 2, \ldots... \end{cases}$$

Modellvariant (v) : Polynomisk lag-fordeling ("Almon-lag")

Vi forutsetter spesielt at lag-strukturen inneholder 7 kvartalslag og kan føyes til annengrads-polynomer. Dette innebærer

$$(5.7)\quad \begin{cases} \mu_i = m_o + m_1 i + m_2 i^2, & i = 0, 1, 2, \ldots.., 7, \\ \lambda_i = n_o + n_1 i + n_2 i^2, & i = 0, 1, 2, \ldots.., 7, \end{cases}$$

hvor m-ene og n-ene er konstanter.

Alle de fem spesifikasjoner legger nokså stramme restriksjoner på koeffisientene i (5.2). Spesifikasjon (i) avskjærer muligheten for reaksjonsforsinkelser, (ii) kutter av lag-fordelingene allerede etter ett lag, mens (iii) og (iv) lar lag-virkningene i prinsippet løpe et uendelig antall perioder. I (iii) karakteriseres de to lag-fordelinger ved én enkelt parameter hver, mens de i (iv) beskrives ved tilsammen fem parametre. Spesifikasjon (v) muliggjør 7 lag; de to lag-fordelinger karakteriseres ved tre parametre hver. Hovedbegrunnelsen for å begrense lag-strukturen på denne måte er ønsket om å sikre et tilstrekkelig antall frihetsgrader ved estimeringen. Vårt observasjonsmateriale er neppe så stort at fri estimering av lag-koeffisientene ville være forsøket verdt. Vi har imidlertid ikke informasjon til å velge blant de alternative spesifikasjoner på a priori grunnlag. Det at økonomisk teori i alminnelighet gir få holdepunkter for a priori spesifikasjon av formen på lag-fordelinger og at man må gjøre mer eller mindre ubegrunnede gjetninger er et velkjent og alvorlig problem for økonometrikere som ønsker å analysere dynamiske mekanismer. Problemet er berørt flere steder i Griliches' oversiktsartikkel om 'distributed lags' [17]. Denne diskusjon er videreført av Sims [37] (se spesielt avsnitt 1).

De 8 første kolonner i tabell 9 gir resultater svarende til modellvariantene (i) og (ii). Beregningene bygger på vanlig minste kvadraters metode og er gjennomført med fire forskjellige indikatorer for den implisitte brukerpris på realkapital, c. (For detaljer, se avsnitt 3.3.3.) Resultatene gir som hovedinntrykk at bruttoproduktet er en mer "slagkraftig" "forklaringsvariabel" for kapitaletterspørselen enn den prisvariable. Således bidrar det løpende bruttoprodukt signifikant positivt i samtlige av disse 8 relasjoner (bedømt ved en ordinær t-test med 5% nivå), mens også det laggede bruttoprodukt bidrar signifikant i samtlige alternativer under modellvariant (ii) (relasjonene 2,4,6 og 8). Derimot er koeffisientestimatet foran den laggede prisvariable ikke signifikant positivt i noen av relasjonene. Punktestimatene - spesielt for koeffisientene foran den prisvariable - er imidlertid følsomme over valget av indikator for c. Det er altså av betydning hvorledes avskrivningsreglene og renteutviklingen representeres i modellen.

Resultater basert på modellvariant (iv) er gitt i tabell 9, kolonnene 9-12. Ved hjelp av en såkalt "Koyck-transformasjon" kan "quasi-etterspørselsfunksjonen" (5.2) omformes til

$$(5.8)\quad \log K_t = \text{Konstant} + \beta_1 \log \left(\frac{p}{c}\right)_t + \beta_2 \log \left(\frac{p}{c}\right)_{t-1} + \beta_3 \log Q_t + \beta_4 \log Q_{t-1} + \beta_5 \log K_{t-1}\,,$$

hvor $\beta_1 = \sigma a_o$, $\beta_2 = \sigma a_1$, $\beta_3 = \kappa b_o$, $\beta_4 = \kappa b_1$, $\beta_5 = d$.

Koeffisientene i denne transformerte relasjon er estimert ved vanlig minste kvadraters metode.[6] Til grunn for beregningene ligger de samme fire indikatorer for kapitalbrukerprisen som ovenfor.

Relasjon (5.8) kan formelt betraktes som en generalisering av "quasi-etterspørselsfunksjonen" basert på modellvariant (ii), med den laggede endogene variable, log K_{t-1}, som ekstra høyresidevariabel. Resultatene i tabell 9 viser at denne tilleggsvariabel "stjeler" en vesentlig del av "forklaringskraften" fra de øvrige. Tilsvarende forekommer ofte ved analyse av tidsseriedata og er en refleks av at den endogene variable, i dette tilfelle log K_{t-1}, er sterkt "trendbelastet". (Sammenlign kolonne 9 og 2, 10 og 4, 11 og 6 samt 12 og 8 i tabell 9.)

Estimatet for det residuale standardavvik (symbolisert med $\hat{\sigma}_u$ i tabell 9) er et brukbart mål for relasjonenes føyningspresisjon. I de 8 første relasjonene, dvs. de som bygger på modellvariantene (i) og (ii), er den av størrelsesorden 0.02. Siden relasjonene er på logaritmisk form, betyr det at den "uforklarte" del av variasjonen i K, målt som andel av K, utgjør ca. 2%. I de 4 siste relasjonene, dvs. de som svarer til modellvariant (iv), er residualspredningen bare ca. 1/10 av dette. Tilsynelatende er dette lovende, men i betraktning av at bruttoinvesteringen på årsbasis utgjør ca. 10% av kapitalbeholdningen og nettoinvesteringen bare omtrent halvparten av det igjen, må vi konkludere med at den andel av variasjonene i investeringsvolumet som en slik relasjon kan forventes å "forklare", neppe er særlig høy.

Ikke i noen av modellvariantene (i), (ii) og (iv) er koeffisientene σ og κ identifiserbare slik modellen nå står. Dette følger av at de opptrer som multiplikative faktorer til lag-koeffisientene i polynomene $\mu(L)$ og $\lambda(L)$. (Det samme gjelder for øvrig modellvariant (v), se nedenfor.) En tilleggsrestriksjon i form av en normalisering av lag-koeffisientene vil imidlertid være tilstrekkelig til å identifisere σ og κ. La oss spesielt forutsette at koeffisientsummen er satt lik 1 i begge lag-fordelinger, dvs. at alle reaksjonsforsinkelser blir realisert i løpet av det antall kvartaler som inngår i lag-strukturen. Dette synes å være en rimelig forutsetning. Det innebærer

$$\mu_o = \lambda_o = 1 \qquad \text{i modellvariant (i),}$$

$$\mu_o + \mu_1 = \lambda_o + \lambda_1 = 1 \qquad \text{i modellvariant (ii),}$$

$$\frac{a_o + a_1}{1-d} = \frac{b_o + b_1}{1-d} = 1 \qquad \text{i modellvariant (iv).}$$

---

6) Hvis restleddet i "strukturrelasjonen" (5.2), ikke er autokorrelert, vil restleddet i den transformerte relasjon, (5.8), bli autokorrelert . Siden den laggede endogene variable er høyresidevariabel, vil da minste kvadraters estimatorene være inkomsistente. Dette velkjente problem (se f.eks. Malinvaud [27], Ch. 14 § 5)) ser vi altså bort fra. Jfr. også appendiks B.

Tabell 9. "Quasietterspørselsfunksjoner" for realkapital i industri basert på en CES-produktfunksjon. Modellvariantene (i), (ii) og (iv).
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.
Venstresidevariabel: log K.

Alternativ	1	2	3	4	5	6
Kapitalleiepris a)	$c=c_{111}$	$c=c_{111}$	$c=c_{141}$	$c=c_{141}$	$c=c_{211}$	$c=c_{211}$
Modellvariant	(i)	(ii)	(i)	(ii)	(i)	(ii)
Konstantledd	3.1099 (0.6145)	2.7955 (0.5396)	2.8599 (0.2622)	2.8111 (0.1919)	2.6917 (0.3095)	2.5767 (0.2382)
log (p/c)	-0.01702 (0.09407)	0.08887 (0.09248)	0.17912 (0.06269)	0.12154 (0.07074)	0.28052 (0.13252)	0.27122 (0.09790)
$\log (p/c)_{-1}$		-0.06086 (0.09420)		0.05500 (0.07080)		0.06464 (0.10051)
log Q	0.88465 (0.05687)	0.46258 (0.09637)	0.85984 (0.03368)	0.42981 (0.07769)	0.86228 (0.03627)	0.40195 (0.08440)
$\log Q_{-1}$		0.45873 (0.09742)		0.44495 (0.07645)		0.46937 (0.08124)
$\log K_{-1}$						
d_1	0.01218 (0.01387)	-0.06402 (0.01856)	0.00153 (0.01249)	-0.06249 (0.01510)	0.00100 (0.01357)	-0.06973 (0.01582)
d_2	0.03719 (0.01363)	-0.03885 (0.01908)	0.02854 (0.01242)	-0.04408 (0.01518)	0.02689 (0.01356)	-0.05160 (0.01670)
d_3	0.11955 (0.01512)	0.01759 (0.02402)	0.11263 (0.01307)	0.01158 (0.01959)	0.11273 (0.01393)	0.00424 (0.02136)
R^2 b)	0.9548	0.9744	0.9644	0.9829	0.9606	0.9807
D.W. c)	1.73	0.66	2.12	1.07	2.01	1.06
$\hat{\sigma}_u$ d)	0.02837	0.02149	0.02516	0.01760	0.02647	0.01866

a) Definisjonen av de fire alternative indikatorer for kapitalleieprisen er gitt i avsnitt 3.3.3.
b) R = den multiple korrelasjonskoeffisient.
c) D.W. = Durbin-Watson-observatoren.
d) $\hat{\sigma}_u$ = estimatet for det residuale standardavvik.

Tabell 9 (forts.). "Quasietterspørselsfunksjoner" for realkapital i industri basert på en CES-produktfunksjon. Modellvariantene (i), (ii) og (iv).
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.
Venstresidevariabel: log K.

Alternativ	7	8	9	10	11	12
Kapitalleiepris[a)]	$c=c_{241}$	$c=c_{241}$	$c=c_{111}$	$c=c_{141}$	$c=c_{211}$	$c=c_{241}$
Modellvariant	(i)	(ii)	(iv)	(iv)	(iv)	(iv)
Konstantledd	3.4608 (0.2583)	3.3959 (0.1886)	0.19912 (0.08214)	0.18330 (0.07218)	0.14686 (0.06669)	0.13161 (0.10433)
log (p/c)	0.22728 (0.05629)	0.15100 (0.06513)	0.01783 (0.01041)	0.02035 (0.00972)	-0.01765 (0.01425)	0.00990 (0.01112)
$\log (p/c)_{-1}$		0.05654 (0.06572)	-0.01831 (0.01053)	-0.02048 (0.00958)	-0.01946 (0.01286)	-0.01606 (0.01057
log Q	0.77063 (0.04171)	0.38127 (0.06990)	0.02523 (0.01429)	0.02210 (0.01469)	0.01532 (0.01426)	0.01780 (0.01565)
$\log Q_{-1}$		0.41070 (0.06828)	0.00799 (0.01457)	0.00801 (0.01512)	-0.00557 (0.01551)	0.00410 (0.01645)
$\log K_{-1}$			0.95585 (0.02061)	0.95978 (0.02467)	0.98655 (0.02417)	0.97267 (0.02980)
d_1	-0.00210 (0.01140)	-0.05972 (0.01335)	-0.00571 (0.00242)	-0.00594 (0.00247)	-0.00241 (0.00259)	-0.00474 (0.00269)
d_2	0.02242 (0.01153)	-0.04349 (0.01341)	-0.00271 (0.00226)	-0.00281 (0.00227)	-0.00038 (0.00245)	-0.00230 (0.00246)
d_3	0.09957 (0.01270)	0.00747 (0.01739)	-0.00056 (0.00270)	-0.00090 (0.00261)	-0.00006 (0.00270)	-0.00100 (0.00275)
R^2 [b)]	0.9707	0.9866	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997
D.W. [c)]	2.19	1.25	..	..	..	..
$\hat{\sigma}_u$	0.02285	0.01558	0.00239	0.00233	0.00236	0.00245

Utnytter vi dette, får vi følgende punktestimater for σ og κ korresponderende med de 12 alternativer i tabell 9 :

Alt.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$\hat{\sigma}$	-0.017	0.028	0.179	0.177	0.281	0.336	0.227	0.208	-0.009	-0.003	-2.759	-0.225
	(0.094)		(0.062)		(0.133)		(0.056)					
$\hat{\kappa}$	0.885	0.921	0.860	0.875	0.862	0.871	0.771	0.792	0.752	0.749	0.725	0.801
	(0.057)		(0.034)		(0.036)		(0.041)					

Punktestimatene for substitusjonselastisiteten σ er gjennomgående lave og i noen tilfelle negative. De varierer ikke ubetydelig med valget av indikator for den implisitte brukerpris på realkapital, men samtlige estimater er mindre enn 1. I modellvariant (i), hvor testing er enkel å gjennomføre, er samtlige estimater signifikant mindre enn 1 (selv med et signifikansnivå på 1%), og tre av de fire estimatene er signifikant positive (nivå: 5%). Resultatene indikerer med andre ord at den bakenforliggende CES-produktfunksjon ikke er av Cobb-Douglas-form (hvor $\sigma = 1$), men at substitusjonsmulighetene mellom arbeidskraft og kapital er mindre enn denne funksjonsformen innebærer. For så vidt støtter disse resultater den innvending som Eisner og Nadiri [13], Rowley [33], [34] og andre har reist mot Jorgenson's opplegg, at en modellbeskrivelse basert på en Cobb-Douglas-teknologi er for restriktiv. Det er imidlertid et åpent spørsmål hvorvidt denne indirekte metode er en adekvat måte å teste hypoteser om substitusjonselastisiteten på.

Punktestimatene for κ, som kan tolkes som langtidselastisiteten av K m.h.p. Q, ligger klart under 1 i samtlige alternativer og viser forholdsvis beskjeden variasjon med valget av brukerprisindikator og modellvariant/estimeringsmetode.

Det er av interesse å undersøke hvilke implikasjoner resultatene ovenfor har for passuskarakteren i den bakenforliggende produktfunksjon. Som vist i [8], avsnitt 3.3, er κ gitt ved

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

hvor ε er passuskoeffisienten. Dette betyr

$$(5.9) \quad \varepsilon = \frac{1 - \sigma}{\kappa - \sigma}$$

Ved innsetting av estimatene for σ og κ fra tabellen ovenfor får vi følgende sett av estimater for ε:

Alt.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$\hat{\varepsilon}$	1.127	1.088	1.206	1.179	1.238	1.241	1.421	1.356	1.326	1.334	1.079	1.194

Samtlige estimater indikerer at den bakenforliggende produktfunksjon er kjennetegnet ved stigende utbytte med hensyn på skalaen. A priori er vel ikke dette utenkelig, selvom $\hat{\varepsilon}$'s avvikelse fra 1 er en del større enn det man vanligvis finner i økonometriske studier av produktfunksjoner.[7)]

7) Vi har ikke undersøkt hvorvidt $\hat{\varepsilon}$ er signifikant større enn 1. Griliches og Ringstads analyse av norske bedriftstellingsdata fra 1963 gav estimater på passuskoeffisienten for industri og bergverk totalt på ca. 1.07. (Jfr. [18], p. 63.)

Vi går så over til modellvariant (iii). Ved å sette lag-genereringspolynomene (5.5b) inn i det generelle uttrykk for "quasi-etterspørselsfunksjonen" for realkapital, (5.2), får vi

$$(5.10)\quad \log K_t = \text{Konstant} + \sigma \frac{1-\mu}{1-\mu L} \log (\frac{p}{c})_t + \kappa \frac{1-\lambda}{1-\lambda L} \log Q_t .$$

På denne form er relasjonen naturligvis ubrukelig som grunnlag for estimering, da lag-virkningene av log (p/c) og log Q går et uendelig antall perioder bakover. Ved en generalisert "Koyck-transformasjon" kan relasjonen - som i modellvariant (iv) - overføres til "estimerbar form". Vi vil sondre mellom to tilfelle : $\lambda = \mu$ og $\lambda \neq \mu$.

Tilfellet da $\lambda = \mu$

I dette tilfelle har prisforholdet og bruttoproduktet samme geometriske lag-fordeling. Ved å multiplisere med $1-\mu L$ på begge sider av likhetstegnet i (5.10) og flytte leddet $\mu L \log K_t = \mu \log K_{t-1}$ over til høyre side får vi

$$(5.11)\quad \log K_t = \text{Konstant} + \mu \log K_{t-1} + \sigma (1-\mu) \log (\frac{p}{c})_t + \kappa (1-\mu) \log Q_t .$$

Tilfellet da $\lambda \neq \mu$

For å få "transformert vekk" de uendelige lag-fordelingene i p/c og Q er det i dette tilfelle nødvendig å multiplisere med $(1-\mu L)(1-\lambda L) = 1-(\mu+\lambda) L + \mu\lambda L^2$ på begge sider av likhetstegnet. Utfører vi denne transformasjonen og flytter over leddet $\left\{(\mu+\lambda)L - \mu\lambda L^2\right\} \log K_t = (\mu+\lambda) \log K_{t-1} - \mu\lambda \log K_{t-2}$ til høyre side, får vi

$$(5.12)\quad \log K_t = \text{Konstant} + (\mu+\lambda) \log K_{t-1} - \mu\lambda \log K_{t-2} + \sigma(1-\mu) \log (\frac{p}{c})_t - \sigma(1-\mu)\lambda \log (\frac{p}{c})_{t-1}$$
$$+ \kappa (1-\lambda) \log Q_t - \kappa (1-\lambda)\mu \log Q_{t-1} .$$

De transformasjoner som vi har utført for å bringe (5.10) over på formen (5.11), resp. (5.12), gir seg utslag i relasjonenes stokastiske egenskaper. Dette er viktig fra et estimeringssynspunkt og er diskutert i appendiks B .

Formelt sett kan (5.11) betraktes som et spesialtilfelle av (5.8) med $d = \mu$, $a_o = b_o = 1-\mu$ og $a_1 = b_1 = 0$. Empiriske resultater basert på denne mer generelle relasjon er diskutert ovenfor, og vi vil derfor avstå fra å analysere spesialtilfellet. Relasjon (5.12) vil vi derimot se nærmere på. Mellom "strukturdelene" i (5.11) og (5.12) er det en prinsipielt viktig forskjell: I (5.11) er det en én-éntydig korrespondanse mellom koeffisientene foran de tre "høyresidevariable" og de tre strukturkoeffisienter $\mu(=\lambda)$, σ og κ. Koeffisientene foran de seks "høyresidevariable" i (5.12) er derimot bestemt ved de fire strukturkoeffisienter μ, λ, σ og κ; vi har m.a.o. en form for "overidentifikasjon". Ved estimeringen kan disse restriksjonene neglisjeres eller vi kan ta hensyn til dem. Eventuelt kan ytterligere restriksjoner pålegges. Vi har valgt å utføre estimeringen ved å anvende minste kvadraters metode på (5.12)[8] under

8) Her møter vi naturligvis et tilsvarende problem med laggede endogene variable og autokorrelerte restledd som det som hefter ved relasjon (5.8). Jfr. fotnote 6 ovenfor og appendiks B.

følgende alternative sett av restriksjoner:

a) Ingen restriksjoner pålagt.

b) Hensyntagen til modellens restriksjoner på koeffisientene i (5.12).

c) Som b) med tillegg av restriksjonen $\mu = 1$.[9)]

d) Som b) med tillegg av restriksjonen $\lambda = 1$.[9)]

Som indikator for kapitalleieprisen ved disse beregninger er benyttet c_{112}.[10)]

Resultatet av minste kvadraters estimering uten restriksjoner (alt.a) ble

$$\log \hat{K}_t = \underset{(0.0847)}{0.1803} + \underset{(0.0205)}{0.9548} \log K_{t-1} - \underset{(0.0003)}{0.0002} \log K_{t-2}$$

$$+ \underset{(0.0093)}{0.0186} \log \left(\frac{p}{c}\right)_t - \underset{(0.0096)}{0.0168} \log \left(\frac{p}{c}\right)_{t-1}$$

$$+ \underset{(0.0144)}{0.0271} \log Q_t + \underset{(0.0144)}{0.0095} \log Q_{t-1}$$

$$\underset{(0.0024)}{-0.0059} d_{1t} - \underset{(0.0022)}{0.0030} d_{2t} - \underset{(0.0027)}{0.0004} d_{3t},$$

$$R^2 = 0.9997, \qquad \hat{\sigma}_u = 0.00238.$$

Alle estimater i denne relasjon så nær som koeffisientestimatet foran log Q_{t-1} har fått "riktig" fortegn i henhold til de a priori forutsetninger om modellens strukturkoeffisienter. (Kfr. (5.12).) Hverken dette estimatet eller estimatet foran log K_{t-2} avviker imidlertid signifikant fra null. På grunnlag av koeffisientestimatene foran de prisvariable får vi følgende implisitte estimat for λ

$$\lambda^* = \frac{0.0168}{0.0186} = 0.9032.$$

Tilsvarende gir koeffisientestimatene foran log Q_t og log Q_{t-1} følgende implisitte estimat for μ

$$\mu^* = \frac{-0.0095}{0.0271} = -0.3505.$$

Kombinerer vi dette med koeffisientestimatene foran henholdsvis log $(p/c)_t$ og log Q_t, får vi bestemt følgende implisitte estimater for σ og κ

$$\sigma^* = \frac{0.0186}{1+0.3505} = 0.0138,$$

$$\kappa^* = \frac{0.0271}{1-0.9032} = 0.2800.$$

---

9) Strengt tatt er alternativene c) og d) uforenlige med det analyseskjema som ligger til grunn for (5.12). Når $\mu=1$, eksisterer nemlig ikke lag-polynomet $(1-\mu)/(1-\mu L)$ i (5.10); tilsvarende eksisterer ikke $(1-\lambda)/(1-\lambda L)$ når $\lambda=1$. Dette impliserer at σ vil være uidentifiserbar i alternativ c) og κ i alternativ d). Vi mener likevel at resultatene basert på disse ekstreme forutsetninger er av interesse, og vi gjengir dem med dette forbehold.

10) At vi her har benyttet c_{112} og ikke c_{111} henger sammen med at disse beregninger ble utført på et tidligere tidspunkt enn de øvrige. De to leieprisindikatorer er imidlertid så sterkt korrelert (som nevnt i avsnitt 3.3.3, er korrelasjonskoeffisienten mellom de to tilsvarende "enhetsleiepriser" lik 0.9995) at dette er uten praktisk betydning. Resultatene er fullt sammenlignbare med de øvrige basert på c_{111}.

Begge er lavere enn det vi gjennomgående fant ved modellvariantene (i), (ii) og (iv) ovenfor.[11] Koeffisientestimatene foran log K_{t-1} og log K_{t-2} gir

$$\text{est } (\mu+\lambda) = 0.9548,$$

$$\text{est } (\mu\lambda) = 0.0002,$$

som er vesentlig forskjellig fra de tilsvarende estimater basert på μ^* og λ^*, nemlig

$$\mu^* + \lambda^* = 0.5527,$$

$$\mu^* \lambda^* = -0.3166.$$

Disse forskjellene er naturligvis en refleks av at de a priori restriksjoner på koeffisientene ikke er innarbeidet i estimeringsmetoden.

Tabell 10 gir resultatene av minste kvadraters estimering under restriksjonene b) - d). Alternativ b) nødvendiggjør bruk av ikke-lineær minste kvadraters metode, fordi antall høyresidevariable i (5.12) overstiger antall strukturkoeffisienter (konstantleddet ikke iberegnet).[12] Estimeringen under alternativene c) og d) er foretatt som fri minste kvadraters estimering på henholdsvis

$$\text{(5.12-c)} \quad \log K_t - \log K_{t-1} = \lambda\,(\log K_{t-1} - \log K_{t-2}) + \kappa\,(1-\lambda)\,(\log Q_t - \log Q_{t-1})$$

og

$$\text{(5.12-d)} \quad \log K_t - \log K_{t-1} = \mu\,(\log K_{t-1} - \log K_{t-2}) + \sigma\,(1-\mu)\,(\log (\tfrac{P}{C})_t - \log (\tfrac{P}{C})_{t-1}).$$

Ikke-lineær estimering er her unødvendig for å sikre entydige estimater, da det er en én-éntydig korrespondanse mellom koeffisientene foran de høyresidevariable og strukturkoeffisientene i begge relasjoner.

Aksepterer vi den geometriske lag-mekanisme som ligger til grunn for modellvariant (iii), må vi altså ut fra resultatene i første kolonne i tabell 10 konkludere med at det synes å være en betydelig treghet i produsentenes tilpasning av kapitalen til endringer i bruttoproduktet (λ ligger nær 1), men at reaksjonen vis à vis prisendringer skjer temmelig raskt (μ ligger nær 0). (Jfr. relasjon (5.5a).) Estimatet for substitusjonselastisiteten er meget lavt, omkring 0.02, men signifikant positivt. Også estimatet for elastisiteten κ er noe lavt ut fra a priori vurderinger. (Det implisitte estimat for passuskoeffisienten basert på formel (5.9) er 1.34.) Pålegger vi imidlertid μ verdien 1 a priori, "presses" estimatet for λ nesten ned i null, og vi får et uakseptabelt lavt estimat for κ (jfr. annen kolonne av tabell 10).

---

11) Det implisitte estimat for passuskoeffisienten er nokså meningsløst. Ved hjelp av (5.9) finner vi $\varepsilon^* = (1-0.0138)/(0.2800-0.0138) = 3.70$.

12) Beregningene ble utført ved iterasjon. Løsningspunktet ble nådd etter 8 iterasjonsrunder med følgende valg av initialverdier: konstantledd = 0, $\mu = 0.5$, $\lambda = 0.5$, $\sigma = 1.0$, $\kappa = 1.0$. Allerede etter 5 iterasjonsrunder lå anslagene meget nær de endelige estimater. Se tabell 11.

Tabell 10. "Quasietterspørselsfunksjoner" for realkapital i industri basert på en CES-produktfunksjon. Modellvariant (iii), alternativene b),c) og d).
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Alternativ b: Ikke-lineær minste kvadraters metode.
Alternativ c og d: Vanlig minste kvadraters metode på førstedifferensform.

$c = c_{112}$

$$\log K_t = \text{Konstant} + (\mu+\lambda)\log K_{t-1} - \mu\lambda\log K_{t-2} + \sigma(1-\mu)\log(p/c)_t - \sigma(1-\mu)\lambda\log(p/c)_{t-1}$$

$$+ \kappa(1-\lambda)\log Q_t - \kappa(1-\lambda)\mu\log Q_{t-1} + a_1 d_{1t} + a_2 d_{2t} + a_3 d_{3t} + u_t$$

Alternativ	b)	c)	d)
Konstantledd	0.1642 (0.0474)	0.0126 c) (0.0020)	0.0143 c) (0.0009)
$\hat{\mu}$	0.0002 (0.0003)	1 a)	0.0003 (0.0003)
$\hat{\lambda}$	0.9635 (0.1457)	0.0003 (0.0003)	1 a)
$\hat{\sigma}$	0.0181 (0.0086)	..	0.0141
$\hat{\kappa}$	0.7513 (0.1119)	0.0894	..
$\hat{a}_1$	-0.0046 (0.0013)	-0.0024 (0.0022)	-0.0048 (0.0014)
$\hat{a}_2$	-0.0018 (0.0013)	-0.0015 (0.0023)	-0.0030 (0.0013)
$\hat{a}_3$	0.0005 (0.0022)	-0.0011 (0.0030)	-0.0032 (0.0012)
R^2	0.9997	0.2904 b)	0.3281 b)
$\hat{\sigma}_u$	0.002306	..	..

a) A priori restriksjon.
b) Relasjonen er estimert på førstedifferensform; jfr. (5.12-c) og (5.12-d).
c) Konstantledd er inkludert ved estimeringen fordi relasjonen inneholder sesongvariable.

La oss til slutt betrakte resultatene basert på modellvariant (v), som forutsetter at koeffisientene i lag-fordelingen kan genereres ved et polynom. For å kunne bruke denne metoden må man velge a priori verdier for antall lag som inngår i lag-fordelingen og for polynomets gradantall.[13)] Vi har valgt å forutsette at lag-fordelingene for så vel prisforholdet som bruttoproduktet omfatter 8 kvartaler - nærmere bestemt at de strekker seg fra og med det løpende kvartal og går 7 kvartaler bakover - og at lag-polynomene er av annen grad. (Kfr. (5.7).) Vi har ingen sterke argumenter for disse valg av parameterverdier, men nøyer oss med å påpeke at de polynomiske lag-fordelinger for kvartalsdata som en finner i litteraturen, vanligvis omfatter fra 4 til 16 kvartaler og er basert på polynomer av 2. - 4. grad.[14)] Valget av forutsetninger på dette punkt kan imidlertid ha vesentlig innflytelse på de konklusjoner som trekkes. Man kan lett - frivillig eller ufrivillig - komme i den situasjon at lag-fordelingens form i det vesentlige er fastlåst i og med valget av a priori spesifikasjon; det er lite som det "overlates til"

13) Lag-fordelinger av denne type ble lansert og anvendt i investeringsanalyse i en artikkel av Shirley Almon [2]. En lettere tilgjengelig fremstilling av metoden er gitt i Dhrymes [12], kapittel 3.3. (Se også [12], kapittel 8.)
14) Se f.eks. McCarthy [28], avsnitt IIA.3.

Tabell 11. Iterasjonsberegningene ved ikke-lineær minste kvadraters estimering av koeffisientene i (5.12).a)

Iterasjon nr.	Konstantledd	μ	λ	σ	κ	a_1	a_2	a_3	Residual kvadratsum
1	0.00000	0.50000	0.50000	1.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	6.2384
2	0.87452	0.19810	0.55269	-0.06424	0.85596	-0.01369	-0.00656	-0.00778	5.3627
3	0.34224	-0.14644	0.96457	0.05391	0.93653	-0.01959	-0.01572	-0.00558	3.0108
4	0.16557	-0.00007	0.96288	0.02282	0.77273	-0.00454	-0.00169	0.00078	0.0011536
5	0.16424	0.00018	0.96354	0.01814	0.75167	-0.00464	-0.00183	0.00051	0.0001441
6	0.16420	0.00018	0.96354	0.01814	0.75132	-0.00464	-0.00183	0.00051	0.0001436
7	0.16421	0.00018	0.96354	0.01814	0.75132	-0.00464	-0.00183	0.00051	0.0001436
8	0.16420	0.00018	0.96354	0.01814	0.75132	-0.00464	-0.00183	0.00051	0.0001436

a) Jfr. tabell 10, alternativ b).

datamaterialet å bestemme.[15)]

Resultatene er gitt i tabell 12. I tillegg til punktestimatene for koeffisientene i (5.2) med tilhørende standardavvik-estimater inneholder tabellen punktestimater og standardavvik for summen av lag-koeffisientene og for det gjennomsnittlige lag[16)] i hver av de to lagfordelingene. Lag-fordelingens form varierer en del med valget av leieprisindikator, men sett under ett tyder resultatene på at det gjennomgående tar kortere tid før endringer i den prisvariable slår ut i kapitaletterspørselen enn det tar før endringer i bruttoproduktet slår ut. (Sammenlign tabellens annen og fjerde linje nedenfra.) Beregningene basert på modellvariantene (ii) og (iii) peker i samme retning. (Kfr. tabell 9, kolonnene 2,4,6 og 8, og tabell 10, kolonne 1.)

Forutsetter vi, som ovenfor, at $\Sigma_i\mu_i = \Sigma_i\lambda_i = 1$, kan estimatene for summen av lag-koeffisientene tolkes som estimater for henholdsvis σ og κ. Herav kan vi ved hjelp av formel (5.9) beregne et implisitt estimat for passuskoeffisienten ε. Vi finner

	$c=c_{111}$	$c=c_{141}$	$c=c_{211}$	$c=c_{241}$
$\hat{\sigma}$	-0.050	0.192	0.308	0.193
$\hat{\kappa}$	0.963	0.898	0.908	0.810
$\hat{\varepsilon}$	1.037	1.144	1.154	1.308

Estimatene for σ og κ er av samme størrelsesorden som, men ligger litt i overkant av, de tilsvarende estimater basert på modellvariantene (i) og (ii), mens estimatene for ε er noe lavere. Residualspredningen er omtrent halvert i forhold til modellvariant (ii).

15) Formelt kan det vises at feilaktig spesifikasjon av laggets lengde og/eller polynomets gradantall kan gi skjevheter i minste kvadraters estimatorene, ødelegge deres normalitetsegenskaper og gjøre t- og F- signifikanstester inadekvate. (Kfr. Schmidt og Waud [36] og Frost [15].) Dette er et alvorlig problem, som vi bør ha i mente ved vurdering av de empiriske resultater.
16) Gjennomsnittslaget er definert som det veide gjennomsnitt av lag-numrene med de tilhørende lag-koeffisienter som vekter. Gjennomsnittslaget for prisforholdet er eksempelvis $(\Sigma_i i(\sigma\mu_i)/\Sigma_i(\sigma\mu_i) = \Sigma_i i\mu_i/\Sigma_i\mu_i$.

Tabell 12. "Quasietterspørselsfunksjoner" for realkapital i industri basert på en CES-produktfunksjon.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2.gradspolynom).

$$\log K_t = \sigma \sum_{i=o}^{7} \mu_i \log \left(\frac{P}{c}\right)_{t-i} + \kappa \sum_{i=o}^{7} \lambda_i \log Q_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} \gamma_i d_{it} + \text{konstantledd} + u_t$$

	$c=c_{111}$	$c=c_{141}$	$c=c_{211}$	$c=c_{241}$
Konstantledd	2.6232 (0.9464)	2.5871 (0.1962)	2.3454 (0.2369)	3.2961 (0.2222)
$\sigma\hat{\mu}_o$	0.00650 (0.03322)	0.05612 (0.01915)	0.10390 (0.04595)	0.06399 (0.02136)
$\sigma\hat{\mu}_1$	0.01883 (0.01933)	0.03793 (0.00861)	0.08328 (0.02399)	0.04248 (0.00849)
$\sigma\hat{\mu}_2$	0.02317 (0.01675)	0.02425 (0.00704)	0.06364 (0.02033)	0.02604 (0.00756)
$\sigma\hat{\mu}_3$	0.01953 (0.01780)	0.01509 (0.00924)	0.04495 (0.02443)	0.01465 (0.01103)
$\sigma\hat{\mu}_4$	0.00792 (0.01721)	0.01045 (0.00905)	0.02721 (0.02545)	0.00831 (0.01103)
$\sigma\hat{\mu}_5$	-0.01168 (0.01881)	0.01032 (0.00690)	0.01041 (0.02517)	0.00704 (0.00769)
$\sigma\hat{\mu}_6$	-0.03926 (0.03073)	0.01470 (0.00995)	-0.00544 (0.03423)	0.01082 (0.00902)
$\sigma\hat{\mu}_7$	-0.07481 (0.05333)	0.02360 (0.02146)	-0.02035 (0.05853)	0.01966 (0.02195)
$\kappa\hat{\lambda}_o$	0.17110 (0.09247)	0.12380 (0.06549)	0.07690 (0.08782)	0.06835 (0.05838)
$\kappa\hat{\lambda}_1$	0.15330 (0.05506)	0.13730 (0.03730)	0.11760 (0.05524)	0.10820 (0.03420)
$\kappa\hat{\lambda}_2$	0.13710 (0.04623)	0.14240 (0.03017)	0.14320 (0.04370)	0.13280 (0.02817)
$\kappa\hat{\lambda}_3$	0.12260 (0.04849)	0.13910 (0.03248)	0.15370 (0.04176)	0.14220 (0.02950)
$\kappa\hat{\lambda}_4$	0.10980 (0.04485)	0.12740 (0.03090)	0.14900 (0.03729)	0.13640 (0.02722)
$\kappa\hat{\lambda}_5$	0.09864 (0.03620)	0.10740 (0.02571)	0.12920 (0.03262)	0.11530 (0.02230)
$\kappa\hat{\lambda}_6$	0.08912 (0.04793)	0.07896 (0.03385)	0.09418 (0.04854)	0.07905 (0.03132)
$\kappa\hat{\lambda}_7$	0.08125 (0.09421)	0.04216 (0.06559)	0.04406 (0.09077)	0.02757 (0.06151)
$\hat{\gamma}_1$	-0.00154 (0.00897)	-0.00515 (0.00646)	-0.00453 (0.00888)	-0.00523 (0.00590)
$\hat{\gamma}_2$	-0.00586 (0.01164)	-0.00946 (0.00819)	-0.01142 (0.01171)	-0.01056 (0.00755)
$\hat{\gamma}_3$	0.00222 (0.01065)	-0.00100 (0.00755)	-0.00713 (0.00979)	-0.00574 (0.00666)
R^2	0.9895	0.9947	0.9927	0.9960
D.W.	0.47	0.48	0.37	0.38
$\hat{\sigma}_u$	0.01194	0.00844	0.00994	0.00733
est $(\Sigma_i i\mu_i/\Sigma_i\mu_i)$	13.2955 (73.1129)	2.4862 (0.6307)	1.0768 (1.2790)	2.1217 (0.6170)
est $(\sigma\Sigma_i\mu_i)$	-0.04981 (0.14980)	0.19246 (0.04394)	0.30756 (0.13554)	0.19298 (0.03539)
est $(\Sigma_i i\lambda_i/\Sigma_i\lambda_i)$	2.9404 (0.8016)	2.9546 (0.6108)	3.2830 (0.8594)	3.1978 (0.6213)
est $(\kappa\Sigma_i\lambda_i)$	0.96293 (0.08297)	0.89854 (0.02890)	0.90784 (0.04479)	0.80982 (0.03481)

Et alvorlig problem ved disse resultater, som gjør det vanskelig å vurdere deres pålitelighet, er at Durbin-Watson-observatoren har uakseptabelt lave verdier, vesentlig lavere enn dem vi fikk ved modellvariantene (i) og (ii). Dette kan ha sin bakgrunn i at spesifikasjonen med polynomiske lag-fordelinger er for stram, men også en rekke andre former for feilspesifikasjon av modellen kan bringe autokorrelasjon i restleddene.[17)]

Under forutsetning av at restleddsfordelingen med en rimelig grad av tilnærmelse følger en første ordens autoregressiv prosess, representert ved

$$(5.13)\quad \begin{cases} u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ hvor } |\rho|<1, \\ E\varepsilon_t = 0, \\ E\,(\varepsilon_t \varepsilon_s) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & \text{for } s = t \\ 0 & \text{ellers,} \end{cases} \end{cases}$$

er det forholdsvis enkelt å råde bot på autokorrelasjonsproblemet. Vi har imidlertid intet grunnlag for å anta at autokorrelasjonen akkurat skulle være av denne enkle form.

Ved å anvende operatoren $1-\rho L$ på begge sider av likhetstegnet i relasjon (5.2) (supplert med restleddet u_t) og ta hensyn til (5.13) får vi da en relasjon av formen

$$(5.14)\quad (1-\rho L)\log K_t = \text{Konstant} + \sigma \sum_i \mu_i\,(1-\rho L)\log \left(\frac{P}{c}\right)_{t-i} + \kappa \sum_i \lambda_i\,(1-\rho L)\log Q_{t-i} + \varepsilon_t.$$

Det kan vises at de verdier av ρ og lag-koeffisientene $\sigma\mu_i$ og $\kappa\lambda_i$ som minimerer uttrykket

$$(5.15)\quad v = \frac{\sum_t \varepsilon_t^2}{1-\rho^2},$$

tilnærmet faller sammen med Maximum Likelihood-estimatene for disse koeffisientene.[18)] Rent praktisk løses dette problemet enklest ved bruk av et såkalt "gitter"; dvs. vi gjennomfører minste kvadraters regresjonsberegninger på relasjon (5.14) for forskjellige verdier av ρ over et a priori rimelig område og som løsningspunkt velger den ρ-verdi og de tilhørende verdier av lag-koeffisientene som gir lavest verdi for v.[19)]

---

17) Durbin-Watson-observatoren er ubrukbar for å teste for autokorrelasjon i restleddene i de relasjoner som ligger til grunn for estimeringen i modellvariantene (iii) og (iv). Dette skyldes at laggede verdier av den endogene variable opptrer som høyresidevariable i regresjonsligningene. (Kfr. f.eks. Malinvaud [27], p. 465.)

18) Se Dhrymes [12], kapittel 4.6. Vi forutsetter normaltfordelte restledd. Maximum Likelihood-metoden svarer til å transformere observasjonsvektorene for de variable ved hjelp av T x T-matrisen (T betegner antall observasjonssett)

$$M = \begin{bmatrix} \sqrt{1-\rho^2} & 0 & 0 \;\ldots\ldots\; 0 & 0 \\ -\rho & 1 & 0 \;\ldots\ldots\; 0 & 0 \\ 0 & -\rho & 1 \;\ldots\ldots\; 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 \;\ldots\ldots -\rho & 1 \end{bmatrix}$$

Den transformasjonsmatrise vi benytter, er den (T-1) x T-matrise som fremkommer når første linje i M sløyfes. (Jfr. Dhrymes [12], pp. 67-69.)

19) La $\hat{\varepsilon}_t(\rho)$ betegne minste kvadraters residualene oppfattet som funksjon av ρ. Da gir $\hat{\sigma}_\varepsilon^2(\rho) = \frac{1}{T}\sum_t \hat{\varepsilon}_t(\rho)^2$, hvor T betegner antall observasjonssett, en estimator for σ_ε^2 betinget m.h.p. denne ρ-verdi. Siden var $u_t = \sigma_u^2 = \sigma_\varepsilon^2/(1-\rho^2)$ når (5.13) gjelder, gir $\hat{\sigma}_u^2(\rho) = \hat{\sigma}_\varepsilon^2(\rho)/(1-\rho^2)$ den tilsvarende betingede estimator for variansen til u_t. Følgelig er minimalisering av v ekvivalent med å minimalisere $\hat{\sigma}_u^2(\rho)$ m.h.p. ρ, som igjen naturligvis er ekvivalent med å minimalisere $\hat{\sigma}_u(\rho)$ m.h.p. ρ.

Resultatet er gitt i tabell 13. Siden Durbin-Watson-observatorene i tabell 12 indikerer positiv autokorrelasjon, har vi begrenset oss til ρ-verdier mellom 0.0 og 0.9. Beregningene er gjennomført bare for de leieprisindikatorer som bygger på ordinær avskrivning, dvs. c_{111} og c_{211}. Av plasshensyn har vi nøyet oss med å gjengi resultater for lag-koeffisientenes sum og for det gjennomsnittlige lag, som til sammen gir en summarisk karakteristikk av lag-fordelingene. Minimalverdien for v - eller hva som kommer ut på det samme: minimalverdien for det residuale standardavvik for u, $\hat{\sigma}_u$ (ρ) (se fotnote 19) - inntreffer i begge tilfeller for $\rho \approx 0.7$.[20] De tilhørende punktestimater for lag-koeffisientene er gitt i nedenstående tabell.

	$\hat{\sigma\mu_i}$		$\hat{\kappa\lambda_i}$	
i	$c=c_{111}$	$c=c_{211}$	$c=c_{111}$	$c=c_{211}$
0	0.01053	0.0419	0.0688	0.0612
1	0.01717	0.0460	0.1273	0.1238
2	0.02021	0.0436	0.1654	0.1642
3	0.01964	0.0348	0.1830	0.1823
4	0.01546	0.0195	0.1801	0.1781
5	0.00768	-0.0023	0.1568	0.1516
6	-0.00371	-0.0306	0.1129	0.1029
7	-0.01870	-0.0654	0.0486	0.0318

De implisitte punktestimater for σ, κ og ε svarende til disse estimater er:

	$c=c_{111}$	$c=c_{211}$
$\hat{\sigma}$	0.068	0.087
$\hat{\kappa}$	1.043	0.996
$\hat{\varepsilon}$	0.956	1.004

som avviker en del fra de resultater vi fikk da vi satte $\rho = 0$ a priori. Residualspredningen er redusert til noe over halvparten av hva den er i tilfellet da autokorrelasjonen neglisjeres ($\hat{\sigma}_u$ (0.7) = 0.0064, $\hat{\sigma}_u$ (0) = 0.0119).

Autokorrelasjonsproblemet er imidlertid langt fra eliminert; Durbin-Watson-observatorene (basert på $\hat{\varepsilon}$-residualene) er generende lave og tyder på positiv autokorrelasjon også i de transformerte restledd ε_t. Det er derfor tvilsomt om autokorrelasjonsskjemaet har den enkle form (5.13). For øvrig er det interessant å konstatere at lag-fordelingen for bruttoproduktet er relativt ufølsom overfor endringer i ρ innenfor det intervall beregningene dekker. Punktestimatene for lag-koeffisientene til prisforholdet viser derimot atskillig variasjon, men estimatene er - som i tabell 12 - beheftet med betydelig usikkerhet.

Vi har ovenfor gjengitt resultatene av forsøk på simultant å estimere autokorrelasjonskoeffisienten ρ og koeffisientene i (5.2) (med restriksjonene (5.7) pålagt) ved en modifisert utgave av Maximum Likelihood-metoden. Som et alternativ har vi forsøkt å "trekke ut" autokorrelasjonseffekten ved å anvende følgende totrinnsmetode:[21] I første trinn estimeres ρ ved regresjon på grunnlag av u-residualene beregnet ved minste kvadraters estimering av (5.2), dvs.[22]

20) Vi regner med at vi her har funnet det globale maksimum av likelihood-funksjonen, selv om vi ikke er garantert at så er tilfelle. Ved å legge et "finere" gitter kunne vi naturligvis få bestemt løsningspunktet mer presist.
21) Denne metode ble foreslått i 1949 av Cochrane og Orcutt [11].
22) Denne estimator er konsistent, men den inneholder en forventningsskjevhet, som vanligvis vil være negativ, i endelige sample. Se Rao og Griliches [31], pp. 5-6 og 33-35.

Tabell 13. "Quasietterspørselsfunksjoner" for realkapital i industri basert på en CES-produktfunksjon.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2.gradspolynom) anvendt på en førsteordens autoregressiv transformasjon /Gitter over ρ.

$$(1-\rho L)\log K_t=\sigma\sum_{i=o}^{7}\mu_i(1-\rho L)\log(\frac{P}{c})_{t-i} + \kappa\sum_{i=o}^{7}\lambda_i(1-\rho L)\log Q_{t-i} + \text{Sesongledd} + \text{Konstant} + \varepsilon_t$$

ρ	est($\sigma\Sigma_i\mu_i$)	est($\frac{\Sigma_i i\mu_i}{\Sigma_i\mu_i}$)	est($\kappa\Sigma_i\lambda_i$)	est($\frac{\Sigma_i i\lambda_i}{\Sigma\lambda_i}$)	$\hat{\sigma}_\varepsilon(\rho)$	$\hat{\sigma}_u(\rho)=\hat{\sigma}_\varepsilon(\rho)/\sqrt{1-\rho^2}$	D.W.[a)]
		$c=c_{111}$					
0	-0.0498	13.2955	0.9629	2.9404	0.011936	0.011936	0.4669
	(0.1498)	(73.1129)	(0.0830)	(0.8016)			
0.1	-0.0359	16.1891	0.9690	2.9990	0.010860	0.010915	0.4279
	(0.1451)	(129.379)	(0.0816)	(0.7647)			
0.2	-0.0184	26.2519	0.9771	3.0610	0.009758	0.009959	0.3922
	(0.1388)	(442.101)	(0.0796)	(0.7153)			
0.3	0.0019	-192.441	0.9872	3.1251	0.008637	0.009054	0.3636
	(0.1309)	(35381.6)	(0.0768)	(0.6536)			
0.4	0.0233	-10.5696	0.9990	3.1899	0.007514	0.008198	0.3461
	(0.1215)	(202.489)	(0.0735)	(0.5814)			
0.5	0.0435	-2.8762	1.0122	3.2548	0.006419	0.007412	0.3436
	(0.1109)	(48.5605)	(0.0698)	(0.5028)			
0.6	0.0597	-0.2779	1.0265	3.3195	0.005407	0.006759	0.3597
	(0.1001)	(21.6630)	(0.0669)	(0.4257)			
0.7	0.0683	0.9314	1.0429	3.3842	0.004578	0.006411	0.3925
	(0.0910)	(14.4679)	(0.0672)	(0.3627)			
0.8	0.0637	1.3988	1.0636	3.4475	0.004107	0.006845	0.4190
	(0.0876)	(16.3231)	(0.0794)	(0.3384)			
0.9	0.0201	-2.8678	1.0472	3.5041	0.004238	0.009723	0.3835
	(0.0971)	(220.632)	(0.1530)	(0.4758)			
		$c=c_{211}$					
0	0.3076	1.0768	0.9078	3.2830	0.009936	0.009936	0.3724
	(0.1355)	(1.2790)	(0.0448)	(0.8594)			
0.1	0.2933	0.9596	0.9128	3.2571	0.009020	0.009065	0.3807
	(0.1325)	(1.2759)	(0.0436)	(0.8067)			
0.2	0.2749	0.8069	0.9191	3.2349	0.008114	0.008281	0.3917
	(0.1294)	(1.2789)	(0.0422)	(0.7430)			
0.3	0.2514	0.6024	0.9271	3.2213	0.007221	0.007570	0.4069
	(0.1261)	(1.3006)	(0.0408)	(0.6689)			
0.4	0.2222	0.3059	0.9371	3.2213	0.006348	0.006926	0.4297
	(0.1229)	(1.3842)	(0.0395)	(0.5864)			
0.5	0.1855	-0.1904	0.9504	3.2379	0.005506	0.006358	0.4666
	(0.1200)	(1.7017)	(0.0385)	(0.4999)			
0.6	0.1401	-1.2067	0.9687	3.2722	0.004722	0.005903	0.5311
	(0.1175)	(3.0417)	(0.0387)	(0.4152)			
0.7	0.0874	-3.8625	0.9960	3.3230	0.004054	0.005677	0.6435
	(0.1161)	(9.8478)	(0.0415)	(0.3417)			
0.8	0.0430	-11.3671	1.0401	3.3886	0.003650	0.006083	0.7887
	(0.1182)	(52.0501)	(0.0528)	(0.2974)			
0.9	0.0637	-5.8382	1.1196	3.4664	0.003825	0.008775	0.7351
	(0.1304)	(23.5082)	(0.1112)	(0.3586)			

a) Basert på ε-residualene.

$$(5.16)\quad \hat{\rho}=\frac{\Sigma_t\hat{u}_t\hat{u}_{t-1}}{\Sigma_t\hat{u}^2_{t-1}},$$

hvor $\hat{u}_t$ betegner u-residualen svarende til observasjon nr. t. Som annet trinn estimeres lag-koeffisientene $\sigma\mu_i$ og $\kappa\lambda_i$ ved å anvende minste kvadraters metode (fremdeles med restriksjonene (5.7)) på

$$(5.17)\quad (1-\hat{\rho}L)\log K_t=\text{Konstant} + \sigma\Sigma_i\mu_i(1-\hat{\rho}L)\log(\frac{P}{c})_{t-i} + \kappa\Sigma_i\lambda_i(1-\hat{\rho}L)\log Q_{t-i} + \varepsilon'_t,$$

hvor ε_t' betegner restleddet i den transformerte relasjon. Resultatene er gitt i tabell 14. Også her har vi begrenset oss til å gjennomføre beregningene for leieprisindikatorene c_{111} og c_{211}.

Vi finner førstetrinnsestimater $\hat{\rho}$ på henholdsvis 0.73 og 0.78, som ligger nær Maximum-Likelihood-estimatene beregnet ved hjelp av tabell 13, som er 0.7 i begge tilfeller (med en nøyaktighet på 0.1). Dette medfører at også estimatene for koeffisientene i lag-fordelingene ligger nær de tilsvarende Maximum Likelihood-estimater. For σ, κ og ε finner vi her

	$c=c_{111}$	$c=c_{211}$
$\hat{\sigma}$	0.069	0.050
$\hat{\kappa}$	1.049	1.029
$\hat{\varepsilon}$	0.950	0.970

Tabell 14. "Quasietterspørselsfunksjoner" for realkapital i industri basert på en CES-produktfunksjon
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Cochrane-Orcutts metode/Almon-lag (2.gradspolynom)

$$(1-\hat{\rho}L)\log K_t=\sigma\sum_{i=o}^{7}\mu_i(1-\hat{\rho}L)\log(\tfrac{P}{c})_{t-i} + \kappa\sum_{i=o}^{7}\lambda_i(1-\hat{\rho}L)\log Q_{t-i} + \text{Sesongledd} + \text{Konstant} + \varepsilon_t$$

i	$c=c_{111}$ $\widehat{\sigma\mu_i}$	$c=c_{111}$ $\widehat{\kappa\lambda_i}$	$c=c_{211}$ $\widehat{\sigma\mu_i}$	$c=c_{211}$ $\widehat{\kappa\lambda_i}$
0	0.00980	0.0668	0.03546	0.0596
1	0.01636	0.1267	0.04084	0.1249
2	0.01947	0.1658	0.03935	0.1675
3	0.01912	0.1842	0.03099	0.1872
4	0.01532	0.1819	0.01575	0.1841
5	0.00806	0.1588	-0.00637	0.1582
6	-0.00266	0.1149	-0.03536	0.1095
7	-0.01682	0.0503	-0.07122	0.0381
Sum	0.06863	1.0494	0.04945	1.0292
Gj.snitt	1.1730	3.4061	-9.4443	3.3743
D.W.[a)]	0.4045		0.7626	
$\hat{\rho}$	0.7343		0.7799	
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	0.00436		0.00370	
$\hat{\sigma}_u = \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon}{\sqrt{1-\hat{\rho}^2}}$	0.00642		0.00591	

a) Basert på ε-residualene.

Under diskusjonen av modellvariant (v) har vi hittil forutsatt at lag-fordelingene for prisforholdet og bruttoproduktet kan variere uavhengig av hverandre. Tenker vi oss at lag-fordelingene kan tilskrives forventningstilpasning, er dette en rimelig antagelse. Oppfatter vi derimot (5.2) som en "generalisert Jorgenson-relasjon" basert på en delvis tilpasning av kapitalen, bør de to lag-fordelinger ha samme form, dvs. $\lambda_i = \mu_i$ for alle i. (Kfr. [8], slutten av avsnitt 3.3.) La oss undersøke hvorledes resultatene påvirkes om vi innfører denne restriksjonen i modellen.

Når $\lambda_i = \mu_i$, kan "quasietterspørselsfunksjonen" (5.2) skrives på formen

$$\text{(5.18)} \quad \log K_t = \text{Konstant} + \sigma \sum_i \mu_i \left\{ \log \left(\frac{P}{c}\right)_{t-i} + \frac{\kappa}{\sigma} \log Q_{t-i} \right\}.$$

Estimering av koeffisientene i (5.18) betinger en ikke-lineær metode (medmindre vi har forhåndsanslag for forholdstallet κ/σ). Minste kvadraters estimater for σ, κ og μ_i beregnes enklest ved å legge et "gitter" over $k = \kappa/\sigma$, dvs. ved å gjennomføre regresjonsberegninger på basis av (5.18) idet vi lar k variere over et intervall som vi a priori finner rimelig. I utvelgelsen av a priori rimelige k-verdier støtter vi oss til følgende tabell, som viser k for forskjellige verdier av substitusjonselastisiteten σ og passuskoeffisienten ε:

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

ε \ σ	0.1	0.2	0.5	1.0
0.5	19.00	9.00	3.00	1.00
0.8	12.25	6.00	2.25	1.00
1.0	10.00	5.00	2.00	1.00
1.2	8.50	4.33	1.83	1.00
1.5	7.00	3.67	1.67	1.00

En a priori rimelig antagelse synes å være at ε ligger i intervallet 0.8 - 1.2 og at σ er under 1, neppe lavere enn 0.2 og sannsynligvis godt over 0.5 i den produktfunksjon som ligger til grunn for "quasietterspørselsfunksjonen" (5.2).[23] Dette antyder at intervallet fra 1 til 5 vil være et plausibelt variasjonsområde for k. Vi har derfor valgt å legge "gitteret" over dette intervallet; som "skrittlengde" har vi valgt 0.5.

Resultater basert på leieprisindikatorene c_{111} og c_{211} er gitt i tabell 15. Når vi legger c_{111} til grunn, avtar residualspredningen $\hat{\sigma}_u$ monotont over hele det a priori rimelige variasjonsområde for k, fra 0.03351 for k = 1 til 0.01315 for k = 5.[24] Estimatene for strukturkoeffisientene μ_i, σ, κ og ε svarende til k = 5 er gitt i første kolonne av tabell 16. Baserer vi oss på c_{211}, får vi derimot bestemt et indre minimum for residualspredningen. Det inntreffer for k = 2.5 (med en nøyaktighetsgrad på 0.5). Det residuale standardavvik er 0.01093, hvilket tilsvarer vel 1 prosent av kapitalvolumet. (Til sammenligning er residualspredningen med samme valg av leieprisindikator 0.00994 når vi ikke pålegger kravet om identiske lag-fordelinger for prisforhold og bruttoprodukt; kfr. 3. kolonne i tabell 12.) De tilhørende punktestimater for strukturkoeffisientene er gitt i annen kolonne av tabell 16. Forskjellen mellom lag-fordelingene basert på c_{111} og på c_{211} er beskjeden - selv om den første viser et svakt U-formet forløp, mens den annen har monotont avtagende koeffisienter. Disse lag-fordelinger avviker på sin side markert fra lag-fordelingene for prisforholdet og bruttoproduktet i første og tredje kolonne i tabell 12. Det vil følgelig ha vesentlig betydning for de kvantitative konklusjoner vi vil kunne trekke, hvorvidt vi pålegger kravet om identisk lag-struktur for prisforhold og bruttoprodukt i kapitaltilpasningsrelasjonen eller åpner muligheten for uavhengig variasjon. Også punktestimatene for substitusjonselastisiteten og passuskoeffisienten

---

23) Til sammenligning kan nevnes at Griliches og Ringstads estimat for passuskoeffisienten lå på 1.07 og for substitusjonselastisiteten på ca. 0.9. (Kfr. [18], tabellene 4.1 og 4.2) Analyser av kombinerte tidsserie/tverrsnittsdata for industribedrifter gav estimater av samme størrelsesorden. (Kfr. Ringstad [32], kapittel III.)
24) Supplerende beregninger viser at residualspredningen synker monotont også over intervallet fra k = 5.0 til k = 9.0. ($\hat{\sigma}_u(9.0) = 0.01287$).

Tabell 15. "Quasietterspørselsfunksjoner" for realkapital i industri basert på en CES-produktfunksjon
A priori restriksjon: $\lambda_i = \mu_i$ for alle i,
Estimeringsperiode: 1962 I -1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2. gradspolynom)/ Gitter over κ/σ.

$$\log K_t = \sigma \sum_{i=0}^{7} \mu_i \left\{ \log \left(\frac{P}{c}\right)_{t-i} + \frac{\kappa}{\sigma} \log Q_{t-i} \right\} + \text{Sesongledd} + \text{Konstant} + u_t$$

$k = \frac{\kappa}{\sigma}$	$est(\sigma\Sigma_i\mu_i)$	$est(\frac{\Sigma_i i\mu_i}{\Sigma_i\mu_i})$	$est(\kappa\Sigma_i\mu_i)$	$\hat{\sigma}_u(k)$	D.W.
		$c=c_{111}$			
1.0	1.5524	4.2658	1.5524	0.03351	0.8410
	(0.1230)	(0.3562)			
1.5	0.8803	3.9097	1.3205	0.02162	0.7878
	(0.0457)	(0.3836)			
2.0	0.6113	3.5945	1.2226	0.01752	0.7010
	(0.0267)	(0.4600)			
2.5	0.4679	3.3343	1.1698	0.01557	0.6225
	(0.0188)	(0.5346)			
3.0	0.3786	3.1439	1.1358	0.01451	0.5610
	(0.0145)	(0.6008)			
3.5	0.3174	3.0232	1.1109	0.01389	0.5150
	(0.0118)	(0.6580)			
4.0	0.2728	2.9596	1.0912	0.01352	0.4804
	(0.0100)	(0.7072)			
4.5	0.2388	2.9374	1.0746	0.01329	0.4538
	(0.0087)	(0.7495)			
5.0	0.2122	2.9425	1.0610	0.01315	0.4328
	(0.0076)	(0.7862)			
		$c=c_{211}$			
1.0	0.8001	3.3575	0.8001	0.01406	0.3921
	(0.0241)	(0.5614)			
1.5	0.5659	3.1852	0.8489	0.01170	0.3710
	(0.0156)	(0.6673)			
2.0	0.4367	3.1423	0.8734	0.01105	0.3407
	(0.0123)	(0.7684)			
2.5	0.3546	3.2014	0.8865	0.01093	0.3164
	(0.0104)	(0.8406)			
3.0	0.2980	3.2973	0.8940	0.01100	0.3008
	(0.0089)	(0.8855)			
3.5	0.2568	3.3913	0.8988	0.01110	0.2920
	(0.0078)	(0.9125)			
4.0	0.2256	3.4708	0.9024	0.01122	0.2876
	(0.0070)	(0.9297)			
4.5	0.2011	3.5349	0.9050	0.01133	0.2857
	(0.0062)	(0.9419)			
5.0	0.1814	3.5859	0.9070	0.01143	0.2851
	(0.0057)	(0.9516)			

avviker en del fra dem vi avledet på grunnlag av resultatene i tabell 12, særlig er det verdt å notere at $\hat{\sigma}$ er kommet opp på et høyere og "mer realistisk" nivå, men estimatene ligger fortsatt godt unna 1. Følgelig støtter heller ikke disse beregninger antagelsen om at den bakenforliggende produktfunksjon er av Cobb-Douglas-form.

Som det fremgår av Durbin-Watson-observatorene i siste kolonne av tabell 15, generes resultatene fortsatt av positiv autokorrelasjon i restleddene. Resultatene av forsøk på å eliminere denne ved Cochrane-Orcutt's metode (jfr. tabell 14) er gitt i tabell 17. Vi lykkes ikke; Durbin-Watson-observatorene basert på de transformerte residualer (siste kolonne av tabell 17) indikerer positiv autokorrelasjon. Vi må derfor også i dette tilfellet avvise hypotesen om at autokorrelasjonsskjemaet for de originale restledd (u-ene) følger det enkle skjema (5.13); u-enes autokorrelasjon må være av minst annen orden. Med begge valg av leieprisindikator avtar residualspredningen $\hat{\sigma}_u$ monotont over intervallet $[1,5]$. Estimatene for μ_i, σ, κ og ε

Tabell 16. Løsningsverdiene for modellens sentrale parametre.
A priori restriksjon: $\lambda_i = \mu_i$ for alle i

	Uten korreksjon for autokorrelasjon[a)]		Med Cochrane-Orcutt-korreksjon for første-ordens autokorrelasjon[b)]	
	$c=c_{111}$ k=5	$c=c_{211}$ k=2.5	$c=c_{111}$ k=5	$c=c_{211}$ k=5
$\hat{\mu}_o$	0.1991	0.1462	0.0778	0.0557
$\hat{\mu}_1$	0.1621	0.1423	0.1309	0.1151
$\hat{\mu}_2$	0.1331	0.1372	0.1642	0.1548
$\hat{\mu}_3$	0.1120	0.1311	0.1776	0.1745
$\hat{\mu}_4$	0.0987	0.1240	0.1714	0.1745
$\hat{\mu}_5$	0.0932	0.1159	0.1452	0.1547
$\hat{\mu}_6$	0.0957	0.1067	0.0993	0.1151
$\hat{\mu}_7$	0.1061	0.0966	0.0336	0.0556
$\Sigma\hat{\mu}_i$	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
$\hat{\sigma}$	0.2122	0.3546	0.2302	0.1957
$\hat{\kappa}$	1.0610	0.8865	1.1510	0.9785
$\hat{\varepsilon}$	0.9281	1.2134	0.8360	1.0275
$\hat{\sigma}_u$	0.01315	0.01093	0.00652	0.00670

a) Jfr. tabell 15.
b) Jfr. tabell 17.

svarende til k=5 er gitt i kolonnene 3 og 4 i tabell 16. Begge lag-fordelinger har form av en "omvendt U" og gir dermed et vesentlig annet bilde av lag-strukturen enn resultatene i tabellens to første kolonner. Forsøket på å korrigere for autokorrelasjon i u-ene påvirker også estimatene for σ og ε, men fortsatt er estimatet for σ så lavt at det gir grunnlag for å trekke antagelsen om en Cobb-Douglas teknologi i tvil.[25)]

Problemstillingen i det foregående var at vi a priori begrenset variasjonen av $k=\kappa/\sigma$ til intervallet $[1,5]$ og forsøkte å finne det verdisett av parametre innen dette intervall og de tilhørende verdier av μ_i som minimerer residualspredningen i relasjon (5.18). Ofte vil vi imidlertid ha mer detaljert forhåndsinformasjon enn det som er forutsatt ved denne estimeringen, f.eks. kan vi være i stand til å gi forhåndsanslag for én av koeffisientene σ og ε. La oss ut fra denne synsvinkel betrakte tabell 18, som gir estimatene $\hat{\sigma}$ og $\hat{\varepsilon}$ for k=1.0, 1.5, ..., 5.0 korresponderende med tabellene 15 og 17. Med en viss rett kan denne tabellen oppfattes som en katalog over kombinasjoner av substitusjonselastisiteten og passuskoeffisienten som er forenlig med det datamaterialet som står til disposisjon, hensyn tatt til (i) den a priori modellbeskrivelse, inklusive restriksjonen $\lambda_i=\mu_i$ og (ii) kravet om at $\Sigma_i\mu_i=1$[26)] – altså som et slags "valgmulighetsområde a posteriori." Om vi for eksempel mente at ε=0.9 var en rimelig a priori

25) Resultatene ovenfor, så vel de i tabellene 12 - 14 som de i tabellene 15 - 17, støtter Bischoff's konklusjon i [4] (p.366) om at valget av stokastisk spesifikasjon av kapitaltilpasningsrelasjonen har vesentlig betydning for analysens resultater. De støtter også hans konklusjon at langtidselastisiteten av kapitaletterspørselen m.h.p. den prisvariable er positiv (σ>0), men hans påstand om at denne elastisitet ikke avviker (signifikant) fra 1 - hensyn tatt til muligheten for førsteordens autokorrelasjon i restleddet - kan ikke hente støtte i våre resultater. Bischoff's modellspesifikasjon avviker imidlertid fra vår på et par sentrale punkter. For det første bygger den på rasjonale lag-fordelinger, som innebærer at laggede verdier av log K_t opptrer som høyresidevariable i regresjonsligningene, og lag-fordelingene er ikke pålagt å være polynomiske. For det annet er sesongjusteringsmetoden en annen enn den vi har benyttet. I hvilken grad disse forskjellene forkludrer sammenlignbarheten av resultatene, er det vanskelig å avgjøre.
26) Med det modellopplegg som er valgt, lar det seg ikke gjøre å fiksere forhåndsverdier både for σ og ε (ev. κ). Skulle vi ha mulighet for det, ville vi måtte gi avkall på å få normaliseringsrestriksjonen $\Sigma_i\mu_i$=1 oppfylt.

Tabell 17. "Quasietterspørselsfunksjoner" for realkapital i industri basert på en CES-produksjon.
A priori restriksjon: $\lambda_i = \mu_i$ for alle i.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Cochrane-Orcutts metode/Almon-lag (2.gradspolynom)/Gitter over κ/σ.

$$(1-\hat{\rho}L)\log K_t = \sigma\sum_{i=o}^{7}\mu_i\,(1-\hat{\rho}L)\left\{\log\left(\frac{P}{c}\right)_{t-i} + \frac{\kappa}{\sigma}\log Q_{t-i}\right\} + \text{Sesongledd} + \text{Konstant} + \varepsilon_t$$

$k=\frac{\kappa}{\sigma}$	$est(\sigma\Sigma_i\mu_i)$	$est(\frac{\Sigma_i i\mu_i}{\Sigma_i\mu_i})$	$est(\kappa\Sigma_i\mu_i)$	$\hat{\sigma}_\varepsilon(k)$	$\hat{\rho}(k)$	$\hat{\sigma}_u(k)=\frac{\hat{\sigma}_\varepsilon(k)}{\sqrt{1-\hat{\rho}(k)^2}}$	D.W. [a]
		$c=c_{111}$					
1.0	1.4937	4.0159	1.4937	0.02427	0.5739	0.02963	0.7799
	(0.2283)	(0.5827)					
1.5	0.9515	3.6282	1.4273	0.01405	0.5809	0.01726	0.7105
	(0.0752)	(0.3950)					
2.0	0.6692	3.3776	1.3384	0.00977	0.6095	0.01232	0.5694
	(0.0383)	(0.3629)					
2.5	0.5119	3.2436	1.2798	0.00755	0.6376	0.00981	0.4922
	(0.0240)	(0.3451)					
3.0	0.4127	3.1886	1.2381	0.00629	0.6609	0.00839	0.4616
	(0.0171)	(0.3325)					
3.5	0.3450	3.1777	1.2075	0.00553	0.6797	0.00753	0.4481
	(0.1321)	(0.3246)					
4.0	0.2960	3.1889	1.1840	0.00506	0.6952	0.00704	0.4376
	(0.0108)	(0.3205)					
4.5	0.2590	3.2102	1.1655	0.00474	0.7082	0.00671	0.4265
	(0.0093)	(0.3194)					
5.0	0.2302	3.2348	1.1510	0.00453	0.7193	0.00652	0.4153
	(0.0081)	(0.3205)					
		$c=c_{211}$					
1.0	0.7700	3.8449	0.7700	0.006442	0.8035	0.01083	0.4191
	(0.0595)	(0.4738)					
1.5	0.5744	3.6031	0.8616	0.005215	0.8035	0.00876	0.3506
	(0.0350)	(0.4251)					
2.0	0.4534	3.5082	0.9068	0.004594	0.8063	0.00776	0.3335
	(0.0244)	(0.3919)					
2.5	0.3732	3.4791	0.9330	0.004266	0.8104	0.00728	0.3339
	(0.0189)	(0.3707)					
3.0	0.3165	3.4747	0.9495	0.004085	0.8139	0.00703	0.3377
	(0.0155)	(0.3583)					
3.5	0.2745	3.4787	0.9608	0.003983	0.8158	0.00689	0.3411
	(0.0132)	(0.3523)					
4.0	0.2422	3.4854	0.9688	0.003924	0.8166	0.00680	0.3436
	(0.0115)	(0.3510)					
4.5	0.2165	3.4926	0.9743	0.003889	0.8167	0.00674	0.3454
	(0.0102)	(0.3530)					
5.0	0.1957	3.4995	0.9785	0.003870	0.8165	0.00670	0.3467
	(0.0091)	(0.3575)					

a) Basert på ε-residualene.

Tabell 18. "Valgmulighetsområde" for $\hat{\sigma}$ og $\hat{\varepsilon}$.

c	c_{111}		c_{211}		c_{111}		c_{211}	
Korreksjon for autokorrelasjon	Nei		Nei		Ja		Ja	
k	$\hat{\sigma}$	$\hat{\varepsilon}$	$\hat{\sigma}$	$\hat{\varepsilon}$	$\hat{\sigma}$	$\hat{\varepsilon}$	$\hat{\sigma}$	$\hat{\varepsilon}$
1.0	1.5524	..	0.8001	..	1.4937	..	0.7700	..
1.5	0.8803	0.2720	0.5659	1.5339	0.9515	0.1019	0.5744	1.4819
2.0	0.6113	0.5538	0.4367	1.2899	0.6692	0.4943	0.4534	1.2056
2.5	0.4679	0.7581	0.3546	1.2134	0.5119	0.6357	0.3732	1.1197
3.0	0.3786	0.8207	0.2980	1.1779	0.4127	0.7115	0.3165	1.0798
3.5	0.3174	0.8602	0.2568	1.1576	0.3450	0.7594	0.2745	1.0572
4.0	0.2728	0.8886	0.2256	1.1442	0.2960	0.7928	0.2422	1.0429
4.5	0.2388	0.9107	0.2011	1.1350	0.2590	0.8174	0.2165	1.0340
5.0	0.2122	0.9281	0.1814	1.1282	0.2302	0.8360	0.1957	1.0275

verdi for passuskoeffisienten, ville vi på grunnlag av leieprisindikatoren c_{111} måtte akseptere en σ-verdi på ca. 0.3. Krevet vi at σ=0.8, ville vi måtte akseptere en ε-verdi på bare ca. 0.3. Det er ellers interessant å notere at $\hat{\varepsilon}<1$ og stiger med synkende $\hat{\sigma}$ når c_{111} legges til grunn, mens $\hat{\varepsilon}>1$ og synker med synkende $\hat{\sigma}$ når c_{211} legges til grunn - for verdier av k innenfor intervallet $[1,5]$.

5.3.2. Supplerende resultater basert på brukerprisindikatorer beregnet ved formel (3.13)

En grunnleggende forutsetning for formel (3.14) og for beregningene i underavsnitt 5.3.1 som bygger på brukerpriser beregnet ved denne formel, er at investeringsprisen q holder seg konstant over bedriftenes planleggingsperiode, eller, mer korrekt, at bedriftene forventer et konstant kapitalprisnivå.

Med såpass betydelige endringer som investeringsprisen faktisk undergår fra år til år (jfr. tabell IV 4), er det klart urealistisk å anta at bedriftene forventer stasjonær q, og analyser bygget på denne forutsetning av tilsvarende begrenset verdi. Formålet med dette underavsnitt er å presentere noen resultater basert på et opplegg hvor vi har løsnet på denne forutsetning. Til gjengjeld har vi - for å få håndterbare formler å arbeide med - begrenset oss til den enkleste situasjon da kapitalens tekniske depresieringsrate er konstant. Nærmere bestemt har vi anvendt brukerpriser beregnet ved formel (3.13).

Som påpekt i underavsnitt 3.3.2, kan brukerprisen da skrives som produktet av tre faktorer: investeringsprisen q, en faktor h som ivaretar den kombinerte effekt av skatte - og avskrivningsreglene samt en faktor g som representerer effekten av rentenivået, depresieringsraten og investeringsprisstigningsraten. Dette åpner muligheten for å kartlegge

(i) om innføring av prisendringsleddet $\dot{q}/q$ kan bidra til en bedre forklaring av svingningene i investeringsetterspørselen, og

(ii) om de tre komponentene i kapitalleieprisen har like stor betydning for investeringsaktiviteten, f.eks. om det i det hele tatt er bryet verdt å ta hensyn til avskrivningsreglene. (Det finnes mange analyser som nøyer seg med å bruke q som en "proxy" for c.)

Ved noen tentative beregninger vil vi forsøke å belyse disse to problemstillinger.

Hvis vi ser bort fra tregheter eller lag, kan quasietterspørselsfunksjonen for realkapital-ved innsetting for c=qhg - skrives på formen

$$\log K = \text{Konstant} - \sigma(\log\frac{q}{p} + \log h + \log g) + \kappa \log Q + u.$$

La oss generalisere denne ved å innføre forskjellige koeffisienter foran de tre komponentene i parentesen. Dette gir

$$\log K = \text{Konstant} + \beta_1 \log\frac{q}{p} + \beta_2 \log h + \beta_3 \log g + \kappa \log Q + u. \tag{5.19}$$

Resultater av regresjonsberegninger på grunnlag av (5.19) er gitt i tabell 19. (Estimatene for konstantleddene og for koeffisientene foran de sesongvariable er av underordnet interesse og er ikke gjengitt.) Beregningene er gjennomført for to forskjellige renteindikatorer, for to forskjellige former for skattemessige avskrivninger og med to forskjellige metoder for beregning av prisstigningsraten $\dot{q}/q$. (For detaljer, se avsnitt 3.3.2.) Det hender at $\dot{q}/q$ overstiger summen av rentesatsen og depresieringsraten, hvorved g blir negativ.[27)]

27) Det kan her innvendes at det er vanskelig å forestille seg at den kapitalbrukerpris som er motiverende for bedriftenes disposisjoner, er negativ, og at det derfor ikke har mening å anvende en formel som gir negative g-verdier. Det kan hevdes å være en uheldig egenskap ved formel (3.13) at den er basert på den øyeblikkelige stigningsrate for investeringsprisen, m.a.o. en uheldig egenskap ved den "nærsynte" handlingsregel som danner grunnlaget for denne formelen. Mer realistisk ville det kunne være å anta at bedriftenes disposisjoner bygger på forventninger om investeringsprisens gjennomgående stigningsrate i fremtiden. Disse forventninger kan vise et glattere forløp enn den øyeblikkelige prisstigningsrate, noe som kan utjevne fluktuasjonene i g og redusere muligheten for negative g-verdier.

Tabell 19. "Quasietterspørselsfunksjoner" for realkapital i industri basert på inflasjonskorrigerte og dekomponerte anslag for kapitalleieprisen.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.

$$\log K_t = \beta_1 \log(\tfrac{q}{p})_t + \beta_2 \log h_t + \left\{ \begin{array}{l} \beta_3 \log g_t \\ \beta_3' \, g_t \end{array} \right\} + \kappa \log Q_t + \text{Sesongledd} + \text{Konstant} + u_t .$$

Alternativ	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\log q/p$ ...	-0.3006	-0.1935	-0.2807	-0.1831	-0.2487[a]		-0.1820	-0.3272	-0.1739[b]	
	(0.1692)	(0.1449)	(0.2016)	(0.1436)	(0.1638)		(0.1512)	(0.1997)	(0.1493)	
$\log h_{11}$ ...	0.3252				0.2823[a]					
	(0.2423)				(0.2406)					
$\log h_{14}$ ...		-0.3159					-0.2989			
		(0.0880)					(0.1051)			
$\log h_{21}$ ...			-0.3370					1.0243		
			(1.4009)					(1.6056)		
$\log h_{24}$ ...				-0.3145					-0.3258[b]	
				(0.0853)					(0.1050)	
g_{11}[c]	-0.0367	-0.0624								
	(0.0524)	(0.0441)								
g_{21}[c]			-0.0463	-0.0648						
			(0.0543)	(0.0433)						
$\log g_{12}$ ...					0.0137[a]		0.0001			
					(0.0110)		(0.0111)			
$\log g_{22}$ ...								0.0171	0.0051[b]	
								(0.0124)	(0.0107)	
$\log c^{*}_{112}/p$[d]						0.0187				
						(0.0110)				
$\log c^{*}_{242}/p$[d]										0.0121
										(0.0114)
$\log Q$	0.7752	0.7382	0.8739	0.7224	0.8080	0.9275	0.7511	0.8989	0.7157	0.9477
	(0.0874)	(0.0557)	(0.0560)	(0.0572)	(0.0895)	(0.0445)	(0.0674)	(0.0564)	(0.0773)	(0.0545)
R^2	0.9499	0.9650	0.9465	0.9658	0.9520	0.9447	0.9621	0.9490	0.9630	0.9411
D.W.	1.74	2.10	1.96	2.07	1.93	1.96	2.17	2.09	2.13	1.93
$\hat{\sigma}_u$	0.0277	0.0232	0.0286	0.0229	0.0271	0.0280	0.0241	0.0280	0.0238	0.0288

a) Med en 5% F-test blir hypotesen at disse tre koeffisientene er like, ikke forkastet.
b) Med en 5% F-test blir hypotesen at disse tre koeffisientene er like, forkastet.
c) Noen av verdiene av g_{11} og g_{21} er negative; logaritmisk transformasjon lar seg derfor ikke utføre.
d) $c^{*} = qhg$. Når det gjelder betydningen av fotskriftene på de variable, se avsnitt 3.3.2.

I slike tilfeller er relasjon (5.19) ubrukelig, og vi valgte i stedet å estimere relasjonen

$$(5.19') \quad \log K = \text{Konstant} + \beta_1 \log \frac{q}{p} + \beta_2 \log h + \beta_3' g + \kappa \log Q + u.$$

(Jfr. alternativene 1 - 4 i tabell 19.)

Resultatene gir et nokså blandet inntrykk. A priori ville vi vente at samtlige β-er var negative, men det gir resultatene ingen klar bekreftelse av. Ingen steder finnes imidlertid signifikant positive estimater (nivå 5%). Resultatene gir heller ikke grunnlag for noen entydig konklusjon om hvilken rentesats, hvilket sett av avskrivningsregler og hvilken definisjon av prisendringsraten som best avspeiler variasjonene i kapitaletterspørselen. Det er verdt å merke seg at koeffisientestimatet foran rente/depresieringsrate/investeringsprisstigningsfaktoren, g, ikke er signifikant forskjellig fra null i noen av alternativene. Koeffisientestimatet foran prisforholdet q/p er negativt i samtlige alternativer, men signifikant negativt bare i alternativ 1. Skatte/avskrivningsfaktoren figurerer med signifikant negativt koeffisientestimat i alternativene 2, 4, 7 og 9; for øvrig er det insignifikant. Estimatet for κ er jevnt over noe lavere enn ved de tilsvarende beregninger i tabell 9.

Som alternativ nr.6 og nr.10 er det gjennomført beregninger svarende til dem i alternativ nr.5 og nr.9 bortsett fra at restriksjonen $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3$ $(= -\sigma)$ - dvs. at de tre komponentene i c har samme effekt på kapitaletterspørselen - er pålagt a priori. Det felles koeffisientestimatet kommer ut med "galt fortegn" i begge tilfeller. Ved hjelp av en F-test er det enkelt å undersøke om relasjonene 5 og 9 gir signifikant bedre føyning enn relasjonene 6 og 10, nærmere bestemt å teste nullhypotesen $H_o: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3$ mot alternativet at minst én av likhetene i H_o er brutt. Det viser seg at H_o blir forkastet ved jevnføring av 9 og 10, men ikke ved jevnføring av 5 og 6 (nivå fortsatt 5%). Vi får med andre ord en viss støtte for antagelsen om at kapitalbrukerprisens effekt på kapitaletterspørselen ikke er uavhengig av hvorledes denne endringen er fremkommet.[28)]

I disse beregninger har vi ikke innført dynamiske elementer i kapitaletterspørselsfunksjonene utover det at vi har latt $\dot{q}$ inngå i uttrykket for kapitalbrukerprisen. Vi kunne - som i avsnitt 5.3.1 - ha forsøkt å legge lag-fordelinger, av mer eller mindre spesifisert form, på relasjonenes "høyresidevariable". Dette ville innebære en betydelig økning i antall høyresidevariable og en tilsvarende reduksjon i antall estimeringsmessige frihetsgrader. Det er tvilsomt om datamaterialet er istand til å gi informasjon om fire separate lag-fordelinger. På tross av den betydelige interesse som knytter seg til disse lag-fordelinger fra et konjunkturpolitisk synspunkt, har vi funnet å måtte avstå fra en nærmere analyse.

5.4. "Quasi-etterspørselsfunksjoner" for realkapital i industri. Noen resultater for artsgruppene bygninger og anlegg, transportmidler og maskiner m.v.

I avsnitt 5.3 har vi befattet oss med industriens totale etterspørsel etter fast realkapital. Grunnlaget for analysen var en CES-funksjon i de to produksjonsfaktorer arbeidskraft og fast realkapital. I dette avsnitt vil vi generalisere dette opplegg, idet vi vil splitte det totale volum av fast realkapital i tre komponenter:

bygninger og anlegg,
transportmidler og
maskiner m.v.,

som vi vil la inngå som separate argumenter i produktfunksjonen. Spesielt vil vi forutsette at produktfunksjonen har følgende CES-form

$$(5.20) \quad Q = \left\{ aL^{-\rho} + b^B (K^B)^{-\rho} + b^T (K^T)^{-\rho} + b^M (K^M)^{-\rho} \right\}^{-\frac{\varepsilon}{\rho}},$$

hvor a, b-ene, ρ og ε er konstanter og K^B, K^T og K^M betegner volumet av de tre kapitalarter. (Toppskriftene B, T og M representerer henholdsvis bygninger, transportmidler og maskiner.) Denne spesifikasjon innebærer at samtlige substitusjonselastisiteter[29)] mellom par av produksjonsfaktorer er like store og lik

$$(5.21) \quad \sigma = \frac{1}{1+\rho}.$$

La c^B, c^T og c^M betegne brukerprisene for de tre kapitalarter og p prisen på bruttoproduktet. Av betingelsene for maksimering av neddiskontert cash-flow kan vi i dette tilfellet

---

28) Rowley [34] kom til samme konklusjon på grunnlag av britiske kvartalsdata for årene 1958-1965. Hans modell skiller seg imidlertid fra vår på en del punkter.
29) De direkte partielle substitusjonselastisiteter, for å være helt presis; jfr. Sato [35] (formel (6)).

avlede

$$\log K^B = \text{Konstant} + \sigma \log (p/c^B) + \kappa \log Q,$$

$$(5.22) \quad \log K^T = \text{Konstant} + \sigma \log (p/c^T) + \kappa \log Q,$$

$$\log K^M = \text{Konstant} + \sigma \log (p/c^M) + \kappa \log Q,$$

hvor

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

Vi legger merke til at det er de samme koeffisienter σ og κ som opptrer foran den prisvariable og bruttoproduktet i alle de tre relasjoner i (5.22). Dette er restriksjoner som vi prinsipielt sett burde ta hensyn til ved estimeringen, men som vi av praktiske grunner har sett oss nødt til å neglisjere.

Ved å innføre fotskrift t som symbol for observasjonsperiode og legge aksessoriske lag-fordelinger på de høyresidevariable i (5.22) får vi "quasietterspørselsrelasjoner" for de tre kapitalartene av formen (jfr. (5.2))

$$\log K_t^B = \text{Konstant} + \sigma\mu^B(L) \log (p/c^B)_t + \kappa\lambda^B (L) \log Q_t,$$

$$(5.23) \quad \log K_t^T = \text{Konstant} + \sigma\mu^T(L) \log (p/c^T)_t + \kappa\lambda^T (L) \log Q_t,$$

$$\log K_t^M = \text{Konstant} + \sigma\mu^M(L) \log (p/c^M)_t + \kappa\lambda^M (L) \log Q_t,$$

hvor $\mu^z(L) = \mu_o^z + \mu_1^z L + \mu_2^z L^2 + \ldots\ldots$ og $\lambda^z(L) = \lambda_o^z + \lambda_1^z L + \lambda_2^z L^2 + \ldots\ldots$ $(z = B, T, M)$. I det resonnement som ligger til grunn for (5.23), er det intet som tilsier at lag-strukturene for de tre kapitalarter skal være identiske. Tvert imot kan det være en fruktbar arbeidshypotese at bedriftene tilpasser sine produksjonsfaktorer med forskjellige grader av treghet. Under alle omstendigheter gir vi avkall på at det faktiske tilpasningspunkt til enhver tid skal tilfredsstille produktfunksjonen (5.20). (Kfr. diskusjonen i [8], avsnitt 3.3, om inkonsistenser i resonnementet basert på to-trinnstilpasning.)

Tre typer av analyser er gjennomført: For det første beregninger svarende til modellvariant (i): ingen lag, i underavsnitt 5.3.1, for det annet beregninger svarende til modellvariant (v): polynomisk lag-fordeling, i underavsnitt 5.3.1, og for det tredje dekomponeringsanalyser av den type som vi gjorde forsøk på i underavsnitt 5.3.2. Brukerprisindikatorene c^B, c^T og c^M er beregnet ved å multiplisere kjøperprisen på vedkommende investeringsart levert til industri med den aktuelle enhetsleiepris. (Jfr. avsnitt 3.3.) Når det gjelder forutsetninger og hypoteser ellers, henvises det til diskusjonen i avsnitt 5.3.

Resultater basert på hypotesen om momentan, friksjonsfri tilpasning av kapitalen er gitt i tabellene 20, 21 og 22. Vanlig minste kvadraters metode er benyttet. I tabellene 23, 24 og 25 er det regnet med 7 kvartalslag i begge de høyresidevariable. Som i avsnitt 5.3.1 er det her anvendt minste kvadraters metode med polynomiske lag-fordelinger (annengradspolynomer).

Tabellene bekrefter hovedkonklusjonene fra underavsnitt 5.3.1, men de gir et noe mer nyansert bilde. Av de tre kapitalartene er det etterspørselen etter transportmidler som dårligst synes å kunne forklares ved vår modell. Således er i tabell 21 koeffisienten foran den prisvariable ikke signifikant forskjellig fra null (nivå 5%) for noen av de fire leieprisindikatorene. Ingen av koeffisientene foran de prisvariable i tabell 24 er signifikant positive, flere er endog signifikant negative.

Tabell 20. "Quasietterspørselsfunksjoner" for bygninger og anlegg i industri basert på en CES-produktfunksjon. Ingen lag.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.
Venstresidevariabel: log K^B.

	$c^B=c^B_{111}$	$c^B=c^B_{141}$	$c^B=c^B_{211}$	$c^B=c^B_{241}$
Konstantledd	4.4243 (0.6244)	3.1844 (0.3010)	3.7266 (0.5571)	3.4767 (0.2025)
log (p/c^B)	-0.10066 (0.07002)	0.11626 (0.06157)	-0.03826 (0.13651)	0.17512 (0.05910)
log Q	0.62821 (0.06227)	0.72598 (0.02793)	0.70035 (0.04122)	0.67270 (0.02744)
d_1	0.01327 (0.01070)	0.00090 (0.01083)	0.01065 (0.01252)	-0.00379 (0.01022)
d_2	0.03044 (0.01035)	0.02286 (0.01056)	0.03049 (0.01201)	0.01682 (0.01022)
d_3	0.08893 (0.01210)	0.09447 (0.01072)	0.09649 (0.01127)	0.08500 (0.01065)
R^2	0.9589	0.9607	0.9562	0.9660
D.W.	1.68	2.14	1.81	2.21
$\hat{\sigma}_u$	0.02148	0.02099	0.02218	0.01953

Tabell 21. "Quasietterspørselsfunksjoner" for transportmidler i industri basert på en CES-produktfunksjon. Ingen lag.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.
Venstresidevariabel: log K^T.

	$c^T=c^T_{111}$	$c^T=c^T_{141}$	$c^T=c^T_{211}$	$c^T=c^T_{241}$
Konstantledd	-2.1305 (0.8593)	-1.4123 (0.4490)	-1.4491 (0.5689)	-1.3013 (0.3881)
log (p/c^T)	0.11538 (0.10687)	0.04989 (0.10145)	0.05840 (0.16132)	-0.00849 (0.10454)
log Q	0.99537 (0.08408)	0.91983 (0.04723)	0.92421 (0.04890)	0.92274 (0.06003)
d_1	0.00481 (0.01777)	0.00515 (0.01846)	0.00584 (0.01843)	0.00783 (0.01867)
d_2	0.03958 (0.01773)	0.03808 (0.01850)	0.03837 (0.01871)	0.04069 (0.01910)
d_3	0.12260 (0.02024)	0.11341 (0.01919)	0.11416 (0.01912)	0.11505 (0.02047)
R^2	0.9299	0.9278	0.9275	0.9272
D.W.	1.17	0.99	0.99	1.00
$\hat{\sigma}_u$	0.03697	0.03753	0.03760	0.03760

Tabell 22. "Quasietterspørselsfunksjoner" for maskiner m.v. i industri basert på en CES-produktfunksjon.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.
Venstresidevariabel: log K^M.

	$c^M=c^M_{111}$	$c^M=c^M_{141}$	$c^M=c^M_{211}$	$c^M=c^M_{241}$
Konstantledd	1.1934 (0.5867)	1.5571 (0.2906)	1.5225 (0.2942)	2.3298 (0.3197)
log (p/c^M)	0.05831 (0.10772)	0.22315 (0.06526)	0.39834 (0.12313)	0.26646 (0.05693)
log Q	1.03624 (0.05303)	0.94025 (0.04238)	0.90858 (0.04965)	0.83079 (0.05129)
d_1	0.01201 (0.01613)	0.00212 (0.01391)	0.00039 (0.01430)	-0.00120 (0.01250)
d_2	0.04197 (0.01596)	0.03212 (0.01392)	0.02843 (0.01446)	0.02559 (0.01270)
d_3	0.13887 (0.01722)	0.12356 (0.01492)	0.11933 (0.01560)	0.10807 (0.01431)
R^2	0.9525	0.9655	0.9644	0.9723
D.W.	1.70	2.06	2.12	2.15
$\hat{\sigma}_u$	0.03324	0.02833	0.02875	0.02539

Når det gjelder de to øvrige kapitaltypene, gir modellene tilsynelatende bedre føyning (uttrykt ved residualspredningen $\hat{\sigma}$) for bygninger og anlegg enn for maskiner. Men ser vi residualspredningen ikke i relasjon til kapitalen, men i relasjon til investeringene, blir konklusjonen ikke så klar. Ifølge nasjonalregnskapets kvartalstall utgjorde for industri i alt bruttoinvesteringens andel av kapitalbeholdningen ca. 2% for bygninger og anlegg og ca. 3% for maskiner. De tilsvarende andeler for nettoinvesteringen var henholdsvis ca. 1,2% og ca. 1,5%.[30)]

Resultatene peker ellers i den retning at (langtids)-elastisiteten av kapitaletterspørselen m.h.p. så vel den prisvariable som bruttoproduktet er høyere for maskiner enn for bygninger og anlegg.[31)] Sammenligning av tabellene 23 og 25 gir også en viss indikasjon på at den tid det tar før en endring i bruttoproduktet slår ut i kapitaletterspørselen, gjennomgående er noe lengre for bygninger og anlegg enn for maskiner. Dette virker ikke urimelig. Noen klar konklusjon om lag-effekten av den prisvariable gir materialet imidlertid ikke dekning for; resultatet avhenger av hvilken indikator for kapitalleieprisen som legges til grunn.

Gir så materialet grunnlag for konklusjoner om formen på lag-fordelingen for bygninger og anlegg og for maskiner? Noe entydig bilde gir beregningene ikke. For bygninger og anlegg (tabell 23) kommer de prisvariable ut med negative koeffisienter over hele linjen for to av leieprisindikatorene. (Dette er de alternativer som er basert på at bare ordinær skattemessig avskrivning benyttes.) I de to andre alternativer (hvor skattefrie fondsavsetninger er trukket inn) viser lag-fordelingen for prisene en jevnt fallende tendens 6 kvartaler bakover og en ubetydelig stigning i det 7. Formen på lag-fordelingen for bruttoproduktet viser i begge disse alternativer stigning inntil 4-5 kvartaler bakover og avtar så monotont.

30) Som følge av svingningene i investeringsaktiviteten varierer disse andelene ganske sterkt over tiden. For transportmidler (for industri vil det hovedsakelig si biler) utgjorde, ifølge det samme materiale, bruttoinvesteringens andel av kapitalbeholdningen ca. 15%, mens den for nettoinvesteringens vedkommende bare var 2-3%. Disse forholdstall virker urimelige, og gir nok en indikasjon på at tallmaterialet er av tvilsom kvalitet for denne artsgruppen.
31) Disse langtidselastisitetene burde være de samme for de tre artsgruppene hvis grunnlaget for relasjonene er CES-funksjonen (5.20) og summen av koeffisientene i lag-genereringspolynomene alle er lik 1 ($\sum_{i=0}^{7}\mu_i^z = \sum_{i=0}^{7}\lambda_i^z = 1$ for z = B, T, M).

Tabell 23. "Quasietterspørselsfunksjoner" for bygninger og anlegg i industri basert på en CES-produktfunksjon.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2. gradspolynom)

$$\log K_t^B = \sigma \sum_{i=0}^{7} \mu_i^B \log(p/c^B)_{t-i} + \kappa \sum_{i=0}^{7} \lambda_i^B \log Q_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} \gamma_i^B d_{it} + \text{konstantledd} + u_t.$$

	$c^B=c^B_{111}$	$c^B=c^B_{141}$	$c^B=c^B_{211}$	$c^B=c^B_{241}$
Konstantledd	6.2079	3.0585	4.6280	3.4864
	(0.8422)	(0.1968)	(0.8210)	(0.1556)
$\sigma\hat{\mu}_0^B$	-0.01710	0.03674	-0.00380	0.04367
	(0.01632)	(0.01548)	(0.04332)	(0.01814)
$\sigma\hat{\mu}_1^B$	-0.01600	0.02620	-0.01620	0.03105
	(0.01225)	(0.00838)	(0.03126)	(0.00879)
$\sigma\hat{\mu}_2^B$	-0.01821	0.01758	-0.02839	0.02063
	(0.01216)	(0.00689)	(0.03114)	(0.00735)
$\sigma\hat{\mu}_3^B$	-0.02374	0.01091	-0.04012	0.01241
	(0.01257)	(0.00788)	(0.03488)	(0.00934)
$\sigma\hat{\mu}_4^B$	-0.03259	0.00616	-0.05165	0.00639
	(0.01215)	(0.00785)	(0.03750)	(0.00950)
$\sigma\hat{\mu}_5^B$	-0.04476	0.00336	-0.06289	0.00258
	(0.01233)	(0.00711)	(0.03939)	(0.00782)
$\sigma\hat{\mu}_6^B$	-0.06024	0.00248	-0.07384	0.00097
	(0.01659)	(0.00950)	(0.04460)	(0.00909)
$\sigma\hat{\mu}_7^B$	-0.07904	0.00354	-0.08450	0.00157
	(0.02627)	(0.01729)	(0.05813)	(0.01797)
$\kappa\hat{\lambda}_0^B$	-0.04158	0.07019	0.10010	0.03041
	(0.05552)	(0.05269)	(0.07176)	(0.05020)
$\kappa\hat{\lambda}_1^B$	-0.00757	0.08901	0.10140	0.06961
	(0.03518)	(0.03043)	(0.04335)	(0.03005)
$\kappa\hat{\lambda}_2^B$	0.02363	0.10180	0.09988	0.09728
	(0.02901)	(0.02543)	(0.03516)	(0.02531)
$\kappa\hat{\lambda}_3^B$	0.05201	0.10860	0.09540	0.11340
	(0.02848)	(0.02730)	(0.03618)	(0.02623)
$\kappa\hat{\lambda}_4^B$	0.07757	0.10940	0.08800	0.11800
	(0.02518)	(0.02563)	(0.03506)	(0.02386)
$\kappa\hat{\lambda}_5^B$	0.10030	0.10420	0.07768	0.11110
	(0.01916)	(0.02099)	(0.03428)	(0.01945)
$\kappa\hat{\lambda}_6^B$	0.12030	0.09301	0.06444	0.09265
	(0.02523)	(0.02797)	(0.04864)	(0.02791)
$\kappa\hat{\lambda}_7^B$	0.13740	0.07579	0.04829	0.06267
	(0.05137)	(0.05471)	(0.08408)	(0.05480)
$\hat{\gamma}_1^B$	0.00706	-0.00116	-0.00329	-0.00162
	(0.00489)	(0.00541)	(0.00803)	(0.00534)
$\hat{\gamma}_2^B$	0.00486	-0.00457	-0.00779	-0.00597
	(0.00647)	(0.00696)	(0.01104)	(0.00698)
$\hat{\gamma}_3^B$	-0.01388	-0.00429	-0.00103	-0.00793
	(0.00601)	(0.00607)	(0.00839)	(0.00573)
R^2	0.9949	0.9941	0.9920	0.9950
D.W.	0.76	0.46	0.41	0.37
$\hat{\sigma}_u$	0.00651	0.00697	0.00814	0.00644
$\text{est}(\sum_i i\mu_i^B / \sum_i \mu_i^B)$	4.7742	1.6378	4.8401	1.3820
	(2.2202)	(2.5578)	(4.7091)	(1.8119)
$\text{est}(\sigma\sum_i \mu_i^B)$	-0.2917	0.1070	-0.3613	0.1193
	(0.0853)	(0.0453)	(0.2429)	(0.0385)
$\text{est}(\sum_i i\lambda_i^B / \sum_i \lambda_i^B)$	5.8240	3.5447	3.0397	3.7784
	(0.9186)	(0.6038)	(1.1809)	(0.6467)
$\text{est}(\kappa\sum_i \lambda_i^B)$	0.4620	0.7521	0.6752	0.6952
	(0.0845)	(0.0193)	(0.0464)	(0.0244)

Tabell 24. "Quasietterspørselsfunksjoner" for transportmidler i industri basert på en CES-produktfunksjon.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2. gradspolynom).

$$\log K_t^T = \sigma \sum_{i=o}^{7} \mu_i^T \log (p/c^T)_{t-i} + \kappa \sum_{i=o}^{7} \lambda_i^T \log Q_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} \gamma_i^T d_{it} + \text{konstantledd} + u_t.$$

	$c^T=c^T_{111}$	$c^T=c^T_{141}$	$c^T=c^T_{211}$	$c^T=c^T_{241}$
Konstantledd	0.6633	1.5257	2.0035	0.1082
	(1.4687)	(0.3085)	(0.7662)	(0.3123)
$\sigma\hat{\mu}_o^T$	-0.03179	-0.07841	-0.15230	-0.06492
	(0.04371)	(0.02807)	(0.06696)	(0.03059)
$\sigma\hat{\mu}_1^T$	-0.02085	-0.04172	-0.08355	-0.03614
	(0.02661)	(0.01345)	(0.04042)	(0.01294)
$\sigma\hat{\mu}_2^T$	-0.00971	-0.01897	-0.03166	-0.01912
	(0.02165)	(0.01018)	(0.03239)	(0.01102)
$\sigma\hat{\mu}_3^T$	0.00166	-0.01014	0.00339	-0.01386
	(0.02184)	(0.01280)	(0.03454)	(0.01579)
$\sigma\hat{\mu}_4^T$	0.01323	-0.01525	0.02161	-0.02035
	(0.02070)	(0.01310)	(0.03585)	(0.01649)
$\sigma\hat{\mu}_5^T$	0.02502	-0.03430	0.02300	-0.03861
	(0.02067)	(0.01179)	(0.03607)	(0.01339)
$\sigma\hat{\mu}_6^T$	0.03702	-0.06727	0.00756	-0.06862
	(0.03144)	(0.01676)	(0.04438)	(0.01518)
$\sigma\hat{\mu}_7^T$	0.04924	-0.11420	-0.02471	-0.11040
	(0.05511)	(0.03186)	(0.06910)	(0.03088)
$\kappa\hat{\lambda}_o^T$	-0.00718	0.00965	-0.00199	0.12080
	(0.13400)	(0.08656)	(0.11110)	(0.08140)
$\kappa\hat{\lambda}_1^T$	0.01847	0.00694	-0.01778	0.08510
	(0.07782)	(0.04921)	(0.06310)	(0.04886)
$\kappa\hat{\lambda}_2^T$	0.04434	0.01658	-0.01500	0.06543
	(0.06152)	(0.04217)	(0.05676)	(0.04329)
$\kappa\hat{\lambda}_3^T$	0.07044	0.03857	0.00636	0.06186
	(0.06436)	(0.04622)	(0.06313)	(0.04558)
$\kappa\hat{\lambda}_4^T$	0.09677	0.07291	0.04630	0.07438
	(0.06018)	(0.04331)	(0.05883)	(0.04078)
$\kappa\hat{\lambda}_5^T$	0.12330	0.11960	0.10480	0.10300
	(0.04711)	(0.03441)	(0.04575)	(0.03121)
$\kappa\hat{\lambda}_6^T$	0.15010	0.17860	0.18190	0.14770
	(0.05857)	(0.04535)	(0.05985)	(0.04505)
$\kappa\hat{\lambda}_7^T$	0.17710	0.25000	0.27760	0.20850
	(0.11940)	(0.09106)	(0.12200)	(0.09234)
$\hat{\gamma}_1^T$	-0.00194	0.00429	0.00468	-0.00160
	(0.01173)	(0.00876)	(0.01133)	(0.00839)
$\hat{\gamma}_2^T$	0.00720	0.01250	0.01887	0.00590
	(0.01495)	(0.01125)	(0.01503)	(0.01108)
$\hat{\gamma}_3^T$	-0.02289	-0.02486	-0.02263	-0.01495
	(0.01500)	(0.01026)	(0.01344)	(0.00956)
R^2	0.9626	0.9807	0.9680	0.9840
D.W.	0.61	1.17	0.82	1.27
$\hat{\sigma}_u$	0.01644	0.01183	0.01522	0.01076
$est(\sum_i i\mu_i^T / \sum_i \mu_i^T)$	11.1172	4.0644	0.2658	4.2334
	(31.0011)	(1.4527)	(9.0611)	(1.2898)
$est(\sigma \sum_i \mu_i^T)$	0.0638	-0.3802	-0.2366	-0.3720
	(0.1639)	(0.0803)	(0.2673)	(0.0672)
$est(\sum_i i\lambda_i^T / \sum_i \lambda_i^T)$	5.1420	5.5815	6.3812	4.1066
	(1.4251)	(1.0600)	(1.6674)	(0.8198)
$est(\kappa \sum_i \lambda_i^T)$	0.6734	0.6929	0.5822	0.8668
	(0.1436)	(0.0350)	(0.0479)	(0.0502)

Tabell 25. "Quasietterspørselsfunksjoner" for maskiner m.v. i industri basert på en CES-produktfunksjon.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2. gradspolynom)

$$\log K_t^M = \sigma \sum_{i=o}^{7} \mu_i^M \log(p/c^M)_{t-i} + \kappa \sum_{i=o}^{7} \lambda_i^M \log Q_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} \gamma_i^M d_{it} + \text{konstantledd} + u_t.$$

	$c^M=c^M_{111}$	$c^M=c^M_{141}$	$c^M=c^M_{211}$	$c^M=c^M_{241}$
Konstantledd	-0.4290	1.2395	1.2099	2.1408
	(0.7820)	(0.2422)	(0.3036)	(0.2711)
$\sigma\hat{\mu}_o^M$	0.04104	0.06740	0.12160	0.07261
	(0.03990)	(0.02132)	(0.04416)	(0.02317)
$\sigma\hat{\mu}_1^M$	0.04715	0.04653	0.10420	0.05039
	(0.02188)	(0.00917)	(0.02244)	(0.00886)
$\sigma\hat{\mu}_2^M$	0.04777	0.03098	0.08594	0.03330
	(0.01902)	(0.00764)	(0.01895)	(0.00808)
$\sigma\hat{\mu}_3^M$	0.04289	0.02075	0.06684	0.02134
	(0.02079)	(0.01038)	(0.02291)	(0.01205)
$\sigma\hat{\mu}_4^M$	0.03252	0.01584	0.04690	0.01451
	(0.01962)	(0.01012)	(0.02315)	(0.01199)
$\sigma\hat{\mu}_5^M$	0.01666	0.01624	0.02612	0.01281
	(0.02040)	(0.00727)	(0.02130)	(0.00801)
$\sigma\hat{\mu}_6^M$	-0.00470	0.02196	0.00450	0.01625
	(0.03498)	(0.01046)	(0.02946)	(0.00934)
$\sigma\hat{\mu}_7^M$	-0.03155	0.03300	-0.01797	0.02482
	(0.06330)	(0.02371)	(0.05378)	(0.02390)
$\kappa\hat{\lambda}_o^M$	0.26600	0.15190	0.08151	0.08366
	(0.11420)	(0.07431)	(0.09159)	(0.06467)
$\kappa\hat{\lambda}_1^M$	0.23100	0.16520	0.13190	0.12660
	(0.06729)	(0.04242)	(0.05798)	(0.03776)
$\kappa\hat{\lambda}_2^M$	0.19710	0.16760	0.16240	0.15170
	(0.05609)	(0.03380)	(0.04534)	(0.03062)
$\kappa\hat{\lambda}_3^M$	0.16450	0.15920	0.17290	0.15880
	(0.05916)	(0.03612)	(0.04263)	(0.03197)
$\kappa\hat{\lambda}_4^M$	0.13300	0.14000	0.16350	0.14810
	(0.05516)	(0.03445)	(0.03781)	(0.02966)
$\kappa\hat{\lambda}_5^M$	0.10280	0.10990	0.13420	0.11940
	(0.04550)	(0.02895)	(0.03330)	(0.02457)
$\kappa\hat{\lambda}_6^M$	0.07379	0.06910	0.08490	0.07289
	(0.06105)	(0.03819)	(0.05012)	(0.03440)
$\kappa\hat{\lambda}_7^M$	0.04598	0.01745	0.01568	0.00843
	(0.11830)	(0.07346)	(0.09343)	(0.06709)
$\hat{\gamma}_1^M$	-0.00652	-0.00769	-0.00697	-0.00712
	(0.01122)	(0.00723)	(0.00912)	(0.00643)
$\hat{\gamma}_2^M$	-0.01192	-0.01307	-0.01496	-0.01342
	(0.01448)	(0.00913)	(0.01177)	(0.00817)
$\hat{\gamma}_3^M$	0.00922	0.00052	0.00710	-0.00534
	(0.01338)	(0.00855)	(0.01029)	(0.00737)
R^2	0.9880	0.9951	0.9942	0.9964
D.W.	0.48	0.49	0.38	0.38
$\hat{\sigma}_u$	0.01475	0.00942	0.01024	0.00801
$est(\sum_i i\mu_i^M/\sum_i \mu_i^M)$	1.2291	2.6831	1.5885	2.3344
	(1.6242)	(0.4435)	(0.9398)	(0.4532)
$est(\sigma\sum_i \mu_i^M)$	0.1918	0.2527	0.4381	0.2460
	(0.1639)	(0.0448)	(0.1041)	(0.0355)
$est(\sum_i i\lambda_i^M/\sum_i \lambda_i^M)$	2.4127	2.6768	3.0829	2.9810
	(0.8065)	(0.6313)	(0.8484)	(0.6357)
$est(\kappa\sum_i \lambda_i^M)$	1.2142	0.9803	0.9471	0.8697
	(0.0636)	(0.0375)	(0.0568)	(0.0417)

Alt tatt i betraktning synes artsgruppen maskiner å føye seg best til det analyseskjema som her er benyttet. Vi samler resultatene m.h.t. lag-strukturen fra tabell 25 i følgende oversikt:

c^M	Lag-fordeling for log (p/c^M)	Lag-fordeling for log Q
c^M_{111}	"Omvendt U" med maksimum etter 2 kvartaler	Avtar monotont
c^M_{141}	U-formet med minimum etter 4 kvartaler	"Omvendt U" med maksimum etter 2 kvartaler
c^M_{211}	Avtar monotont	"Omvendt U" med maksimum etter 3 kvartaler
c^M_{241}	U-formet med minimum etter 5 kvartaler	"Omvendt U" med maksimum etter 3 kvartaler

Tolkningen av resultatene i tabellene 23 - 25 kompliseres ved at Durbin-Watson-observatoren har uakseptabelt lave verdier. Vi tar dette som en advarsel om at det skjema vi har valgt, kanskje ikke er fleksibelt nok til å kunne representere lag-strukturen på en tilfredsstillende måte.

Resultatene av dekomponeringsberegninger av samme type som de i tabell 19 er gitt i tabell 26 for bygninger og anlegg, i tabell 27 for transportmidler og i tabell 28 for maskiner m.v. Koeffisientestimatet til prisforholdet q/p er negativt og signifikant (nivå 5%) bare for maskiner. Anslagene h_{14} og h_{24} for skatte/avskrivningsfaktoren (som bygger på ordinær avskrivning kombinert med skattefrie fondsavsetninger) gir signifikant negativt bidrag for bygninger og anlegg og for maskiner (alternativene 2, 4, 7 og 9), mens h_{11} og h_{21} (som bygger på ordinær avskrivning alene) ikke bidrar signifikant. For transportmidler gir ingen av h-ene signifikante bidrag. Ingen av indikatorene for rente/depresieringsrate/investeringsprisstigningsfaktoren g gir signifikant bidrag til å avspeile etterspørselen etter bygninger/anlegg og transportmidler. For maskiner figurerer g^M_{11} og g^M_{21} med signifikant negativt koeffisientestimat, derimot ikke g^M_{12} og g^M_{22}. De relasjoner i tabellene 26 - 28 som etter dette faller best ut, er relasjonene 2 og 4 for maskiner.

Dermed har vi implisitt sagt at det alt i alt er for artsgruppen maskiner at resultatene best stemmer overens med det vi a priori kunne vente. Dårligst synes modellen å kunne avspeile etterspørselen etter transportmidler. (Den foregående modell gav samme konklusjon.)

For testing av nullhypotesene: $H^B_o : \beta_1^B = \beta_2^B = \beta_3^B$ og $H^M_o : \beta_1^M = \beta_2^M = \beta_3^M$ ble det gjennomført F-tester på basis av relasjonene 5 og 9 for bygninger og anlegg og for maskiner. (For transportmidler var en slik analyse umulig, da log-transformasjon ikke lot seg utføre for noen av g-ene.) Med 5% nivå ble H^M_o forkastet i begge alternativene, mens H^B_o ble forkastet på grunnlag av relasjon 9, men ikke på grunnlag av relasjon 5. (Kfr. tabellene 26 og 28.) Vi finner altså også når vi betrakter de tre kapitalarter isolert, en viss støtte for hypotesen om at de tre komponenter i den implisitte kapitalbrukerpris ikke påvirker kapitaletterspørselen like sterkt.

Tabell 26. "Quasietterspørselsfunksjoner" for bygninger og anlegg i industri basert på inflasjonskorrigerte og dekomponerte anslag for kapitalleieprisen.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.

$$\log K_t^B = \beta_1^B \log(\frac{q^B}{p})_t + \beta_2^B \log h_t + \left\{ \begin{array}{l} \beta_3^B \log g_t^B \\ \beta_3^{B'} \; g_t^B \end{array} \right\} + \kappa^B \log Q_t + \text{Sesongledd}$$
$$+ \text{Konstant} + u_t.$$

Alternativ	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\log q^B/p$.	0.1635 (0.1588)	0.0453 (0.1343)	0.2103 (0.1559)	0.0474 (0.1330)	0.1711[a)] (0.1557)		0.0619 (0.1402)	0.2063 (0.1582)	0.0518[b)] (0.1372)	
$\log h_{11}$ ...	0.1770 (0.2022)				0.1173[a)] (0.2068)					
$\log h_{14}$ ...		-0.2585 (0.0719)					-0.2448 (0.0851)			
$\log h_{21}$ ...			-1.1925 (0.9459)					-0.9485 (1.0731)		
$\log h_{24}$ ...				-0.2544 (0.0696)					-0.2791[b)] (0.0852)	
g_{11}^B c)	-0.0239 (0.0364)	-0.0416 (0.0299)								
g_{21}^B c)			-0.0281 (0.0353)	-0.0421 (0.0294)						
$\log g_{12}^B$ ...					0.0147[a)] (0.0124)		0.0001 (0.0012)			
$\log g_{22}^B$ ...								0.0065 (0.0128)	-0.0091[b)] (0.0115)	
$\log c_{112}^{B*}/p$ d)						0.0171 (0.0121)				
$\log c_{242}^{B*}/p$ d)										0.0098 (0.0123)
$\log Q$	0.6399 (0.0740)	0.5973 (0.0468)	0.6897 (0.0469)	0.5853 (0.0478)	0.6596 (0.0753)	0.7210 (0.0351)	0.5967 (0.0528)	0.6990 (0.0520)	0.5562 (0.0632)	0.7426 (0.0431)
R^2	0.9458	0.9636	0.9477	0.9642	0.9479	0.9438	0.9607	0.9469	0.9621	0.9409
D.W.	1.60	2.01	1.84	1.98	1.91	2.05	2.17	2.01	2.07	2.00
$\hat{\sigma}_u$	0.0228	0.0187	0.0224	0.0185	0.0223	0.0223	0.0194	0.0225	0.0190	0.0228

a) Med en 5% F-test blir hypotesen at disse tre koeffisientene er like, ikke forkastet.

b) Med en 5% F-test blir hypotesen at disse tre koeffisientene er like, forkastet.

c) Noen av verdiene av g_{11}^B og g_{21}^B er negative; logaritmisk transformasjon lar seg derfor ikke utføre.

d) $c^{B*} = q^B h g^B$.

Tabell 27. "Quasietterspørselsfunksjoner" for transportmidler i industri basert på dekomponerte og inflasjonskorrigerte anslag for kapitalleieprisen.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.

$$\log K_t^T = \beta_1^T \log(\frac{q^T}{p})_t + \beta_2^T \log h_t + \beta_3^{T'} g_t^T + \kappa^T \log Q_t + \text{Sesongledd} + \text{Konstant} + u_t.$$

Alternativ	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\log q^T/p$ ...	0.1778 (0.1614)	0.1549 (0.1643)	0.2521 (0.1656)	0.1598 (0.1642)	0.2179 (0.1783)		0.1802 (0.1903)	0.2620 (0.1756)	0.1915 (0.1907)	
$\log h_{11}$	-0.0208 (0.2641)				-0.0465 (0.2694)					
$\log h_{14}$		-0.0698 (0.1136)					-0.0587 (0.1233)			
$\log h_{21}$			-1.7365 (1.3125)					-1.7005 (1.3603)		
$\log h_{24}$				-0.0575 (0.1111)					-0.0434 (0.1210)	
g_{11}^{T} a)	-0.0006 (0.0415)	-0.0055 (0.0418)								
g_{21}^{T} a)			-0.0026 (0.0401)	-0.0045 (0.0419)						
g_{12}^{T} a)					0.0557 (0.1309)		0.0224 (0.1403)			
g_{22}^{T} a)								0.0118 (0.1306)	0.0330 (0.1436)	
c_{112}^{T*}/p b) ..						-0.0111 (0.0930)				
c_{242}^{T*}/p b) ..										-0.0420 (0.1364)
$\log Q$	0.7806 (0.0941)	0.7433 (0.0713)	0.7764 (0.0492)	0.7460 (0.0746)	0.7922 (0.0973)	0.7932 (0.0486	0.7501 (0.0775)	0.7783 (0.0520)	0.7581 (0.0858)	0.7861 (0.0546)
R^2	0.9233	0.9244	0.9285	0.9241	0.9238	0.9189	0.9245	0.9285	0.9242	0.9192
D.W.	1.37	1.29	1.53	1.29	1.44	1.21	1.31	1.53	1.34	1.20
$\hat{\sigma}_u$	0.0302	0.0300	0.0292	0.0300	0.0301	0.0298	0.0300	0.0292	0.0300	0.0298

a) Noen av verdiene av g_{11}^T, g_{21}^T, g_{12}^T og g_{22}^T er negative; logaritmisk transformasjon lar seg derfor ikke utføre.
b) $c^{T*} = q^T hg^T$.

Tabell 28. "Quasietterspørselsfunksjoner" for maskiner m.v. i industri basert på dekomponerte og inflasjonskorrigerte anslag for kapitalleieprisen.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.

$$\log K_t^M = \beta_1^M \log(\frac{q^M}{p})_t + \beta_2^M \log h_t + \left\{ \begin{matrix} \beta_3^M \log g_t^M \\ \beta_3^{M'} g_t^M \end{matrix} \right\} + \kappa^M \log Q_t + \text{Sesongledd} + \text{Konstant} + u_t .$$

Alternativ	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\log q^M/p$.	-0.4764 (0.1504)	-0.3504 (0.1389)	-0.5409 (0.1766)	-0.3388 (0.1380)	-0.4059 a) (0.1549)		-0.3106 (0.1458)	-0.5106 (0.1761)	-0.3013 b) (0.1440)	
$\log h_{11}$ ..	0.3482 (0.2535)				0.3334 a) (0.2612)					
$\log h_{14}$ ..		-0.3118 (0.0993)					-0.3054 (0.1149)			
$\log h_{21}$ ..			0.7498 (1.4504)					1.5870 (1.5815)		
$\log h_{24}$ ..				-0.3125 (0.0966)					-0.3272 b) (0.1143)	
g_{11}^M c) ...	0.0600 (0.0494)	-0.0733 (0.0432)								
g_{21}^M c) ...			-0.0642 (0.0508)	-0.0751 (0.0426)						
$\log g_{12}^M$ ..					0.0079 a) (0.0104)		-0.0011 (0.0102)			
$\log g_{22}^M$ ..								0.0121 (0.0109)	0.0049 b) (0.0099)	
$\log c_{112}^{M*}/p$ d)						0.0164 (0.0112)				
$\log c_{242}^{M*}/p$ d)										0.0100 (0.0117)
$\log Q$	0.7913 (0.0973)	0.7886 (0.0661)	0.8659 (0.0776)	0.7734 (0.0672)	0.8280 (0.1038)	1.0620 (0.0528)	0.8090 (0.0767)	0.9011 (0.0783)	0.7802 (0.0828)	1.0764 (0.0616)
R^2	0.9587	0.9684	0.9562	0.9692	0.9572	0.9408	0.9647	0.9556	0.9655	0.9377
D.W.	1.90	2.12	2.00	2.10	2.03	1.83	2.21	2.14	2.19	1.81
$\hat{\sigma}_u$	0.0289	0.0252	0.0297	0.0250	0.0294	0.0332	0.0267	0.0299	0.0264	0.0340

a) Med en 5% F-test blir hypotesen at disse tre koeffisientene er like, forkastet.

b) Med en 5% F-test blir hypotesen at disse tre koeffisientene er like, forkastet.

c) Noen av verdiene av g_{11}^M og g_{21}^M er negative; logaritmisk transformasjon lar seg derfor ikke utføre.

d) $c^{M*} = q^M hg^M$.

5.5. "Jorgenson-investeringsrelasjoner" for industri

De modeller som vi analyserte i avsnittene 5.3 og 5.4, bygget alle på den forutsetning at den underliggende produktfunksjon var en CES-funksjon i arbeidskraft og kapital, hvor substitusjonselastisiteten ikke nødvendigvis var lik 1, som i Cobb-Douglas-tilfellet. Våre resultater peker i retning av en verdi vesentlig lavere enn 1 for denne parameter.

I dette avsnitt vil vi presentere resultater basert på Jorgenson's investeringsteori. Denne teori (som vi har diskutert relativt inngående i [8], avsnitt 3.3) bygger på antagelsen om en Cobb-Douglas-teknologi. Har det noen hensikt å konfrontere vårt datamateriale med denne teori når vi allerede har fått indikasjoner på at en av dens sentrale forutsetninger bør forkastes? Det umiddelbare svar på dette spørsmål synes å være nei.

Å avvise Jorgenson's modell på dette grunnlag ville være forhastet. Våre indirekte bestemte estimater for substitusjonselastisiteten kan være beheftet med adskillig videre feilmarginer enn de estimerte standardavvik indikerer. Målefeil og "simultanitetsskjevhet" er feilkilder å ta i betraktning. Vi må heller ikke glemme at analyser av mikrodata har gitt punktestimater for substitusjonselastisiteten som ligger nær (og ikke avviker signifikant fra) 1.[32] Vi har derfor neppe særlig sterke holdepunkter for å hevde at substitusjonselastisiteten mellom arbeidskraft og kapital er vesentlig forskjellig fra 1. Hvorfor da ikke forsøke en modellspesifikasjon som ivaretar denne informasjon a priori?[33]

Jorgenson's investeringsfunksjon har formen

$$(5.24) \quad I_t = \beta \, \mu\,(L) \left\{ \left(\frac{pQ}{c}\right)_t - \left(\frac{pQ}{c}\right)_{t-1} \right\},$$

hvor β er kapitalens grenseelastisitet i den underliggende Cobb-Douglas-produktfunksjon og hvor $\mu\,(L) = \mu_o + \mu_1 L + \mu_2 L^2 + \ldots\ldots$ Som tidligere betegner I_t nettoinvesteringsvolumet, Q_t bruttoproduktvolumet, p_t produktprisen og c_t brukerprisen på realkapital - alle datert til periode t. (Kfr. [8], formel (3.17), og det resonnement som leder opp til denne formelen.) Mens den CES-baserte "quasi-etterspørselsfunksjon" (5.2) generelt inneholder to lag-fordelinger - én for prisforholdet og én for bruttoproduktet - krever Jorgenson-modellen estimering bare av én lag-fordeling. Dette tillater oss å være mer liberale i den a priori spesifikasjon av lag-fordelingens form enn i CES-tilfellet uten å komme i konflikt med ønsket om å holde antall estimeringsmessige frihetsgrader på et rimelig nivå.

Vi har valgt å konsentrere oss om følgende tre modellvarianter:

Modellvariant (i): 7 lag, ingen restriksjoner

Dvs. $\mu_o, \mu_1, .., \mu_7$ er frie parametre, $\mu_i = 0$ for $i \geq 8$.

Modellvariant (ii): Rasjonal lag-fordeling

Vi forutsetter spesielt at lag-polynomet er av formen

$$(5.25) \quad \mu\,(L) = \frac{\xi_o + \xi_1 L + \xi_2 L^2 + \xi_3 L^3}{1 - \eta_1 L - \eta_2 L^2 - \eta_3 L^3},$$

hvor ξ-ene og η-ene er konstanter.

I appendiks C er det vist hvorledes μ-koeffisientene kan uttrykkes ved ξ-ene og η-ene.

---

32) Kfr. fotnote 23.

33) En lignende tankegang synes å ha vært motiverende for Jorgenson's valg av en Cobb-Douglas-produktfunksjon. I [22] forsøker han å imøtegå en rekke av de forfattere som har kritisert ham på dette punkt.

Modellvariant (iii): Polynomisk lag-fordeling ("Almon-lag")

Vi forutsetter spesielt at lag-strukturen inneholder 6 kvartalslag (dvs. at nivåvariable med inntil 7 lag inngår) og kan føyes til et annengradspolynom. Dette innebærer

$$(5.26)\quad \mu_i = m_o + m_1 i + m_2 i^2 \qquad i = 0, 1, 2, \ldots, 6,$$

hvor m-ene er konstanter. (Jfr. formel (5.7).)

Resultater svarende til modellvariant (i) basert på brukerprisindikatorene c_{112}, c_{141}, c_{211} og c_{241} er i gitt i tabell 29, kolonnene 1,4,5 og 6. Kolonnene 2 og 3 inneholder resultater svarende til modellvariant (ii) basert på brukerprisindikatoren c_{112}.[34] Tabell 30 gir resultater basert på modellvariant (iii). Estimeringsmetoden er fortsatt vanlig minste kvadraters metode.

Jorgenson's investeringsrelasjon (5.24) inneholder ikke konstantledd; den bakenforliggende teori innebærer at nettoinvestering bare vil skje dersom "ønsket kapital" $K^* = pQ/c$ endres over tiden. På tross av dette har vi valgt å inkludere konstantledd ved estimeringen.[35] Det er to grunner til dette: For det første betinger bruken av binære sesongvariable konstantledd i relasjonen for å få tatt hensyn til at investeringsnivået i basiskvartalet (4. kvartal) ikke nødvendigvis er lik null. For det annet er det ønskelig å inkludere konstantledd for å åpne muligheten for å teste om investeringsrelasjonen gir et "riktig" nivå for nettoinvesteringen. Hvis konstantleddet ligger høyt i forhold til gjennomsnittlig investering i observasjonsperioden, kan det være en indikasjon på at investeringsteorien er ubrukelig.[36]

I alle de tre modellvarianter kommer konstantleddet ut med signifikant positivt estimat (nivå 5%). Selv i første kvartal - da investeringsnivået gjennomgående er lavest - utgjør konstantleddet over halvparten av nettoinvesteringens gjennomsnittsnivå i observasjonsperioden. Det er med andre ord en klar systematisk nivåkomponent i investeringsvolumet som relasjonen ikke er i stand til å reflektere.

Også i andre henseende synes resultatene å være lite å bygge videre på: Relasjonene inneholder få utsagnskraftige koeffisientestimater, spesielt i modellvariant (i), dvs. vi får ikke fastlagt lag-strukturen med noen rimelig grad av presisjon. Durbin-Watson-observatorene er uakseptabelt lave; hypotesen om ukorrelerte restledd må forkastes. De implisitt bestemte estimater for kapitalens grenseelastisitet, β, som er gjengitt i nederste linje i tabellene 29 og 30, virker heller ikke særlig plausible; punktestimatene ligger alle i intervallet fra +0.1 til -0.1.[37]

Ved å sammenligne relasjonene 2 og 3 i tabell 29 får vi en indikasjon på betydningen av å sesongjustere: Punktestimatene for lag-koeffisientene differerer en del, spesielt er utslaget i de autoregressive koeffisienter (η-ene) betydelig, men estimatet for kapitalens grenseelastisitet er praktisk talt uberørt. Dette bekrefter den erfaring en ofte gjør ved estimering av dynamiske strukturer, at sesongjustering har betydning for formen på den estimerte lag-fordeling,

---

34) Kfr. fotnote 10 ovenfor. Se også fotnote 6.
35) Et slikt konstantledd representerer en lineær trend i kapitalutviklingen.
36) Eventuelt kunne vi tolke konstantleddet som den del av investeringsvolumet som ikke kan forklares av investeringsrelasjonen; f.eks. fordi den i større eller mindre grad er offentlig bestemt. Et positivt konstantledd kan også henge sammen med at den metode som er benyttet for beregning av depresieringstall, har gitt en systematisk undervurdering av denne komponentens andel av bruttoinvesteringsvolumet og en tilsvarende overvurdering av nettoinvesteringen.
37) Dette bygger på den (rimelige) antagelse at $\sum_i \mu_i = 1$, som ifølge relasjon (5.25) innebærer $\sum_i \xi_i = 1 - \sum_i \eta_i$. Jorgenson og Stephenson's analyse gav også urimelig lave estimater for kapitalens grenseelastisitet. (Jfr. [23], tabell IX, p.215.)

Tabell 29. Jorgenson-investeringsfunksjoner for industri
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.

$$I_t = \sum_{i=o}^{7} \beta\xi_i \left(\left(\frac{pQ}{c}\right)_{t-i} - \left(\frac{pQ}{c}\right)_{t-i-1}\right) + \sum_{i=1}^{3} \eta_i I_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} \gamma_i d_{it} + \text{Konstantledd} + u_t.$$

	$c=c_{112}$	$c=c_{112}$	$c=c_{112}$	$c=c_{141}$	$c=c_{211}$	$c=c_{241}$
Konstantledd	326.871	189.009	214.206	359.971	422.079	388.533
	(14.099)	(64.976)	(65.531)	(51.877)	(70.896)	(61.328)
$\beta \hat{\xi}_o$	0.01748	0.01897	0.01802	0.01598	0.01276	0.01128
	(0.00850)	(0.00681)	(0.00777)	(0.00617)	(0.01383)	(0.00710)
$\beta \hat{\xi}_1$	0.00119	-0.00592	-0.00002	0.01033	0.01257	0.00901
	(0.00961)	(0.00882)	(0.00928)	(0.00619)	(0.01439)	(0.00714)
$\beta \hat{\xi}_2$	0.01601	0.01823	0.01552	0.01269	0.00758	0.00997
	(0.00979)	(0.00837)	(0.00857)	(0.00628)	(0.01582)	(0.00747)
$\beta \hat{\xi}_3$	0.01039	0.02085	0.01000	0.00557	-0.01769	0.00133
	(0.01179)	(0.01080)	(0.01098)	(0.00680)	(0.02223)	(0.00758)
$\beta \hat{\xi}_4$	-0.00439			-0.00005	-0.03146	-0.00486
	(0.01155)			(0.00701)	(0.02380)	(0.00819)
$\beta \hat{\xi}_5$	-0.02493			-0.00856	-0.03789	-0.00978
	(0.01116)			(0.00707)	(0.02665)	(0.00877)
$\beta \hat{\xi}_6$	-0.02096			-0.00977	-0.03261	-0.01073
	(0.01107)			(0.00646)	(0.02073)	(0.00786)
$\beta \hat{\xi}_7$	-0.02115			-0.00980	-0.01330	-0.00605
	(0.01141)			(0.00723)	(0.01755)	(0.00832)
$\hat{\eta}_1$		0.70330	0.92745			
		(0.20603)	(0.22845)			
$\hat{\eta}_2$		0.23005	-0.15701			
		(0.27011)	(0.32356)			
$\hat{\eta}_3$		-0.51732	-0.26181			
		(0.25696)	(0.26726)			
$\hat{\gamma}_1$			-132.248	-105.569	-126.417	-118.950
			(49.745)	(70.932)	(95.637)	(83.864)
$\hat{\gamma}_2$			-31.260	-58.633	-100.647	-81.775
			(57.051)	(77.363)	(102.250)	(89.179)
$\hat{\gamma}_3$			-56.044	4.555	-79.116	-42.755
			(54.922)	(83.268)	(111.493)	(98.260)
R^2	0.5906	0.7039	0.7965	0.6455	0.4679	0.5127
D.W.	0.7994	..	..	0.8265	0.4586	0.5592
$\hat{\sigma}_u$	71.628	59.374	53.389	72.633	88.984	85.154
$\bar{I}$	326.25	326.25	326.25	326.25	326.25	326.25
$\frac{\Sigma_i \hat{\beta} \hat{\xi}_i}{1-\Sigma_i \hat{\eta}_i}$	-0.02636	0.08927	0.08857	0.01639	-0.10004	0.00017

mens estimater for koeffisienter som karakteriserer "langsiktige" egenskaper, er relativt ufølsomme overfor hvorledes sesongsvingninger ivaretas. Det er interessant å sammenligne den lag-struktur som modellvariant (i) innebærer, med den som modellvariant (ii) genererer. Vi har foretatt en slik sammenligning på grunnlag av relasjonene 1 og 2 i tabell 29. Lag-koeffisient-estimatene $\beta\hat{\mu}_i$'s forløp i de to tilfelle er gitt i nedenstående tabell.[38)]

	Modellvariant (i)	Modellvariant (ii)	(ii)-(i)
$\beta\hat{\mu}_o$	0.01748	0.01897	0.00149
$\beta\hat{\mu}_1$	0.00119	0.00742	0.00623
$\beta\hat{\mu}_2$	0.01601	0.02782	0.01181
$\beta\hat{\mu}_3$	0.01039	0.03230	0.02191
$\beta\hat{\mu}_4$	-0.00439	0.02528	0.02967
$\beta\hat{\mu}_5$	-0.02493	0.01082	0.03575
$\beta\hat{\mu}_6$	-0.02096	-0.00650	0.01446
$\beta\hat{\mu}_7$	-0.02115	-0.01105	0.01010
Resten	0	-0.01579	-0.01579
Sum	-0.02636	0.08927	0.11563

38) Estimatene for lag-koeffisientene i modellvariant (ii) er beregnet på grunnlag av formlene utviklet i appendiks C.

Tabell 30. Jorgenson-investeringsfunksjoner for industri
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2. gradspolynom)

$$I_t = \sum_{i=o}^{6} \beta\xi_i \left(\left(\frac{pQ}{c}\right)_{t-i} - \left(\frac{pQ}{c}\right)_{t-i-1} \right) + \sum_{i=1}^{3} \gamma_i \, d_{it} + \text{Konstantledd} + u_t.$$

	$c=c_{111}$	$c=c_{111}$	$c=c_{141}$	$c=c_{211}$	$c=c_{241}$
Konstantledd	370.480 (32.658)	382.902 (32.022)	363.543 (29.875)	388.895 (42.244)	373.305 (34.997)
$\beta\ \hat{\xi}_o$	0.01879 (0.00974)	0.02361 (0.00927)	0.01436 (0.00533)	0.00752 (0.01237)	0.01037 (0.00601)
$\beta\ \hat{\xi}_1$	0.01678 (0.00829)	0.01692 (0.00846)	0.01180 (0.00381)	0.00200 (0.01318)	0.00780 (0.00444)
$\beta\ \hat{\xi}_2$	0.01340 (0.00972)	0.01133 (0.00980)	0.00877 (0.00407)	-0.00300 (0.01593)	0.00499 (0.00479)
$\beta\ \hat{\xi}_3$	0.00865 (0.01069)	0.00685 (0.01082)	0.00528 (0.00434)	-0.00747 (0.01699)	0.00193 (0.00511)
$\beta\ \hat{\xi}_4$	0.00252 (0.01039)	0.00348 (0.01057)	0.00132 (0.00405)	-0.01140 (0.01570)	-0.00138 (0.00480)
$\beta\ \hat{\xi}_5$	-0.00498 (0.00968)	0.00121 (0.00875)	-0.00311 (0.00384)	-0.01481 (0.01297)	-0.00493 (0.00460)
$\beta\ \hat{\xi}_6$	-0.01385 (0.01132)	0.00005 (0.00524)	-0.00801 (0.00550)	-0.01769 (0.01294)	-0.00872 (0.00647)
$\hat{\gamma}_1$	-127.168 (41.407)	-141.180 (40.948)	-133.370 (38.103)	-114.569 (47.977)	-128.096 (43.270)
$\hat{\gamma}_2$	-40.424 (53.876)	-82.865 (45.088)	-42.032 (47.740)	-30.741 (67.523)	-40.750 (56.776)
$\hat{\gamma}_3$	-36.964 (51.371)	-33.425 (52.343)	-21.723 (47.109)	-65.947 (66.206)	-38.623 (55.362)
R^2	0.5256	0.4852	0.5849	0.3979	0.4672
D.W.	0.7163	0.6775	0.8033	0.5676	0.6075
$\hat{\sigma}_u$	73.338	74.818	68.601	82.624	77.724
$\bar{I}$	326.25	326.25	326.25	326.25	326.25
Null-restriksjon på bakerste "ende" i lag-fordelingen[a]	Nei	Ja	Nei	Nei	Nei
$\sum_i i\hat{\xi}_i / \sum_i \hat{\xi}_i$	-0.6866 (28.5778)	1.2673 (11.0287)	-0.4336 (21.2477)	5.6231 (45.9736)	-5.8445 (237.129)
$\sum_i \beta\hat{\xi}_i$	0.04131 (0.05613)	0.06344 (0.05487)	0.03040 (0.02159)	-0.04486 (0.08153)	0.01007 (0.02482)

a) En nærmere redegjørelse for slike restriksjoner er gitt i Almon [2], avsnitt 1.

Vi ser at lag-strukturene har en vesentlig forskjellig "tyngdefordeling". Alle koeffisientestimater til og med $\beta\ \hat{\mu}_7$ er størst for modellvariant (ii).

Når det gjelder føyningspresisjonen, noterer vi at den residuale variasjonskoeffisient (forholdet mellom det residuale standardavvik og den venstresidevariables observasjonsgjennomsnitt) varierer mellom ca. 16 og ca. 27 prosent. I de modeller basert på CES-produktfunksjon som vi analyserte i avsnitt 5.3, var residualspredningen relatert til kapitalvolumet av størrelsesorden 1 prosent. I betraktning av at nettoinvesteringsvolumet på kvartalsbasis utgjør rundt regnet 2-3 prosent av kapitalvolumet, er altså relasjonene i dette avsnitt føyningsmessig noe bedre.

I tabell 31 er de observerte investeringstall i estimeringsperioden (1964 I - 1970 IV) stillet sammen med de beregnede ifølge relasjonene i tabell 29. En tilsvarende oversikt basert på relasjonene i tabell 30 er gitt i tabell 32. Residualer (dvs. differenser mellom observerte og beregnede verdier) for en del av relasjonene er gitt i tabellene 33 og 34.

Stort sett holder residualene seg godt under 100 mill.kroner, men kommer opp mot 200 mill. kroner i enkelte kvartaler. Merk spesielt den markerte "overprediksjon" (negative residu-

Tabell 31. Jorgenson-investeringsrelasjoner for industri. Observert og beregnet nettoinvestering basert på relasjonene i tabell 29. Mill. 1961-kroner

Kvartal		Observert	Beregnet på grunnlag av tabell 29, relasjon nr.					
			1	2	3	4	5	6
1964	I	237	287.2	248.1	209.1	259.0	295.7	271.1
	II	280	326.2	307.7	319.5	318.1	331.4	319.3
	III	272	286.3	308.9	301.2	337.5	328.7	328.2
	IV	362	393.5	386.7	408.2	399.8	433.7	416.2
1965	I	291	302.4	336.5	287.7	277.8	310.4	288.9
	II	284	283.5	301.4	307.8	300.8	336.8	318.1
	III	280	274.7	314.5	294.2	338.9	300.1	323.9
	IV	333	348.0	312.8	358.7	376.4	380.7	386.5
1966	I	317	298.3	310.8	271.1	280.9	310.7	293.3
	II	329	297.3	304.3	327.9	294.6	329.7	313.1
	III	368	307.0	338.3	312.5	297.8	315.3	312.0
	IV	476	398.3	428.7	458.3	405.7	411.6	418.4
1967	I	417	298.7	353.4	346.0	364.9	272.7	336.8
	II	469	329.5	414.6	444.8	406.4	326.9	381.9
	III	330	318.2	376.8	386.3	362.0	283.9	339.3
	IV	489	507.0	477.3	449.9	510.0	412.8	463.0
1968	I	327	318.9	314.7	325.9	300.4	259.7	268.1
	II	313	255.4	297.9	301.4	255.3	303.0	267.7
	III	243	221.3	304.7	286.4	197.7	257.2	218.5
	IV	284	369.6	310.5	336.2	366.0	377.7	386.9
1969	I	127	232.9	185.0	176.1	266.7	282.4	296.8
	II	183	291.0	166.4	156.9	273.2	267.1	304.2
	III	280	299.6	265.9	243.2	277.9	307.4	322.8
	IV	414	334.9	310.6	360.3	338.1	367.2	360.1
1970	I	240	298.3	374.3	342.8	206.0	224.0	200.7
	II	305	348.4	324.3	304.3	314.4	267.6	258.3
	III	330	343.5	218.0	279.0	290.8	310.1	258.0
	IV	555	563.9	540.3	541.1	516.6	529.0	481.6

Tabell 32. Jorgenson-investeringsrelasjoner for industri. Observert og beregnet nettoinvestering basert på relasjonene i tabell 30. Mill. 1961-kroner

Kvartal		Observert	Beregnet på grunnlag av tabell 30, relasjon nr.				
			1	2	3	4	5
1964	I	237	248.0	247.6	234.3	274.3	246.6
	II	280	345.6	318.5	337.3	364.0	344.0
	III	272	311.5	317.9	319.0	310.3	317.4
	IV	362	392.8	414.5	390.9	402.6	395.8
1965	I	291	271.6	275.7	266.6	283.2	272.7
	II	284	319.4	281.5	316.7	344.6	329.6
	III	280	300.7	312.2	312.1	299.1	310.3
	IV	333	375.8	398.7	377.4	389.6	384.4
1966	I	317	295.1	296.2	286.4	298.8	291.2
	II	329	295.0	285.9	296.3	314.3	310.1
	III	368	277.0	265.1	286.3	301.7	302.3
	IV	476	403.9	405.4	406.8	423.1	421.4
1967	I	417	279.1	295.8	347.6	266.6	326.5
	II	469	363.2	372.8	416.0	313.1	370.2
	III	330	304.6	298.0	335.2	277.9	307.3
	IV	489	469.5	450.3	488.6	441.8	463.2
1968	I	327	317.3	306.8	314.9	281.2	292.0
	II	313	270.8	288.7	263.7	274.4	267.2
	III	243	270.9	293.9	232.1	287.5	242.9
	IV	284	394.3	423.0	409.9	406.3	421.9
1969	I	127	305.7	282.5	313.4	295.9	321.1
	II	183	223.9	237.5	231.0	252.8	264.8
	III	280	274.8	272.1	297.7	313.6	335.2
	IV	414	354.2	335.1	354.0	386.3	375.7
1970	I	240	238.8	251.1	192.5	255.7	205.6
	II	305	344.8	377.9	301.7	299.5	276.8
	III	330	363.1	343.4	320.3	312.7	287.2
	IV	555	522.1	485.6	485.0	462.9	450.2

Tabell 33. Jorgenson-investeringsrelasjoner for industri . Differens mellom observert og beregnet nettoinvestering basert på relasjonene 1-3 i tabell 29. Mill. 1961-kroner

Kvartal	Observert minus beregnet nettoinvestering		
	1	2	3
1964 I	-50.2	-11.1	+27.9
II	-46.2	-27.7	-39.5
III	-14.3	-36.9	-29.2
IV	-31.5	-24.7	-46.2
1965 I	-11.4	-45.5	+3.3
II	+0.5	-17.4	-23.8
III	+5.3	-34.5	-14.2
IV	-15.0	+20.2	-25.7
1966 I	+18.7	+6.2	+45.9
II	+31.7	+24.7	+1.1
III	+61.0	+29.7	+55.5
IV	+77.6	+47.3	+17.7
1967 I	+118.2	+63.6	+71.0
II	+139.5	+54.4	+24.2
III	+11.8	-46.8	-56.3
IV	-18.0	+11.7	+39.1
1968 I	+8.0	+12.3	+1.1
II	+57.5	+15.1	+11.6
III	+21.6	-61.7	-43.4
IV	-85.6	-26.5	-52.2
1969 I	-105.9	-58.0	-49.1
II	-108.0	+16.6	+26.1
III	-19.6	+14.1	+36.8
IV	+79.0	+103.4	+53.7
1970 I	-58.3	-134.3	-102.8
II	-43.4	-19.3	+0.7
III	-13.5	+112.0	+51.0
IV	-8.9	+14.7	+13.9

aler) i 4. kvartal 1968 og 1. kvartal 1969 og den betydelige "underprediksjon" (positive residualer) i 1. og 2. kvartal 1967. Bemerkelsesverdig er også de lange serier av positive og av negative residualer. De indikerer sterk positiv autokorrelasjon i relasjonenes restledd, noe også Durbin-Watson-observatorene gir en advarsel om. I denne forbindelse er det interessant å legge merke til at de forskjellige relasjoner gir residualer med samme fortegn i de fleste kvartaler. Således gir alle 5 relasjoner basert på polynomiske lag-fordelinger i tabell 30 samme fortegn på residualene i hele 20 av de 28 kvartaler som beregningene omfatter. (Kfr. tabell 34.)

Selv om relasjonene alt i alt synes å gi en noenlunde akseptabel føyning til historiske data, er det på ingen måte gitt at de vil generere rimelig presise prognoser ved ekstrapolasjoner utenfor observasjonsperioden. Som påpekt tidligere, står hverken modellen eller estimatene på dens sentrale koeffisienter sterkt når de vurderes mot den bakenforliggende teori for produsentatferd.

Erfaringer fra U.S.A. tyder på at investeringsrelasjoner av denne type kan komme nokså uheldig ut når de anvendes til prognoseformål. En analyse foretatt av Charles Bischoff (Bischoff [5]) viser at fem av de hyppigst anvendte investeringsrelasjoner i amerikanske kvartalsmodeller - herunder Jorgenson-relasjonen - fremtrer fra et føyningssynspunkt som nær ekvivalente, men leder til dramatisk forskjellige prognoser, selv i de første kvartaler etter siste observasjonsår. Alt tatt i betraktning vil vi derfor neppe være tjent med å satse på slike relasjoner som investeringsrelasjoner i prognosemodeller for den norske økonomi.

Tabell 34. Jorgenson-investeringsrelasjoner for industri. Differens mellom observert og beregnet nettoinvestering basert på relasjonene i tabell 30. Mill. 1961-kroner

Kvartal	Observert minus beregnet nettoinv.				
	1	2	3	4	5
1964 I	-11.0	-10.6	+2.7	-37.3	-9.6
II	-65.6	-38.5	-57.3	-84.0	-64.0
III	-39.5	-45.9	-47.0	-38.3	-45.4
IV	-30.8	-52.5	-28.9	-40.6	-33.8
1965 I	+19.4	+15.3	+24.4	+7.8	+18.3
II	-35.4	+2.5	-32.7	-60.6	-45.6
III	-20.7	-32.2	-32.1	-19.1	-30.3
IV	-42.8	-65.7	-44.4	-56.6	-51.4
1966 I	+21.9	+20.8	+30.6	+18.2	+25.8
II	+34.0	+43.1	+32.7	+14.7	+18.9
III	+91.0	+102.9	+81.7	+66.3	+65.7
IV	+72.1	+70.6	+69.2	+52.9	+54.6
1967 I	+137.9	+121.2	+69.4	+150.4	+90.5
II	+105.8	+96.2	+53.0	+155.9	+98.8
III	+25.4	+32.0	-5.2	+52.1	+22.7
IV	+19.5	+38.3	+0.4	+47.2	+25.7
1968 I	+9.7	+20.2	+12.1	+45.8	+35.0
II	+42.2	+24.3	+49.3	+38.6	+45.8
III	-27.9	-50.9	+10.9	-44.5	+0.1
IV	-110.3	-139.0	-125.9	-122.3	-137.9
1969 I	-178.7	-155.5	-186.4	-168.9	-194.1
II	-40.9	-54.5	-48.0	-69.8	-81.8
III	+5.2	+7.9	-17.7	-33.6	-55.2
IV	+59.8	+78.9	+60.0	+27.7	+38.3
1970 I	+1.2	-11.1	+47.5	-15.7	+34.4
II	-39.8	-72.9	+3.3	+5.5	+28.2
III	-33.1	-13.4	+9.7	+17.3	+42.8
IV	+32.9	+69.4	+70.0	+92.1	+104.8

5.6. Forsøk på estimering av investeringsrelasjoner for industri basert på en enkel modell med kvadratisk investeringsomkostningsfunksjon

I [8], avsnitt 3.4, utledet vi ut fra forutsetninger om at produktfunksjonen er av formen $Q = aK^{\beta}$ og at investeringsomkostningen stiger progressivt med bruttoinvesteringsvolumet i henhold til $qJ+\frac{kq}{2}J^2$ (k>0) en relasjon mellom bruttoinvesteringsvolum, kapitalvolum samt prisvariable av følgende form:

$$(5.27)\quad J_t - J_{t-1}\left\{1+(r_{t-1}+\delta-\frac{\Delta q_t}{q_{t-1}})\right\} = \frac{1}{k}(r_{t-1}+\delta-\frac{\Delta q_t}{q_{t-1}}) - \frac{\beta a}{k}\,\frac{p_{t-1}}{q_{t-1}}\,K_{t-1}^{\beta-1}.$$

Denne relasjon ligger til rette for estimering ved minste kvadraters metode. Koeffisientene inngår ikke-lineært. For gitt verdi av β er relasjonen lineær i A=1/k og $B=-\frac{\beta a}{k}$. Estimeringen er utført ved å legge et gitter over β over intervallet [0.1, 1.0] med "skrittlengde" 0.1. Beregningen er gjennomført både for euro-dollar- rentesatsen og for effektiv rente på statsobligasjoner. Som tidligere er det innført binærvariable for å ivareta sesongsvingninger.[39] Minimalverdien for residualspredningen inntraff i begge tilfelle for β=0.8. Løsningsverdiene ble følgende

39) Som ellers er r_t, δ og $\Delta q_t/q_{t-1}$ årsbasisrater. Vi har gjennomgående satt δ=0.1 og beregnet prisendringsraten ved formelen $(q_t - q_{t-4})/q_{t-4}$.

a) ved bruk av euro-dollar-rentesatsen

$\hat{\beta}=0.8$, $\hat{A}=-972.8$, $\hat{B}=3739.6$, $\hat{k}=-0.001028$, $\hat{a}=4.805$, $\hat{\sigma}_u=62.261$, D.W.=2.04,

b) ved bruk av effektiv rente på statsobligasjoner

$\hat{\beta}=0.8$, $\hat{A}=-995.6$, $\hat{B}=3831.1$, $\hat{k}=-0.001004$, $\hat{a}=4.810$, $\hat{\sigma}_u=61.759$, D.W.=2.06.

Nedenstående tabell viser $\hat{k}$'s og $\hat{\sigma}_u$'s variasjon med β.

	Eurodollar-rentesatsen		Eff. rente på statsobl.	
β	$\hat{k}(\beta).10^3$	$\hat{\sigma}_u(\beta)$	$\hat{k}(\beta).10^3$	$\hat{\sigma}_u(\beta)$
0.1	-1.04098	63.698	-0.98048	63.017
0.2	-1.03755	63.644	-0.97487	62.944
0.3	-1.03326	63.565	-0.96833	62.844
0.4	-1.02796	63.448	-0.96116	62.703
0.5	-1.02177	63.269	-0.95454	62.503
0.6	-1.01587	62.994	-0.95229	62.231
0.7	-1.01469	62.612	-0.96395	61.922
0.8	-1.02795	62.261	-1.00438	61.759
0.9	-1.05930	62.283	-1.07088	61.980
1.0	-1.08944	62.682	-1.12512	62.451

Punktestimatet for k er negativt i begge tilfelle. Dette strider mot den a priori forutsetning om denne parameter. Estimatet varierer lite med β. Konstantleddestimatet $\hat{a}$ er positivt. (a = konstantleddet i produktfunksjonen.) Utelatelse av sesongvariablene modifiserte ikke konklusjonene nevneverdig.

Som følge av de systematisk negative k-verdier må resultatet karakteriseres som urimelig. Konklusjonen må dermed bli at våre tentative beregninger ikke støtter den hypotese at en modell med kvadratisk stigende investeringsomkostninger kan avspeile investeringsutviklingen i norsk industri i 1960-årene på en tilfredsstillende måte. Vi kan naturligvis ikke utelukke at vi ved å formulere modellen på en annen måte, benytte en annen estimeringsmetode og et annet og bedre datamateriale kunne komme til en mer positiv konklusjon.

5.7. Forsøk på estimering av investeringsrelasjoner for industri basert på en årgangsteori

I [8], kapittel 4, viste vi hvorledes vi ut fra en årgangsteori ("putty-clay"-teori) under visse forutsetninger kunne uttrykke bruttoinvesteringsvolumets avhengighet av utviklingen i investeringsprisen q, lønnssatsen w og produktprisen p på følgende måte (jfr.[8], formel (4.18a))

$$(5.28)\quad J(t)=\text{Konstant}\left[A(t)p(t)\Lambda_Q\right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}\, q(t)^{-\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}}\,(w(t)\Lambda_L)^{-\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}},$$

hvor A (t) er en faktor som gir uttrykk for det teknologiske nivå som er knyttet til kapital installert på tidspunkt t ("embodied technical change") og

$$\Lambda_L = \frac{1}{r+\delta-f},$$

$$\Lambda_Q = \frac{1}{r+\delta\varepsilon-h}.$$

Her betegner r rentesatsen, δ den tekniske depresieringsrate, $\varepsilon(=\alpha+\beta)$ passuskoeffisienten i den bakenforliggende Cobb-Douglas-produktfunksjon og f og h stigningsratene for henholdsvis lønnssatsen og produktprisen over bedriftens planleggingsperiode. De viktigste forutsetninger som ligger til grunn for (5.28), er for det første at ex ante produktfunksjonen er av Cobb-Douglas-form, for det annet at prisstigningsratene for w og p, lik henholdsvis f og h, og rentesatsen r holder seg konstante over bedriftens planleggingsperiode. Skatter og avskrivninger neglisjeres for enkelhets skyld i denne modellen.

Når vi skal omforme (5.28) til en økonometrisk estimerbar relasjon, må vi for det første spesifisere teknologiutviklingsfaktoren A(t) parametrisk. For enkelhets skyld vil vi her velge en eksponentiell trend $A(t) = A(0)e^{\gamma t}$. For det annet må vi ta standpunkt til behandlingen av faktorene Λ_L og Λ_Q. To muligheter melder seg: (i) Betrakte r, f og h som konstante, slik at Λ_L og Λ_Q blir konstanter som kan slåes sammen med relasjonens konstantledd. (ii) Betrakte Λ_L og Λ_Q som variable basert på de til ethvert tidspunkt gjeldende verdier av r, f og h. Vi har valgt å gjennomføre beregninger ved hjelp av begge disse opplegg.

Logaritmisk transformasjon av (5.28) og overgang til diskret tid gir en relasjon av formen

(5.29) $$\log J_t = \text{Konstant} + \Pi_1 \log\left(\frac{w_t \Lambda_{Lt}}{p_t \Lambda_{Qt}}\right) + \Pi_2 \log\left(\frac{q_t}{p_t \Lambda_{Qt}}\right) + \Pi_3 t,$$

hvor $\Pi_1=-\alpha/(1-\alpha-\beta)$, $\Pi_2=-(1-\alpha)/(1-\alpha-\beta)$, $\Pi_3=\gamma/(1-\alpha-\beta)$.

<u>Opplegg (i): Λ_L og Λ_Q konstante</u>

Resultatet av minste kvadraters estimering av (5.29) med Λ_L og Λ_Q konstante er gitt nedenfor. Som indikator for lønnsraten w_t er valgt gjennomsnittlig timefortjeneste for voksne menn i bergverksdrift og industri.[40] Tidsseriene for p og q er de samme som vi har benyttet tidligere. Også ved disse beregningene inkluderte vi tre kvartalsvise binærvariable for å fange opp sesongvariasjoner. Resultatet ble

$$\hat{\Pi}_1 = \underset{(0.71368)}{-0.09897}, \quad \hat{\Pi}_2 = \underset{(0.77099)}{1.46662}, \quad \hat{\Pi}_3 = \underset{(0.00655)}{0.01126}, \quad R^2=0.5741, \quad D.W.=0.7808, \quad \hat{\sigma}_u=0.1026.$$

Dette gir følgende implisitte estimater for α (arbeidskraftens grenseelastisitet), β (kapitalens grenseelastisitet) og γ

$$\hat{\alpha} = \frac{\hat{\Pi}_1}{\hat{\Pi}_1+\hat{\Pi}_2} = -0.0723,$$

$$\hat{\beta} = \frac{\hat{\Pi}_2 + 1}{\hat{\Pi}_1 + \hat{\Pi}_2} = 1.8035,$$

40) Kilde: Statistisk Månedshefte. Vi er naturligvis avhengig av å velge en variabel hvor kvartalsvise observasjoner foreligger.

$\hat{\gamma} = \hat{\Pi}_3 \ (1-\hat{\alpha}-\hat{\beta}) = - \ 0.00814.$

Alle disse tre estimater virker urimelige og kan neppe tolkes som estimater for produktfunksjonsparametre. Resultatene skjemmes ellers av en lav verdi på Durbin-Watson-observatoren. Residualspredningen utgjør 0.10, dvs. ca. 10% av variasjonen i bruttoinvesteringsvolumet er "uforklart" av relasjonen.

Opplegg (ii): Λ_L og Λ_Q variable basert på løpende verdier av rentesats og prisstigningsrater

Beregningene er gjennomført både for eurodollar-rentesatsen og for effektiv rente på statsobligasjoner. Prisstigningsratene f og h er årsbasisrater beregnet som

$$f_t = \frac{w_t - w_{t-4}}{w_{t-4}} ,$$

$$h_t = \frac{p_t - p_{t-4}}{p_{t-4}} .$$

Vi har videre skjønnsmessig satt δ=0.10 og ε=0.90.[41] De tilhørende tidsrekker for Λ_L og Λ_Q er gitt i tabell 35. Som det fremgår, antar alle de fire Λ-variable negative verdier minst én gang. Dette gjør det umulig å utføre den logaritmiske transformasjon som bruk av (5.29) betinger. Vi valgte derfor som "nødløsning" å basere oss på en lineær tilnærmelse til (5.29).

Minste kvadraters estimering gav følgende resultater[42]

a) ved bruk av eurodollar-rentesatsen

$$\hat{J}_t = \underset{(0.97060)}{0.91879} \left(\frac{w_t \Lambda_{Lt}}{p_t \Lambda_{Qt}}\right) \underset{(324.804)}{-61.844} \left(\frac{q_t}{p_t \Lambda_{Qt}}\right) + \text{Konstant} + \text{Sesongledd},$$

$$R^2 = 0.5135, \ \text{D.W.} = 0.5242, \ \hat{\sigma}_u = 82.63,$$

b) ved bruk av effektiv rente på statsobligasjoner

$$\hat{J}_t = \underset{(0.27218)}{0.35722} \left(\frac{w_t \Lambda_{Lt}}{p_t \Lambda_{Qt}}\right) + \underset{(333.199)}{44.084} \left(\frac{q_t}{p_t \Lambda_{Qt}}\right) + \text{Konstant} + \text{Sesongledd},$$

$$R^2 = 0.5284, \ \text{D.W.} = 0.6497, \ \hat{\sigma}_u = 81.36.$$

Disse resultater er nokså uinteressante, og vi avstår fra ytterligere kommentarer. Konklusjonen blir dermed at "putty-clay"-teorien - med de forenklinger og tillempninger vi har valgt - er uegnet til å avspeile de kvartalsvise variasjoner i investeringsaktiviteten i norsk industri på en tilfredsstillende måte.

---

41) Egentlig burde $\varepsilon=\alpha+\beta$ ha vært estimert simultant med α og β. Vi fant at dette ville være praktisk ugjennomførbart.

42) For vurdering av koeffisientenes størrelsesorden kan nevnes at lønnssatsen w_t lå på nivået 10 (kr pr. time) i observasjonsperioden. Nivået av de øvrige variable fremgår av tabeller i teksten og tabellvedlegget.

Tabell 35. Anslag for faktorene Λ_Q og Λ_L.

Kvartal	Λ_{Q1} a)c)	Λ_{Q2} b)c)	Λ_{L1} a)d)	Λ_{L2} b)d)
1963 I	15.431202	14.258874	17.406863	15.929501
II	9.3218881	8.9842089	14.443149	13.648341
III	12.693755	12.203024	14.375082	13.748951
IV	9.6321467	9.4960434	14.694956	14.380510
1964 I	8.7938874	8.5989069	21.608037	20.467655
II	10.468971	10.283900	10.248741	10.071309
III	13.735740	13.401722	18.601120	17.993798
IV	14.225871	14.187322	17.475614	17.417477
1965 I	15.124171	15.124171	17.497398	17.497398
II	16.626928	16.943007	-73.700084	-68.071177
III	25.396143	25.276104	27.393775	27.254162
IV	12.698395	13.143133	23.055556	24.564748
1966 I	17.811944	19.168710	13.791891	14.591591
II	12.838791	14.053441	6.7578466	7.0799401
III	7.9508971	8.6240746	25.675696	34.329060
IV	12.184969	14.293867	23.313097	32.482199
1967 I	10.187076	10.844094	26.326896	31.214426
II	11.654707	11.908697	27.843812	29.338742
III	23.391434	25.551633	16.690459	17.761920
IV	10.358926	11.272450	15.902443	18.161949
1968 I	15.220214	17.195914	16.370899	18.679281
II	13.309227	15.609307	13.576453	15.978157
III	11.744113	13.094996	33.036271	46.542450
IV	16.189523	20.180376	33.929113	57.944268
1969 I	-145.04482	-41.821019	66.364200	-513.17971
II	13.345420	20.092193	42.396172	-635.13635
III	25.163233	110.21080	11.688921	18.220215
IV	5.4744874	6.3453789	12.586624	18.389478
1970 I	9.7657324	12.388830	11.530775	15.374340
II	35.824685	114.84071	22.799814	40.561358
III	15.072044	19.779457	-63.837739	-31.791231
IV	-10.125412	-8.9620258	-41.060402	-26.899896

a) Basert på eurodollar-rentesatsen.
b) Basert på effektiv rente for statsobligasjoner.
c) Beregningsformelen er (4.14a) i [8].
d) Beregningsformelen er (4.13a) i [8].

6. NOEN RESULTATER FOR ANDRE SEKTORER: MODELLER BASERT PÅ DEN FLEKSIBLE AKSELERATOR

Analysen i kapittel 5 gjaldt industri. Det er denne sektor som er blitt omfattet med størst interesse i litteraturen om investeringsatferd, og det er her standardteorier for produsentatferd kanskje gir den mest dekkende beskrivelse. Derfor er det formodentlig investeringen i denne sektor i MODIS-modellene som det i første omgang vil være mest aktuelt å endogenisere. (Kfr. kapittel 2.)

Som supplement til resultatene i kapittel 5 vil vi i dette kapittel gjengi resultatet av noen få tentative beregninger for sektorene

Bergverksdrift,
Bygge- og anleggsvirksomhet,
Varehandel,
Annen landtransport (hovedsakelig ikke skinnegående),
Offentlig, privat og personlig tjenesteyting.

Teorigrunnlaget er varianter av akselerator-teorien (den fleksible akselerator). Essensen i denne teorien - som er en av de mest primitive og mest kjente investeringsteorier - er at nettoinvesteringsvolumet i en periode kan uttrykkes ved en enkel lag-fordeling i endringen i bruttoproduktet, altså ved en relasjon av formen

$$I_t = \sum_i b_i(Q_{t-i} - Q_{t-i-1}), \qquad (6.1)$$

hvor symbolene har samme betydning som tidligere.[1]

Muligheten står åpen for å anvende denne teorien på den samlede investering innen hver enkelt sektor eller etablere separate relasjoner for artsgruppene. Her har vi valgt forskjellige løsninger. For bergverksdrift er de tre artsgrupper behandlet under ett. Investeringstallene er små og derfor beheftet med betydelige relative feilmarginer (se tabell II 1), så en artsinndeling ville ha liten interesse. Investeringen i bygnings- og anleggskapital i de fire øvrige sektorer ovenfor føres under hjelpesektoren forretningsbygg (se avsnitt 3.1); investeringen i transportmidler og maskiner registreres under de respektive produksjonssektorer. Følgelig har vi vært henvist til å behandle disse fire sektorers bygnings- og anleggsinvesteringer under ett.[2][3] I bygge-og anleggsvirksomhet og i offentlig, privat og personlig tjenesteyting er investeringen i transportmidler beskjeden, og vi har funnet liten hensikt i å skille den fra maskininvesteringen. (Se tabellene II 3 og II 5.)

Resultater basert på en rasjonal lag-fordeling med 3 lag i både teller og nevner er gitt i tabell 36. Tabell 37 inneholder resultater svarende til en 7 lags polynomisk lag-fordeling basert på et annengradspolynom. Så vel konstantledd som sesongbinærvariable er inkludert.

I begge varianter er relasjonenes føyningspresisjon, målt ved den residuale variasjonskoeffisient ($\hat{\sigma}_u/\bar{I}$), omtrent like god som for Jorgenson-relasjonene for industri i avsnitt 5.5. Resultatene er ellers lite interessante, med mange insignifikante koeffisientestimater. Spesielt urimelige virker resultatene for de to transportmiddelkategorier (i varehandel og annen landtransport); lag-koeffisientenes sum - som kan tolkes som den langsiktige marginale kapitalkoeffisient - kommer ut med negative punktestimater i begge modellvarianter (jfr. nederste linje i tabellene). Denne koeffisientsum opptrer med urimelig lave punktestimater også for de øvrige investeringskomponenter unntagen for investering i bergverksdrift.

Alt i alt må vi derfor konkludere med at våre varianter av akselerator-teorien ikke synes å kunne gi noen brukbar representasjon av den kvartalsvise utvikling i investeringen i de fem sektorene i 1960-årene.

Det kan være av interesse å undersøke om vi kommer til en like negativ konklusjon for <u>industri</u>. Resultater for de tre artsgruppene i denne næringen basert på Almon-lag-varianten av akseleratorteorien er gitt i tabell 38. Også disse resultater gir insignifikante og ikke særlig plausible punktestimater for den langsiktige marginale kapitalkoeffisient.

I den originale utforming av akseleratorrelasjonen inngår ikke konstantledd. Resultatene ovenfor bygger på relasjoner med konstantledd og binærvariable for kvartal. Formålet er, som tidligere, å fange opp eventuelle konstante komponenter i investeringene samt å eliminere effekten av sesongsvingninger i de variable. Det er interessant å undersøke hvilken betydning det har for lag-strukturen at disse variable er med i relasjonen.

Beregninger som kaster lys over dette for industri, er gjengitt i tabell 39. Den inneholder såvel estimater basert på relasjoner av formen (6.1) uten konstantledd og sesongledd som estimater basert på de tilsvarende nivå-relasjoner

$$K_t = a + \sum_i b_i Q_{t-i}, \tag{6.2}$$

hvor a er en konstant.

---

1) Se f.eks. Allen [1], kapittel 3, spesielt avsnitt 3.2 og 3.9. Jfr. også Chenery [10].
2) Resultatet for denne investeringskomponent er plassert under 'Forretningsbygg' i resultattabellene 36 og 37.
3) Sektoren 'Forretningsbygg' i nasjonalregnskapet forestår imidlertid også utleie av bygningskapital til andre produksjonssektorer enn disse fire, bl.a. industri, men omfanget av disse transaksjoner er forholdsvis beskjedent.

Tabell 36. Fleksibel akselerator-relasjoner for utvalgte sektorer.[a)]
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.

$$I_t = a_o + \sum_{i=o}^{3} b_i (Q_{t-i} - Q_{t-i-1}) + \sum_{i=1}^{3} c_i I_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} e_i d_{it} + u_t$$

	Bergverks-drift	Bygge- og anleggsv.	Varehandel	Varehandel	Annen landtrsp.	Off., priv., pers. tj.yt.	Forr.bygg[b)]
	B+T+M	T+M	T	M	T	T+M	
$\hat{a}_o$	4.0276 (4.9235)	-0.4036 (11.8284)	29.8849 (16.0718)	19.6549 (18.1948)	0.7839 (8.8272)	31.3655 (11.6660)	-24.1528 (14.7394)
$\hat{b}_o$	0.3199 (0.1600)	-0.0225 (0.0936)	0.0008 (0.0304)	0.0996 (0.0311)	-0.0917 (0.1289)	-0.1655 (0.1323)	-0.0032 (0.0238)
$\hat{b}_1$	0.0411 (0.1944)	-0.0703 (0.0914)	-0.0416 (0.0421)	0.0820 (0.0503)	-0.0447 (0.1032)	-0.0303 (0.1731)	0.0354 (0.0301)
$\hat{b}_2$	0.1553 (0.1833)	0.1612 (0.0914)	-0.0350 (0.0477)	0.1170 (0.0542)	0.0507 (0.0898)	0.0291 (0.2020)	0.0331 (0.0331)
$\hat{b}_3$	0.2627 (0.1578)	-0.0330 (0.0948)	0.0256 (0.0388)	0.0983 (0.0433)	-0.0390 (0.0845)	0.0284 (0.1787)	-0.0221 (0.0273)
$\hat{c}_1$	1.1209 (0.2228)	0.4688 (0.2465)	0.0919 (0.2729)	0.3987 (0.2005)	0.1998 (0.2445)	0.3062 (0.2297)	0.9036 (0.2194)
$\hat{c}_2$	-0.5177 (0.2965)	0.6477 (0.2815)	0.2119 (0.2713)	0.1329 (0.2168)	0.2247 (0.2630)	0.2300 (0.2303)	-0.2596 (0.3250)
$\hat{c}_3$	0.0988 (0.2204)	-0.2038 (0.2790)	0.0365 (0.2740)	0.1346 (0.1844)	0.3616 (0.2571)	-0.0729 (0.2231)	0.2485 (0.2395)
$\hat{e}_1$	1.5551 (3.9865)	0.0244 (15.0688)	-16.6664 (25.5847)	-3.8161 (27.3520)	-2.3029 (9.9972)	-10.2515 (9.2252)	33.7541 (24.8984)
$\hat{e}_2$	1.6459 (3.0029)	23.2092 (17.2637)	-23.8839 (15.8867)	-16.3601 (16.6244)	11.6683 (14.7258)	-6.7918 (8.5483)	53.2127 (18.4533)
$\hat{e}_3$	1.3668 (4.0018)	-0.8345 (17.3717)	-48.5548 (20.8634)	-8.9799 (23.9144)	0.3387 (10.2494)	-18.4042 (8.0544)	41.0574 (16.2561)
R^2	0.6264	0.7690	0.6197	0.7679	0.3763	0.4277	0.8338
$\hat{\sigma}_u$	5.7210	11.5945	9.5341	9.9510	7.5038	12.3674	8.7194
$\frac{\Sigma_i \hat{b}_i}{1-\Sigma_i \hat{c}_i}$ ..	2.6141	0.4055	-0.0773	1.1890	-0.5830	0.2577	0.4019

a) B = Bygninger og anlegg
T = Transportmidler
M = Maskiner m.v.

b) Q representerer her summen av bruttoproduktene i bygge- og anleggsvirksomhet, varehandel, annen landtransport og off., priv. og pers. tjenesteyting. Kfr. teksten.

Tabell 37. Fleksibel akselerator-relasjoner for utvalgte sektorer.[a)]
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2. gradspolynom).

$$I_t = a_o + \sum_{i=o}^{7} b_i (Q_{t-i} - Q_{t-i-1}) + \sum_{i=1}^{3} e_i d_{it} + u_t$$

	Bergverks-drift B+T+M	Bygge- og anleggsv. T+M	Varehandel T	Varehandel M	Annen landtrsp. T	Off., priv., pers. tj.yt T+M	Forr.bygg
$\hat{a}_o$	17.5092 (4.5587)	45.8380 (9.7795)	-6.3919 (16.3815)	14.5503 (22.3411)	17.5898 (10.7831)	61.6588 (13.6658)	49.7888 (21.7898)
$\hat{b}_o$	0.0919 (0.1955)	0.0675 (0.1343)	0.0395 (0.0295)	0.1264 (0.0403)	-0.0107 (0.1329)	-0.2092 (0.1407)	0.0158 (0.0370)
$\hat{b}_1$	0.3209 (0.1858)	0.1106 (0.0946)	0.0025 (0.0293)	0.1350 (0.0399)	-0.0201 (0.1115)	-0.1444 (0.1253)	0.0529 (0.0317)
$\hat{b}_2$	0.4864 (0.2119)	0-1330 (0.0891)	-0.0290 (0.0337)	0.1324 (0.0459)	-0.0267 (0.1169)	-0.1003 (0.1458)	0.0772 (0.0355)
$\hat{b}_3$	0.5884 (0.2317)	0.1347 (0.0950)	-0.0550 (0.0364)	0.1183 (0.0497)	-0.0305 (0.1253)	-0.0771 (0.1637)	0.0887 (0.0391)
$\hat{b}_4$	0.6268 (0.2304)	0.1155 (0.0960)	-0.0755 (0.0360)	0.0930 (0.0491)	-0.0316 (0.1242)	-0.0746 (0.1666)	0.0874 (0.0394)
$\hat{b}_5$	0.6018 (0.2081)	0.0755 (0.0917)	-0.0904 (0.0337)	0.0562 (0.0459)	-0.0298 (0.1108)	-0.0928 (0.1561)	0.0732 (0.0373)
$\hat{b}_6$	0.5132 (0.1802)	0.0147 (0.0973)	-0.0998 (0.0342)	0.0081 (0.0466)	-0.0253 (0.0909)	-0.1318 (0.1482)	0.0463 (0.0382)
$\hat{b}_7$	0.3611 (0.1913)	-0.0669 (0.1346)	-0.1037 (0.0442)	-0.0514 (0.0603)	-0.0181 (0.0889)	-0.1916 (0.1755)	0.0066 (0.0501)
$\hat{e}_1$	-6.1742 (4.5097)	-0.9904 (12.2745)	58.8673 (29.2604)	68.9744 (39.9053)	-4.5763 (10.7831)	-12.3116 (7.4483)	6.1873 (40.9288)
$\hat{e}_2$	-2.1885 (3.7628)	6.2887 (15.0268)	24.7653 (14.4975)	34.2582 (19.7717)	-3.0588 (9.4728)	-6.7192 (7.6549)	26.4591 (17.7894)
$\hat{e}_3$	-3.1351 (4.6754)	-30.9437 (15.7254)	14.7388 (19.5217)	35.8226 (26.6236)	-10.4642 (7.7003)	-19.6990 (7.4858)	22.3685 (15.8044)
R^2	0.3352	0.4046	0.6247	0.5389	0.2078	0.3173	0.2903
D.W.	1.1339	1.1237	1.3441	0.9281	1.3201	1.1699	0.4890
$\hat{\sigma}_u$	7.0074	15.7150	9.2172	12.5704	8.2564	13.1332	16.1405
$\Sigma_i i\hat{b}_i/\Sigma_i \hat{b}_i$.	3.9498 (1.2576)	2.1217 (2.4841)	5.5876 (3.0385)	1.7745 (1.2195)	3.7278 (31.9700)	3.3970 (4.4503)	3.3762 (1.1784)
$\Sigma_i \hat{b}_i$	3.5904 (1.3283)	0.5846 (0.6422)	-0.4115 (0.1944)	0.6180 (0.2651)	-0.1929 (0.7220)	-1.0219 (0.9159)	0.4481 (0.2114)

a) Se fotnoter til tabell 36.

Tabell 38. Fleksibel akselerator-relasjoner for industri.
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2. gradspolynom)

$$I_t = a_o + \sum_{i=o}^{7} b_i (Q_{t-i} - Q_{t-i-1}) + \sum_{i=1}^{3} e_i d_{it} + u_t$$

	Bygninger og anlegg	Transportmidler	Maskiner m.v.
$\hat{a}_o$	107.305 (26.468)	3.3487 (4.7428)	269.780 (53.568)
$\hat{b}_o$	0.0290 (0.0654)	0.0225 (0.0117)	0.0544 (0.1323)
$\hat{b}_1$	0.0644 (0.0798)	0.0226 (0.0143)	0.0146 (0.1615)
$\hat{b}_2$	0.0895 (0.1012)	0.0224 (0.0181)	-0.0135 (0.2047)
$\hat{b}_3$	0.1043 (0.1135)	0.0216 (0.0203)	-0.0299 (0.2298)
$\hat{b}_4$	0.1089 (0.1135)	0.0205 (0.0203)	-0.0345 (0.2298)
$\hat{b}_5$	0.1031 (0.1015)	0.0189 (0.0182)	-0.0274 (0.2055)
$\hat{b}_6$	0.0870 (0.0821)	0.0168 (0.0147)	-0.0085 (0.1662)
$\hat{b}_7$	0.0607 (0.0730)	0.0143 (0.0131)	0.0221 (0.1478)
$\hat{e}_1$	-46.5404 (24.8684)	-9.1081 (4.4563)	-75.2866 (50.3308)
$\hat{e}_2$	-44.4566 (33.9430)	-3.2424 (6.0824)	-56.9894 (68.6966)
$\hat{e}_3$	-30.8131 (54.4404)	-7.5830 (9.7554)	-66.6352 (110.1810)
D.W.	0.8372	1.6129	0.5538
$\hat{\sigma}_u$	31.1306	5.5784	63.0047
$\Sigma_i i\hat{b}_i / \Sigma_i \hat{b}_i$	3.7937 (2.1458)	3.1935 (2.0516)	12.05 (2668.34)
$\Sigma_i \hat{b}_i$	0.6470 (0.6282)	0.1596 (0.1126)	-0.0227 (1.2713)

Både for bygninger og anlegg og spesielt for maskiner blir konklusjonene markert forandret. Punktestimatene for lag-koeffisientene blir vesentlig høyere og signifikant positive. Den langsiktige kapitalkoeffisient (lag-koeffisientenes sum) får estimater av mer rimelig størrelsesorden, og det gjennomsnittlige lag kan bestemmes med brukbar grad av presisjon. For transportmidler derimot blir bildet ikke vesentlig endret.

Estimering basert på (6.2) (kolonnene merket b i tabell 39) gir noe høyere punktestimater for samtlige lag-koeffisienter for bygninger og anlegg og for maskiner og derfor en del høyere estimater for den langsiktige kapitalkoeffisient for disse kapitalartene. Det er ellers verdt å notere at Durbin-Watson-observatoren har "penere" verdier i (6.1) enn i (6.2). Dette indikerer at estimering på endringsform fra et autokorrelasjonssynspunkt er å foretrekke fremfor estimering på nivåform.

Tabell 39. Fleksibel akselerator-relasjoner for industri
Estimeringsperiode: 1962 I - 1970 IV.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2. gradspolynom)

a. $I_t = \sum_{i=o}^{7} b_i (Q_{t-i} - Q_{t-i-1}) + u_t$

b. $K_t = a + \sum_{i=o}^{7} b_i Q_{t-i} + v_t$

	Bygninger og anlegg		Transport-midler		Maskiner m.v.	
	a	b	a	b	a	b
$\hat{a}$	..	2926.52 (179.26)	..	157.918 (17.913)	..	-1857.36 (511.54)
$\hat{b}_o$	0.2236 (0.0423)	0.2906 (0.1057)	0.0272 (0.0056)	0.0197 (0.0106)	0.5539 (0.0952)	0.8468 (0.3017)
$\hat{b}_1$	0.2732 (0.0287)	0.3107 (0.0429)	0.0210 (0.0038)	0.0151 (0.0043)	0.6212 (0.0645)	0.7897 (0.1225)
$\hat{b}_2$	0.3078 (0.0341)	0.3283 (0.0502)	0.0161 (0.0045)	0.0119 (0.0050)	0.6634 (0.0768)	0.7475 (0.1431)
$\hat{b}_3$	0.3273 (0.0402)	0.3434 (0.0692)	0.0127 (0.0053)	0.0100 (0.0069)	0.6806 (0.0904)	0.7203 (0.1974)
$\hat{b}_4$	0.3318 (0.0399)	0.3560 (0.0675)	0.0105 (0.0053)	0.0095 (0.0067)	0.6727 (0.0897)	0.7081 (0.1926)
$\hat{b}_5$	0.3212 (0.0337)	0.3661 (0.0452)	0.0097 (0.0045)	0.0104 (0.0045)	0.6398 (0.0758)	0.7108 (0.1291)
$\hat{b}_6$	0.2956 (0.0301)	0.3736 (0.0424)	0.0104 (0.0040)	0.0126 (0.0042)	0.5819 (0.0677)	0.7285 (0.1210)
$\hat{b}_7$	0.2550 (0.0468)	0.3787 (0.0125)	0.0124 (0.0062)	0.0161 (0.0112)	0.4988 (0.1052)	0.7611 (0.3211)
D.W.	1.3574	0.4013	2.1729	0.6070	1.1757	0.2731
$\hat{\sigma}_u$	45.6890	..	6.0383	..	102.772	..
$\hat{\sigma}_v$	..	84.5959	..	8.4538	..	241.406
$\Sigma_i i\hat{b}_i / \Sigma_i \hat{b}_i$	3.5807 (0.2959)	3.6922 (0.2397)	2.7572 (1.1256)	3.2942 (0.7659)	3.4328 (0.3363)	3.4145 (0.3128)
$\Sigma_i \hat{b}_i$	2.3355 (0.2067)	2.7475 (0.0544)	0.1200 (0.0273)	0.1054 (0.0054)	4.9123 (0.4649)	6.0127 (0.1551)

Resultatene for de øvrige sektorer peker i samme retning. Estimater for den langsiktige kapitalkoeffisient ($\Sigma_i b_i$) og Durbin-Watson-observatorene er gitt i tabellen nedenfor.

	$\Sigma_i \hat{b}_i$		D.W.	
	(6.1)	(6.2)	(6.1)	(6.2)
Bergverksdrift, B+T+M	8.6478 (0.7118)	9.0246 (0.1439)	1.0530	0.6850
Bygge- og anleggsv., T+M	4.4895 (0.6187)	5.9807 (0.1702)	1.0215	0.7003
Varehandel, T	0.3003 (0.1067)	0.4661 (0.0356)	1.4321	0.4556
Varehandel, M	2.4553 (0.1883)	3.1228 (0.0844)	0.7160	0.2942
Annen landtransport, T	0.9569 (0.1481)	1.1521 (0.0363)	1.6050	0.3219
Off., priv., pers. tj.yting, T+M ..	2.9328 (0.2760)	3.3675 (0.0765)	1.1245	0.3822
Forretningsbygg	1.5232 (0.0930)	1.7629 (0.0274)	1.3291	0.4783

7. OPPSUMMERING OG KONKLUSJON

Som avslutning vil vi forsøke å sammenfatte hovedkonklusjonene fra de foregående kapitler i 11 punkter.

1. Alle de sentrale variable i analysen er preget av systematiske sesongvariasjoner. Svingningene er mest utpreget i de kvantumsvariable, men også flere viktige prisserier har et markant sesongmønster.

2. Depresieringsraten viser en del variasjoner over observasjonsperioden, og tentative beregninger antyder at en hypotese om at denne parameter er konstant er for restriktiv.

3. Kapitaltilpasningsrelasjoner for industri basert på en produktfunksjon med konstant substitusjonselastisitet mellom arbeidskraft og kapital gir gjennomgående lave estimater for substitusjonselastisiteten. Samtlige estimater i de beregninger som er foretatt, er signifikant mindre enn 1 (med 5% nivå), og hovedtyngden av punktestimatene ligger mellom 0 og 0.3. Samtidig ligger de implisitte punktestimater for passuskoeffisienten gjennomgående noe over 1.

4. Endringen i bruttoproduktet synes å være en viktigere investeringsmotiverende variabel enn endringen i forholdet mellom produktprisen og den implisitte kapitalleiepris. Resultatene for industri gir en viss indikasjon på at det gjennomsnittlige lag for den prisvariable gjennomgående er noe kortere enn for bruttoproduktet.

5. Resultatene - både når det gjelder lag-fordelingenes form og de implisitte estimater for substitusjonselastisiteten - er relativt følsomme overfor valget av indikator for kapitalleieprisen. Ingen av de alternative serier som er forsøkt for denne variabel, peker seg ut som best.

6. Maskiner synes å være den investeringskategori i industri hvis variasjoner best avspeiles ved de modeller som er forsøkt. Investering i transportmidler faller desidert dårligst ut. Bygninger og anlegg inntar en mellomstilling.

7. Beregningene for industri gir en viss støtte for å hevde at de enkelte komponenter av kapitalleieprisen ikke har samme betydning for kapitalakkumulasjonen, men det er vanskelig å rangere dem etter viktighet.

8. Autokorrelasjon i restleddene er et alvorlig problem i relasjonene basert på polynomiske lag-fordelinger. Forsøk på å korrigere for førsteordens autokorrelasjon eliminerer ikke problemet. Korreksjonen gir seg utslag i estimatene for substitusjonselastisiteten og passuskoeffisienten og i estimatene for lag-koeffisientene.

9. Forsøk på å beskrive investeringsutviklingen i industri ved varianter av "putty-clay"-teorien og ved en modell basert på en kvadratisk investeringsomkostningsfunksjon gir lite oppmuntrende resultater.

10. Residualspredningen varierer noe med modellvariant og estimeringsmetode. I relasjonene for industri basert på Dale Jorgenson's investeringsteori utgjør den omkring 20 prosent, i relasjonene basert på en CES-produktfunksjon er den av samme størrelsesorden eller noe høyere. Residualspredningen reduseres merkbart ved innføring av laggede verdier av den venstresidevariable og ved korreksjon for førsteordens autokorrelasjon i restleddet.

11. Resultater av tentative beregninger for sektorene bergverksdrift, bygge- og anleggsvirksomhet, varehandel, diverse landtransport og diverse tjenestesektorer basert på varianter av akselerasjonsprinsippet gir et blandet inntrykk. Det er enda for tidlig å trekke konklusjoner for disse sektorer.

Ut fra resultatene i dette notatet alene er det neppe mulig å trekke klare retningslinjer for hvorledes vi bør reformulere modellene i MODIS-systemet om vi skal ha håp om å analysere investeringsutviklingen i den private sektor på en mer tilfredsstillende måte enn i dag. Men beregningene gir i det minste en antydning om "hvor landet ligger" når det gjelder brukbarheten til å forklare norske data av noen av de investeringsteorier som er blitt omfattet med størst interesse internasjonalt.

Som vi har påpekt tidligere, kan det fra et teoretisk synspunkt rettes en rekke innvendinger mot disse teorier. To iøynefallende mangler er for det første at de fullstendig neglisjerer tilbudssidens rolle i investeringsutviklingen og det gjensidige samspill mellom priser og kvanta og for det annet at kredittmarkedsvariable og kredittrestriksjoner, som spiller en vesentlig rolle i det norske kapitalmarked, ikke er tilfredsstillende behandlet. Datasituasjonen har her vært en sterkt begrensende faktor. Det er grunn til å håpe at vi i fremtiden vil bli bedre stillet i denne henseende.

Tabell I 1. Fast realkapital ved kvartalets utgang. 1961-priser. Mill. kr. Bygninger og anlegg

Kvartal	Bergverksdrift	Industri	Forretningsbygg	Boliger
1962 I	474	9341	7003	38317
II	479	9449	7094	38620
III	484	9563	7188	38962
IV	488	9672	7249	39292
1963 I	494	9756	7311	39563
II	501	9851	7389	39848
III	507	9954	7470	40185
IV	514	10046	7522	40496
1964 I	524	10126	7582	40790
II	534	10214	7660	41083
III	544	10305	7738	41438
IV	554	10409	7786	41764
1965 I	562	10511	7837	42065
II	572	10622	7908	42361
III	579	10734	7993	42749
IV	584	10836	8061	43090
1966 I	587	10950	8135	43397
II	590	11066	8215	43727
III	595	11217	8305	44119
IV	598	11355	8397	44516
1967 I	602	11467	8494	44900
II	608	11605	8598	45325
III	614	11750	8702	45780
IV	622	11867	8802	46272
1968 I	629	11928	8891	46719
II	637	12005	8996	47152
III	645	12090	9108	47641
IV	651	12157	9202	48163
1969 I	657	12203	9290	48683
II	665	12248	9397	49201
III	676	12327	9498	49750
IV	685	12461	9590	50279
1970 I	694	12538	9687	50863
II	703	12642	9780	51414
III	714	12741	9870	52011
IV	726	12917	9980	52658

Tabell I 2. Fast realkapital ved kvartalets utgang. 1961-priser. Mill. kr. Transportmidler

Kvartal	Bergverks-drift	Industri	Bygge- og anleggs-virksomhet	Varehandel	Off., privat og personlig tjenesteyting	Annen land-transport
1962 I	33	346	59	621	52	530
II	33	356	60	641	52	541
III	34	358	60	638	50	543
IV	35	367	61	655	51	552
1963 I	36	384	63	676	51	569
II	37	395	65	692	57	580
III	38	398	65	693	56	584
IV	39	411	65	707	56	597
1964 I	40	420	65	719	58	603
II	41	430	66	734	59	611
III	41	431	66	732	59	613
IV	42	446	68	756	61	625
1965 I	43	454	69	781	63	642
II	43	457	70	790	64	656
III	43	456	70	789	63	660
IV	44	467	72	816	66	675
1966 I	44	476	75	833	68	692
II	44	490	77	861	72	712
III	44	491	77	861	72	721
IV	45	498	77	875	73	739
1967 I	46	495	77	879	72	755
II	47	504	78	903	77	779
III	48	494	78	885	78	780
IV	49	510	80	903	79	801
1968 I	50	507	80	903	80	807
II	51	505	81	917	81	813
III	53	503	82	920	82	833
IV	55	503	84	936	83	868
1969 I	54	500	86	943	83	868
II	53	512	88	956	86	880
III	56	518	90	950	88	884
IV	63	532	92	978	91	906
1970 I	60	525	96	978	86	904
II	57	531	97	997	86	911
III	59	527	100	985	85	908
IV	63	542	98	968	93	904

Tabell I 3. Fast realkapital ved kvartalets utgang. 1961-priser. Mill. kr. Maskiner m.v.

Kvartal		Bergverksdrift	Industri	Bygge- og anleggs-virksomhet	Varehandel	Off., privat og personlig tjenesteyting
1962	I	516	12658	742	1051	684
	II	522	12858	766	1089	705
	III	527	13042	782	1124	720
	IV	535	13265	803	1167	743
1963	I	542	13454	816	1213	777
	II	549	13643	839	1255	805
	III	555	13801	839	1287	829
	IV	563	13992	855	1338	873
1964	I	575	14140	877	1389	904
	II	587	14322	917	1443	936
	III	597	14502	942	1478	968
	IV	612	14745	968	1538	1002
1965	I	626	14926	999	1598	1039
	II	639	15096	1052	1647	1075
	III	650	15265	1084	1680	1105
	IV	664	15485	1115	1735	1140
1966	I	678	15679	1143	1793	1179
	II	692	15878	1189	1846	1209
	III	704	16094	1213	1900	1237
	IV	720	16425	1269	1978	1288
1967	I	729	16733	1319	2047	1332
	II	740	17055	1370	2125	1377
	III	747	17250	1395	2182	1408
	IV	756	17606	1444	2268	1462
1968	I	779	17875	1490	2338	1506
	II	806	18113	1529	2409	1572
	III	841	18273	1549	2464	1605
	IV	865	18490	1587	2545	1655
1969	I	883	18574	1628	2607	1695
	II	901	18700	1684	2694	1740
	III	919	18895	1730	2778	1780
	IV	928	19161	1799	2881	1852
1970	I	934	19331	1847	2924	1876
	II	951	19526	1930	3002	1901
	III	966	19761	1962	3061	1913
	IV	985	20125	2059	3128	1920

Tabell I 4. Fast realkapital i alt ved kvartalets utgang. 1961-priser. Mill. kr

Kvartal	Bergverksdrift	Industri	Bygge- og anleggs-virksomhet	Varehandel	Off., privat og personlig tjenesteyting
1962 I	1023	22345	801	1672	736
II	1034	22663	826	1730	757
III	1045	22963	842	1762	770
IV	1058	23304	864	1822	794
1963 I	1072	23594	879	1889	828
II	1087	23889	904	1947	862
III	1100	24153	904	1980	885
IV	1116	24449	920	2045	929
1964 I	1139	24686	942	2108	962
II	1162	24966	983	2177	995
III	1182	25238	1008	2210	1027
IV	1208	25600	1036	2294	1063
1965 I	1231	25891	1068	2379	1102
II	1254	26175	1122	2437	1139
III	1272	26455	1154	2469	1168
IV	1292	26788	1187	2551	1206
1966 I	1309	27105	1218	2626	1247
II	1326	27434	1266	2707	1281
III	1343	27802	1290	2761	1309
IV	1363	28278	1346	2853	1361
1967 I	1377	28695	1396	2926	1404
II	1395	29164	1448	3028	1454
III	1409	29494	1473	3067	1486
IV	1427	29983	1524	3171	1541
1968 I	1458	30310	1570	3241	1586
II	1494	30623	1610	3326	1653
III	1539	30866	1631	3384	1687
IV	1571	31150	1671	3481	1737
1969 I	1594	31277	1714	3550	1778
II	1619	31460	1772	3650	1826
III	1651	31740	1820	3728	1868
IV	1676	32154	1891	3859	1943
1970 I	1688	32394	1943	3902	1962
II	1711	32699	2027	3999	1987
III	1739	33029	2062	4046	1998
IV	1774	33584	2157	4096	2013

Tabell II 1. Bruttoinvestering og bruttoprodukt. 1961-priser. Mill. kr. Bergverksdrift

Kvartal	Bruttoinvestering				Brutto-produkt
	Bygninger og anlegg	Transport-midler	Maskiner m.v.	I alt	
1962 I	7	4	14	25	95
II	9	3	12	24	84
III	9	4	11	24	82
IV	8	4	14	26	94
1963 I	10	4	14	28	99
II	11	4	14	29	93
III	10	4	13	27	91
IV	11	4	15	30	103
1964 I	14	4	19	37	100
II	14	4	19	37	105
III	14	4	17	35	97
IV	14	5	22	41	108
1965 I	12	5	21	38	111
II	14	4	20	38	114
III	12	4	18	34	106
IV	10	5	22	37	115
1966 I	8	3	22	33	108
II	8	4	22	34	116
III	10	4	20	34	113
IV	8	5	24	37	126
1967 I	9	5	17	31	110
II	11	5	19	35	144
III	11	5	15	31	130
IV	13	5	17	35	153
1968 I	12	5	32	49	139
II	13	5	36	54	140
III	14	7	44	65	142
IV	12	7	33	52	147
1969 I	12	4	28	44	151
II	14	4	28	46	159
III	17	8	28	53	157
IV	15	12	19	46	167
1970 I	15	3	16	34	145
II	15	3	27	45	176
III	17	8	25	50	167
IV	18	10	29	57	177

Tabell II 2. Bruttoinvestering og bruttoprodukt. 1961-priser. Mill. kr. Industri

Kvartal	Bruttoinvestering				Brutto-produkt
	Bygninger og anlegg	Transport-midler	Maskiner m.v.	I alt	
1962 I	173	56	379	608	2511
II	185	55	391	631	2430
III	193	48	378	619	2338
IV	189	56	419	664	2605
1963 I	165	65	388	618	2630
II	177	61	390	628	2560
III	185	55	362	602	2454
IV	175	65	398	638	2868
1964 I	164	62	357	583	2772
II	173	65	393	631	2902
III	176	57	394	627	2645
IV	190	71	459	720	3013
1965 I	189	65	398	652	3122
II	199	61	390	650	2978
III	201	57	391	649	2785
IV	193	69	445	707	3145
1966 I	205	69	425	699	3318
II	208	75	433	716	3083
III	244	64	453	761	2875
IV	233	70	572	875	3385
1967 I	208	60	556	824	3315
II	234	72	575	881	3361
III	242	54	453	749	2895
IV	215	79	620	914	3549
1968 I	159	60	533	752	3565
II	176	60	505	741	3335
III	184	60	430	674	3020
IV	167	62	490	719	3614
1969 I	146	62	359	567	3637
II	146	77	403	626	3504
III	181	72	474	727	3358
IV	237	81	548	866	3875
1970 I	180	62	456	698	3586
II	209	74	485	768	3898
III	204	65	527	796	3422
IV	283	84	660	1027	3972

Tabell II 3. Bruttoinvestering og bruttoprodukt. 1961-priser. Mill. kr. Bygge- og anleggsvirksomhet

Kvartal	Bruttoinvestering			Bruttoprodukt
	Transportmidler	Maskiner m.v.	I alt	
1962 I	6	76	82	660
II	6	68	74	735
III	5	62	67	768
IV	6	68	74	730
1963 I	7	59	66	720
II	7	70	77	743
III	6	48	54	807
IV	6	64	70	785
1964 I	6	72	78	749
II	7	92	99	803
III	6	78	84	846
IV	8	81	89	784
1965 I	7	87	94	741
II	7	110	117	787
III	6	92	98	849
IV	8	93	101	788
1966 I	9	89	98	740
II	8	108	116	820
III	7	88	95	911
IV	7	120	127	803
1967 I	7	112	119	795
II	8	116	124	935
III	7	92	99	962
IV	9	118	127	877
1968 I	7	116	123	815
II	8	111	119	905
III	8	93	101	956
IV	9	112	121	876
1969 I	10	119	129	816
II	10	136	146	923
III	10	130	140	990
IV	10	155	165	964
1970 I	12	137	149	900
II	9	175	184	998
III	11	128	139	1044
IV	7	196	203	971

Tabell II 4. Bruttoinvestering og bruttoprodukt. 1961-priser. Mill. kr. Varehandel

Kvartal	Bruttoinvestering			Bruttoprodukt
	Transportmidler	Maskiner m.v.	I alt	
1962 I	98	63	161	1653
II	108	63	171	1778
III	87	61	148	1767
IV	108	69	177	1980
1963 I	114	74	188	1685
II	111	71	182	1896
III	98	62	160	1864
IV	112	81	193	2129
1964 I	112	83	195	1711
II	117	87	204	1996
III	102	70	172	1928
IV	127	95	222	2217
1965 I	132	97	229	1760
II	120	87	207	2025
III	111	72	183	1953
IV	139	94	233	2246
1966 I	131	100	231	1840
II	145	96	241	2122
III	121	98	219	2110
IV	135	123	258	2304
1967 I	125	116	241	1934
II	145	127	272	2224
III	106	108	214	2108
IV	141	138	279	2356
1968 I	125	124	249	2036
II	140	126	266	2245
III	131	112	243	2172
IV	144	139	283	2488
1969 I	138	123	261	2198
II	145	149	294	2387
III	128	148	276	2388
IV	161	169	330	2788
1970 I	132	111	243	2090
II	150	147	297	2587
III	121	130	251	2593
IV	115	140	255	2797

Tabell II 5. Bruttoinvestering og bruttoprodukt. 1961-priser. Mill. kr. Offentlig, privat og personlig tjenesteyting

Kvartal	Bruttoinvestering			Bruttoprodukt
	Transportmidler	Maskiner m.v.	I alt	
1962 I	9	53	62	871
II	7	50	57	882
III	6	44	50	900
IV	9	53	62	871
1963 I	8	67	75	901
II	14	62	76	911
III	7	58	65	923
IV	9	79	88	907
1964 I	10	69	79	940
II	10	71	81	944
III	9	71	80	960
IV	11	75	86	987
1965 I	11	80	91	979
II	10	80	90	1022
III	9	75	84	1021
IV	13	81	94	1020
1966 I	12	87	99	1026
II	14	80	94	1042
III	11	79	90	1051
IV	12	103	115	1031
1967 I	10	99	109	1095
II	16	102	118	1106
III	12	89	101	1108
IV	13	113	126	1128
1968 I	12	106	118	1136
II	13	130	143	1146
III	13	99	112	1151
IV	12	117	129	1173
1969 I	14	110	124	1185
II	16	116	132	1212
III	15	113	128	1232
IV	17	147	164	1235
1970 I	9	103	112	1237
II	14	106	120	1273
III	13	94	107	1291
IV	23	89	112	1358

Tabell II 6. Bruttoinvestering og bruttoprodukt. 1961-priser. Mill. kr. Forretningsbygg. Boliger. Annen landtransport

Kvartal	Forretningsbygg		Boliger		Annen landtransport	
	Brutto-investering (bygninger)	Brutto-produkt	Brutto-investering (bygninger)	Brutto-produkt	Brutto-investering (transport-midler)	Brutto-produkt[a)]
1962 I	128	101	419	401	52	531
II	139	102	499	404	58	622
III	143	106	540	420	49	700
IV	110	104	529	410	57	611
1963 I	111	105	471	417	67	571
II	128	107	487	426	62	633
III	131	108	541	430	55	677
IV	103	109	516	431	65	664
1964 I	111	110	500	432	59	626
II	129	112	501	440	61	695
III	130	113	566	444	55	714
IV	101	114	538	447	66	716
1965 I	104	113	514	456	73	651
II	124	115	511	464	71	710
III	139	117	605	473	62	742
IV	123	117	560	474	74	741
1966 I	129	116	528	477	78	692
II	136	118	552	485	82	772
III	146	120	616	494	72	785
IV	149	121	623	501	83	795
1967 I	154	124	613	507	82	748
II	162	126	656	515	92	836
III	163	128	688	523	70	859
IV	160	130	727	531	91	823
1968 I	149	129	686	539	77	782
II	166	131	674	546	78	874
III	173	133	731	555	93	903
IV	157	134	766	562	96	861
1969 I	151	136	769	572	89	844
II	170	139	769	579	89	922
III	165	141	802	588	82	941
IV	157	142	784	596	101	923
1970 I	162	143	845	605	78	881
II	159	145	814	613	88	980
III	157	148	862	622	79	1000
IV	178	150	914	630	78	972

a) Bruttoprodukt i nasjonalregnskapssektoren "annen samferdsel".

Tabell III 1. Depresieringsrate på kvartalsbasis. Bygninger og anlegg. Utvalgte sektorer

Kvartal	Bergverks-drift	Industri	Forretnings-bygg	Boliger
1962 I	0.0084926	0.0084352	0.0067899	0.0050929
II	0.0084388	0.0083505	0.0068542	0.0051152
III	0.0083507	0.0083607	0.0069072	0.0051269
IV	0.0082645	0.0083656	0.0068169	0.0051075
1963 I	0.0081967	0.0083747	0.0067596	0.0050901
II	0.0080972	0.0084051	0.0068390	0.0051058
III	0.0079840	0.0083240	0.0067668	0.0051195
IV	0.0078895	0.0083384	0.0068273	0.0051014
1964 I	0.0077821	0.0083615	0.0067801	0.0050869
II	0.0076336	0.0083942	0.0067265	0.0050993
III	0.0074906	0.0083219	0.0067885	0.0051359
IV	0.0073529	0.0083455	0.0068493	0.0051161
1965 I	0.0072202	0.0083582	0.0068071	0.0051001
II	0.0071174	0.0083722	0.0067628	0.0051111
III	0.0087413	0.0083788	0.0068285	0.0051226
IV	0.0086356	0.0084777	0.0068810	0.0051229
1966 I	0.0085616	0.0083979	0.0068230	0.0051288
II	0.0085179	0.0084018	0.0068838	0.0051156
III	0.0084746	0.0084041	0.0068168	0.0051227
IV	0.0084034	0.0084693	0.0068633	0.0051225
1967 I	0.0083612	0.0084544	0.0067881	0.0051442
II	0.0083056	0.0083718	0.0068283	0.0051448
III	0.0082237	0.0083585	0.0068621	0.0051407
IV	0.0081433	0.0083404	0.0068950	0.0051332
1968 I	0.0080386	0.0082582	0.0068166	0.0051651
II	0.0079491	0.0082998	0.0068609	0.0051585
III	0.0094192	0.0082466	0.0067808	0.0051323
IV	0.0093023	0.0082713	0.0069170	0.0051216
1969 I	0.0092166	0.0082257	0.0068463	0.0051699
II	0.0091324	0.0082767	0.0067815	0.0051558
III	0.0090226	0.0083279	0.0068107	0.0051422
IV	0.0088757	0.0083556	0.0068435	0.0051256
1970 I	0.0087591	0.0082658	0.0067779	0.0051910
II	0.0086455	0.0083745	0.0068133	0.0051708
III	0.0085349	0.0083056	0.0068507	0.0051542
IV	0.0084034	0.0083981	0.0068896	0.0051335

Tabell III 2. Depresieringsrate på kvartalsbasis. Transportmidler. Utvalgte sektorer

Kvartal	Bergverks-drift	Industri	Bygge- og anleggs-virksomhet	Varehandel	Annen land-transport	Off.,priv. og pers. tj.yting
1962 I	0.0937500	0.1291291	0.0862069	0.1412151	0.0877863	0.1400000
II	0.0909091	0.1300578	0.0847458	0.1417069	0.0886792	0.1346154
III	0.0909091	0.1292135	0.0833333	0.1404056	0.0868762	0.1538462
IV	0.0882353	0.1312849	0.0833333	0.1426332	0.0883978	0.1600000
1963 I	0.0857143	0.1307902	0.0819672	0.1419847	0.0905797	0.1568627
II	0.0833333	0.1302083	0.0793651	0.1405325	0.0896309	0.1568627
III	0.0810811	0.1316456	0.0923076	0.1401734	0.0879310	0.1403509
IV	0.0789474	0.1306533	0.0923076	0.1414141	0.0890411	0.1607143
1964 I	0.0769231	0.1289538	0.0923076	0.1414427	0.0887772	0.1428571
II	0.0750000	0.1309524	0.0923076	0.1418637	0.0878939	0.1551724
III	0.0975610	0.1302326	0.0909091	0.1416894	0.0867430	0.1525424
IV	0.0975610	0.1299304	0.0909091	0.1407104	0.0880914	0.1525424
1965 I	0.0952381	0.1278027	0.0882353	0.1415344	0.0896000	0.1475410
II	0.0930233	0.1277533	0.0869565	0.1421255	0.0887850	0.1428571
III	0.0930233	0.1269147	0.0857143	0.1417722	0.0884146	0.1562500
IV	0.0930233	0.1271930	0.0857143	0.1419518	0.0893939	0.1587302
1966 I	0.0681818	0.1284797	0.0833333	0.1397059	0.0903704	0.1515152
II	0.0909091	0.1281513	0.0800000	0.1404562	0.0895954	0.1470588
III	0.0909091	0.1285714	0.0909091	0.1405343	0.0884831	0.1527778
IV	0.0909091	0.1283096	0.0909091	0.1405343	0.0901526	0.1527778
1967 I	0.0888889	0.1265060	0.0909091	0.1382857	0.0893099	0.1506849
II	0.0869565	0.1272727	0.0909091	0.1376564	0.0900662	0.1527778
III	0.0851064	0.1269841	0.0897436	0.1373200	0.0885751	0.1428571
IV	0.0833333	0.1275304	0.0897436	0.1389831	0.0897436	0.1538462
1968 I	0.0816327	0.1235294	0.0875000	0.1384275	0.0886392	0.1392405
II	0.0800000	0.1222880	0.0875000	0.1395349	0.0892193	0.1500000
III	0.0980392	0.1227723	0.0864198	0.1395856	0.0897909	0.1481481
IV	0.0943396	0.1232604	0.0853659	0.1391304	0.0900360	0.1463415
1969 I	0.0909091	0.1292247	0.0952381	0.1399573	0.0878220	0.1585366
II	0.0925926	0.1300000	0.0930233	0.1399788	0.0887097	0.1566265
III	0.0943396	0.1289062	0.0909091	0.1401674	0.0886364	0.1511628
IV	0.0892857	0.1293436	0.0888889	0.1400000	0.0893665	0.1590909
1970 I	0.0952381	0.1296992	0.0869565	0.1349693	0.0883002	0.1538462
II	0.1000000	0.1295238	0.0833333	0.1339468	0.0896018	0.1627907
III	0.1052632	0.1299435	0.0824742	0.1334002	0.0900110	0.1627907
IV	0.1016949	0.1309298	0.0900000	0.1340102	0.0903084	0.1764706

Tabell III 3. Depresieringsrate på kvartalsbasis. Maskiner m.v. Utvalgte sektorer

Kvartal	Bergverks-drift	Industri	Bygge- og anleggsvirksomhet	Varehandel	Off., priv. og pers. tj.yting
1962 I	0.0118110	0.0150008	0.0593220	0.0246792	0.0424886
II	0.0116279	0.0150893	0.0592992	0.0237869	0.0423977
III	0.0114943	0.0150879	0.0600522	0.0238751	0.0411348
IV	0.0113852	0.0150284	0.0601023	0.0231317	0.0416667
1963 I	0.0130841	0.0150019	0.0572852	0.0239931	0.0444145
II	0.0129151	0.0149398	0.0575980	0.0239077	0.0437580
III	0.0127505	0.0149527	0.0572110	0.0239044	0.0422360
IV	0.0126126	0.0149989	0.0572110	0.0233100	0.0422195
1964 I	0.0124334	0.0149371	0.0584795	0.0239163	0.0435281
II	0.0121739	0.0149222	0.0592930	0.0237581	0.0431416
III	0.0119250	0.0149420	0.0577972	0.0242550	0.0416667
IV	0.0117253	0.0148945	0.0583864	0.0236806	0.0423554
1965 I	0.0114379	0.0147169	0.0578512	0.0240572	0.0429142
II	0.0111821	0.0147394	0.0570571	0.0237797	0.0423484
III	0.0109546	0.0147059	0.0570342	0.0236794	0.0418605
IV	0.0123077	0.0147396	0.0571956	0.0232143	0.0416290
1966 I	0.0120482	0.0149177	0.0547085	0.0242075	0.0421053
II	0.0117994	0.0149244	0.0542432	0.0239822	0.0424088
III	0.0115607	0.0149263	0.0538267	0.0238353	0.0421836
IV	0.0113636	0.0149745	0.0527617	0.0236842	0.0420372
1967 I	0.0111111	0.0150989	0.0488574	0.0237614	0.0427019
II	0.0109739	0.0151198	0.0492798	0.0239375	0.0427928
III	0.0108180	0.0151275	0.0489051	0.0240000	0.0421206
IV	0.0107095	0.0153043	0.0494624	0.0238313	0.0419034
1968 I	0.0119048	0.0149949	0.0484765	0.0238095	0.0424077
II	0.0115533	0.0149371	0.0483221	0.0235244	0.0424967
III	0.0111663	0.0149064	0.0477436	0.0236613	0.0419847
IV	0.0107015	0.0149401	0.0477728	0.0235390	0.0417445
1969 I	0.0115607	0.0148729	0.0491493	0.0239686	0.0422961
II	0.0113250	0.0149133	0.0491400	0.0237821	0.0418879
III	0.0110988	0.0149198	0.0498812	0.0237565	0.0419540
IV	0.0108814	0.0149246	0.0497110	0.0237581	0.0421348
1970 I	0.0107759	0.0149262	0.0494719	0.0236029	0.0426566
II	0.0107066	0.0150018	0.0498105	0.0235978	0.0431770
III	0.0105152	0.0149544	0.0497409	0.0236509	0.0431352
IV	0.0103520	0.0149790	0.0504587	0.0238484	0.0428646

Tabell IV 1. Prisindekser for bruttoprodukt og bruttoinvestering i industri. 1961 = 1.0000 [a)]

Kvartal	Prisindeks for bruttoprodukt		Prisindeks for bruttoinvestering			
	"Markedspris"	"Faktorpris"	I alt	Bygninger og anlegg	Transport-midler	Maskiner m.v.
	p^{*}	p	q	q^{B}	q^{T}	q^{M}
1962 I	1.0306	0.9893	1.0296	1.0173	1.0714	1.0290
II	1.0818	1.0384	1.0649	1.0594	1.0545	1.0690
III	1.0102	0.9697	1.0436	1.0569	1.0416	1.0370
IV	1.0410	0.9992	1.0512	1.0529	1.0892	1.0453
1963 I	1.0646	1.0311	1.0566	1.0727	1.0615	1.0489
II	1.0730	1.0392	1.0700	1.0847	1.1147	1.0564
III	1.0317	0.9993	1.0598	1.0810	1.0909	1.0441
IV	1.0387	1.0060	1.0721	1.1200	1.1076	1.0452
1964 I	1.0656	1.0268	1.0548	1.0731	1.0322	1.0504
II	1.0944	1.0545	1.0966	1.1156	1.0307	1.0992
III	1.0759	1.0368	1.0717	1.1306	1.0526	1.0482
IV	1.0876	1.0480	1.0902	1.1684	1.0563	1.0631
1965 I	1.0999	1.0737	1.1319	1.1640	1.1692	1.1105
II	1.1373	1.1102	1.1953	1.2211	1.1639	1.1871
III	1.1389	1.1118	1.1848	1.2238	1.1754	1.1662
IV	1.1116	1.0851	1.1711	1.2435	1.1739	1.1393
1966 I	1.1648	1.1371	1.1874	1.2341	1.2028	1.1623
II	1.1822	1.1541	1.2081	1.2932	1.2133	1.1662
III	1.1332	1.1062	1.2194	1.2786	1.2500	1.1832
IV	1.1568	1.1293	1.2114	1.3390	1.2142	1.1590
1967 I	1.1906	1.1575	1.2050	1.3125	1.2666	1.1582
II	1.2180	1.1842	1.2315	1.3290	1.3333	1.1791
III	1.2186	1.1848	1.2590	1.3471	1.2962	1.2075
IV	1.1859	1.1530	1.1914	1.4139	1.2784	1.1032
1968 I	1.2476	1.2170	1.2287	1.4025	1.3166	1.1669
II	1.2692	1.2381	1.2361	1.4034	1.3166	1.1683
III	1.2549	1.2241	1.2448	1.4021	1.3166	1.1674
IV	1.2523	1.2216	1.2336	1.4011	1.3064	1.1673
1969 I	1.4088	1.3789	1.3139	1.4863	1.3870	1.2311
II	1.3398	1.3114	1.4863	1.4025	1.2307	1.2307
III	1.3758	1.3465	1.3108	1.4861	1.3888	1.2320
IV	1.1925	1.1671	1.3140	1.4810	1.3950	1.2299
1970 I	1.4821	1.4265	1.4297	1.6222	1.5483	1.3377
II	1.5071	1.4506	1.4388	1.6267	1.5675	1.3381
III	1.4903	1.4344	1.4309	1.6225	1.5692	1.3396
IV	1.4869	1.4311	1.4342	1.6219	1.5595	1.3378

a) Prisindeksene for bruttoproduktet er normert slik at "markedsprisindeksen" i 1961 er lik 1.

Tabell IV 2. Kjøperprisindekser for bruttoinvestering i industri dividert med faktorprisindeksen for bruttoproduktet. Investeringsprisindeksene = Markedsprisindeksen for bruttoproduktet = 1 i 1961

Kvartal	$\frac{q}{p}$	$\frac{q^B}{p}$	$\frac{q^T}{p}$	$\frac{q^M}{p}$
1962 I	1.0407412	1.0283442	1.0830168	1.0401533
II	1.0255201	1.0202077	1.0154757	1.0294465
III	1.0762051	1.0899988	1.0741921	1.0694179
IV	1.0519472	1.0536536	1.0900550	1.0460843
1963 I	1.0247302	1.0403373	1.0294863	1.0172964
II	1.0296226	1.0437497	1.0726240	1.0164851
III	1.0605281	1.0818231	1.0916578	1.0449156
IV	1.0656907	1.1133040	1.1010699	1.0389772
1964 I	1.0272879	1.0450918	1.0052496	1.0229365
II	1.0399118	1.0578668	0.9774200	1.0423438
III	1.0337021	1.0905211	1.0152431	1.0109915
IV	1.0403099	1.1148718	1.0079256	1.0144548
1965 I	1.0541473	1.0840602	1.0889120	1.0342648
II	1.0766563	1.0998226	1.0483298	1.0692661
III	1.0656967	1.1007559	1.0571872	1.0489144
IV	1.0792451	1.1459432	1.0817953	1.0499222
1966 I	1.0441779	1.0852761	1.0577976	1.0221428
II	1.0467085	1.1204994	1.0512422	1.0104763
III	1.1022923	1.1558413	1.1299090	1.0695474
IV	1.0726560	1.1856632	1.0751859	1.0263138
1967 I	1.0410343	1.1338153	1.0942218	1.0005852
II	1.0399228	1.1222557	1.1258642	0.9956555
III	1.0626163	1.1369695	1.0940845	1.0191444
IV	1.0333212	1.2262776	1.1087866	0.9567932
1968 I	1.0095705	1.1523655	1.0818283	0.9588390
II	.9984184	1.1334950	1.0634355	0.9436174
III	1.0168515	1.1454005	1.0755518	0.9536538
IV	1.0098482	1.1469929	1.0694357	0.9555673
1969 I	.9528730	1.0778757	1.0059319	0.8928729
II	1.0000575	1.1333473	1.0695207	0.9384967
III	.9734751	1.1036721	1.0314160	0.9149574
IV	1.1258687	1.2688847	1.1952446	1.0537625
1970 I	1.0022459	1.1371284	1.0853722	0.9377005
II	.9918070	1.1213953	1.0805687	0.9224208
III	.9974994	1.1310969	1.0939281	0.9338907
IV	1.0021674	1.1332721	1.0896825	0.9348129

Tabell IV 3. Indikatorer for rentenivået. Inntektsskattesats for selskaper

Kvartal	Euro-dollar-rentesatsen (ρ_1) a)	Eff. rente på statsobligasjoner (ρ_2) b)	Inntekts-skattesats (u)
1962 I	0.0354	0.0463	0.5225
II	0.0360	0.0456	0.5225
III	0.0380	0.0472	0.5225
IV	0.0399	0.0473	0.5225
1963 I	0.0356	0.0467	0.5200
II	0.0376	0.0460	0.5200
III	0.0402	0.0468	0.5200
IV	0.0428	0.0459	0.5200
1964 I	0.0410	0.0464	0.5225
II	0.0424	0.0460	0.5225
III	0.0426	0.0464	0.5225
IV	0.0462	0.0466	0.5225
1965 I	0.0466	0.0466	0.5325
II	0.0491	0.0467	0.5325
III	0.0465	0.0469	0.5325
IV	0.0517	0.0460	0.5325
1966 I	0.0539	0.0454	0.5325
II	0.0587	0.0443	0.5325
III	0.0658	0.0448	0.5325
IV	0.0702	0.0443	0.5325
1967 I	0.0571	0.0441	0.5425
II	0.0478	0.0438	0.5425
III	0.0519	0.0440	0.5425
IV	0.0601	0.0430	0.5425
1968 I	0.0592	0.0427	0.5425
II	0.0669	0.0427	0.5425
III	0.0620	0.0428	0.5425
IV	0.0683	0.0416	0.5425
1969 I	0.0793	0.0419	0.5450
II	0.0970	0.0417	0.5450
III	0.1093	0.0419	0.5450
IV	0.1057	0.0506	0.5450
1970 I	0.0949	0.0511	0.5050
II	0.0891	0.0503	0.5050
III	0.0841	0.0522	0.5050
IV	0.0756	0.0497	0.5050

a) Gjennomsnitt av daglige observasjoner. Kilde: Bank of England (1962-1965). Bundesbank (1966-1970).

b) Tre måneders gjennomsnitt. Kilde: Statistisk Månedshefte.

Tabell IV 4. Prisindekser for bruttoinvestering i industri. Pro anno vekstrater [a)]

Kvartal	I alt		Bygninger og anlegg		Transportmidler		Maskiner m.v.	
	$(\dot{q}/q)_1$	$(\dot{q}/q)_2$	$(\dot{q}/q)_1^B$	$(\dot{q}/q)_2^B$	$(\dot{q}/q)_1^T$	$(\dot{q}/q)_2^T$	$(\dot{q}/q)_1^M$	$(\dot{q}/q)_2^M$
1962 II	0.1447	..	0.1762	..	-0.0615	..	0.1649	..
III	-0.0778	..	-0.0093	..	-0.0479	..	-0.1145	..
IV	0.0294	..	-0.0154	..	0.1957	..	0.0324	..
1963 I	0.0208	0.0262	0.0774	0.0544	-0.0980	-0.0092	0.0139	0.0193
II	0.0518	0.0047	0.0456	0.0238	0.2161	0.0570	0.0286	-0.0118
III	-0.0378	0.0155	-0.0134	0.0227	-0.0828	0.0472	-0.0454	0.0069
IV	0.0472	0.0198	0.1520	0.0637	0.0629	0.0168	0.0039	-0.0001
1964 I	-0.0627	-0.0016	-0.1570	0.0004	-0.2458	-0.0275	0.0200	0.0013
II	0.1681	0.0248	0.1678	0.0284	-0.0057	-0.0753	0.1992	0.0405
III	-0.0878	0.0112	0.0552	0.0458	0.0875	-0.0350	-0.1731	0.0038
IV	0.0709	0.0169	0.1403	0.0432	0.0141	-0.0463	0.0583	0.0171
1965 I	0.1617	0.0730	-0.0150	0.0846	0.5010	0.1326	0.1904	0.0572
II	0.2439	0.0900	0.2111	0.0945	-0.0179	0.1291	0.3058	0.0800
III	-0.0346	0.1055	0.0091	0.0824	0.0401	0.1166	-0.0687	0.1125
IV	-0.0456	0.0741	0.0658	0.0642	-0.0051	0.1113	-0.0891	0.0716
1966 I	0.0567	0.0490	-0.0298	0.0602	0.1024	0.0287	0.0833	0.0466
II	0.0715	0.0106	0.2058	0.0590	0.0351	0.0424	0.0135	-0.0176
III	0.0381	0.0291	-0.0443	0.0447	0.1264	0.0634	0.0593	0.0145
IV	-0.0260	0.0343	0.2026	0.0768	-0.1094	0.0343	-0.0791	0.0173
1967 I	-0.0207	0.0148	-0.0770	0.0634	0.1840	0.0530	-0.0028	-0.0035
II	0.0908	0.0194	0.0514	0.0276	0.2277	0.0989	0.0739	0.0110
III	0.0922	0.0324	0.0554	0.0535	-0.1065	0.0370	0.0997	0.0205
IV	-0.1979	-0.0164	0.2138	0.0559	-0.0538	0.0528	-0.3032	-0.0481
1968 I	0.1311	0.0196	-0.0320	0.0685	0.1249	0.0394	0.2519	0.0075
II	0.0245	0.0037	0.0026	0.0559	0.0000	-0.0125	0.0045	-0.0091
III	0.0283	-0.0112	-0.0035	0.0408	0.0000	0.0157	-0.0029	-0.0331
IV	-0.0353	0.0354	-0.0028	-0.0090	-0.0306	0.0218	-0.0003	0.0581
1969 I	0.2868	0.0693	0.2660	0.0597	0.2707	0.0534	0.2374	0.0550
II	-0.0074	0.0609	0.0000	0.0590	0.0454	0.0652	-0.0013	0.0534
III	-0.0019	0.0530	-0.0003	0.0599	-0.0385	0.0548	0.0042	0.0553
IV	0.0099	0.0651	-0.0139	0.0569	0.0178	0.0678	-0.0069	0.0536
1970 I	0.4015	0.0881	0.4395	0.0914	0.5175	0.1162	0.3994	0.0865
II	0.0254	0.0970	0.0113	0.0945	0.0504	0.1176	0.0012	0.0872
III	-0.0218	0.0915	-0.0104	0.0917	0.0042	0.1298	0.0045	0.0873
IV	0.0095	0.0914	-0.0016	0.0951	-0.0245	0.1178	-0.0053	0.0877

a) Beregnet på grunnlag av (3.18a) og (3.18b).

Tabell V 1. Enhetskapitalleiepriser basert på alternative rentebegreper, avskrivningsregler og tidsformer for den tekniske depresiering. Skattemessig levetid: 10 år.*)

Kvartal		f_{111}	f_{121}	f_{131}	f_{141}	f_{112}	f_{122}	f_{132}	f_{142}	f_{211}	f_{221}	f_{231}	f_{241}
1962	I	0.1200	0.1187	0.1162	0.0919	0.1280	0.1267	0.1240	0.0981	0.1263	0.1247	0.1214	0.0946
	II	0.1203	0.1190	0.1165	0.0921	0.1285	0.1272	0.1244	0.0984	0.1259	0.1243	0.1210	0.0944
	III	0.1215	0.1201	0.1174	0.0926	0.1302	0.1287	0.1258	0.0992	0.1268	0.1252	0.1218	0.0948
	IV	0.1226	0.1211	0.1183	0.0930	0.1317	0.1302	0.1271	0.1000	0.1269	0.1252	0.1218	0.0949
1963	I	0.1201	0.1188	0.1163	0.0922	0.1282	0.1269	0.1242	0.0985	0.1265	0.1249	0.1216	0.0950
	II	0.1212	0.1199	0.1172	0.0927	0.1299	0.1284	0.1256	0.0993	0.1261	0.1245	0.1212	0.0948
	III	0.1227	0.1213	0.1185	0.0933	0.1320	0.1305	0.1274	0.1004	0.1266	0.1249	0.1216	0.0950
	IV	0.1243	0.1227	0.1197	0.0940	0.1342	0.1325	0.1293	0.1015	0.1261	0.1244	0.1212	0.0948
1964	I	0.1232	0.1217	0.1188	0.0933	0.1326	0.1311	0.1279	0.1005	0.1264	0.1247	0.1214	0.0946
	II	0.1240	0.1225	0.1195	0.0937	0.1338	0.1322	0.1289	0.1010	0.1261	0.1245	0.1212	0.0945
	III	0.1241	0.1226	0.1196	0.0937	0.1339	0.1323	0.1290	0.1011	0.1264	0.1247	0.1214	0.0946
	IV	0.1262	0.1246	0.1213	0.0946	0.1369	0.1352	0.1316	0.1026	0.1265	0.1248	0.1215	0.0947
1965	I	0.1265	0.1248	0.1214	0.0937	0.1371	0.1352	0.1316	0.1016	0.1265	0.1248	0.1214	0.0937
	II	0.1279	0.1262	0.1226	0.0943	0.1391	0.1372	0.1333	0.1026	0.1265	0.1248	0.1214	0.0937
	III	0.1264	0.1247	0.1213	0.0937	0.1370	0.1351	0.1315	0.1015	0.1266	0.1249	0.1215	0.0938
	IV	0.1295	0.1276	0.1238	0.0949	0.1413	0.1393	0.1352	0.1036	0.1261	0.1244	0.1211	0.0936
1966	I	0.1308	0.1288	0.1249	0.0955	0.1431	0.1410	0.1367	0.1045	0.1258	0.1241	0.1208	0.0934
	II	0.1336	0.1315	0.1272	0.0966	0.1471	0.1448	0.1401	0.1064	0.1251	0.1235	0.1203	0.0932
	III	0.1378	0.1355	0.1307	0.0984	0.1531	0.1505	0.1452	0.1093	0.1254	0.1238	0.1205	0.0933
	IV	0.1405	0.1380	0.1329	0.0995	0.1569	0.1541	0.1484	0.1111	0.1251	0.1235	0.1203	0.0932
1967	I	0.1326	0.1291	0.1263	0.0824	0.1455	0.1417	0.1386	0.0904	0.1250	0.1223	0.1201	0.0796
	II	0.1271	0.1242	0.1218	0.0804	0.1378	0.1347	0.1321	0.0871	0.1248	0.1221	0.1199	0.0795
	III	0.1295	0.1264	0.1238	0.0813	0.1412	0.1378	0.1350	0.0886	0.1249	0.1222	0.1200	0.0795
	IV	0.1344	0.1307	0.1277	0.0831	0.1481	0.1440	0.1407	0.0915	0.1243	0.1217	0.1195	0.0793
1968	I	0.1339	0.1303	0.1273	0.0829	0.1473	0.1433	0.1401	0.0912	0.1242	0.1215	0.1194	0.0793
	II	0.1385	0.1344	0.1311	0.0846	0.1538	0.1493	0.1456	0.0939	0.1242	0.1215	0.1194	0.0793
	III	0.1355	0.1318	0.1287	0.0835	0.1496	0.1455	0.1421	0.0922	0.1242	0.1216	0.1195	0.0793
	IV	0.1393	0.1351	0.1317	0.0849	0.1550	0.1503	0.1466	0.0944	0.1235	0.1210	0.1189	0.0790
1969	I	0.1459	0.1411	0.1371	0.0869	0.1643	0.1588	0.1543	0.0978	0.1237	0.1211	0.1190	0.0787
	II	0.1568	0.1509	0.1460	0.0910	0.1796	0.1729	0.1673	0.1042	0.1236	0.1210	0.1189	0.0787
	III	0.1545	0.1579	0.1524	0.0938	0.1904	0.1828	0.1764	0.1086	0.1237	0.1211	0.1190	0.0787
	IV	0.1622	0.1559	0.1505	0.0930	0.1872	0.1799	0.1737	0.1073	0.1288	0.1257	0.1231	0.0806
1970	I	0.1558	0.1506	0.1462	0.0985	0.1796	0.1736	0.1685	0.1135	0.1292	0.1263	0.1240	0.0872
	II	0.1522	0.1473	0.1431	0.0969	0.1745	0.1688	0.1641	0.1111	0.1287	0.1259	0.1236	0.0870
	III	0.1491	0.1444	0.1405	0.0956	0.1701	0.1647	0.1603	0.1091	0.1298	0.1269	0.1245	0.0875
	IV	0.1439	0.1397	0.1362	0.0934	0.1626	0.1578	0.1539	0.1056	0.1283	0.1255	0.1233	0.0869

*) f_{ijk} = Enhetskapitalleieprisen basert på rentebegrep nr. i, avskrivningsregler nr. j og tidsform nr. k for den tekniske depresiering. Skattemessig levetid: 10 år. Beregningsformel: f=(1-uz)(1+r)/((1-u)B).

i=1: Euro-dollar-rentesats x (1-inntektsskattesatsen).

i=2: Effektiv rente på 4% statsobligasjoner med løpetid 1955/75 x (1-inntektsskattesatsen).

j=1: Ordinær avskrivning.

j=2: Ordinær avskrivning + Tilleggsavskrivning.

j=3: Ordinær avskrivning + Åpningsavskrivning.

j=4: Ordinær avskrivning + Skattefri fondsavsetning.

k=1: Konstant effektivitet gjennom levetiden.

k=2: Geometrisk avtagende effektivitet, depresieringsrate δ=0.10.

Kilde: Euro-dollar-rentesatsen. Bank of England (1962-1965), Bundesbank (1966-1970). Gjennomsnitt av daglige observasjoner.

Effektiv rente på 4% statsobligasjoner. Statistisk Månedshefte. Tre måneders gjennomsnitt. For en nærmere redegjørelse, se Biørn og Engebretsen [9], avsnitt 4.

Tabell V 2. Alternative anslag for skatte/avskrivningsfaktoren h i kapitalleieprisen. Beregningsformel[a)]: $h_{ij} = (1-uz^j_i)/(1-u)$

Kvartal	h_{11}	h_{14}	h_{21}	h_{24}
1962 I	..	..	..	..
II	1.0967309	0.8395843	1.1203665	0.8404597
III	1.1017644	0.8396937	1.1243058	0.8406786
IV	1.1064696	0.8399126	1.1245246	0.8406786
1963 I	1.0952250	0.8410750	1.1224167	0.8422667
II	1.1002083	0.8412917	1.1206833	0.8421584
III	1.1066000	0.8416167	1.1226334	0.8422667
IV	1.1129917	0.8418334	1.1204667	0.8421584
1964 I	1.1092052	0.8400220	1.1223361	0.8406786
II	1.1125974	0.8401315	1.1213513	0.8405692
III	1.1130351	0.8402409	1.1223361	0.8405692
IV	1.1217890	0.8404597	1.1227738	0.8405692
1965 I	1.1254080	0.8339284	1.1254080	0.8339284
II	1.1315589	0.8342701	1.1256358	0.8339284
III	1.1251802	0.8339284	1.1260915	0.8340423
IV	1.1378236	0.8344979	1.1239273	0.8339284
1966 I	1.1431770	0.8347257	1.1224465	0.8338145
II	1.1545674	0.8351813	1.1197129	0.8337006
III	1.1711973	0.8358648	1.1209658	0.8338145
IV	1.1812209	0.8363204	1.1197129	0.8337006
1967 I	1.1540344	0.7169514	1.1216623	0.7139870
II	1.1310301	0.7148170	1.1208322	0.7138684
III	1.1412278	0.7157657	1.1213065	0.7139870
IV	1.1612677	0.7176629	1.1188164	0.7137498
1968 I	1.1590147	0.7174258	1.1181049	0.7136312
II	1.1773945	0.7190859	1.1181049	0.7136312
III	1.1657737	0.7180186	1.1183421	0.7136312
IV	1.1807148	0.7194416	1.1152590	0.7133940
1969 I	1.2071000	0.7189957	1.1165462	0.7104913
II	1.2459088	0.7228286	1.1160671	0.7104913
III	1.2716615	0.7254638	1.1165462	0.7104913
IV	1.2642352	0.7246254	1.1387055	0.7125275
1970 I	1.2226081	0.7652516	1.1298717	0.7562738
II	1.2111818	0.7640273	1.1280354	0.7560698
III	1.2010818	0.7631092	1.1323202	0.7564778
IV	1.1836364	0.7613748	1.1266071	0.7559667

a) i=1: euro-dollar-rentesatsen.
i=2: effektiv rente på 4% statsobligasjoner.
j=1: ordinær avskrivning.
j=4: ordinær avskrivning + skattefri fondsavsetning.

Tabell V 3. Anslag for rente/depresieringsrate/investeringsprisstigningsfaktoren g for industri basert på euro-dollar-rentesatsen og beregningsformel (3.18a) for prisstigningsraten.
Pro anno anslag

Kvartal	g_{11}	g_{11}^{B}	g_{11}^{T}	g_{11}^{M}
1962 I	..	..	..	..
II	-0.0274703	-0.0589826	0.1787461	-0.0477310
III	0.1959817	0.1274179	0.1661080	0.2326646
IV	0.0896577	0.1344209	-0.0767301	0.0866160
1963 I	0.0962674	0.0396503	0.2151520	0.1031524
II	0.0662322	0.0724746	-0.0980633	0.0893695
III	0.1571118	0.1327412	0.2021512	0.1647377
IV	0.0733071	-0.0314202	0.0575708	0.1166032
1964 I	0.1822647	0.2766249	0.3653948	0.0995517
II	-0.0478557	-0.0475568	0.1260028	-0.0790118
III	0.2081207	0.0651853	0.0327651	0.2934462
IV	0.0511783	-0.0182834	0.1079014	0.0637498
1965 I	-0.0398942	0.1367634	-0.3792441	-0.0687113
II	-0.1209747	-0.0881158	0.1409506	-0.1829421
III	0.1563641	0.1126175	0.0816134	0.1904448
IV	0.1697990	0.0584095	0.1293511	0.2133353
1966 I	0.0684782	0.1550215	0.0227143	0.0418696
II	0.0559015	-0.0783962	0.0922894	0.1138534
III	0.0926574	0.1751018	0.0042918	0.0713800
IV	0.1588656	-0.0698213	0.2422990	0.2119372
1967 I	0.1468658	0.2031215	-0.0579152	0.1289416
II	0.0311137	0.0704373	-0.1058691	0.0478715
III	0.0315392	0.0683110	0.2303109	0.0239560
IV	0.3254351	-0.0862606	0.1813457	0.4307070
1968 I	-0.0039867	0.1590504	0.0021522	-0.1248892
II	0.1061526	0.1280565	0.1306068	0.1260145
III	0.1001139	0.1318809	0.1283650	0.1313573
IV	0.1665953	0.1340295	0.1619211	0.1315725
1969 I	-0.1507270	-0.1299075	-0.1346497	-0.1013223
II	0.1515163	0.1441350	0.0986807	0.1455266
III	0.1516669	0.1500371	0.1882568	0.1455054
IV	0.1382281	0.1619497	0.1301969	0.1550248
1970 I	-0.2545564	-0.2925066	-0.3705796	-0.2524268
II	0.1186799	0.1327833	0.0936267	0.1428330
III	0.1634054	0.1520270	0.1373787	0.1370958
IV	0.1279679	0.1390011	0.1619366	0.1427252

Tabell V 4. Anslag for rente/depresieringsrate/investeringsprisstigningsfaktoren g for industri basert på effektiv rente på 4% statsobligasjoner og beregningsformel (3.18a) for prisstigningsraten.
Pro anno anslag

Kvartal	g_{21}	g_{21}^{B}	g_{21}^{T}	g_{21}^{M}
1962 I	..	..	..	..
II	-0.0228863	-0.0543986	0.1833301	-0.0431470
III	0.2003747	0.1318109	0.1705010	0.2370576
IV	0.0931912	0.1379544	-0.0731966	0.0901495
1963 I	0.1015954	0.0449783	0.2204800	0.1084804
II	0.0702642	0.0765066	-0.0940313	0.0934015
III	0.1602798	0.1359092	0.2053192	0.1679057
IV	0.0747951	-0.0299322	0.0590588	0.1180912
1964 I	0.1848432	0.2792034	0.3679733	0.1021302
II	-0.0461367	-0.0458378	0.1277218	-0.0772928
III	0.2099352	0.0669998	0.0345796	0.2952607
IV	0.0513693	-0.0180924	0.1080924	0.0639408
1965 I	-0.0398942	0.1367634	-0.3792441	-0.0687113
II	-0.1220967	-0.0892378	0.1398286	-0.1840641
III	0.1565511	0.1128045	0.0818004	0.1906318
IV	0.1671343	0.0557447	0.1266864	0.2106706
1966 I	0.0645045	0.1510477	0.0187405	0.0378958
II	0.0491696	-0.0851282	0.0855574	0.1071214
III	0.0828399	0.1652843	-0.0055257	0.0615625
IV	0.1467574	-0.0819296	0.2301907	0.1998290
1967 I	0.1409183	0.1971740	-0.0638627	0.1229941
II	0.0292837	0.0686073	-0.1076991	0.0460415
III	0.0279250	0.0646967	0.2266967	0.0203418
IV	0.3176119	-0.0940839	0.1735225	0.4228837
1968 I	-0.0115354	0.1515017	-0.0053966	-0.1324379
II	0.0950811	0.1169850	0.1195352	0.1149430
III	0.0913299	0.1230969	0.1195810	0.1225733
IV	0.1543800	0.1218143	0.1497058	0.1193573
1969 I	-0.1677440	-0.1469245	-0.1516667	-0.1183393
II	0.1263548	0.1189735	0.0735192	0.1203651
III	0.1209999	0.1193701	0.1575898	0.1148384
IV	0.1131576	0.1368792	0.1051264	0.1299543
1970 I	-0.2762374	-0.3141876	-0.3922606	-0.2741078
II	0.0994739	0.1135773	0.0744207	0.1236270
III	0.1476149	0.1362365	0.1215882	0.1213053
IV	0.1151474	0.1261806	0.1491161	0.1299047

Tabell V 5. Anslag for rente/depresieringsrate/prisstigningsfaktoren g for industri basert på euro-dollar-rentesatsen og beregningsformel (3.18b) for prisstigningsraten. Pro anno anslag

Kvartal	g_{12}	g_{12}^{B}	g_{12}^{T}	g_{12}^{M}
1962 I	..	..	..	..
II	..	..	..	..
III	..	..	..	..
IV	..	..	..	..
1963 I	0.0908362	0.0626459	0.1263188	0.0977052
II	0.1132709	0.0941808	0.0609536	0.1298748
III	0.1037904	0.0965085	0.0720233	0.1123899
IV	0.1006663	0.0568254	0.1036461	0.1206587
1964 I	0.1212297	0.1191641	0.1471605	0.1181942
II	0.0953800	0.0917959	0.1955854	0.0797065
III	0.1090472	0.0744608	0.1554292	0.1164874
IV	0.1051055	0.0788274	0.1684220	0.1048827
1965 I	0.0487794	0.0371294	-0.0109068	0.0645393
II	0.0329431	0.0283882	-0.0062359	0.0429507
III	0.0161849	0.0393117	0.0050721	0.0091510
IV	0.0499979	0.0598930	0.0128654	0.0525497
1966 I	0.0761580	0.0649544	0.0964034	0.0785547
II	0.1168047	0.0683452	0.0850010	0.1450451
III	0.1016044	0.0859794	0.0673287	0.1161997
IV	0.0984224	0.0559945	0.0984270	0.1154705
1967 I	0.1112282	0.0626351	0.0731112	0.1296330
II	0.1024542	0.0941940	0.0229674	0.1108517
III	0.0913001	0.0702372	0.0867072	0.1032219
IV	0.1439742	0.0715625	0.0746290	0.1756931
1968 I	0.1074787	0.0585006	0.0876103	0.1195677
II	0.1268617	0.0746655	0.1431068	0.1397776
III	0.1396476	0.0874874	0.1126507	0.1615439
IV	0.0958356	0.1402687	0.1093693	0.0731258
1969 I	0.0667334	0.0763420	0.0825903	0.0810519
II	0.0831932	0.0850701	0.0788712	0.0906800
III	0.0966635	0.0898146	0.0948792	0.0943749
IV	0.0828972	0.0911315	0.0802685	0.0944847
1970 I	0.0587926	0.0555264	0.0306964	0.0604569
II	0.0470398	0.0495793	0.0264869	0.0568622
III	0.0500580	0.0498772	0.0117833	0.0543040
IV	0.0459617	0.0422875	0.0195332	0.0496511

Tabell V 6. Anslag for rente/depresieringsrate/prisstigningsfaktoren g for industri basert på effektiv rente på 4% statsobligasjoner og beregningsformel (3.18b) for prisstigningsraten.
Pro anno anslag

Kvartal	g_{22}	g_{22}^{B}	g_{22}^{T}	g_{22}^{M}
1962 I	..	..	..	..
II	..	..	..	..
III	..	..	..	..
IV	..	..	..	..
1963 I	0.0961642	0.0679739	0.1316468	0.1030332
II	0.1173029	0.0982128	0.0649856	0.1339068
III	0.1069584	0.0996765	0.0751913	0.1155579
IV	0.1021543	0.0583134	0.1051341	0.1221467
1964 I	0.1238082	0.1217426	0.1497390	0.1207727
II	0.0970990	0.0935149	0.1973044	0.0814255
III	0.1108617	0.0762753	0.1572437	0.1183019
IV	0.1052965	0.0790184	0.1686130	0.1050737
1965 I	0.0487794	0.0371294	-0.0109068	0.0645393
II	0.0318211	0.0272662	-0.0073579	0.0418287
III	0.0163719	0.0394987	0.0052591	0.0093380
IV	0.0473332	0.0572283	0.0102007	0.0498850
1966 I	0.0721843	0.0609806	0.0924297	0.0745809
II	0.1100727	0.0616132	0.0782690	0.1383131
III	0.0917869	0.0761619	0.0575112	0.1063822
IV	0.0863141	0.0438862	0.0863187	0.1033622
1967 I	0.1052807	0.0566876	0.0671637	0.1236855
II	0.1006242	0.0923640	0.0211374	0.1090217
III	0.0876859	0.0666229	0.0830930	0.0996076
IV	0.1361510	0.0637393	0.0668058	0.1678699
1968 I	0.0999299	0.0509519	0.0800616	0.1120189
II	0.1157902	0.0635940	0.1320353	0.1287061
III	0.1308636	0.0787034	0.1038667	0.1527599
IV	0.0836204	0.1280534	0.0971540	0.0609105
1969 I	0.0497164	0.0593250	0.0655733	0.0640349
II	0.0580317	0.0599086	0.0537097	0.0655185
III	0.0659965	0.0591476	0.0642122	0.0637079
IV	0.0578267	0.0660610	0.0551980	0.0694142
1970 I	0.0371116	0.0338454	0.0090154	0.0387759
II	0.0278338	0.0303733	0.0072809	0.0376562
III	0.0342675	0.0340867	-0.0040072	0.0385135
IV	0.0331412	0.0294670	0.0067128	0.0368306

Tabell VI. Indikatorer for brukerprisen (leieprisen) på realkapital i industri dividert med "faktorprisindeksen" for bruttoproduktet. Pro anno anslag

Beregningsformel:a) $\frac{c^{*}_{ijs}}{p} = \frac{q}{p} h_{ij} g_{is}$

Kvartal	c^{*}_{111}/p	c^{*}_{141}/p	c^{*}_{211}/p	c^{*}_{241}/p	c^{*}_{112}/p	c^{*}_{142}/p	c^{*}_{212}/p	c^{*}_{242}/p
1962 I	..	..	..	..	..	..	..	..
II ...	-.0308964	-.0236522	-.0262954	-.0197259	..	..	..	..
III ..	.2323803	.1771053	.2424501	.1812875	..	..	..	..
IV ...	.1043568	.0792165	.1102396	.0824135	..	..	..	..
1963 I	.1080419	.0829705	.1168524	.0876866	.1019463	.0782894	.1106055	.0829989
II ...	.0750278	.0573712	.0810766	.0609265	.1283132	.0981168	.1353536	.1017140
III ..	.1843833	.1402314	.1908266	.1431695	.1218064	.0926390	.1273430	.0955403
IV ...	.0869499	.0657663	.0893107	.0671272	.1194008	.0903112	.1219795	.0916815
1964 I	.2076858	.1572843	.2131173	.1596341	.1381380	.1046145	.1427462	.1069231
II ...	-.0553692	-.0418097	-.0538003	-.0403289	.1103549	.0833299	.1132277	.0848759
III ..	.2394526	.1807650	.2435987	.1824123	.1254639	.0947139	.1286175	.0963275
IV ...	.0597255	.0447471	.0600010	.0449200	.1226590	.0918978	.1229897	.0920768
1965 I	-.0473283	-.0350703	-.0473283	-.0350703	.0578692	.0428811	.0578692	.0428811
II ...	-.1473834	-.1086621	-.1479718	-.1096250	.0401346	.0295903	.0385648	.0285708
III ..	.1874963	.1389630	.1878725	.1391482	.0194073	.0143837	.0196474	.0145519
IV ...	.2085116	.1529257	.2027327	.1504230	.0613970	.0450295	.0574148	.0426005
1966 I	.0817411	.0596857	.0756014	.0561608	.0909083	.0663795	.0846024	.0628473
II ...	.0675568	.0488687	.0576274	.0429074	.1411580	.1021097	.1290066	.0960540
III ..	.1196209	.0853715	.1023596	.0761388	.1311715	.0936150	.1134148	.0843620
IV ...	.2012897	.1425158	.1762654	.1312413	.1247054	.0882931	.1036690	.0771885
1967 I	.1764430	.1096164	.1645488	.1047425	.1336284	.0830175	.1229352	.0782536
II ...	.0365954	.0231285	.0341324	.0217393	.1205049	.0761598	.1172854	.0747002
III ..	.0382472	.0239882	.0332731	.0211865	.1107185	.0694414	.1044794	.0665268
IV ...	.3905099	.2413350	.3671900	.2342492	.1727637	.1067679	.1574037	.1004158
1968 I	-.0046649	-.0028875	-.0130213	-.0083108	.1257616	.0778459	.1128015	.0719956
II ...	.1247859	.0762121	.1061425	.0677455	.1491300	.0910802	.1292608	.0825008
III ..	.1186769	.0730950	.1038592	.0662742	.1655409	.1019593	.1488165	.0949621
IV ...	.1986386	.1210359	.1738693	.1112184	.1142689	.0696271	.0941768	.0602417
1969 I	-.1733681	-.1032648	-.1784673	-.1135640	.0767577	.0457199	.0528947	.0336584
II ...	.1887864	.1095266	.1410286	.0897792	.1036571	.0601379	.0647710	.0412334
III ..	.1877532	.1071104	.1315184	.0836891	.1196627	.0682658	.0717336	.0456462
IV ...	.1967487	.1127710	.1450717	.0907764	.1179928	.0676303	.0741358	.0463893
1970 I	-.3119217	-.1952372	-.3128138	-.2093803	.0720417	.0450922	.0420255	.0281296
II ...	.1425652	.0899318	.1112907	.0745930	.0565070	.0356453	.0311403	.0208719
III ..	.1957724	.1243843	.1667293	.1113881	.0599735	.0381042	.0387048	.0258578
IV ...	.1517958	.0976427	.1300071	.0872364	.0545199	.0350699	.0374181	.0251080

a) i=1: euro-dollar-rentesatsen.
i=2: effektiv rente på 4% statsobligasjoner.
j=1: ordinær avskrivning.
j=4: ordinær avskrivning + skattefri fondsavsetning.
s=1: beregningsformel for $\dot{q}/q$: (3.18a).
s=2: beregningsformel for $\dot{q}/q$: (3.18b).
Elementene i c^{*} finnes i tabellene IV 2, V 2 og V 3 - V 6.

UTLEDNING AV FORMELEN FOR KAPITALLEIEPRISEN NÅR KAPITALEN GENERERES VED EN GENERELL VEKTFUNKSJON OG PRISENE ER KONSTANTE

Formålet med dette appendiks er å gjengi det resonnement som leder opp til formel (3.14) i avsnitt 3.3, som gir kapitalleieprisen når kapitalen genereres ved en generell vektfunksjon.

Vi innfører følgende symboler:

$Q(t)$ = Bruttoprodukt på tidspunkt t.

$L(t)$ = Arbeidsinnsats på tidspunkt t.

$K(t)$ = Innsats av realkapital på tidspunkt t.

$J(t)$ = Bruttoinvestering på tidspunkt t.

p = Produktpris

w = Lønnssats

q = Investeringspris

u = Inntektsskattesats

r = $\rho(1-u)$ = Kalkulasjonsrentesats (ρ=rente før skatt)

$A(t)$ = $\int_0^\infty D(s)qJ(t-s)ds$ = Skattemessig avskrivning på tidspunkt t.

$A_0(t)$= $\int_t^\infty D(s)qJ(t-s)ds$ = Skattemessig avskrivning på tidspunkt t av investeringer foretatt før tidspunkt 0.

$K_0(t)$= Kapitalbeholdning på tidspunkt t bestemt ved investeringer foretatt før tidspunkt 0.

Det forutsettes at p, w, q, u og r er konstante.

Bedriftens cash-flow (netto-innbetalingsstrøm) på tidspunkt t kan da uttrykkes ved

$$R(t) = pQ(t) - wL(t) - qJ(t) - u\left\{pQ(t) - wL(t) - A(t)\right\}. \tag{A.1}$$

Produktmengden bestemmes ved produktfunksjonen

$$Q(t) = F(L(t),K(t)), \tag{A.2}$$

og kapitalbeholdningen genereres ved

$$K(t) = \int_0^\infty b(s)J(t-s)ds. \tag{A.3}$$

Den del av kapitalbeholdningen som er predeterminert på tidspunkt 0, som er beslutningstidspunktet, er lik

$$K_0(t) = \int_t^\infty b(s)J(t-s)ds. \tag{A.4}$$

Bedriften forutsettes å opptre som prisfast kvantumstilpasser og har som tilpasningsformål å maksimere cash-flow over perioden $[0,\infty>$ neddiskontert til tidspunkt 0. Ved maksimeringen tas det hensyn til (A.2) og (A.3). Som hjelpemiddel innføres Lagrange-uttrykket

$$V = \int_0^\infty \Big[e^{-rt}\Big\{(pF(L(t),K(t)) - wL(t))(1-u) - qJ(t) + u\int_0^\infty D(s)qJ(t-s)ds\Big\} + \lambda(t)\Big\{K(t) - \int_0^\infty b(s)\,J(t-s)ds\Big\}\Big]dt, \tag{A.5}$$

hvor $\lambda(t)$ er en Lagrange-multiplikator. Ved innsetting av uttrykkene for $A_0(t)$ og $K_0(t)$, som er predeterminerte, kan V skrives som

$$V = \int_0^\infty \Big[e^{-rt}\Big\{(pF(L(t),K(t)) - wL(t))(1-u) - qJ(t) + uq\int_0^t D(s)J(t-s)ds + uA_0(t)\Big\} + \lambda(t)\Big\{K(t) - K_0(t) - \int_0^t b(s)J(t-s)ds\Big\}\Big]dt,$$

som kan omformes til

$$V = \int_0^\infty \Big[e^{-rt}\Big\{(pF(L(t),K(t)) - wL(t))(1-u) - q(1-u\int_0^\infty e^{-rs}D(s)ds)J(t) + uA_0(t)\Big\} + \lambda(t)\Big\{K(t) - K_0(t)\Big\} - J(t)\int_0^\infty \lambda(t+s)b(s)ds\Big]dt. \tag{A.6}$$

Dette er et uttrykk av formen

$$V = \int_0^\infty H(L(t),\ J(t),\ K(t))dt,$$

og de nødvendige førsteordensbetingelser for maksimum ("Euler-ligningene") blir

(A.7) $$\frac{\partial H}{\partial L(t)} = e^{-rt}\left(p\,\frac{\partial F(L(t),\ K(t))}{\partial L(t)} - w\right)(1-u) = 0,$$

(A.8) $$\frac{\partial H}{\partial J(t)} = -\,e^{-rt}\,q(1-uz) - \int_0^\infty \lambda(t+s)b(s)ds = 0,$$

(A.9) $$\frac{\partial H}{\partial K(t)} = e^{-rt}\,p\,\frac{\partial F(L(t),\ K(t))}{\partial K(t)}\,(1-u) + \lambda(t) = 0.$$

Vi har her innført symbolet $z = \int_0^\infty e^{-rs}\,D(s)ds$.

Av (A.7) følger den velkjente marginalbetingelse for arbeidskraft

(A.10) $$p\,\frac{\partial F(L(t),\ K(t))}{\partial L} = w$$

mens (A.8) og (A.9) etter eliminasjon av $\lambda(t)$ innebærer

(A.11) $$q(1-uz) = (1-u)p\int_0^\infty e^{-rs}b(s)\,\frac{\partial F(L(t+s),\ K(t+s))}{\partial K(t+s)}\,ds.$$

La oss nå tenke oss at produktfunksjonen og de eksogene variable og parametre er slik at tidsfunksjonene for L og K beveger seg mot et likevektsnivå. La $\overline{\frac{\partial F}{\partial K}}$ betegne størrelsen av kapitalens grenseproduktivitet i denne likevektssituasjon (evt. dens gjennomsnittsverdi over planleggingsperioden). Vi kan da skrive

$$q(1-uz) = (1-u)\ p\overline{\frac{\partial F}{\partial K}}\int_0^\infty e^{-rs}b(s)ds$$

eller

(A.12) $$p\,\overline{\frac{\partial F}{\partial K}} = q\,\frac{1-uz}{(1-u)B},$$

hvor $B = \int_0^\infty e^{-rs}b(s)ds$.

Uttrykket på venstre side av (A.12) representerer likevektsverdien (gjennomsnittsverdien) av verdien av kapitalens grenseproduktivitet. Dette motiverer til å tolke høyresiden av (A.12), altså

$$c = q\,\frac{1-uz}{(1-u)B},$$

som (den implisitte) leieprisen på realkapital. Denne formel er mer generell enn den som er utledet i [7], avsnitt 2 og appendiks A, idet den bygger på den generelle vektfunksjon (A.3) for generering av kapitalvolumet. Samtidig er den mer spesiell fordi den forutsetter stasjonære priser.

OM RESTLEDDSSTRUKTUREN I KAPITALTILPASNINGSRELASJONENE I AVSNITT 5.3

I dette appendiks vil vi studere visse sider ved restleddsstrukturen i de kapitaltilpasningsrelasjoner ("quasi-etterspørselsfunksjoner") som danner grunnlaget for beregningene i avsnitt 5.3. Vi vil betrakte tre hovedvarianter av modeller og noen spesialtilfelle. Modellenes teoretiske forutsetninger er diskutert i [8], avsnitt 3.3.

1. Tre modellvarianter

Modellvariant 1. Ønsket kapital bestemt ved faktiske priser og produktmengde. Nivåversjon av relasjonen som knytter forbindelsen mellom faktisk og ønsket kapital

Denne modellvariant bygger på den forutsetning at den ønskede kapitalbeholdning ved utgangen av periode t (K_t^*) kan uttrykkes ved forholdet mellom den observerte produktpris (p_t) og kapitalleiepris (c_t) og den observerte produktmengde (Q_t) på følgende måte (jfr. [8], formel (3.21))

$$\text{(B.1)} \qquad \log K_t^* = a + \sigma \log \left(\frac{p}{c}\right)_t + \kappa \log Q_t + \varepsilon_t,$$

hvor ε_t er et stokastisk restledd. Overgangen mellom den faktiske og den ønskede kapitalmengde representeres ved

$$\text{(B.2)} \qquad \log K_t = \mu(L) \log K_t^* + u_{1t},$$

hvor $\mu(L) = \mu_o + \mu_1 L + \mu_2 L^2 + \ldots\ldots$ er et polynom i lag-operatoren,[1] L, og u_{1t} et stokastisk restledd.

Ved eliminasjon av den uobserverbare variable K_t^* følger kapitaltilpasningsrelasjonen

$$\text{(B.3)} \qquad \log K_t = a\bar{\mu} + \sigma\mu(L) \log \left(\frac{p}{c}\right)_t + \kappa\mu(L) \log Q_t + \mu(L)\, \varepsilon_t + u_{1t},$$

hvor vi har innført symbolet $\bar{\mu} = \sum_{i=o}^{\infty} \mu_i$. Egenskapene til det sammensatte restledd i denne relasjonen, $u_{1t}^* = \mu(L)\, \varepsilon_t + u_{1t}$, avhenger dels av egenskapene ved restleddene i de to strukturrelasjoner (B.1) og (B.2), dels av lagfordelingen i (B.2). Forutsetter vi spesielt at ε_t og u_{1t} har forventning null, konstante varianser, lik henholdsvis σ_ε^2 og σ_{u1}^2, og at de er ukorrelerte og ikke autokorrelerte, dvs.

$$\text{(B.4)} \qquad E\, u_{1t} = E\, \varepsilon_t = 0 \qquad \text{for alle } t,$$

1) Vi tenker oss at lag-fordelingen i prinsippet løper over et uendelig antall perioder. I praksis vil μ-sekvensen ofte avbrytes etter et visst antall perioder, f.eks. T, dvs. $\mu_{T+1} = \mu_{T+2} = \ldots\ldots = 0$.

$$
(B.5)\quad \begin{cases}
E\,(\varepsilon_t\varepsilon_s) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^{\,2} & \text{for } s = t \\ 0 & \text{for } s \neq t, \end{cases} \\
E\,(\varepsilon_t\, u_{1s}) = 0, \\
E\,(u_{1t}u_{1s}) = \begin{cases} \sigma_{u1}^{\,2} & \text{for } s = t \\ 0 & \text{for } s \neq t, \end{cases}
\end{cases}
$$

for alle s og t,

får det transformerte restledd forventning null og en varians/kovariansstruktur gitt ved

$$
(B.6)\quad \begin{cases}
E\,(u_{1t}^{*\,2}) = \sigma_\varepsilon^{\,2} \sum\limits_{i=o}^{\infty} \mu_i^{\,2} + \sigma_{u1}^{\,2}, \\
E\,(u_{1t}^{*}u_{1s}^{*}) = \sigma_\varepsilon^{\,2} \sum\limits_{i=o}^{\infty} \mu_i\mu_{|t-s|+i}, \qquad s \neq t.
\end{cases}
$$

Restleddet u_{1t}^* vil altså i alminnelighet være autokorrelert. Dette betyr blant annet at minste kvadraters metode anvendt på (B.3) ikke vil være den optimale metode for estimering av σ, κ og koeffisientene i lag-fordelingen. Bare hvis vi har en så ekstrem situasjon at ε_t er autokorrelert og at autokorrelasjonen er slik at restleddene $\varepsilon_t^* = \mu(L)\varepsilon_t$ er ukorrelerte, vil dette være tilfellet.

Modellvariant 2. Ønsket kapital bestemt ved faktiske priser og produktmengde. Endringsversjon av relasjonen som knytter forbindelsen mellom faktisk og ønsket kapital

Relasjonen for ønsket kapitalbeholdning er den samme som i modellvariant 1, altså (B.1). I relasjonen som uttrykker overgangen mellom den ønskede og den faktiske kapitalutvikling, opptrer de variable derimot som logaritmiske første-differenser, dvs. (B.2) erstattes med

$$(B.7)\quad \log K_t - \log K_{t-1} = \mu(L)\,(\log K_t^* - \log K_{t-1}^*) + u_{2t},$$

hvor u_{2t} er et stokastisk restledd. Lag-fordelingen forutsettes å være den samme som i modellvariant 1.

Kapitaltilpasningsrelasjonen blir i dette tilfelle av formen

$$(B.8)\quad \Delta\log K_t = \sigma\mu(L)\Delta\log(\tfrac{P}{c})_t + \kappa\mu(L)\Delta\log Q_t + \mu(L)\Delta\varepsilon_t + u_{2t},$$

hvor $\Delta = 1\text{-}L$ er differensoperatoren. Denne relasjon tilsvarer den vi ville få ved å transformere (B.3) til førstedifferanser og sette $u_{2t} = \Delta u_{1t}$.[2)] Hvis u_{2t} har samme stokastiske egenskaper som Δu_{1t}, er de to modellvariantene ekvivalente, ellers ikke.

Et spørsmål i denne forbindelse er om restleddene i sekvensen $\{u_{1t}\}$ er innbyrdes ukorrelerte eller om det er rimeligere å anta at det er $\{u_{2t}\}$ som har denne egenskap. Uansett hva svaret måtte være, vil de sammensatte restledd i såvel (B.3) som (B.8) vise autokorrelasjon, bortsett fra i helt ekstreme spesialtilfelle. Selv om graden av autokorrelasjon i u_{2t} er mindre enn i u_{1t}, er det derfor langt fra sikkert at det fra et effisienssynspunkt vil være bedre å anvende minste kvadraters metode på (B.8) enn på (B.3).

---

2) Tilvekstrelasjonen ville bli av formen (B.8) uansett hvorledes konstantleddet i (B.3) var fremkommet. Eksempelvis kunne den bakenforliggende relasjon (B.2) inneholde konstantledd. I såfall vil imidlertid hverken dette konstantledd eller konstantleddet i (B.1) være identifiserbart innenfor modellen, bare det sammensatte konstantledd i (B.3).

Modellvariant 3. Faktisk kapital bestemt ved forventningsverdier for prisforhold og produktmengde. Forventningsgenereringsrelasjoner som knytter disse variable til den tidligere observerte utvikling

Denne modellvariant skiller seg fra de foregående ved at det ikke sondres mellom ønsket og faktisk kapital. På den annen side forutsettes det at bedriftenes beslutninger om kapitaltilpasningen er basert ikke på de verdier av priser og produktmengde som noteres i øyeblikket, men på forventningsverdier bygget på tidligere erfaringer. Mer presist regner vi med følgende sammenheng mellom kapitalbeholdningen ved utgangen av periode t (K_t) og forventningsverdier oppstillet i periode t for prisforholdet ($(p/c)_t^*$) og produktmengden (Q_t^*)

$$\text{(B.9)} \qquad \log K_t = a + \sigma \log (\tfrac{p}{c})_t^* + \kappa \log Q_t^* + v_t,$$

og med følgende forventningsgenereringsrelasjoner for de to høyresidevariable

$$\text{(B.10)} \qquad \begin{cases} \log (\tfrac{p}{c})_t^* = \mu(L) \log (\tfrac{p}{c})_t + w_{1t}, \\ \log Q_t^* = \lambda(L) \log Q_t + w_{2t}, \end{cases}$$

hvor v_t, w_{1t} og w_{2t} er stokastiske restledd. (Jfr. [8], formlene (3.25) og (3.26))

Ved innsetting av (B.10) i (B.9) får vi følgende kapitaltilpasningsrelasjon

$$\text{(B.11)} \qquad \log K_t = a + \sigma\, \mu(L) \log (\tfrac{p}{c})_t + \kappa\lambda(L) \log Q_t + v_t + \sigma w_{1t} + \kappa w_{2t}.$$

Hvis vi gjør den (rimelige) antagelse at restleddene v_{1t}, w_{1t} og w_{2t} er innbyrdes ukorrelerte, ikke autokorrelerte, har forventninger lik null og konstante varianser, vil det sammensatte restledd i (B.11) ha de samme egenskaper. På dette punkt skiller denne modellvariant seg essensielt fra de to foregående, hvor det bare var i helt ekstreme spesialtilfelle at restleddet i kapitaltilpasningsrelasjonen ville oppfylle de forutsetninger som ligger til grunn for Gauss-Markov's teorem. Det vil følgelig være fullt forsvarlig å estimere koeffisientene a, σ, κ samt lag-koeffisientene ved å anvende vanlig minste kvadraters metode på (B.11). Fra et effisienssynspunkt vil det være uheldig å transformere til førstedifferenser før estimering innenfor denne modellen.

2. Noen spesialtilfelle basert på rasjonale lag-fordelinger

Vi har hittil unnlatt å gjøre forutsetninger om lag-fordelingenes form. La oss fra nå av begrense oss til klassen av såkalte rasjonale lag-fordelinger, dvs. lag-fordelinger hvor de tilhørende lag-genereringspolynomer kan skrives som forholdet mellom to polynomer i lag-operatoren, begge med et endelig (og vanligvis lavt) gradantall.[3] Vi vil også betrakte noen spesialtilfelle innenfor denne klassen.

De to lag-genereringspolynomene $\mu(L)$ og $\lambda(L)$ forutsettes altså å kunne skrives på formen

$$\text{(B.12)} \qquad \mu(L) = \frac{\alpha_o + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \ldots + \alpha_m L^m}{1 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \ldots + \beta_M L^M},$$

$$\text{(B.13)} \qquad \lambda(L) = \frac{\gamma_o + \gamma_1 L + \gamma_2 L^2 + \ldots + \gamma_n L^n}{1 + \delta_1 L + \delta_2 L^2 + \ldots + \delta_N L^N},$$

3) En generell fremstilling av teorien for rasjonale lag-fordelinger finnes i Jorgenson [20]. Jorgenson viser her at en hvilken som helst lag-fordeling med en viss grad av tilnærmelse kan skrives på rasjonal form.

hvor α-ene, β-ene, γ-ene og δ-ene er konstanter og m, n, M og N ikke-negative heltall.

Vi setter

$$\alpha(L) = \sum_{i=o}^{m} \alpha_i L^i,$$

$$\beta(L) = \sum_{i=1}^{M} \beta_i L^i,$$

$$\gamma(L) = \sum_{i=o}^{n} \gamma_i L^i,$$

$$\delta(L) = \sum_{i=1}^{N} \delta_i L^i.$$

Spesialtilfelle innenfor modellvariant 1

Ved innsetting av (B.12) i (B.3) følger

$$\log K_t = a\frac{\bar{\alpha}}{1+\bar{\beta}} + \sigma \frac{\alpha(L)}{1+\beta(L)} \log (\tfrac{P}{c})_t + \kappa \frac{\alpha(L)}{1+\beta(L)} \log Q_t + \frac{\alpha(L)}{1+\beta(L)} \varepsilon_t + u_{1t},$$

hvor $\bar{\alpha} = \sum_{i=o}^{m} \alpha_i$ og $\bar{\beta} = \sum_{i=1}^{M} \beta_i$. Dette kan omformes til

$$\text{(B.14)} \quad \log K_t = a\,\bar{\alpha} + \sigma\alpha(L) \log (\tfrac{P}{c})_t + \kappa\alpha(L) \log Q_t - \beta(L)\log K_t + \alpha(L)\varepsilon_t + u_{1t} + \beta(L)u_{1t}.$$

Generelt er dette en autoregressiv relasjon i log K_t med lag-fordelinger i log $(\frac{P}{c})_t$ og log Q_t og med autokorrelerte restledd. Den autoregressive struktur i log K_t bestemmes ved lag-polynomet i nevneren i (B.12), lag-fordelingene for de to eksogene variable bestemmes ved lag-polynomet i telleren, mens den autoregressive struktur i det sammensatte restledd bestemmes ved begge lag-polynomene.

La oss betrakte et par spesialtilfelle.

Spesialtilfelle 1: m = 1, M = 0

Da er $\mu(L) = \alpha_o + \alpha_1 L$, $\beta(L) = 0$, og (B.14) får formen

$$\text{(B.14a)} \quad \log K_t = a(\alpha_o+\alpha_1) + \sigma\alpha_o \log(\tfrac{P}{c})_t + \sigma\alpha_1 \log (\tfrac{P}{c})_{t-1} + \kappa\alpha_o \log Q_t + \kappa\alpha_1 \log Q_{t-1}$$
$$+ \alpha_o\varepsilon_t + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + u_{1t}.$$

Denne relasjon er ikke autoregressiv, men restleddet er (vanligvis) autokorrelert.

Spesialtilfelle 2: $\alpha(L) = 1-\mu, \beta(L) = -\mu L (m=0, M=1)$

Da får (B.14) formen

$$\text{(B.14b)} \quad \log K_t = a(1-\mu)+\sigma(1-\mu) \log(\tfrac{P}{c})_t + \kappa(1-\mu) \log Q_t + \mu\log K_{t-1} + (1-\mu)\varepsilon_t + u_{1t} - \mu u_{1,t-1}.$$

I dette tilfelle, med en såkalt geometrisk lag-struktur, opptrer altså log $(\frac{P}{c})_t$ og log Q_t uten lag i den transformerte relasjon, mens log K_{t-1} inngår blant de høyresidevariable med koeffisient μ. I det sammensatte restledd inngår u_{1t}, dvs. restleddet i relasjonen som gir overgangen fra den ønskede til den faktiske kapitalutvikling, på formen $u_{1t} - \mu u_{1,t-1}$. Dette medfører at restleddet i alminnelighet blir autokorrelert. Tilsammen resulterer dette i at minste kvadraters estimering av koeffisientene i (B.14b) vil gi inkonsistente estimatorer. [4)]

Spesialtilfelle innenfor modellvariant 3

Innsetting av (B.12) og (B.13) i det generelle uttrykk for log K_t, (B.11), gir

$$\text{(B.15)} \quad \log K_t = a + \sigma \frac{\alpha(L)}{1+\beta(L)} \log(\frac{P}{c})_t + \kappa \frac{\gamma(L)}{1+\delta(L)} \log Q_t + v_t + \sigma w_{1t} + \kappa w_{2t}.$$

I det følgende er det hensiktsmessig å skille mellom de tilfelle da lag-polynomene β og δ er identiske og de tilfelle da de er forskjellige.

A. $\delta(L) \equiv \beta(L)$

Vi kan da omforme (B.15) til

$$\text{(B.16)} \quad \log K_t = a(1+\bar{\beta}) + \sigma\alpha(L) \log(\frac{P}{c})_t + \kappa\gamma(L) \log Q_t - \beta(L)\log K_t + (1+\beta(L)) (v_t+\sigma w_{1t}+\kappa w_{2t}).$$

Denne relasjon har en del trekk felles med (B.14), men atskiller seg på vesentlige punkter. For det første opptrer produktmengden og prisforholdet med forskjellige lag-fordelinger, for det annet er konstantleddene i alminnelighet forskjellige og for det tredje - og ikke minst viktig - er restleddsstrukturen forskjellig. Under forutsetning av at de tre strukturelle restledd v_t, w_{1t} og w_{2t} har konstante varianser, er innbyrdes ukorrelerte og ikke autokorrelerte, vil det sammensatte restledd ha den samme egenskap hvis og bare hvis $\beta(L) = 0$.[5)] (For å få den tilsvarende betingelse oppfylt i modellvariant 1 måtte vi ha $\beta(L) = 0, \alpha(L) = \alpha_0$, dvs. ingen lag overhodet.)

Modellvariant (ii) i avsnitt 5.3 svarer til å sette m=n=1, M(=N)=0. Modellvariant (iv) svarer til å sette m=n=M(=N)=1. Det følger av det vi sa ovenfor, at vi vil få autokorrelasjonsproblemer i modellvariant (iv), men ikke i modellvariant (ii).

B. $\delta(L) \not\equiv \beta(L)$

For å få "transformert vekk" lag-polynomene i nevneren må vi i dette tilfelle multiplisere (B.15) med $(1+\beta(L))(1+\delta(L))$. Det gir etter omforming

$$\text{(B.17)} \quad \log K_t = a(1+\bar{\beta})(1+\bar{\delta})+\sigma\alpha(L)(1+\delta(L))\log(\frac{P}{c})_t + \kappa\gamma(L)(1+\beta(L))\log Q_t - (\beta(L)+\delta(L)+\beta(L).\delta(L))\log K_t$$
$$+(1+\beta(L)+\delta(L)+\beta(L).\delta(L)) (v_t+\sigma w_{1t}+\kappa w_{2t}),$$

hvor $\bar{\beta} = \sum_{i=1}^{M} \beta_i$ og $\bar{\delta} = \sum_{i=1}^{N} \delta_i$.

Vi ser at lag-strukturen blir ganske komplisert; idet produkter av lag-polynomer inngår i alle ledd på høyre side. Selv med moderat størrelse på m, n, M og N blir antall høyresidevariable betydelig.

---

4) Siden u_{1t} er underlagt samme autoregressive transformasjon som log K_t (dette gjelder generelt, jfr. (B.14)), vil restleddet u_{1t} fremtre som en (tilfeldig) målefeil i log K_t; K_t og u_{1t} opptrer alltid på formen log $K_t - u_{1t}$.

5) I denne modellen vil hele det sammensatte restledd $v_t+\sigma w_{1t}+\kappa w_{2t}$ formelt fremtre som en målefeil i log K_t. Jfr. fotnote 4.

Modellvariant (iii) i avsnitt 5.3 svarer til å sette $m = n = 0$, $M = N = 1$. La oss til slutt betrakte lag-strukturen i dette spesialtilfelle.

Spesialtilfelle: $\alpha(L) = 1-\mu$, $\beta(L) = -\mu L$, $\gamma(L) = 1-\lambda$, $\delta(L) = -\lambda L$ $(m=n=0, M=N=1)$

Da får (B.17) formen

$$\text{(B.17a)} \quad \log K_t = a\,(1-\mu)\,(1-\lambda) + \sigma\,(1-\mu) \log \left(\frac{P}{c}\right)_t - \sigma\,(1-\mu)\,\lambda \log \left(\frac{P}{c}\right)_{t-1} + \kappa\,(1-\lambda) \log Q_t$$
$$- \kappa\,(1-\lambda)\,\mu \log Q_{t-1} + (\mu+\lambda) \log K_{t-1} - \mu\lambda \log K_{t-2}$$
$$+ \left\{1-(\mu+\lambda)\,L + \mu\lambda L^2\right\} (v_t + \sigma w_{1t} + \kappa w_{2t}).$$

Også her har $\log K_t$ og det sammensatte restledd samme autoregressive struktur; den er av annen grad (forutsatt at både μ og λ er forskjellig fra null). Vi får derfor også i denne modellen inkonsistensproblemer ved bruk av minste kvadraters metode.

Appendiks C.

UTREGNING AV LAG-KOEFFISIENTENE NÅR LAG-GENERERINGSPOLYNOMET KAN SKRIVES SOM FORHOLDET MELLOM TO TREDJEGRADSPOLYNOMER I LAG-OPERATOREN

Anta at lag-genereringspolynomet $\mu(L) = \mu_o + \mu_1 L + \mu_2 L^2 + \ldots\ldots$ er av formen

$$\text{(C.1)} \qquad \mu(L) = \frac{\xi(L)}{\eta(L)} = \frac{\xi_o + \xi_1 L + \xi_2 L^2 + \xi_3 L^3}{1 - \eta_1 L - \eta_2 L^2 - \eta_3 L^3},$$

hvor ξ-ene og η-ene er konstanter. Formålet med dette appendiks er å vise hvorledes μ-koeffisientene kan beregnes når vi kjenner ξ-koeffisientene og η-koeffisientene.

Det er hensiktsmessig å gå frem i to trinn. Først bestemmes koeffisientene i lag-genereringspolynomet

$$\text{(C.2)} \qquad a(L) = 1 + a_1 L + a_2 L^2 + \ldots\ldots = \frac{1}{\eta(L)}.$$

Dette innebærer $a(L)\eta(L) = 1$, dvs. $(1 + a_1 L + a_2 L^2 + a_3 L^3 + \ldots\ldots)(1 - \eta_1 L - \eta_2 L^2 - \eta_3 L^3) = 1$.

Utmultiplikasjon av venstresiden gir

$$1 + a_1 L + a_2 L^2 + a_3 L^3 + a_4 L^4 + \ldots\ldots + a_i L^i + \ldots\ldots - \eta_1 L - \eta_1 a_1 L^2 - \eta_1 a_2 L^3 - \eta_1 a_3 L^4 - \ldots\ldots - \eta_1 a_{i-1} L^i -$$

$$\ldots\ldots - \eta_2 L^2 - \eta_2 a_1 L^3 - \eta_2 a_2 L^4 - \ldots\ldots - \eta_2 a_{i-2} L^i - \ldots\ldots - \eta_3 - \eta_3 a_1 L^4 - \ldots\ldots - \eta_3 a_{i-3} L^i - \ldots\ldots$$

Betingelsene for at dette skal være lik 1 for alle verdier av η-ene er at de sammensatte koeffisientuttrykk foran $L, L^2, L^3, \ldots\ldots$ er lik null. Det betyr

$$\text{(C.3)} \quad \begin{cases} a_1 = \eta_1, \\ a_2 = \eta_1 a_1 + \eta_2, \\ a_3 = \eta_1 a_2 + \eta_2 a_1 + \eta_3, \\ a_4 = \eta_1 a_3 + \eta_2 a_2 + \eta_3 a_1, \\ \vdots \\ a_i = \eta_1 a_{i-1} + \eta_2 a_{i-2} + \eta_3 a_{i-3}. \\ \vdots \end{cases}$$

Ved hjelp av (C.3) kan a-ene beregnes rekursivt når η-ene er gitt.

Som annet trinn beregnes koeffisientene i $\mu(L)$ ved å multiplisere $a(L)$ med $\xi(L)$. Vi har

$$\mu(L) = \xi(L)/\eta(L) = a(L).\xi(L) = (1 + a_1 L + a_2 L^2 + a_3 L^3 + \ldots\ldots)(\xi_o + \xi_1 L + \xi_2 L^2 + \xi_3 L^3),$$

som utmultiplisert gir

$$\mu(L) =$$

$$\xi_o + \xi_o a_1 L + \xi_o a_2 L^2 + \xi_o a_3 L^3 + \xi_o a_4 L^4 + \ldots\ldots + \xi_o a_i L^i + \ldots\ldots, + \xi_1 L + \xi_1 a_1 L^2 + \xi_1 a_2 L^3$$

$$+ \xi_1 a_3 L^4 + \ldots\ldots + \xi_1 a_{i-1} L^i + \ldots\ldots + \xi_2 L^2 + \xi_2 a_1 L^3 + \xi_2 a_2 L^4 + \ldots\ldots + \xi_2 a_{i-2} L^i + \ldots\ldots$$

$$+ \xi_3 L^3 + \xi_3 a_1 L^4 + \ldots\ldots + \xi_3 a_{i-3} L^i + \ldots\ldots$$

Dette innebærer

$$(C.4)\left\{\begin{array}{l}
\mu_o = \xi_o, \\
\mu_1 = \xi_o a_1 + \xi_1, \\
\mu_2 = \xi_o a_2 + \xi_1 a_1 + \xi_2, \\
\mu_3 = \xi_o a_3 + \xi_1 a_2 + \xi_2 a_1 + \xi_3, \\
\mu_4 = \xi_o a_4 + \xi_1 a_3 + \xi_2 a_2 + \xi_3 a_1, \\
\vdots \\
\mu_i = \xi_o a_i + \xi_1 a_{i-1} + \xi_2 a_{i-2} + \xi_3 a_{i-3}. \\
\vdots
\end{array}\right.$$

På denne måten kan vi beregne μ-koeffisientene på grunnlag av de gitte ξ-koeffisienter samt a-verdiene beregnet ved hjelp av rekursjonsformlene (C.3) i første trinn.

REFERANSER

[1] Allen, R.G.D.: Mathematical Economics, 2nd.ed. (London: Macmillan & Co., Ltd, 1964.)

[2] Almon, S.: The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures. Econometrica, vol. 33 (1965), pp. 178 - 196.

[3] Aukrust, O. og Bjerke, J.: Realkapital og økonomisk vekst 1900 - 1956. Artikler fra Statistisk Sentralbyrå nr. 4. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1958)

[4] Bischoff, C.W.: Hypothesis Testing and the Demand for Capital Goods. The Review of Economics and Statistics, vol. 51 (1969), pp. 354 - 368.

[5] Bischoff, C.W.: Business Investment in the 1970s: A Comparison of Models. Brookings Papers on Economic Activity, No. 1 (1973), pp. 13 - 58.

[6] Biørn, E.: Estimering av makro-konsumfunksjoner for etterkrigstiden: Metodespørsmål og empiriske resultater. Artikler fra Statistisk Sentralbyrå nr. 63. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1974)

[7] Biørn, E.: Avskrivningsregler og prisen på bruk av realkapital. Artikler fra Statistisk Sentralbyrå nr. 74. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1975)

[8] Biørn, E.: Investeringsanalyse - en oversikt over noen modellopplegg. Arbeidsnotater fra Statistisk Sentralbyrå, IO 75/45 (1975).

[9] Biørn, E. og Engebretsen, J.: Skatte- og avskrivningsregler og prisen på bruk av realkapital som produksjonsfaktor. Arbeidsnotater fra Statistisk Sentralbyrå, IO 73/30 (1973).

[10] Chenery, H.B.: Overcapacity and the Acceleration Principle. Econometrica, vol. 20 (1952), pp. 1 - 28.

[11] Cochrane, D. og Orcutt, G. H.: Application of Least Squares Regression to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms. Journal of the American Statistical Association, vol. 44 (1949), pp. 32 - 61.

[12] Dhrymes, P. J.: Distributed Lags. Problems of Estimation and Formulation. (San Francisco: Holden - Day, Inc., 1971)

[13] Eisner, R. og Nadiri, M. I.: Investment Behavior and Neo-Classical Theory. Review of Economics and Statistics, vol. 50 (1968), pp. 369 - 382.

[14] Frisch, R. og Waugh, F. V.: Partial Time Regression as Compared With Individual Trends. Econometrica, vol. 1 (1933), pp. 221 - 223.

[15] Frost, P.A.: Some Properties of the Almon Lag Technique When One Searches for Degree of Polynomial and Lag. Journal of the American Statistical Association, vol. 70 (1975), pp. 606 - 612.

[16] Grether, D.M. og Nerlove, M.: Some Properties of "Optimal" Seasonal Adjustment. Econometrica, vol. 38 (1970), pp. 682 - 703.

[17] Griliches, Z.: Distributed Lags: A Survey. Econometrica, vol. 35 (1967), pp. 16 - 49.

[18] Griliches, Z. og Ringstad, V.: Economies of Scale and the Form of the Production Function. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1971)

[19] Intriligator, M.D. og Kendrick, D.A.: Frontiers of Quantitative Economics, vol. II. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1974)

[20] Jorgenson, D.W.: Rational Distributed Lag Functions. Econometrica, vol. 34 (1966), pp. 135 - 149.

[21] Jorgenson, D.W.: Econometric Studies of Investment Behavior: A Survey. Journal of Economic Literature, vol. 9 (1971), pp. 1111 - 1147.

[22] Jorgenson, D.W.: Investment and Production: A Review. Kap. 6, pp. 341 - 366 (diskusjon pp. 366 - 375), i [19].

[23] Jorgenson, D.W. og Stephenson, J.A.: Investment Behavior in U.S. Manufacturing, 1947 - 1960. Econometrica, vol. 35 (1967), pp. 169 - 220.

[24] Klein, L.R.: A Textbook of Econometrics, Second Edition. (Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall, Inc., 1974)

[25] Klein, L.R.: Issues in Econometric Studies of Investment Behavior. Journal of Econometric Literature, vol. 12 (1974), pp. 43 - 50 (Inkl. kommentar av Robert Eisner).

[26] Lovell, M.C.: Seasonal Adjustment of Economic Time Series and Multiple Regression Analysis. Journal of the American Statistical Association, vol. 58 (1963), pp. 993 - 1010.

[27] Malinvaud, E.: Statistical Methods of Econometrics. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1966)

[28] McCarthy, M.D.: The Wharton Quarterly Econometric Forecasting Model Mark III. (Philadelphia: Wharton School of Finance and Commerce, University of Pennsylvania, 1972)

[29] Mundlak, Y.: Aggregation over Time in Distributed Lag Models. International Economic Review, vol. 2 (1961), pp. 154 - 163.

[30] Munthe, P.: Den økonomiske sirkulasjon. (Oslo: Universitetsforlaget, 1963)

[31] Rao, P. og Griliches, Z.: Small-Sample Properties of Several Two-Stage Regression Methods in the Context of Auto-Correlated Errors. Upublisert notat 6838, University of Chicago (1968).

[32] Ringstad, V.: Estimating Production Functions and Technical Change From Micro Data. Samfunnsøkonomiske Studier fra Statistisk Sentralbyrå nr. 21 (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1971)

[33] Rowley, J.C.R.: Investment Functions: Which Production Function? American Economic Review, vol. 60 (1970), pp. 1008 - 1012.

[34] Rowley, J.C.R.: Investment and Neoclassical Production Functions. Canadian Journal of Economics, vol. 5 (1972), pp. 430 - 435.

[35] Sato, K.: A Two-Level Constant-Elasticity of Substitution Production Function. The Review of Economic Studies, vol. 34 (1967), pp. 201 - 218.

[36] Schmidt, P. og Waud, R.N.: The Almon Lag Technique and the Monetary versus Fiscal Policy Debate. Journal of the American Statistical Association, vol. 68 (1973), pp. 11 - 19.

[37] Sims, C.A.: Distributed Lags. Kap. 5, pp. 289 - 332, i [19].

[38] Statistisk Sentralbyrå: Nasjonalregnskap 1865 - 1960. Norges Offisielle Statistikk XII 163, (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1965)

[39] Statistisk Sentralbyrå: Regnskapsstatistikk 1973. Bergverksdrift og industri. Norges Offisielle Statistikk A 686.(Oslo : Statistisk Sentralbyrå, 1975)

[40] Sverdrup, E.: Lov og tilfeldighet, bind I. (Oslo: Universitetsforlaget, 1964)

[41] Thomas, J.J. og Wallis, K.F.: Seasonal Variation in Regression Analysis. Journal of the Royal Statistical Society, vol. 134, Series A (1971), pp. 57 - 72.

[42] Wallis, K.F.: Seasonal Adjustment and Relations Between Variables. Journal of the American Statistical Association, vol. 69 (1974), pp. 18 - 31.

[43] Zellner, A. og Montmarquette, C.: A Study of Some Aspects of Temporal Aggregation Problems in Econometric Analysis. The Review of Economics and Statistics, vol. 53 (1971), pp. 335 - 342.