

SAMFUNNSØKONOMISKE STUDIER

38



**ANALYSE AV INVESTERINGSATFERD:
PROBLEMER, METODER
OG RESULTATER**

**ANALYSING INVESTMENT BEHAVIOUR:
PROBLEMS, METHODS, AND RESULTS**

**Av/By
ERIK BIØRN**

**STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY
OSLO 1979**

**ANALYSE AV INVESTERINGSATFERD:
PROBLEMER, METODER OG RESULTATER**

SAMFUNNSØKONOMISKE STUDIER NR. 38

**ANALYSE AV INVESTERINGSATFERD:
PROBLEMER, METODER
OG RESULTATER**

**ANALYSING INVESTMENT BEHAVIOUR:
PROBLEMS, METHODS, AND RESULTS**

Av/By
ERIK BIØRN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY
OSLO 1979

ISBN 82-537-0952-8

FORORD

I denne artikkelen diskuteres teoretiske og økonometriske problemer ved analyse av bedriftenes investeringsatferd. En del empiriske resultater basert på norske kvartalsdata for årene 1962 - 1970 gjengis også.

Arbeidet er utført i Forskningsavdelingen i Statistisk Sentralbyrå som ledd i Byråets program for utvikling og forbedring av makroøkonomiske analysemodeller.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 17. april 1979

Odd Aukrust

PREFACE

This paper is concerned with theoretical and econometric problems in analysing the investment behaviour of the firm. Empirical results based on Norwegian quarterly data for the years 1962 - 1970 are also reported.

The work constitutes a part of the research program of the Central Bureau of Statistics within the field of construction and development of macro-economic models.

Central Bureau of Statistics, Oslo, 17 April 1979

Odd Aukrust

INNHOOLD

	Side
1. Innledning	7
1.1. Bakgrunn	7
1.2. Datatype: Analysens omfang	9
2. Datagrunnlaget	11
2.1. Definisjoner og registreringsprinsipper	11
2.2. Sesongvariasjoner	16
3. Investeringsfunksjoner basert på akselerasjonsprinsippet	19
3.1. Teoretisk bakgrunn	19
3.2. Noen estimeringsresultater	22
4. Kapitaltilpasningsfunksjoner basert på neo-klassisk teori for kapitaletterspørsel	26
4.1. Neo-klassisk flerperiode-modell for produsenttilpasning	26
4.2. Hva sier den neo-klassiske modell om investeringene? ..	28
4.3. Kapitaltilpasningen i en neo-klassisk modell med reaksjonsforsinkelser	31
4.4. Empiriske resultater	35
5. Om investeringer og kreditt	52
6. Investeringsutviklingen bestemt ved samspill mellom etterspørsels- og tilbudsreaksjoner på kapitalvaremarkedet ..	58
Appendiks	
A. Beregning av kvartalsvise kapitaltall	73
B. Utledning av formelen for brukerprisen på kapital .	77
C. Nærmere om beregningen av brukerprisen på kapital .	81
Litteraturhenvisninger	84
Sammendrag på engelsk	88
Utkommet i serien Samfunnsøkonomiske Studier (SØS)	89

CONTENTS

	Page
1. Introduction	7
1.1. Background	7
1.2. Type of data. Scope of analysis	9
2. The data base	11
2.1. Definitions and principles of registration	11
2.2. Seasonal variations	16
3. Investment equations based on the acceleration principle	19
3.1. Theoretical background	19
3.2. Some estimation results	22
4. Capital adjustment functions based on neo-classical theory of capital demand	26
4.1. Neo-classical multi-period model of producer's behaviour	26
4.2. What does the neo-classical model say about investment demand?	28
4.3. Capital formation in a neo-classical model with delayed adjustment	31
4.4. Empirical results	35
5. Investment and credit	52
6. Investment as the joint result of demand and supply reactions in the capital market	58

Appendices

A. Calculation of quarterly estimates of capital	73
B. Derivation of the formula used in calculating the user cost of capital	77
C. Further details on the calculation of the user cost of capital	81
References	84
Summary in English	88
Issued in the series Social Economic Studies (SES)	89

""Always study your residuals", Paul Samuelson has advised "the scientific forecaster". But the econometrician working in the field of investment might well scream, "Which residuals?" For indeed the first question is what relation to estimate. And immediately beside that problem, perhaps literally simultaneous with it, is the question of what measured variables to take as proxies for the variables of our theoretical relation. At the root of the difficulty is the fact that investment, more even than other variables, is forward looking, dependent upon a relation between initial conditions, which we may hopefully more or less know, and expectations of the future about which both the investment decision-maker himself and his trailing econometrician are frequently singularly ill-informed."

Robert Eisner, [22], p. 50.

1. INNLEDNING

1.1. Bakgrunn

Private bedrifters investeringsatferd er en sentral faktor i den makroøkonomiske utvikling både på kort og lang sikt. Økonometrikere kan ikke sies å ha hatt en spesielt lykkelig hånd med analyser av denne atferden. Resultatene står i hvert fall ikke i rimelig forhold til den betydning investeringsutviklingen har i samfunnsøkonomien. I stor grad skyldes nok dette at investeringsteori er et komplisert område av økonomisk makroteori. På tross av årelang forskning er feltet fortsatt kontroversielt; det finnes neppe et enkelt forklarings skjema som et flertall av økonomer er villig til å akseptere.

Med fare for å overforenkle kan de "konkurrerende" investerings-teorier kanskje deles i tre hovedgrupper: Den første består av teorier som trekker "realøkonomiske" variable, i første rekke produksjons- og etter-spørselsutviklingen, fram som de grunnleggende forklaringsfaktorer. I den andre legges hovedvekten på investeringsomkostningene og invester-ingenens avkastning. Den tredje gruppe inneholder teorier som betoner kredittvariable og andre monetære variable sterkest. Innenfor de enkelte teorier og teorivarianter er forventningenes rolle for investeringsutvik-lingen og hvordan forventningsdannelsen bør representeres analytisk, om-diskutert. Det samme gjelder tregheter og reaksjonsforsinkelser i

investorenes tilpasning. Et viktig aspekt av det siste problemet er hvordan en økonometrisk modell bør utformes for å ta vare på samspillet mellom etter-spørre- og tilbydereaksjoner på investeringsvaremarkedet. Det hører også med til bildet at en rekke forskere på dette feltet inntar en "eklektisk" holdning; deres teorier kan vanskelig henføres til noen av de tre hovedgruppene som er nevnt ovenfor.

Det er følgelig en stor og uoversiktlig "verktøykasse" av teorier som står til rådighet når en vil forsøke å analysere investeringsatferd empirisk. Hvilke verktøy en skal gripe til, vil måtte avhenge ikke bare av hvilke hypoteser en har mest tiltro til a priori, metodiske og data-messige overveielser må tillegges minst like stor vekt. Det vil ikke gå lang tid før en blir klar over hvor stor avstanden er mellom det teoretisk tilfredsstillende og det praktisk oppnåelige og hvor vanskelig det kan være å utvikle brukbare "kompromissløsninger". Analyseopplegg som ligger innenfor mulighetenes grenser rent empirisk, lar meget tilbake å ønske når de betraktes gjennom teoretikerens briller, mens opplegg som er teoretisk konsistente, ikke lar seg anvende i praksis på grunn av manglende eller ufullstendige data eller mangel på egnede analysemetoder. Økonometriske studier av investeringsatferd er derfor nådd vesentlig kortere i retning av pålitelige og nyttige resultater enn analyse på andre felter av økonomien, f.eks. konsumeterspørselsanalyse.

I denne artikkelen diskuteres noen sentrale investeringsteorier og økonometriske problemer knyttet til disse teoriene. Vi vil dessuten presentere hovedresultatene av en del forsøk på å konfrontere enkelte utvalgte teorier med norske data. Arbeidet er utført i Statistisk Sentralbyrås Forskningsavdeling som ledd i Byråets program for utvikling og forbedring av økonometriske makromodeller. Bortsett fra et generelt ønske om å vinne innsikt i måten den norske økonomi funksjonerer på, kan det pekes på minst to grunner til at analyseprosjekter i tilknytning til bedriftenes investeringsatferd bør ha en viktig plass i Byråets forskningsprogram.

For det første har det gjennom en årrekke vært et sterkt uttalt behov for å få innarbeidet investeringsrelasjoner i analysemodellen MODIS, i hvert fall for visse typer av investeringer. Helt siden den første MODIS-versjon forelå, i 1960, har brukere av modellen vært henvist til å fastsette alle de investeringskomponenter som modellen spesifiserer, eksogent. Dette er klart utilfredsstillende. Det er hevet over tvil at en formalisert sammenknytning mellom investeringsaktiviteten og utviklingen i modellens øvrige variable i prinsippet er langt å foretrekke framfor mer eller mindre skjønsmessig å måtte anslå investeringsvolumet "utenfor" modellen, uavhengig av det resultat modellen genererer for resten av økonomien.

For det annet har det lenge vært ønskelig å styrke Byråets beredskap for konjunkturanalyse ved utvikling av en aggregert kvartalsmodell. Det er vanskelig å tenke seg en slik modell uten formaliserte relasjoner for kapitalakkumulasjon, da det nettopp er fluktuasjoner i investeringsaktiviteten som er drivkraften bak en vesentlig del av konjunktursvingningene.

1.2. Datatype. Analysens omfang

Datamaterialet i de økonometriske deler av artikkelen består hovedsakelig av upubliserte serier fra det kvartalsvise nasjonalregnskap for årene 1962 - 1970 (gammel standard).¹⁾ Hovedbegrunnelsen for å velge *kvartalsdata* er at korte tidsperioder er noe nær en nødvendighet om vi skal ha håp om å avdekke den dynamiske struktur i investeringsaktiviteten. De private realinvesteringer er blant de makroøkonomiske hovedvariable som fluktuerte sterkest; variasjoner i nettoinvesteringsvolumet på årsbasis på 20-40 prosent er hva en må regne med. Flere av de mest interessante svingninger er 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. Dette gir nok hovedforklaringen på at kvartalsdata i løpet av de senere år er blitt den mest populære datatype i litteraturen om investeringsatferd, men fortsatt gjennomføres atskillige analyser på grunnlag av årsdata.^{2), 3)}

Betydelige deler av investeringene i Norge har en slik karakter at forsøk på å etablere relasjoner med forankring i teori for bedriftsattferd ville ha lite for seg. 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). Disse investeringer vil vi holde utenfor analysen, idet vi regner med at det i modellsammenheng neppe vil være aktuelt å betrakte dem som

- 1) Dessverre lar det seg foreløpig ikke gjøre å føre tallgrunnlaget lengre framover. Byråets arbeid med kvartalsvis nasjonalregnskap ble avbrutt ved utgangen av 1970 og er først nylig tatt opp igjen.
- 2) En sammenlignende oversikt over nyere analyser på feltet er gitt i Jorgenson [40]. Se også Klein [45].
- 3) Vanligvis gir årsdata vesentlig færre observasjonssett enn kvartalsdata. I vårt tilfelle disponerer vi, som nevnt, kvartalsdata for årene 1962 - 1970, dvs. 36 observasjonssett. Hadde vi benyttet årsdata for den samme perioden, ville vi ha disponert bare 9 observasjonssett, og selv om vi hadde strukket estimeringsperioden tilbake til f.eks. 1955, ville ikke antallet ha økt til mer enn 16. Selv om noen av "frihetsgradene" ved bruk av kvartalsdata vil kunne "gå tapt" ved sesongjustering og selv om spesifikasjonen av den dynamiske struktur vanligvis vil beslaglegge flere parametre i en kvartalsmodell enn i en årsmodell (se Klein [44], p. 416), vil tapet av frihetsgrader ved bruk av årsdata kunne være følbart.

annet enn eksogene variable. Det samme gjelder investering i utenriks sjøfart, en av de mest ustabile investeringskomponenter. Hovedsakelig bestemmes den av forhold utenfor den norske økonomi, som vanskelig lar seg beskrive tilfredsstillende ved modellrelasjoner.

Den mest interessante næring fra et analysesynspunkt er uten tvil *industri*, og vi har valgt å konsentrere oppmerksomheten om den. Her er datamaterialet jevnt over basert på primærstatistikk av god kvalitet, og eksisterende atferdsteorier synes å 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 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.

Boliginvesteringen og investeringen i primærnæringene (jordbruk, skogbruk og fiske) har vi valgt å holde utenom analysen. Investering i boligkapital beskrives ikke tilfredsstillende ved bedriftsorienterte investerings teorier alene; husholdningenes atferd som "kjøpere av bolig-tjenester" må også inn i forklarings skjemaet. Det er også tvilsomt om bedriftsatferdsteorier kan gi en brukbar beskrivelse av kapitaldannelsen i primærnæringene i Norge i dag.

Datagrunnlaget beskrives i avsnitt 2. Sesongvariasjoner i de variable behandles spesielt. Avsnitt 3 omhandler akselerasjonsprinsippet. Etter en forholdsvis summarisk gjennomgåelse av teorien presenteres estimeringsresultater for utvalgte sektorer. Avsnitt 4, som utgjør hoveddelen av artikkelen, dreier seg om den neo-klassiske teori for kapitaletterspørsel og det grunnlag den gir for å etablere investeringsrelasjoner. I siste del gjengis resultatene av en forholdsvis omfattende økonometrisk studie av denne teorien med utgangspunkt i aggregerte data for industri. Avsnitt 5 retter oppmerksomheten mot sammenhenger mellom investeringer og kreditt. Et spesielt formål er å poengtere noen fundamentale problemer ved empirisk analyse av disse sammenhengene med det datagrunnlag vi har i dag. Sluttavsnittet, avsnitt 6, peker på utviklingslinjer for økonometrisk investeringsanalyse basert på markedslikevektsteori hvor kapitaletterspørrens og investeringsvareprodusentenes reaksjoner avbalanseres mot hverandre. Det inneholder også noen foreløpige og tentative beregningsresultater.

2. DATAGRUNNLAGET

Nasjonalregnskapsdata for bruttoinvestering, depresiering (kapital-
slit), beholdning av realkapital og bruttoprodukt for årene 1962 - 1970
danner hovedstammen i datagrunnlaget. For bruttoinvestering og brutto-
produkt gir nasjonalregnskapet kvartalsoppgaver direkte; for depresiering
og kapitalbeholdning er det beregnet kvartalstall ut fra de foreliggende
årsdata etter metoden beskrevet i appendiks A.

I analysen vil vi, som nevnt, legge hovedvekten på *industri*, men
vil også gjennomføre noen tentative beregninger for sektorene

Bergverksdrift,

Bygge- og anleggsvirksomhet,

Varehandel,

Landtransport utenom jernbaner m.v.,

Offentlig, privat og personlig tjenesteyting.

Nasjonalregnskapet gir i tillegg til sektorinndelingen en *artsinndeling*
av investeringene og realkapitalen med følgende grupper:

Bygninger og anlegg,

Transportmidler,¹⁾

Maskiner, redskaper, inventar o.l.¹⁾

Denne inndelingen har betydelig analytisk interesse, og vi vil gjøre bruk
av den i en viss utstrekning.

2.1. Definisjoner og registreringsprinsipper

Noen kommentarer til definisjoner og beregningsprinsipper for de
variable er på sin plass.

Bruttoinvestering i faste priser (J)

I tekstavsnittet til en av Statistisk Sentralbyrås nasjonalregn-
skapspublikasjoner gis følgende definisjon:

"En kan oppfatte den samlede bruttoinvestering i foretak (uten
lagerendring) som en sum av bruttoinvesteringen i bedrifter hjemme-
hørende i Norge, hvor bruttoinvesteringen i den enkelte bedrift be-
står 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

1) Om avgrensningen av transportmidler mot maskiner gjelder følgende:
"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." ([65], pp. 30-31).

(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."2)

Investeringsbegrepet er altså forholdsvis vidt og omfatter mer enn det en i dagligtale vanligvis forstår med anskaffelse av produksjonskapital. Spesielt er det verdt å bemerke at reparasjoner og vedlikehold av kapitalutstyret i prinsippet er med i investeringsbegrepet. Året 1961 er basisår for fastprisberegningene, som er basert på markedspriser (kjøperpriser).

Kapitalbeholdning (K) og depresiering (D) i faste priser

Årsdataene for kapital og depresiering (kapitalslit) i nasjonalregnskapet er beregnet på grunnlag av tidsseriene for bruttoinvestering og opplysninger om kapitalbeholdningen på to tidspunkter forholdsvis langt fra hverandre. Først beregnes den samlede depresiering i den mellomliggende periode. Ved å fordele denne på år og videre på kvartaler etter en nærmere angitt metode³⁾ bestemmes dernest tidsutviklingen for kapitalbeholdningen. Begrepsmessig er depresieringen ment å skulle omfatte

"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".4)

Beregningsmetoden tilfredsstillende imidlertid ikke fullt ut denne definisjonen. Av praktiske årsaker blir det ikke tatt hensyn til at variasjoner i kapitalens utnyttelsesgrad kan ha betydning for hvor raskt den slites. Heller ikke tas det hensyn til verdiforringelse som skyldes at kapitalobjekter er blitt umoderne (foreldelse) 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." ([65], p. 32.) Dermed vil depresieringstallene i alminnelighet vise et glattere forløp enn tilfellet ville ha vært om en mer korrekt registreringsmetode hadde vært anvendt. Hvis bruttoinvesteringen er noenlunde riktig registrert, vil denne "målefeilen" slå ut

2) [65], p. 30. Innholdet i investeringsbegrepet ble noe endret ved overgangen til den nye nasjonalregnskapsstandard. Se [66], pp. 9-10.

3) Jfr. Aukrust og Bjerke [6] og appendiks A.

4) [65], p. 31.

i en tilsvarende målefeil med motsatt fortegn i nettoinvesteringstallene.⁵⁾

Tabell 1 gir den relative fordeling av realkapitalen ved utgangen av 1969 etter sektorer. Tabell 2 gir den tilsvarende fordeling for bruttoinvesteringene. Det framgår at de seks sektorer vi har valgt ut, svarer for en forholdsvis liten del av kapitalakkumulasjonen. Størst er andelen for artsgruppen maskiner m.v. De dominerende investeringssektorer totalt sett er Stats- og kommuneforvaltning, Industri, Boliger og Sjøfart. Samlet representerte de ca. 60 prosent av bruttoinvesteringene i 1969.

Bruttoprodukt i faste priser (Q)

Tallene for denne variabel er hentet direkte fra nasjonalregnskapets (upubliserte) kvartalsserier. Verdsettelsen er basert på markedsprisene (kjøperprisene) i året 1961.

Prisindeks for investering (q) og indeks for brukerpris (leiepris) på realkapital (c)

Prisindeksene for investering er beregnet ved å dividere nasjonalregnskapets tall for bruttoinvestering i løpende priser med de tilsvarende fastpristall. Indeksene er kjøperprisindekser og inkluderer dermed investeringsavgift. I tilfellet da tiden oppfattes som kontinuerlig variabel, vil en indeks for brukerprisen (leieprisen) på realkapital (prisen på kapitaltjenester) kunne beregnes etter følgende formel:

$$(2.1) \quad c = q \frac{1-uz}{(1-u)B},$$

hvor

q = investeringsprisen,

u = inntektsskattesatsen (proporsjonal beskatning),

z = neddiskontert verdi av avskrivningene av en krone investert, med kalkulasjonsrentesatsen etter skatt, r, som diskonteringsrente,

b = neddiskontert sum av "overlevelsesandelene" for en vilkårlig kapitaldose, med kalkulasjonsrentesatsen etter skatt, r, som diskonteringsrente.⁶⁾

5) I grunnmaterialet fra nasjonalregnskapet er bygnings- og anleggskapital i bergverksdrift og industri slått sammen. For maskiner er bare summen for bergverksdrift, industri og bygge- og anleggsvirksomhet spesifisert. For å splitte disse tallene gjorde vi bruk av materiale fra blant annet Bedriftstellingene 1963. Framgangsmåten er ikke uten svakheter, og fikseringen av kapitalnivåene kan derfor være blitt feilaktig. Derimot er endringstallene, dvs. nettoinvesteringstallene, trolig lite berørt. Eventuelle feil vil derfor hovedsakelig slå ut i estimeringen av de relasjoner hvor kapitalbeholdningen inngår, og i første rekke berøre konstantleddet. Estimerer for deriverte og elastisiteter influeres neppe vesentlig.

6) Formelt er B definert som $B = \int_0^{\infty} e^{-rs} b(s) ds$, hvor r er kalkulasjonsrenten, idet sammenhengen mellom tidsutviklingen for kapitalbeholdningen og bruttoinvesteringen er forutsatt gitt ved $K(t) = \int_0^{\infty} b(s) J(t-s) ds$.

Tabell 1. Sektorvis fordeling av fast realkapital ved utgangen av 1969. 1961-priser. Prosent

Sektor	I alt	Bygninger og anlegg	Transportmidler	Maskiner m.v.
I alt	100,00	100,00	100,00	100,00
Stats- og kommuneforvaltning ^{a)} .	16.66	22.32 ^{b)}	0.50	2.85
Jordbruk og skogbruk	11.70	14.51 ^{b)}	0.47	7.01
Fiske m.v. og hvalfangst	0.95	0.11	5.85	1.34
Bergverksdrift	0.80	0.45	0.26	2.67
Industri	15.34	8.23	2.28	55.13
Bygge- og anleggsvirksomhet	0.90	-	0.39	5.18
Elektrisitetsforsyning m.v.	7.60	8.80	0.18	7.37
Varehandel	1.84	-	4.19	8.29
Forretningsbygg	4.58	6.33	-	-
Boliger	24.00	33.19	-	-
Sjøfart	8.31	-	74.54	-
Tjenester i tilknytning til sjøfart	0.42	0.43	0.19	0.50
Jernbanedrift	3.29	3.93	3.62	0.28
Drift av sporveier og forstadsbaner	0.41	0.47	0.68	-
Annen landtransport	0.43	-	3.88	-
Lufttransport	0.31	0.03	2.48	0.07
Post, telefon og telegraf	1.53	1.20	0.10	3.98
Offentlig, privat og personlig tjenesteyting	0.93	-	0.39	5.33

a) Offentlig konsumkapital.

b) Inklusive grunnforbedringer i jord- og skogbruk og trekapital i skogen.

Tabell 2. Sektorvis fordeling av bruttoinvesteringer i 1969. 1961-priser. Prosent

Sektor	I alt	Bygninger og anlegg	Transportmidler	Maskiner m.v.
I alt	100.00	100.00	100.00	100.00
Stats- og kommuneforvaltning ^{a)}	16.97	30.11 ^{b)}	1.54	5.31
Jordbruk og skogbruk	6.04	6.90 ^{b)}	1.01	8.83
Fiske m.v. og hvalfangst	2.05	0.03	5.78	2,63
Bergverksdrift	1.03	0.62	0.65	2.13
Industri	15,11	7,62	6,83	36,87
Bygge- og anleggsvirksomhet	3.15	-	0.94	11.16
Elektrisitetsforsyning m.v.	6.07	8.99	0.44	5.42
Varehandel	6.30	-	13.38	12.17
Forretningsbygg	3.49	6.90	-	-
Boliger	16.95	33,52	-	-
Sjøfart	11,37	-	48,99	-
Tjenester i tilknytning til sjøfart	0.27	0.40	0.12	0.17
Jernbanedrift	2,05	2,17	3,67	0,39
Drift av sporveier og forstadsbaner	0.17	0.23	0.26	-
Annen landtransport	1.96	-	8,44	-
Lufttransport	1.50	0.04	6.22	0.12
Post, telefon og telegraf	2.56	2,47	0.28	4.75
Offentlig, privat og personlig tjenesteyting	2.97	-	1.45	10.05

a) Offentlig konsumkapital.

b) Inklusive grunnforbedringer i jord- og skogbruk og økning i trekapital i skogen.

Utleddningen av formelen er vist i appendiks B. De sentrale forutsetninger er (i) at de skattemessige avskrivninger - som tilfellet er i Norge - baseres på kapitalens anskaffelsesverdi, (ii) at den eneste skatt som utlignes på bedriftene, er en proporsjonal inntektsskatt og (iii) at investeringsprisen q , rentesatsen r , skattesatsen u og avskrivningsreglene på hvert tidspunkt forventes å holde seg konstante framover på det nivå de har i øyeblikket.

Beregningen av c er gjennomført med to alternative serier for rentesatsen: (i) effektiv rente for norske statsobligasjoner og (ii) rentesatsen for kortsiktige euro-dollar-innskudd i London. Regulært er det forutsatt at avskrivningene baseres på reglene for ordinær avskrivning, men det er også utført alternative beregninger hvor skattefri fondsavsetning kommer til anvendelse. Nærmere detaljer om beregningene og begrunnelse for de forutsetninger som er valgt, er gitt i appendiks C.

Prisindeks for bruttoproduktet (p)

Den indikator for produktprisindeksen som velges, bør i prinsippet reflektere utviklingen i de priser produsentene mottar for de varer som produseres. Det er derfor 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. Disse oppgaver finnes bare på årsbasis.

Metoden er følgende: La

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

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

U_t = Subsidier i år t .

T_t^I = Indirekte skatter i år t .

Prisindeksen ("markedsprisindeksen") for bruttoproduktet i kvartal (i,t) er altså

$$p_{it}^* = \frac{E_{it}}{Q_{it}}$$

Vi forutsetter at netto indirekte skatter utgjør samme andel av brutto- produktets markedsverdi i alle kvartaler i år t og kan da beregne "produsentprisindeksen" i kvartal (i,t) som

$$(2.2) \quad p_{it} = \frac{E_{it}}{Q_{it}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^4 E_{it} + U_t - T_t^I}{\sum_{i=1}^4 E_{it}}$$

Denne metode er ikke uten svakheter, men formodentlig den beste vi kunne velge med det datamateriale som forelå. En vesentlig begrensning ved formel (2.2) er at den ser bort fra at en del av de indirekte skatter og subsidier i praksis er knyttet til andre variable enn produksjon og vareinnsats.

2.2. Sesongvariasjoner

I analyser basert på kvartalsdata kommer en sjelden utenom fenomenet sesongsvingninger, og våre data danner ikke noe unntak i så måte. Ved å ta regresjonen av hver enkelt variabel med hensyn på tiden og tre binærvariable for kvartal finner vi at det er sesongsvingninger i samtlige kvantumsvariable, i den forstand at regresjonskoeffisienten til minst én av de binærvariable er signifikant forskjellig fra null (ifølge en t -test med 5 prosent nivå). Sesongsvingningene i de prisvariable er derimot mindre markerte og bare delvis signifikante.

Ved modellformulering og estimering på grunnlag av slike data er det neppe tilfredsstillende å neglisjere sesongsvingningene, dvs. "kaste effekten av dem over i restleddet". Vi må finne en måte å representere eller eliminere dem på.

Beregning av glidende (bevegelig) gjennomsnitt brukes ofte til å "glatte ut" sesongsvingninger i tidsserier for økonomiske variable. Denne sesongjusteringsmetode bygger 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 [67], kapittel X.) Bruk av tidsrekker som på forhånd er sesongkorrigert ved glidende gjennomsnitt i en økonomisk analyse, vil imidlertid kunne lede til helt feilaktige konklusjoner om den bakenforliggende dynamiske struktur fordi slike lineæroperasjoner har en tendens til å skape kunstig autokorrelasjon i de variable.⁷⁾

7) Se Sverdrup [67], p. 312.

Dette er et tungtveiende argument mot å bruke data som er sesongjustert på denne måten, i analyser av et essensielt dynamisk fenomen som kapitaltilpasningen. Det er bemerkelsesverdig hvor lite dette problemet har opptatt praktiserende økonomer.⁸⁾

Det foreligger flere andre metoder for behandling av sesongsvingninger i tidsserier. Noen av disse er diskutert i Thomas og Wallis [70]. 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 har noen interessante egenskaper, som vi finner grunn til å minne om.

Anta generelt at en variabel Y forklares ved en annen variabel X ⁹⁾, men sammenhengen "forstyrres" av sesongvariasjoner. Vi innfører derfor fire binærvariable d_1, \dots, d_4 som høyresidevariable i strukturrelasjonen ved siden av X . Idet vi lar t betegne kvartalets nummer, setter vi altså

$$(2.3) \quad Y_t = \beta X_t + \gamma_1 d_{1t} + \gamma_2 d_{2t} + \gamma_3 d_{3t} + \gamma_4 d_{4t} + u_t \quad (t = 1, 2, \dots, T),$$

hvor d_{it} er 1 i i -te kvartal ($i = 1, \dots, 4$) og null ellers.

Etter et velkjent teorem av Frisch og Waugh [27], som senere er generalisert av andre, jfr. Lovell [51], vil anvendelse av minste kvadraters metode på (2.3) gi samme estimat for β som det en får ved først å ta regresjonen av Y m.h.p. d -ene og av 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 [51] behandler dette forholdsvis inngående. Teorem 4.1 (p.1001) i artikkelen gir hovedkonklusjonene av denne analysen.

- 8) Det er et faktum at svært mange empiriske analyser av investeringsatferd bygger på sesongjusterte kvartalsdata, men det hører med til sjeldenhetene at justeringsmetoden er beskrevet. I alminnelighet avfeies problemet med en bemerkning av typen "all data are seasonally adjusted". Ikke sjelden undertrykkes det helt. I Biørn [9], 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 [71].
- 9) Konklusjonene kan enkelt generaliseres til tilfellet med flere X -variable.

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 den vi inkluderer. At vi da får skjevhet i estimatet ved bruk av minste kvadraters metode er velkjent.

2) Hvis X ikke inneholder sesongsvingninger (f.eks. hvis sesongkorrigerer allerede er foretatt), slik at X og d -ene er ortogonale, vil estimatet for β være upåvirket ved innføring av sesongvariable slik som ovenfor. Dette gjelder uansett om Y er sesongbelastet eller ikke.¹⁰⁾

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." ([70], p. 62.)

Det at sesongvariasjoner opptrer reflekterer naturligvis at produksjonskapasiteten 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 observerer - 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 stabil struktursammenheng mellom produktmengden og de tilstedeværende faktormengder. 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.

10) 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 forutsetningen om ukorrelerte restledd, som ligger til grunn for Gauss-Markov's teorem, brytes. Blant annet vil restleddene vise fjerde ordens autokorrelasjon; jfr. Thomas og Wallis [70], avsnitt 6.

Den begrunnelse vi i tilfelle kan 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. Sesongjusterte variable kan tenkes å avspeile de gjennomsnittlige driftsforhold.

3. INVESTERINGSFUNKSJONER BASERT PÅ AKSELERASJONSPRINSIPPET

3.1. Teoretisk bakgrunn

Blant de teorier som søker å forklare investeringsutviklingen ved utviklingen i andre "realøkonomiske" variable, står akselerasjonsprinsippet sentralt. Den enkleste utforming av akselerator-hypotesen går ut på at volumet av nettoinvesteringen i en periode er proporsjonalt med økningen i produksjonsvolumet i samme periode. (Jfr. Clark [14], Knox [47] og Allen [1], kapittel 3.) Denne primitive modellen kan generaliseres ved at også produksjonsøkninger i tidligere perioder bringes inn ("den fleksible akselerator"). Slike investeringsrelasjoner ble kjent gjennom arbeider av Chenery [13] og Koyck [48] i første halvdel av 1950-årene og er senere, med større eller mindre modifikasjoner, benyttet av Eisner [19], [20], [21], [22], Griliches og Wallace [32], Jorgenson og Siebert [42] og en rekke andre.¹⁾

Hypotesen om "den fleksible akselerator" kan begrunnes på flere måter. De begrunnelser som vanligvis gis, er mekanistiske i den forstand at de ikke bygger på eksplisitte antagelser om målrettet atferd fra investors side. Vi vil skissere to enkle modeller som begge gir investeringsrelasjoner av akselerator-typen.

Modell 1

La Q_t betegne produksjonsvolumet i periode t , hvor t betraktes som diskret variabel. Produksjonskapasiteten, Q_t^* , representerer den mengde produsentene mener det er optimalt å produsere i periode t i lys av den tidligere markedsutvikling og eventuelt fremtidige markedsutsikter. Generelt vil den avvike fra faktisk produksjon; vi forutsetter at den bestemmes ved tidsutviklingen av produksjonen på følgende måte:

1) Robert Eisner må kanskje regnes som den fremste eksponent for akselerasjonsprinsippet i empirisk litteratur fra de siste 15-20 år. Han er også en av de forholdsvis få som har benyttet mikrodata på foretaksnivå i empirisk analyse av investeringsatferd. En omfattende undersøkelse basert på en rekke varianter av akselerasjonsprinsippet er dokumentert i Eisner [23].

$$(3.1) \quad Q_t^* = \lambda_0 Q_t + \lambda_1 Q_{t-1} + \lambda_2 Q_{t-2} + \dots = \lambda(L) Q_t,$$

hvor $\lambda(L) = \lambda_0 + \lambda_1 L + \lambda_2 L^2 + \dots$ er et polynom i lag-operatoren L .²⁾

For å holde en produksjonskapasitet lik Q_t^* trengs en kapitalbeholdning av størrelse

$$(3.2) \quad K_t^* = k Q_t^*,$$

som vi omtaler som "ønsket kapital" ved utgangen av periode t .

Endringen i ønsket kapital fra periode $t-1$ til periode t , altså $\Delta K_t^* = K_t^* - K_{t-1}^*$, settes i gang som investeringsarbeider - dvs. nettoinvestering - i periode t . Av disse nystartede prosjekter forutsettes en viss andel å fullføres (realiseres som faktiske investeringer i markedet) i periode t , en viss del i periode $t+1$ osv.³⁾ La μ_0 være andelen som fullføres i inneværende periode, μ_1 andelen som fullføres i neste periode, μ_2 andelen som fullføres om to perioder etc. Vi antar at μ -sekvensen er stasjonær, dvs. uavhengig av igangsettelsestidspunktet. Forutsetningen om at alle investeringsprosjekter realiseres før eller senere innebærer

$$\sum_{s=0}^{\infty} \mu_s = 1 \quad (\mu_s \geq 0 \text{ for } s=0,1,2,\dots).$$

Nettoinvesteringen i periode t kan dermed skrives som

$$I_t = K_t - K_{t-1} = \mu_0 (K_t^* - K_{t-1}^*) + \mu_1 (K_{t-1}^* - K_{t-2}^*) + \mu_2 (K_{t-2}^* - K_{t-3}^*) + \dots$$

eller, kompakt formulert,

$$(3.3) \quad I_t = \mu(L) (K_t^* - K_{t-1}^*),$$

hvor $\mu(L) = \mu_0 + \mu_1 L + \mu_2 L^2 + \dots$. Ved å sette (3.1) og (3.2) inn i

(3.3) får vi

$$(3.4) \quad I_t = k \lambda(L) \mu(L) (Q_t - Q_{t-1}),$$

altså en investeringsfunksjon av akseleratorotypen. Koeffisientene i funksjonen avhenger av kapitalkoeffisienten k , fullføringsandelene μ_s og koeffisientene λ_s i ligningen som bestemmer produksjonskapasiteten.

2) L er den operator som anvendt på en tidsserie forskyver hvert element i serien én periode bakover. L^n markerer en forskyvning n perioder bakover. En redegjørelse for algebraen ved bruk av lag-operatoren finnes i Dhrymes [18], kapittel 2.

3) Jfr. de Leeuw [49], avsnitt 1.

Modell 2

Den andre modellen tar utgangspunkt i kapitalens alderssammensetning og en antagelse om at det til hver "kapitalårgang" svarer en bestemt produksjonsteknisk struktur.

La J_t være volumet av den kapital som investeres - bruttoinvesteringen - i periode t . Etter som tiden går, tas denne beholdningen gradvis ut av produksjonsprosessen som følge av fysisk slitasje, ødeleggelse etc. Vi betegner den andel av en kapitaldose som etter s år fortsatt er i produktiv bruk, med b_s ($s=0,1,2,\dots$). Den kapitalmengde som ble installert i periode $t-s$ og som fortsatt er i bruk ved utgangen av periode t , er altså lik

$$(3.5) \quad K_{t,t-s} = b_s J_{t-s} \quad (t=1,2,\dots; s=0,1,2,\dots).$$

Ved å summere over "kapitalårganger", dvs. summere over s , finner vi følgende uttrykk for total kapitalmengde ved utgangen av periode t :

$$(3.6) \quad K_t = \sum_{s=0}^{\infty} K_{t,t-s} = \sum_{s=0}^{\infty} b_s J_{t-s} = b(L) J_t,$$

hvor $b(L) = b_0 + b_1 L + b_2 L^2 + \dots$.

Kapitaldosen $K_{t,t-s}$ og den tilhørende innsats av andre produksjonsfaktorer forutsettes å skape et produkt lik

$$(3.7) \quad Q_{t,t-s} = a_{t-s} K_{t,t-s} \quad (t=1,2,\dots; s=0,1,2,\dots).$$

Kapital installert i periode $t-s$ har altså samme gjennomsnittsproduktivitet, a_{t-s} , i alle perioder hvor denne kapitalen er i bruk. Ved å kombinere (3.5) og (3.7) og summere over kapitalårganger finner vi at totalt produksjonsvolum i periode t kan skrives som

$$(3.8) \quad Q_t = \sum_{s=0}^{\infty} Q_{t,t-s} = \sum_{s=0}^{\infty} a_{t-s} b_s J_{t-s}.$$

Ligningene (3.6) og (3.8) bestemmer implisitt en sammenheng mellom tidsutviklingen for kapitalbeholdningen, K_t , og tidsutviklingen for produksjonen, Q_t .

Vi kan finne et eksplisitt uttrykk for denne sammenhengen i det spesialtilfelle da kapitalens gjennomsnittsproduktivitet øker med faktoren m pr. periode, dvs. $a_t = a_0 m^t$. Da kan (3.8) skrives på formen

$$(3.9) \quad Q_t = a_t \sum_{s=0}^{\infty} b_s^* J_{t-s} = a_t b^*(L) J_t,$$

hvor $b_s^* = b_s / m^s$ og $b^*(L) = b_0^* + b_1^* L + b_2^* L^2 + \dots$.

Ved å eliminere J_t fra (3.6) og (3.9) finner vi

$$K_t = \frac{1}{a_t} \frac{b(L)}{b^*(L)} Q_t$$

eller, på tilvekstform,

$$(3.10) \quad I_t = K_t - K_{t-1} = \frac{1}{a_t} \frac{b(L)}{b^*(L)} (Q_t - mQ_{t-1}).$$

Dette er en modifisert utgave av akseleratorhypotesen. Koeffisientstrukturen bestemmes her ved tidsformen på kapitalens tekniske depresiering og ved nivået av og tidsutviklingen for kapitalens gjennomsnittsproduktivitet. Koeffisientene er tidsavhengige; samtlige inneholder faktoren $1/a_t$. Hvis kapitalens gjennomsnittsproduktivitet er konstant, dvs. $m=1$ og $a_t=a$ for alle t , reduserer (3.10) seg til den enkle akseleratorligning

$$I_t = \frac{1}{a}(Q_t - Q_{t-1}).$$

3.2. Noen estimeringsresultater

Kan en så primitiv hypotese som akselerasjonsprinsippet oppfange svingningene i investeringene i Norge? Vi velger en spesifikasjon med en tidsforskyvning mellom investeringen og produksjonstilveksten på maksimalt 7 kvartaler, dvs.

$$(3.11) \quad I_t = \sum_{i=0}^7 \beta_i (Q_{t-1} - Q_{t-i-1}) + u_t,$$

hvor β -ene er konstanter og u_t et stokastisk restledd. Dessuten forutsetter vi at β -ene genereres ved annengradspolynomer, dvs.

$$\beta_i = e_0 + e_1 i + e_2 i^2 \quad (i=0,1,\dots,7),$$

slik at koeffisientstrukturen beskrives ved tre parametre, e_0 , e_1 og e_2 .⁴⁾ Produksjonsvolumet representeres ved bruttoproduktet i faste priser.

Minste kvadraters estimater for sektorene

Bergverksdrift,

Industri,

Bygge- og anleggsvirksomhet,

Varehandel,

Landtransport utenom jernbaner m.v.,

Offentlig, privat og personlig tjenesteyting

er gitt i tabell 3. For å kompensere at dataene ikke er sesongjustert har

4) Denne metoden, som er en velkjent metode for å "spare" estimeringsmessige frihetsgrader, er behandlet nærmere i avsnitt 4.4.2. nedenfor.

Tabell 3. Investeringsrelasjoner basert på akselerasjonsprinsippet. Utvalgte næringer. a)

$$I_t = \sum_{i=0}^7 \beta_i (Q_{t-i} - Q_{t-i-1}) + \text{Sesongledd} + u_t$$

Estimeringsperiode: 1962.1 - 1970.4.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2. gradspolynom)

	Bergverks- drift B+T+M	Industri B	Industri T	Industri M	Bygge- og anleggs- virksom- het T+M	Vare- handel T	Vare- handel M	Land- transport T	Off., priv., pers. tjeneste- yting T+M	Forr.- bygg
$\hat{\beta}_0$	0.0919 (0.1955)	0.0290 (0.0654)	0.0225 (0.0117)	0.0544 (0.1323)	0.0675 (0.1343)	0.0395 (0.0295)	0.1264 (0.0403)	-0.0107 (0.1329)	-0.2092 (0.1407)	0.0158 (0.0370)
$\hat{\beta}_1$	0.3209 (0.1858)	0.0644 (0.0798)	0.0226 (0.0143)	0.0146 (0.1615)	0.1106 (0.0946)	0.0025 (0.0293)	0.1350 (0.0399)	-0.0201 (0.1115)	-0.1444 (0.1253)	0.0529 (0.0317)
$\hat{\beta}_2$	0.4864 (0.2119)	0.0895 (0.1012)	0.0224 (0.0181)	-0.0135 (0.2047)	0.1330 (0.0891)	-0.0290 (0.0337)	0.1324 (0.0459)	-0.0267 (0.1169)	-0.1003 (0.1458)	0.0772 (0.0355)
$\hat{\beta}_3$	0.5884 (0.2317)	0.1043 (0.1135)	0.0216 (0.0203)	-0.0299 (0.2298)	0.1347 (0.0950)	-0.0550 (0.0364)	0.1183 (0.0497)	-0.0305 (0.1253)	-0.0771 (0.1637)	0.0887 (0.0391)
$\hat{\beta}_4$	0.6268 (0.2304)	0.1089 (0.1135)	0.0205 (0.0203)	-0.0345 (0.2298)	0.1155 (0.0960)	-0.0755 (0.0360)	0.0930 (0.0491)	-0.0316 (0.1242)	-0.0746 (0.1666)	0.0874 (0.0394)
$\hat{\beta}_5$	0.6018 (0.2081)	0.1031 (0.1015)	0.0189 (0.0182)	-0.0274 (0.2055)	0.0755 (0.0917)	-0.0904 (0.0337)	0.0562 (0.0459)	-0.0298 (0.1108)	-0.0928 (0.1561)	0.0732 (0.0373)
$\hat{\beta}_6$	0.5132 (0.1802)	0.0870 (0.0821)	0.0168 (0.0147)	-0.0085 (0.1662)	0.0147 (0.0973)	-0.0998 (0.0342)	0.0081 (0.0466)	-0.0253 (0.0909)	-0.1318 (0.1482)	0.0463 (0.0382)
$\hat{\beta}_7$	0.3611 (0.1913)	0.0607 (0.0730)	0.0143 (0.0131)	0.0221 (0.1478)	-0.0669 (0.1346)	-0.1037 (0.0442)	-0.0514 (0.0603)	-0.0181 (0.0889)	-0.1916 (0.1755)	0.0066 (0.0501)
R^2	0.3352	0.2279	0.5614	0.3414	0.4046	0.6247	0.5389	0.2078	0.3173	0.2903
D.W.	1.1339	0.8372	1.6129	0.5538	1.1237	1.3441	0.9281	1.3201	1.1699	0.4890
$\hat{\sigma}_u$	7.0074	31.1306	5.5784	63.0047	15.7150	9.2172	12.5704	8.2564	13.1332	16.1405
$\Sigma_i \hat{\beta}_i / \Sigma_i \hat{\beta}_i$	3.9498 (1.2576)	3.7937 (2.1458)	3.1935 (2.0516)	12.05 (2.668.34)	2.1217 (2.4841)	5.5876 (3.0385)	1.7745 (1.2195)	3.7278 (31.9700)	3.3970 (4.4503)	3.3762 (1.1784)
$\Sigma_i \hat{\beta}_i \Delta_i$	3.5904 (1.3283)	0.6470 (0.6282)	0.1596 (0.1126)	-0.0227 (1.2713)	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) B = Bygninger og anlegg. T = Transportmidler. M = Maskiner m.v.

b) Q representerer her summen av bruttoproduktet i bygge- og anleggsvirksomhet, varehandel, landtransport utenom jernbaner m.v. samt offentlig, privat og personlig tjenesteyting.

vi ved estimeringen forsynt (3.11) med binærvariable som oppfanger nivåforskjeller i investeringsvolumet mellom årets fire kvartaler. (Jfr. avsnitt 2.2.) For industri og varehandel er artsgruppene bygninger og anlegg (B), transportmidler (T) og maskiner m.v. (M) behandlet separat. For de øvrige sektorer ville en artsinndeling ha liten hensikt fordi en del av investeringskomponentene da ville bli svært små og avrundingsfeil og andre målefeil ville kunne slå sterkt ut.⁵⁾

Mange av koeffisientestimatene er ikke signifikant forskjellig fra null, ifølge en t-test med 5 prosent nivå. Dette gjelder både koeffisientene enkeltvis og summen av dem ($\sum_i \beta_i$), som kan tolkes som den langsiktige kapitalkoeffisient. I noen tilfelle er denne koeffisientsummen endog negativ.

Disse resultater er åpenbart lite flatterende for akselerator-teorien, men før vi forkaster den definitivt, bør vi undersøke om konklusjonene sterkt påvirkes av at vi har forsynt (3.11) med binærvariable og dermed latt den få et sesongmessig skiftende konstantledd. I sin teoretiske utforming opptrer akseleratorrelasjonen uten konstantledd (jfr.(3.4) og (3.10)).

Resultatene i tabell 4 kaster i noen grad lys over dette. Av plasshensyn nøyer vi oss med å referere resultatet for industri, som vel er den næring hvor ideen bak akselerasjonsprinsippet virker mest plausibel. I alternativ a tvinger vi akseleratorrelasjonen til å "gå gjennom origo" i alle kvartaler, alternativ b gir tilsvarende estimater når ligningen estimeres "på nivåform", dvs. når (3.11) erstattes med

$$(3.12) \quad K_t = \alpha + \sum_{i=0}^7 \beta_i Q_{t-i} + v_t,$$

hvor α er en konstant og v_t et stokastisk restledd.

Både for bygninger og anlegg og spesielt for maskiner blir konklusjonene vesentlig modifisert. Punkttestimatene for β -koeffisientene for disse artsgruppene er betydelig høyere enn i tabell 3, og samtlige er signifikant positive. Gjennomsnittlig tidsforskyvning mellom investeringer og produksjonsendring ($\sum_i i \beta_i / \sum_i \beta_i$) estimeres, med brukbar presisjonsgrad, til mellom 3 og 4 kvartaler. For transportmidler derimot endres ikke bildet vesentlig. Dette gjelder både når relasjonen estimeres på endringsform og på nivåform. Men føyningspresisjonen er merkbart dårligere. I alternativ a er estimatene for restleddsstandardavvikene 46 mill. kroner for bygninger og anlegg, 6 mill. kroner for transportmidler og 103 mill. kroner

5) Dessuten har vi måttet ta hensyn til at investeringer i bygnings- og anleggskapital i sektorene Bygge- og anleggsvirksomhet, Varehandel, Landtransport utenom jernbaner m.v., Offentlig, privat og personlig tjenesteyting og noen få andre sektorer i nasjonalregnskapet føres samlet under hjelpesektoren "Forretningsbygg". Dette er grunnen til at bygnings- og anleggsvesteringer i disse fire sektorene er behandlet under ett (siste kolonne i tabell 3).

for maskiner. De tilsvarende gjennomsnittsverdier for nettoinvesteringen er til sammenligning henholdsvis 102 mill. kroner, 5 mill. kroner og 219 mill. kroner. En stor andel av investeringsvariasjonene er altså "uforklart". Investeringsrelasjoner basert på den fleksible akselerator i rendyrket form vil derfor neppe være tilfredsstillende i prognoseøyemed.

Tabell 4. Investeringsrelasjoner basert på akselerasjonsprinsippet. Industri.
Estimeringsperiode: 1962.1 - 1970.4.
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2. gradspolynom).

$$a. I_t = \sum_{i=0}^7 \beta_i (Q_{t-i} - Q_{t-i-1}) + u_t \quad (\text{endringsform})$$

$$b. K_t = \alpha + \sum_{i=0}^7 \beta_i Q_{t-i} + v_t \quad (\text{nivåform})$$

	Bygninger og anlegg		Transportmidler		Maskiner m.v.	
	a	b	a	b	a	b
$\hat{\alpha}$	2926.52 (179.26)	..	157.918 (17.913)	..	-1857.36 (511.54)
$\hat{\beta}_0$	0.2236 (0.0423)	0.2906 (0.1057)	0.0272 (0.0056)	0.0197 (0.0106)	0.5539 (0.0952)	0.8468 (0.3017)
$\hat{\beta}_1$	0.2732 (0.0287)	0.3107 (0.0429)	0.0210 (0.0038)	0.0151 (0.0043)	0.6212 (0.0645)	0.7897 (0.1225)
$\hat{\beta}_2$	0.3078 (0.0341)	0.3283 (0.0502)	0.0161 (0.0045)	0.0119 (0.0050)	0.6634 (0.0768)	0.7475 (0.1431)
$\hat{\beta}_3$	0.3273 (0.0402)	0.3434 (0.0692)	0.0127 (0.0053)	0.0100 (0.0069)	0.6806 (0.0904)	0.7203 (0.1974)
$\hat{\beta}_4$	0.3318 (0.0399)	0.3560 (0.0675)	0.0105 (0.0053)	0.0095 (0.0067)	0.6727 (0.0897)	0.7081 (0.1926)
$\hat{\beta}_5$	0.3212 (0.0337)	0.3661 (0.0452)	0.0097 (0.0045)	0.0104 (0.0045)	0.6398 (0.0758)	0.7108 (0.1291)
$\hat{\beta}_6$	0.2956 (0.0301)	0.3736 (0.0424)	0.0104 (0.0040)	0.0126 (0.0042)	0.5819 (0.0677)	0.7285 (0.1210)
$\hat{\beta}_7$	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
$\Sigma_i i \hat{\beta}_i / \Sigma_i \hat{\beta}_i$..	3.5807 (0.2959)	3.6922 (0.2397)	2.7572 (1.1256)	3.2942 (0.7659)	3.4328 (0.3363)	3.4145 (0.3128)
$\Sigma_i \hat{\beta}_i$	2.3355 (0.2067)	2.7475 (0.0544)	0.1200 (0.0273)	0.1054 (0.0054)	4.9123 (0.4649)	6.0127 (0.1551)

4. KAPITALTILPASNINGSFUNKSJONER BASERT PÅ NEO-KLASSISK TEORI FOR KAPITALETTERS PØRSEL

Neo-klassisk teori for produsentatferd forklarer kapitaletter-spørsele som ett av flere ledd i en målrettet tilpasning. Til forskjell fra akselerasjonsprinsippet ser denne teorien tilpasningen av real-kapital i sammenheng med tilpasningen av andre produksjonsfaktorer, spesielt arbeidskraft, og er derfor mer interessant som utgangspunkt for økonometrisk analyse av investeringsatferd. Vi vil starte med å gi en kort oversikt over en grunnvariant av den neo-klassiske modell (avsnitt 4.1) og dernest se spesielt på hva den sier om investeringstilpasningen (avsnitt 4.2). En tillempling av modellen diskuteres så (avsnitt 4.3), og til slutt følger en del empiriske resultater (avsnitt 4.4).

4.1. Neo-klassisk flerperiode-modell for produsenttilpasning

Betrakt en produksjonsbedrift med en neo-klassisk produktfunksjon av formen

$$(4.1) \quad Q_t = F(L_t, K_t),$$

hvor Q_t er produksjonsvolumet (bruttoproductet i faste priser), L_t arbeidsinnsatsen og K_t innsatsen av realkapital i periode t . Tjenestestrømmen fra realkapitalen i en periode forutsettes å være proporsjonal med kapitalbeholdningen ved periodens utgang, og måleenhetene er valgt slik at proporsjonalitetsfaktoren er lik 1, dvs. K_t representerer også kapitalbeholdningen ved utgangen av periode t . La videre J_t betegne volumet av bruttoinvesteringen i periode t , p_t produktprisen mottatt av bedriften, w_t lønns-satsen og q_t investeringsprisen betalt av bedriften.

Anta at bedriften befinner seg ved begynnelsen av periode 1. Den tar prisene som utenfra gitt og har som formål å maksimere den neddiskon-terte verdi av differensen mellom de totale inn- og utbetalinger over en planleggingsperiode som strekker seg over all fremtid. Bedriften når dette målet ved å fastsette tidsfunksjonene Q_t , L_t , K_t , J_t . Nettoverdien av inn- og utbetalinger i periode t , bedriftens "cash-flow", er gitt ved

$$(4.2) \quad R_t = p_t Q_t - w_t L_t - q_t J_t,$$

idet vi for enkelhets skyld ser bort fra skatter.¹⁾ For å forenkle

1) Tilfellet med skatter og skattemessige avskrivninger er behandlet i bl.a. Jorgensen et al. [33], [43]. Se også Biørn [10]. Den økonometriske del av analysen, avsnitt 4.4, bygger på en modellvariant hvor inntekts-skatt og skattemessige avskrivninger er innarbeidet. Depresierings-strukturen er også behandlet noe annerledes.

fremstillingen forutsetter vi også at replaseringsinvesteringen - dvs. den investering som trengs for å erstatte depresiering = regnet i volum, i hver periode utgjør en konstant andel, δ , av kapitalvolumet ved periodens begynnelse. Dette innebærer

$$(4.3) \quad J_t = K_t - (1-\delta)K_{t-1}.$$

Den neddiskonterte verdi av nettoinnbetalingsstrømmen er lik

$$(4.4) \quad W = \sum_{t=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^t R_t,$$

hvor r er kalkulasjonsrentesatsen, som vi for enkelhets skyld betrakter som konstant. Ved å sette (4.2) inn i (4.4) og gjøre bruk av (4.1) og (4.3) får vi

$$(4.5) \quad W = \sum_{t=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^t \{p_t F(L_t, K_t) - w_t L_t - q_t (K_t - (1-\delta)K_{t-1})\}.$$

Førsteordensbetingelsene for maksimering av W ,

$$\frac{\partial W}{\partial L_t} = \frac{\partial W}{\partial K_t} = 0 \quad (t=1, 2, \dots),$$

kan, etter noe regning, omformes til

$$(4.6) \quad \frac{\partial F(L_t, K_t)}{\partial L_t} = \frac{w_t}{p_t},$$

$$(4.7) \quad \frac{\partial F(L_t, K_t)}{\partial K_t} = \frac{c_t}{p_t} \quad (t=1, 2, \dots),$$

hvor

$$(4.8) \quad c_t = q_t - \frac{q_{t+1}(1-\delta)}{1+r}.$$

Uttrykket for c_t gitt ved (4.8) har en enkel intuitiv tolkning: Det representerer verdien av én kapitalenhet i periode t minus verdien av den samme kapitalenheten i periode $t+1$ neddiskontert til periode t (divisjon med $1+r$) når vi tar hensyn til at en andel δ i mellomtiden vil være bortfalt som følge av slitasje, ødeleggelse etc. (multiplikasjon med $1-\delta$)².

Følgelig gir c_t uttrykk for hva det "reelt sett" koster bedriften å bruke kapitalen i periode t , den har karakter av en implisitt *brukerpris* (leiepris) for realkapital - eller en pris på kapitaltjenester. Tilpasningsbetingelsene (4.6) - (4.7) gir dermed følgende handlingsregel for bedriften: Velg i hver periode en slik størrelse på faktorinnsatsene at arbeidsinnsatsens grenseproduktivitet er lik forholdet mellom lønnsatsen og

2) Det kan vises at vi ville få samme formel for c_t selv om vi lot rentesatsen variere fra periode til periode.

produktprisen og kapitalinnsatsens grenseproduktivitet er lik forholdet mellom den implisitte brukerprisen på kapital og produktprisen. Denne handlingsregelen innebærer at bedriften får løst sitt maksimeringsproblem ved i hver periode utelukkende å ta hensyn til prissituasjonen i øyeblikket (representert ved de løpende verdier av p , w , q og r og av forventningsverdien for q én periode fremover). Spesielt gjelder dette for den inneværende periode, periode nr. 1, som bedriften skal treffe beslutninger for.

Forklaringen på at vi får en slik "nær-synt" handlingsregel er at bedriften forutsettes fritt å kunne variere kapitalbeholdningen ved å kjøpe investeringsvarer eller selge kapital til den løpende markedspris q i det omfang den måtte ønske. Det eksisterer ingen restriksjoner (tekniske, institusjonelle eller markedsmessige) på bruttoinvesteringen - investeringsaktiviteten er *reversibel*. Arrow uttrykker dette forholdet - som er fundamentalt for forståelsen av denne modellen - på følgende måte:

" the decision as to the stock of capital to be held at any instant of time is myopic, being independent of future developments in technology, demand or anything else; forecasts for only the most immediate future are needed and then only as to capital goods prices. The argument for this rule is simple; when investment is reversible, then the firm can buy a unit of capital goods, use it and derive its marginal product for an arbitrarily short time span, and then sell the undepreciated portion, possibly at a different price"³⁾.

Hvis vi setter $g_t = (q_{t+1} - q_t)/q_t$ og tilnærmer $(1 - \delta)/(1 + r)$ med $1 - \delta - r$, kan uttrykket for c_t tilnærmet skrives på den mer velkjente formen

$$c_t = q_t (r + \delta - g_t).$$

Hadde vi tatt hensyn til skatte- og avskrivningsregler, ville det komme inn en multiplikativ korreksjonsfaktor i uttrykket på høyre side av likhetstegnet⁴⁾.

4.2. Hva sier den neo-klassiske modell om investeringene?

Modellen (4.1), (4.6) og (4.7) beskriver hvordan produksjon og etterspørsel etter arbeidskraft og kapital i en vilkårlig periode t bestemmes simultant ved produktprisen, lønnsatsen og den implisitte kapitalbrukerprisen. Hva sier den dermed om investeringsutviklingen?

Etterspørselsfunksjonen for realkapital(tjenester) har formen

$$(4.9) \quad K_t = G(c_t, w_t, p_t)$$

3) Arrow [5], p. 3.

4) Se f.eks. Biørn [10], formel (14).

og angir hvor meget kapital bedriften vil sitte med til ethvert prissett (c_t, w_t, p_t) . Funksjonen er homogen av grad null i prisene. Hvis produktfunksjonen F er konkav og vi gjør den rimelige antagelse at arbeidskraft og kapital er teknisk komplementære faktorer, vil fortegnene til de deriverte av G være gitt ved: $G_c < 0$, $G_w < 0$, $G_p > 0$.

Ved å kombinere (4.9) og (4.3) får vi tilnærmet følgende uttrykk for bruttoinvesteringen:

$$(4.10) \quad J_t = G_c \Delta c_t + G_w \Delta w_t + G_p \Delta p_t + \delta K_{t-1},$$

hvor $\Delta c_t = c_t - c_{t-1}$ etc.

Bedriftenes "investeringssetterspørsmål" bestemmes altså dels ved produktfunksjonens form (via G), dels ved størrelsen av produkt- og faktorprisene i foregående periode (via G_c , G_w , G_p og K_{t-1}) og dels ved endringene i disse prisene.⁵⁾

Lar vi E_c , E_w og E_p betegne de tre (partielle) elastisiteter av kapitaletterterspørselsfunksjonen, kan ligning (4.10) skrives på relativ form som

$$(4.11) \quad \frac{J_t}{K_{t-1}} = E_c \frac{\Delta c_t}{c_{t-1}} + E_w \frac{\Delta w_t}{w_{t-1}} + E_p \frac{\Delta p_t}{p_{t-1}} + \delta.$$

Hvis alle priser endres med samme rate, dvs. $\Delta c_t/c_{t-1} = \Delta w_t/w_{t-1} = \Delta p_t/p_{t-1}$, vil kapitalbeholdningen være uendret, fordi etterspørselsfunksjonen G er homogen av grad null og dermed $E_c + E_w + E_p = 0$. Da er $J_t = \delta K_{t-1}$, dvs. all investering er replaseringsinvestering. Spesielt gjelder dette hvis alle priser er konstante.⁶⁾ Dette er en viktig konsekvens av modellens forutsetninger.

En annen - og vel så betydningsfull - implikasjon er følgende: Vi tenker oss at periodelengden gjøres vilkårlig liten; la oss for enkelhets skyld sette den til ett døgn. Anta at prisene hadde vært konstante over lengre tid, men at det så skjedde endringer i én eller flere av de faktorene som bestemmer c_t , slik at den gikk ned med f.eks. 10 prosent "over natten". Hvis teorien bak (4.11) var korrekt, burde det da i løpet av

- 5) I lys av (4.8) betyr dette at annenordenstilveksten i investeringsprisen q vil ha betydning for investeringsbeslutningene og at ikke bare rentenivået, men også tilveksten i renten spiller inn. Ved dette skiller den neo-klassiske investeringsteori seg markert fra den keynesianske, hvor investeringen på kort sikt betraktes som en funksjon bare av rentenivået.
- 6) Vi minner her om at vi har forutsatt konstant teknikk, dvs. ingen endring i produktfunksjonen F over tiden. Åpner vi muligheten for teknisk fremgang, vil nettoinvesteringen, ΔK , kunne bli positiv selv om prisene beveger seg proporsjonalt.

ett døgn skje en nettoinvestering lik $-0.1 \times E_c$ av den opprinnelige kapitalbeholdning. Hvis E_c er lik -4 - noe som ikke er urimelig, jfr. eksemplet nedenfor - skulle vi altså vente en nettoinvestering på 40 prosent av kapitalbeholdningen i løpet av ett døgn!⁷⁾

La oss, som en illustrasjon, betrakte tilfellet da produktfunksjonen (4.1) har Cobb-Douglas form, dvs.

$$Q_t = aL_t^\alpha K_t^\beta,$$

hvor a , α og β er positive konstanter og hvor $\alpha + \beta < 1$. Da ville elastisitetene i (4.11) være konstante og lik henholdsvis

$$E_c = - \frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta},$$

$$E_w = - \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta},$$

$$E_p = \frac{1}{1-\alpha-\beta}.$$

Setter vi, som et ikke urealistisk talleksempel, arbeidskraftens og kapitalens grenseelastisiteter lik henholdsvis 0.6 og 0.3, dvs. $\alpha=0.6$, $\beta=0.3$, får vi altså⁸⁾

$$E_c = - 4,$$

$$E_w = - 6,$$

$$E_p = + 10.$$

Hvis forutsetningene i den neo-klassiske kapitaletterspørselsteori gav en korrekt beskrivelse av mekanismen bak investeringsutviklingen, skulle vi altså vente store fluktuasjoner i investeringsvolumet over tiden. Det ville ikke være oppsiktsvekkende om investeringene i et år utgjorde pluss/minus 20-50 prosent av kapitalbeholdningen ved årets begynnelse. For å sette denne konklusjonen i perspektiv kan vi nevne at verdien av den faste realkapital i private og offentlige foretak i Norge ved utgangen av 1969 er beregnet til ca. 180 milliarder 1961-kroner ifølge nasjonalregnskapet

7) Lar vi periodelengden gå mot null, dvs. at vi regner med kontinuerlig tid, og lar en eller flere av prisene endres diskontinuerlig, vil investeringen på endringstidspunktet gå mot pluss eller minus uendelig.

8) Det er verdt å bemerke at størrelsesordenen av disse anslag ikke er betinget av de forutsetninger om faktorsubstituerbarhet som Cobb-Douglas-funksjonen innebærer (substitusjonselastisitet lik 1). Med en skalaelastisitet på 0,9 ville prisvridninger gi betydelige kvantumsutslag selv om substitusjonselastisiteten var mindre enn 1.

(gammel standard). Samme år var den totale nettoinvestering i private og offentlige foretak 6.3 milliarder kroner, eller bare ca. 3.5 prosent av kapitalbeholdningen.

På denne bakgrunn synes det a priori å være vesentlige betenkeligheter ved å satse på den neo-klassiske teori for kapitaletterspørsel, slik den kommer til uttrykk i (4.11), som eneste element til å forklare investeringsutviklingen i en makro-økonomisk prognosemodell. Erfaring viser at investeringsvolumet ikke på langt nær fluktuerer så sterkt som denne relasjon betraktet isolert tilsier - selv om den er blant de makroøkonomiske variable som svinger sterkest over tiden. Hvis vi forsøkte å konfrontere (4.11) med empiriske data, ville det være små sjanser for å oppnå et brukbart resultat. Frank Brechling har gjort forsøk på dette med utgangspunkt i kvartalsdata for industri i USA og kommer, karakteristisk nok, til følgende negative konklusjon: "Consequently, it must be concluded that the neo-classical factor demand theory cannot be regarded as a satisfactory explanation of the actual behaviour of capital and employment levels", men sier videre: "Although the present conclusions are somewhat pessimistic, it is not advocated that the entire neo-classical approach necessarily be abandoned. Indeed the neo-classical factor demand theory may well play an important role in a more general theory which incorporates explicitly the supply conditions in both the labour and the capital goods markets. In view of the present state of our knowledge, however, considerable caution should be exercised in using the neo-classical factor demand theory as a basis for the formulation of monetary and fiscal policy". (Brechling [11], pp. 34-35.)

Det melder seg derfor med tyngde følgende spørsmål: Hvis vi ikke skal forkaste den neo-klassiske teori for kapitaletterspørsel som grunnlag for empirisk investeringsanalyse, hvordan skal vi modifisere denne teorien? Hva er det som båndlegger investeringene så de fluktuerer langt mindre enn denne teorien skulle tilsi, og hvordan kan vi formalisere denne "båndleggingen" analytisk? Dette vil være et gjennomgangstema i det følgende.

4.3. Kapitaltilpasningen i en neo-klassisk modell med reaksjonsforsinkelser

Vi spesifiserer produktfunksjonen (4.1) som en CES-funksjon,⁹⁾

$$(4.12) \quad Q_t = (aL_t^{-\rho} + bK_t^{-\rho})^{-\frac{\varepsilon}{\rho}},$$

hvor $\varepsilon > 0$, $\rho > -1$, $a > 0$, $b > 0$. Funksjonen er altså homogen av grad ε . Maksimeringsbetingelsene (4.6) - (4.7) antar da formen

$$(4.13) \quad \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} = a\varepsilon L_t^{-(\rho+1)} Q_t^{1+\frac{\rho}{\varepsilon}} = \frac{w_t}{p_t},$$

9) CES er en forkortelse for Constant Elasticity of Substitution. Navnet skyldes at funksjonen innebærer en konstant substitusjonselastisitet mellom produksjonsfaktorene.

$$(4.14) \quad \frac{\partial Q_t}{\partial K_t} = b \varepsilon K_t^{-(\rho+1)} Q_t^{1+\frac{\rho}{\varepsilon}} = \frac{c_t}{p_t}.$$

Ligning (4.14) gir følgende ligning mellom kapitalbeholdningen, produksjonsvolumet og forholdet mellom produktprisen og den implisitte kapitalbrugerprisen:

$$K_t = (b\varepsilon) \frac{1}{1+\rho} \left(\frac{p_t}{c_t}\right)^{\frac{1}{1+\rho}} Q_t^{\frac{\varepsilon+\rho}{\varepsilon(1+\rho)}},$$

eller

$$(4.15) \quad K_t = (b\varepsilon)^\sigma \left(\frac{p_t}{c_t}\right)^\sigma Q_t^\kappa,$$

hvor

$$(4.16) \quad \sigma = \frac{1}{1+\rho}$$

er substitusjonselastisiteten mellom arbeidskraft og kapital og

$$(4.17) \quad \kappa = \frac{\varepsilon+\rho}{\varepsilon(1+\rho)} = \frac{1-\sigma(1-\varepsilon)}{\varepsilon}$$

elastisiteten av kapitalbeholdningen med hensyn på produktmengden. Vi vil omtale ligning (4.15) som "quasi-etterspørselsfunksjonen" for realkapital i det følgende. Den er ingen etterspørselsfunksjon i vanlig forstand, fordi den har produksjonsvolumet, som er endogent bestemt i modellen, som høyresidig variabel. En tilsvarende quasi-etterspørselsfunksjon kan utledes for arbeidskraft.

Ved bruk av den neo-klassiske teori i investeringsanalyse har det vært vanlig praksis å feste oppmerksomheten ensidig ved quasi-etterspørselsfunksjonen for realkapital og stort sett lukke øynene for resten av teorien.¹⁰⁾ Men istedenfor å benytte funksjonen på den statiske form (4.15) suppleres den med en hypotese om treghet i tilpasningen. Dette demper svingningene i kapitalbeholdningen og investeringen.

Vi vil her i hovedsak følge dette opplegget ved å forutsette at kapitalbeholdningen i hver periode bestemmes av produsentenes *langtidsforventninger* om prisforholdet og produktmengden istedenfor av de løpende observerte verdier av disse variable. Vi setter altså

$$(4.18) \quad \log K_t = \text{Konstant} + \sigma \log \left(\frac{p}{c}\right)_t^* + \kappa \log Q_t^*,$$

hvor $(p/c)_t^*$ og Q_t^* er de forventninger som er motiverende for tilpasningen i periode t .

10) Dette gjelder bl.a. Jorgenson et al. [38], [39], [43], Bischoff [7], [8], Eisner og Nadiri [24] og Rowley [59], [60]. Unntak er Brechling [11] og Schramm [64].

Forventningsvariablene, som i praksis vil være uobserverbare, elimineres ved å knytte dem til den tidligere observerte utvikling på følgende måte:

$$(4.19) \quad \begin{cases} \log \left(\frac{P}{C}\right)_t^* = \mu(L) \log \left(\frac{P}{C}\right)_t = \mu_0 \log \left(\frac{P}{C}\right)_t + \mu_1 \log \left(\frac{P}{C}\right)_{t-1} + \dots, \\ \log Q_t^* = \lambda(L) \log Q_t = \lambda_0 \log Q_t + \lambda_1 \log Q_{t-1} + \dots, \end{cases}$$

hvor $\mu(L) = \mu_0 + \mu_1 L + \mu_2 L^2 + \dots$ og $\lambda(L) = \lambda_0 + \lambda_1 L + \lambda_2 L^2 + \dots$. Den logaritimisk-lineære form er valgt av bekvemmelighetsgrunner. Forventningsrelasjoner av lignende form er benyttet av Hickman [35] (se spesielt pp. 34-38). De er langt fra ideelle, men så lenge direkte registreringer av produsentenes forventninger ikke foreligger, er det vanskelig å finne brukbare alternativer. I Rowley og Trivedi [61], pp. 124-129, er denne type av ekstrapolerende forventningsrelasjoner diskutert på et mer generelt grunnlag. Av (4.18) og (4.19) følger

$$(4.20) \quad \log K_t = \text{Konstant} + \sigma \mu(L) \log \frac{P_t}{C_t} + \kappa \lambda(L) \log Q_t.$$

Benytter vi her tilnærmelsen $\Delta \log K_t \approx \Delta K_t / K_{t-1} = I_t / K_{t-1}$,

hvor $\Delta (=1-L)$ betegner differensoperatoren og I_t volumet av nettoinvesteringen i periode t , kan denne kapitaltilpasningsligningen omformes til

$$I_t = K_{t-1} \left\{ \sigma \mu(L) \Delta \log \frac{P_t}{C_t} + \kappa \lambda(L) \Delta \log Q_t \right\}.$$

Formelt fremtrer den som en logaritimisk versjon av den fleksible akselerator med de logaritmiske tilvekster i prisforholdet p_t/c_t i innværende og tidligere perioder som tilleggsvariable.

En alternativ måte å formalisere reaksjonsforsinkelsen på kunne være å betrakte (4.15) som en ligning til bestemmelse av "ønsket" kapital, dvs.

$$(4.21) \quad \log K_t^* = \text{Konstant} + \sigma \log \left(\frac{P}{C}\right)_t + \kappa \log Q_t,$$

hvor K_t^* er "ønsket" kapital ved utgangen av periode t , og forutsette at faktisk kapital bestemmes ved tidligere verdier av "ønsket" kapital på følgende måte:

$$(4.22) \quad \log K_t = \mu(L) \log K_t^*.$$

Innsetting av (4.21) i (4.22) gir

$$(4.23) \quad \log K_t = \text{Konstant} + \sigma \mu(L) \log \left(\frac{P}{C}\right)_t + \kappa \mu(L) \log Q_t,$$

eller på tilvekstform

$$I_t = K_{t-1} \mu(L) \left\{ \sigma \Delta \log \left(\frac{P}{C}\right)_t + \kappa \Delta \log Q_t \right\}.$$

Også her opptrer logaritmen til kapitalbeholdningen som en lineær funksjon av løpende og tilbakedaterte verdier av logaritmene til prisforholdet og produktmengden. Men i dette tilfelle har de to variable samme struktur i tidsforskyvningen; koeffisientene til prisleddene er proporsjonale med koeffisientene til produktleddene. Hypotesen om forventningstilpasning legger ingen tilsvarende binding på lag-strukturen. De to hypotesene kunne selvsagt kombineres.

Kapitaltilpasningsligningene (4.20) og (4.23) atskiller seg også i en annen henseende, nemlig når det gjelder *restleddsstrukturen*. Anta at strukturligningene (4.18-19) og (4.21-22) forsynes med additive restledd. Hvis restleddene i (4.18-19) ikke viser autokorrelasjon, vil den samme egenskap gjelde for restleddet i den avledede ligning, (4.20). Fravær av autokorrelasjon i restleddene i (4.21-22) vil derimot med nødvendighet bety autokorrelasjon i de avledede restledd i (4.23).¹¹⁾

Logisk sett kan ingen av de to spesifikasjonene gjøre krav på å være vanntette. Spesifikasjonen (4.18) - (4.20) er basert på at bedriftene danner forventninger om produksjonsutviklingen uten å knytte disse til planene for faktorinnsatsen. Varianten (4.21) - (4.23) - som er benyttet av blant annet Bischoff [7], Eisner og Nadiri [24], og Rowley [59], [60]¹²⁾ - forutsetter på sin side at faktisk produksjon Q_t er motiverende for bedriftens valg av "ønsket" kapital, enda verdisettet (Q_t, K_t^*) ikke er resultatet av en felles underliggende optimalisering.¹³⁾ Begrepet "ønsket kapital" anvendes der på en måte som innebærer at produsenten opptrer som en "spaltet personlighet": Først fastsetter han den kapitalmengde han ville ønske å sitte med dersom prisfast momentantilpasning av kapitalen var mulig. Der- nest kommer han i tanke om at mulighetsområdet likevel ikke var slik som

- 11) Hvis v_t er restleddet i (4.18) og w_{1t} og w_{2t} restleddene i (4.19), vil restleddet i (4.20) ha formen $v_t + \sigma w_{1t} + \kappa w_{2t}$. Betegner vi tilsvarende restleddene i (4.21) og (4.22) med henholdsvis ε_t og u_t , får restleddet i (4.23) formen $\mu(L)\varepsilon_t + u_t$. Regulært vil det siste restleddet vise autokorrelasjon.
- 12) Disse forfattere lar likevel - uten nærmere begrunnelse - prisforholdet og produktmengden opptre med forskjellig lag-struktur.
- 13) Denne logisk sett nærmest trivielle innvendning er poengtert av bl.a. Gould [30], Nerlove [57], avsnitt 2, og Rowley og Trivedi [61], p. 9.

han først gikk ut fra; produksjon og levering av kapitalen tar tid, og det finnes tregheter i markedet som hindrer ham i å få oppfylt sine investerings-
 ønsker momentant. Kort sagt, han fastlegger sine kapitalønsker i første
 trinn ut fra et irrelevant og utopisk valgmulighetsområde.¹⁴⁾ Koeffisientene
 i (4.22) er neppe stabile strukturparametre; de vil kunne påvirkes vesentlig
 av endringer i forhold på tilbudssiden av kapitalvaremarkedet. Det er f.eks.
 velkjent at kjøpere av kapitalvarer i praksis vil kunne forkorte leverings-
 tiden hvis de godtar en høyere pris. På den annen side kan vi vanskelig på-
 berope oss at forventningsligningene (4.19) i vår modell er "beinharde"
 strukturligninger.

4.4. Empiriske resultater

Vi vil gjengi resultatene av en del forsøk på å estimere og teste
 hypoteser om kapitaltilpasningsligningen (4.20). De spørsmål vi vil legge
 hovedvekten på å få belyst, er følgende:

- A. Kan det etterspores tidsforsinkelser i produsentenes tilpasning
 av kapitalvolumet til endringer i priser og produktmengde?
- B. Er mønsteret i tidsforskyvningen ("lag-fordelingen") forskjellig
 for de to variable?
- C. Er resultatet følsomt overfor valget av indikator for kapital-
 brukerprisen?
- D. Hvilken virkning har valget av stokastisk utforming av ligningen
 for estimeringsresultatet?
- E. Forklarer modellen tilpasningen like godt for alle kapitalarter?
- F. Er resultatene plausible i lys av den underliggende teori for
 produsentatferd?

For å holde beregningsarbeidet innenfor rimelige grenser begrenses denne
 del av analysen til industri.

14) De nevnte arbeider av Bischoff, Eisner - Nadiri og Rowley er forsøk på
 å generalisere en modell som opprinnelig ble utformet av Dale Jorgenson
 i begynnelsen av 1960-årene (Jorgenson [38], [39]). Han antok a priori
 at den underliggende produktfunksjon har Cobb-Douglas-form (dvs. $\rho=0$ og
 dermed $\sigma=\kappa=1$, jfr. (4.16) og (4.17)) og utledet på dette grunnlag
 investeringsfunksjonen $I_t = \beta v(L) \Delta (p_t Q_t / c_t)$. I et tilsvarende på en del
 av de innvendinger som er blitt rettet mot hans arbeider på dette punkt
 (Jorgenson [41]), hevder han at foreliggende empiriske undersøkelser
 ikke gir grunnlag for å avvise at produktfunksjonen har Cobb-Douglas-
 form.

Jorgenson påberoper seg for øvrig at det heller ikke er
 empirisk dekning for å avvise at skalaelastisiteten $\epsilon=1$. Han under-
 streker at hele hans investeringsanalyse bygger på denne forutsetning
 og går i rette med en rekke forfattere som har tolket ham annerledes.
 I betraktning av de problemer som hefter ved fikseringen av tilpasnings-
 punktet ved friksjonsfri profittmaksimering (jfr. Takayama [68], p. 688-
 697), er dette vanskelig å akseptere.

4.4.1. Statisk modell og modell med ett kvartals "lag"

La oss først betrakte tilfellet da tilpasningen av kapitalen til endringer i prisforholdet og bruttoproduktet skjer momentant og tilfellet da virkningene utløper etter ett kvartal. (Det tilsvarer at vi i (4.20) setter $\mu_i = \lambda_i = 0$ for henholdsvis $i = 1, 2, \dots$ og $i = 2, 3, \dots$) Minste kvadraters estimater for disse variantene er gitt i tabell 5.¹⁵⁾ Beregningene er gjennomført med to forskjellige indikatorer for kapitalbrakerprisen: c_1 , som er basert på rentesatsen for kortsiktige euro-dollar-innskudd, og c_2 , som bygger på effektiv rente på norske statsobligasjoner. (Detaljer er gitt i avsnitt 2.1 og appendiks C.)

Bruttoproduktet er åpenbart en mer "slagkraftig" forklaringsvariabel for kapitaletterspørselen enn prisforholdet. Både den løpende og den tilbakedaterte verdi av bruttoproduktet bidrar signifikant (ifølge en 5 prosents t-test), dvs. vi kan avvise at tilpasningen skjer momentant som i (4.15). Koeffisientestimatene til de prisvariable er følsomme overfor valget av indikator for kapitalleieprisen og gir få holdepunkter for å vurdere styrken i tidsforskyvningen.

Hvilke konklusjoner kan vi trekke om elastisitetene σ og κ ? Disse parametre kan ikke identifiseres uten en normalisering av μ -ene og λ -ene, og vi velger å sette $\sum_i \mu_i = \sum_i \lambda_i = 1$. Forutsetninger av denne type er vanlig å gjøre, selv om holdbarheten av dem kan diskuteres.¹⁶⁾ Estimaten for σ er lave og langt mindre enn 1; de indikerer med andre ord at mulighetene for substitusjon mellom arbeidskraft og kapital er klart mindre enn Cobb-Douglas-produktfunksjonen innebærer.¹⁷⁾ Estimaten for κ - "langtidselastisiteten" av kapitaletterspørselen med hensyn på produktmengden - ligger under 1 i alle fire alternativer. De tilhørende estimater for skalaelastisiteten, $\hat{\epsilon} = (1 - \hat{\sigma}) / (\hat{\kappa} - \hat{\sigma})$ (jfr. (4.17)), er henholdsvis 1.127, 1.088, 1.238 og 1.241. Resultatene innebærer altså at den bakenforliggende produktfunksjon viser stigende utbytte med hensyn på skalaen. A priori er dette ikke utenkelig, men estimatene er noe større enn det en vanligvis finner i økonometriske studier av produktfunksjoner.¹⁸⁾

15) Ved estimeringen er ligningen supplert med binærvariable, som fanger opp additive forskjeller i konstantleddet. Denne sesongjusteringsmetode, som også er benyttet i resten av avsnittet, er diskutert i avsnitt 2.2 ovenfor.

16) Hvis produsentene "oppjusterer" forventningene om p/c og Q slik at vektsummene er k_1 og k_2 istedenfor 1 (hvor k_1 og k_2 er kjent), må estimatene for σ og κ i femte og sjette linje i tabell 5 reduseres med faktorene $1/k_1$ og $1/k_2$.

17) For så vidt støtter disse resultater den innvending som Eisner - Nadiri, Rowley og andre har reist mot Jorgenson's opplegg at hans forutsetning om en Cobb-Douglas-teknologi er for restriktiv. Jfr. fotnote 14, s. 35.

18) Vi har ikke undersøkt om $\hat{\epsilon}$ er signifikant større enn 1. En analyse av norske bedriftstellingsdata fra 1963 gav et estimat for skalaelastisiteten i bergverk og industri samlet på ca. 1.07 (Griliches og Ringstad [31], p. 63).

Tabell 5. Kapitaltilpasningsfunksjoner for industri. ^{a)}

$$\log K_t = \text{Konstant} + \sigma_{\mu_0} \log \left(\frac{P}{C}\right)_t + \sigma_{\mu_1} \log \log \left(\frac{P}{C}\right)_{t-1} \\ + \kappa \lambda_0 \log Q_t + \kappa \lambda_1 \log Q_{t-1} + u_t.$$

Estimeringsperiode: 1962.1 - 1970.4.

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode

	c=c ₁		c=c ₂	
$\hat{\sigma}_{\mu_0}$	-0.0170 (0.0941)	0.0889 (0.0925)	0.2805 (0.1325)	0.2712 (0.0979)
$\hat{\sigma}_{\mu_1}$	0	-0.0609 (0.0942)	0	0.0646 (0.1005)
$\hat{\kappa} \hat{\lambda}_0$	0.8847 (0.0569)	0.4626 (0.0964)	0.8623 (0.0363)	0.4020 (0.0844)
$\hat{\kappa} \hat{\lambda}_1$	0	0.4587 (0.0974)	0	0.4694 (0.0812)
$\hat{\sigma}^b)$	-0.0170	0.0280	0.2805	0.3358
$\hat{\kappa}^c)$	0.8847	0.9213	0.8623	0.8714
R ²	0.9548	0.9744	0.9606	0.9807
D.W.	1.73	0.66	2.01	1.06
$\hat{\sigma}_u$	0.02837	0.02149	0.02647	0.01866

a) R: Multippel korrelasjonskoeffisient. D.W.: Durbin-Watson-observatoren. $\hat{\sigma}_u$: Estimert for residuelt standardavvik.

b) Forutsatt at $\mu_0 + \mu_1 = 1$.

c) Forutsatt at $\lambda_0 + \lambda_1 = 1$.

4.4.2. Modeller med mer fleksibel tidsstruktur

Dermed har vi gitt foreløpige svar på spørsmålene A, B, C og F i innledningen. Men fordi vi har begrenset oss til å ta med virkningen av prisforholdet og bruttoproduktet bare ett kvartal bakover, gir resultatene ikke grunnlag for presise konklusjoner om tidsstrukturen i kapitaltilpasningen. Vi vil nå se nærmere på dette spørsmålet. Vi tar utgangspunkt i to modellvarianter, den ene basert på såkalte geometriske "lag-fordelinger", den andre på polynomiske "lag-fordelinger" ("Almon-lag").

Den *geometriske* varianten bygger på at koeffisientene i forventningsdannelsesligningene (4.19) avtar geometrisk, dvs.

$$\begin{aligned}\mu_i &= (1-\mu)\mu^i & (0 < \mu < 1), \\ \lambda_i &= (1-\lambda)\lambda^i & (0 < \lambda < 1), \quad i = 0, 1, 2, \dots\end{aligned}$$

En ekvivalent måte å uttrykke dette på er

$$\begin{aligned}\mu(L) &= \frac{1-\mu}{1-\mu L}, \\ \lambda(L) &= \frac{1-\lambda}{1-\lambda L}.\end{aligned}$$

Kapitaltilpasningsligningen (4.20) blir altså

$$(4.24) \quad \log K_t = \text{Konstant} + \sigma \frac{1-\mu}{1-\mu L} \log \left(\frac{P}{C}\right)_t + \kappa \frac{1-\lambda}{1-\lambda L} \log Q_t.$$

På denne form kan ligningen ikke estimeres, men ved å multiplisere på begge sider av likhetstegnet med $(1-\mu L)(1-\lambda L) = 1-(\mu+\lambda)L + \mu\lambda L^2$ og overføre leddet $\{(\mu+\lambda)L - \mu\lambda L^2\} \log K_t = (\mu+\lambda) \log K_{t-1} - \mu\lambda \log K_{t-2}$ til høyre side av likhetstegnet omformes den til "estimerbar form"¹⁹⁾:

$$(4.25) \quad \begin{aligned}\log K_t &= \text{Konstant} + (\mu+\lambda) \log K_{t-1} - \mu\lambda \log K_{t-2} + \sigma(1-\mu) \log \left(\frac{P}{C}\right)_t \\ &\quad - \sigma(1-\mu)\lambda \log \left(\frac{P}{C}\right)_{t-1} + \kappa(1-\lambda) \log Q_t - \kappa(1-\lambda)\mu \log Q_{t-1}.\end{aligned}$$

Denne transformerte utgave av kapitaltilpasningsligningen har seks "høyresidevariable", men koeffisientene foran disse bestemmes ved bare fire strukturkoeffisienter, μ , λ , σ og κ . For å få tatt hensyn til disse restriksjonene ved estimeringen anvender vi ikke-lineær minste kvadraters metode.

19) Dette er en generalisering av den såkalte "Koyck-transformasjon" (Koyck [48]). Denne transformasjonen berører imidlertid ikke bare ligningens "strukturdel", men også restleddet. Hvis v_t betegner restleddet i (4.24), vil restleddet i (4.25) ha formen $u_t = (1-\mu L)(1-\lambda L)v_t = v_t - (\mu+\lambda)v_{t-1} + \mu\lambda v_{t-2}$. Er v_t uten autokorrelasjon - som det er rimelig å forutsette - vil u_t være korrelert med K_{t-1} og K_{t-2} . Dermed brytes en hovedforutsetning for konsistent estimering av (4.25) ved minste kvadraters metode.

Dette gir estimatene (asymptotiske standardavvik er gitt i parentes)

$$\hat{\mu} = 0.0002, \quad \hat{\lambda} = 0.9635, \quad \hat{\sigma} = 0.0181, \quad \hat{\kappa} = 0.7513,$$

$$(0.0003) \quad (0.1457) \quad (0.0086) \quad (0.1119)$$

med et estimat for restleddsstandardavviket på 0.002306.²⁰⁾ I denne beregningen er kapitalbrugerprisen representert ved c_1 .²¹⁾

De tilsvarende estimater for de sammensatte koeffisienter i (4.25) er

$$\hat{\mu} + \hat{\lambda} = 0.9637,$$

$$-\hat{\mu}\hat{\lambda} = -0.0002,$$

$$\hat{\sigma}(1-\hat{\mu}) = 0.0181,$$

$$-\hat{\sigma}(1-\hat{\mu})\hat{\lambda} = -0.0174,$$

$$\hat{\kappa}(1-\hat{\lambda}) = 0.0274,$$

$$-\hat{\kappa}(1-\hat{\lambda})\hat{\mu} = -0.0001.$$

Ved vanlig minste kvadraters estimering av (4.25) uten restriksjoner finner vi til sammenligning

$$\log K_t = \text{Konstant} + 0.9548 \log K_{t-1} = 0.0002 \log K_{t-2}$$

$$(0.0205) \quad (0.0003)$$

$$+ 0.0186 \log \left(\frac{P}{c}\right)_t - 0.0168 \log \left(\frac{P}{c}\right)_{t-1}$$

$$(0.0093) \quad (0.0096)$$

$$+ 0.0271 \log Q_t + 0.0095 \log Q_{t-1}$$

$$(0.0144) \quad (0.0144)$$

Estimatene avviker altså forholdsvis lite. Ved hjelp av en Likelihood Ratio-test kan vi undersøke om de to restriksjoner som (4.25) impliserer, er "effektive".²²⁾ Vi finner en verdi på testobservatoren (minus 2 ganger

20) Beregningene ble utført iterativt ved hjelp av datamaskinprogrammet TSP. Løsningspunktet ble nådd etter 8 iterasjonsrunder med utgangspunkt i følgende initialverdier: $\mu = \lambda = 0.5$, $\sigma = \kappa = 1.0$.

21) Strengt tatt er dette bare tilnærmet korrekt, fordi den tekniske depresiering her er behandlet litt annerledes enn i c_1 . Dette skyldes at denne beregningen ble utført noe tidligere enn de øvrige. De to indikatorene er imidlertid så sterkt korrelert at dette ikke forkludrer sammenlignbarheten av resultatene. (Korrelasjonskoeffisientene mellom "enhetsleieprisene" er 0.9995.)

22) Se f.eks. Goldfeld og Quandt [29], p. 74.

den naturlige logaritme til "Likelihood Ratio") på ca. 0.6, mens 95 prosent-fraktilen i χ^2 -fordelingen med 2 frihetsgrader er 5.99, Restriksjonene kan følgelig ikke forkastes med et testnivå på (tilnærmet) 5 prosent. Hvorvidt (4.25) estimeres med eller uten restriksjoner, kommer altså i praksis nesten ut på ett.

Den geometriske modellen tyder etter dette på at det er sterk treg-
het i produsentenes tilpasning av realkapitalen til endringer i brutto-
produktet (λ er nær 1), mens tilpasningen til prisendringer skjer temmelig
raskt (μ er nær 0). Estimater for substitusjonselastisiteten er svært lavt,
men signifikant positivt, og det implisitte estimat for skalaelastisiteten ϵ
er så høyt som 1.34. Det er imidlertid sannsynlig at disse estimater inne-
holder systematiske skjevheter, fordi restleddet i (4.25) er korrelert med
 K_{t-1} og K_{t-2} (jfr. fotnote 19). Vi vil derfor undersøke om resultatene
basert på polynomiske lag-fordelinger peker i samme retning.

I den *polynomiske* modellvarianten forutsetter vi at kapitaltilpas-
ningen fullføres i løpet av et endelig antall - nærmere bestemt åtte -
kvartaler og at koeffisientene i forventningsligningene genereres ved
annengradspolynomer på følgende måte:

$$(4.26) \quad \begin{cases} \mu_i = m_0 + m_1 i + m_2 i^2 & (i = 0, 1, \dots, 7), \\ \lambda_i = n_0 + n_1 i + n_2 i^2 & (i = 0, 1, \dots, 7), \end{cases}$$

hvor m-ene og n-ene er konstanter.²³⁾ Hver av lag-fordelingene beskrives
altså ved 3 uavhengige parametre mot 8 hvis koeffisientene skulle tillates
å variere fritt. Vi har ingen sterke argumenter for dette valget, bortsett
fra at en "økonomisk" parametrisering vanligvis er å foretrekke. De fleste
som gjør bruk av denne metoden ved analyse av kvartalsdata, lar lag-for-
delingen omfatte fra 4 til 16 kvartaler og benytter polynomer av fra 2. til
4. grad.²⁴⁾ Valget av forutsetninger på dette punkt vil imidlertid kunne
ha avgjørende innflytelse på resultatet. Man kan lett - frivillig eller
ufrivillig - komme i den situasjon at lag-fordelingens form i det vesent-
lige er fastlåst i og med valget av a priori spesifikasjon; det er lite som
det "overlates til" datamaterialet å bestemme.²⁵⁾ En lignende innvending
kan selvsagt også rettes mot geometriske lag-fordelinger.

23) Samme forutsetning ble benyttet i akseleratorligningen (3.11) ovenfor. Lag-strukturer av denne type ble lansert i en artikkel om investerings-analyse av Shirley Almon [2]. En lettere tilgjengelig fremstilling av metoden er gitt i Dhrymes [18], kapitlene 3.3 og 8.

24) Se f.eks. McCarthy [54], avsnitt II A.3.

25) 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. (Jfr. Schmidt og Waud [63] og Frost [28].) Dette er et alvorlig problem, som man alltid bør ha i mente ved bruk av denne metoden.

Estimeringsresultatet, basert på minste kvadraters metode, er gitt i tabell 6. Beregningene er gjennomført med fire forskjellige indikatorer for kapitalbrugerprisen: c_1 og c_2 , som ble benyttet foran, og modifikasjoner av disse, c_{1A} og c_{2A} , hvor reglene for ordinær avskrivning er erstattet med reglene for skattefri fondsavsetning. (For detaljer, se appendiks C.) Estimatenes er følsomme overfor valget av kapitalbrugerpris. Spesielt gjelder dette priskoeffisientene. Men sett under ett tyder resultatene på at det tar noe kortere tid før endringer i prisforholdet slår ut i kapitaletterspørselen enn det tar før endringer i bruttoproduktet får effekt. (Sammenlign estimatene for gjennomsnittlig tidsforskyvning i annen og fjerde linje nedenfra.) Forskjellen er imidlertid ikke så utpreget som i den geometriske modellvarianten.

Forutsetter vi, som før, at $\sum_i \mu_i = \sum_i \lambda_i = 1$, kan koeffisientsummene i tredje siste og siste linje i tabell 6 tolkes som estimater for henholdsvis σ og κ . Ved hjelp av disse kan vi beregne implisitte estimater for skalaelastisiteten ϵ . Vi finner:

	$c=c_1$	$c=c_{1A}$	$c=c_2$	$c=c_{2A}$
$\hat{\sigma}$	-0.050	0.192	0.308	0.193
$\hat{\kappa}$	0.963	0.899	0.908	0.810
$\hat{\epsilon}$	1.037	1.144	1.154	1.308

Estimatene for σ ligger på samme nivå som tidligere, estimatene for ϵ er lavere, men fremdeles større enn 1. Vi må altså fortsatt konkludere med at våre kvartalsdata tyder på at det er liten substitusjon mellom arbeidskraft og kapital og at produktfunksjonen er kjennetegnet ved stigende utbytte med hensyn på skalaen.

Tabell 6. Kapitaltilpasningsfunksjoner for industri.

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

Estimeringsperiode: 1962.1 - 1970.4.

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almonlag (2. gradspolynom)

	c=c ₁	c=c _{1A}	c=c ₂	c=c _{2A}
$\hat{\sigma} \mu_0$	0.00650 (0.03322)	0.05612 (0.01915)	0.10390 (0.04595)	0.06399 (0.02136)
$\hat{\sigma} \mu_1$	0.01883 (0.01933)	0.03793 (0.00861)	0.08328 (0.02399)	0.04248 (0.00849)
$\hat{\sigma} \mu_2$	0.02317 (0.01675)	0.02425 (0.00704)	0.06364 (0.02033)	0.02604 (0.00756)
$\hat{\sigma} \mu_3$	0.01953 (0.01780)	0.01509 (0.00924)	0.04495 (0.02443)	0.01465 (0.01103)
$\hat{\sigma} \mu_4$	0.00792 (0.01721)	0.01045 (0.00905)	0.02721 (0.02545)	0.00831 (0.01103)
$\hat{\sigma} \mu_5$	-0.01168 (0.01881)	0.01032 (0.00690)	0.01041 (0.02517)	0.00704 (0.00769)
$\hat{\sigma} \mu_6$	-0.03926 (0.03073)	0.01470 (0.00995)	-0.00544 (0.03423)	0.01082 (0.00902)
$\hat{\sigma} \mu_7$	-0.07481 (0.05333)	0.02360 (0.02146)	-0.02035 (0.05853)	0.01966 (0.02195)
$\hat{\kappa} \lambda_0$	0.17110 (0.09247)	0.12380 (0.06549)	0.07690 (0.08782)	0.06835 (0.05838)
$\hat{\kappa} \lambda_1$	0.15330 (0.05506)	0.13730 (0.03730)	0.11760 (0.05524)	0.10820 (0.03420)
$\hat{\kappa} \lambda_2$	0.13710 (0.04623)	0.14240 (0.03017)	0.14320 (0.04370)	0.13280 (0.02817)
$\hat{\kappa} \lambda_3$	0.12260 (0.04849)	0.13910 (0.03248)	0.15370 (0.04176)	0.14220 (0.02950)
$\hat{\kappa} \lambda_4$	0.10980 (0.04485)	0.12740 (0.03090)	0.14900 (0.03729)	0.13640 (0.02722)
$\hat{\kappa} \lambda_5$	0.09864 (0.03620)	0.10740 (0.02571)	0.12920 (0.03262)	0.11530 (0.02230)
$\hat{\kappa} \lambda_6$	0.08912 (0.04793)	0.07896 (0.03385)	0.09418 (0.04854)	0.07905 (0.03132)
$\hat{\kappa} \lambda_7$	0.08125 (0.09421)	0.04216 (0.06559)	0.04406 (0.09077)	0.02757 (0.06151)
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)

4.4.3. Korreksjon for autokorrelasjon i restleddet

Et forhold som kompliserer tolkningen av resultatene i tabell 6, er at Durbin-Watson-observatoren har uakseptabelt lave verdier. Vi må avvise at restleddene i kapitaltilpasningsfunksjonen, u_t , er ukorrelerte. Dette kan reflektere at spesifikasjonen med polynomiske lag-fordelinger er for stram og at feilene "tyter ut" i restleddsfordelingen. Det kan også skyldes at binærvariablene oppfanger sesongsvingninger i de variable på en ufullkommen måte.

Hvis restleddet u_t i (4.20), med rimelig grad av tilnærming, følger en første-ordens autoregressiv prosess, slik at

$$(4.27) \begin{cases} u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ hvor } |\rho| < 1, \\ E\varepsilon_t = 0, \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & \text{for } s = t \\ 0 & \text{ellers,} \end{cases} \end{cases}$$

finnes det en enkel to-trinnsmetode til å korrigere for autokorrelasjonen.²⁶⁾

I første trinn estimeres ρ ved regresjon på grunnlag av u -residualene fra minste kvadraters estimering av (4.20), dvs. ved²⁷⁾

$$(4.28) \quad \hat{\rho} = \frac{\sum_t \hat{u}_t \hat{u}_{t-1}}{\sum_t \hat{u}_t^2},$$

hvor \hat{u}_t betegner u -residualen svarende til observasjon nr. t . Som annet trinn estimeres koeffisientene σu_i og $\kappa \lambda_i$ ved å anvende minste kvadraters metode (fremdeles med restriksjonene (4.26)) på

$$(4.29) \quad (1-\hat{\rho}L) \log K_t = \text{Konstant} + \sigma \sum_i u_i (1-\hat{\rho}L) \log \left(\frac{P}{C}\right)_{t-i} + \kappa \sum_i \lambda_i (1-\hat{\rho}L) \log Q_{t-i} + \varepsilon'_t,$$

hvor ε'_t er restleddet i den transformerte ligning.

26) Metoden ble foreslått i 1949 av Cochrane og Orcutt [15].

27) Denne estimator er konsistent, men i endelige sample inneholder den en forventningsskjevhet som vanligvis er negativ. Se Rao og Griliches [58], pp. 255-256.

Resultatet er gitt i tabell 7. Førstetrinnsestimatene for ρ er 0.73 og 0.78 når vi benytter henholdsvis c_1 og c_2 som indikator for kapitalleieprisen. Restleddskorreksjonen slår merkbart ut i estimatene for σ , κ og ε ; vi finner

	$c=c_1$	$c=c_2$
$\hat{\sigma}$	0.069	0.049
$\hat{\kappa}$	1.049	1.029
$\hat{\varepsilon}$	0.950	0.970

Substitusjonselastisitetene er fortsatt lave, men for skalaelastisiteten oppnår vi for første gang estimater mindre enn 1. Autokorrelasjonsproblemet er imidlertid langt fra eliminert. Durbin-Watson-observatoren tyder på at også restleddet i den transformerte ligning, ε_t , er autokorrelert, altså at heller ikke (4.27) er en tilfredsstillende forutsetning.²⁸⁾ Det er

Tabell 7. Kapitaltilpasningsfunksjoner for industri.

$$(1-\hat{\rho}L) \log K_t = \sigma \sum_{i=0}^7 \mu_i (1-\hat{\rho}L) \log \left(\frac{P}{c}\right)_{t-i} + \kappa \sum_{i=0}^7 \lambda_i (1-\hat{\rho}L) \log Q_{t-i} + \text{Konstant} + \varepsilon_t$$

Estimeringsperiode: 1962.1 - 1970.4.

Estimeringsmetode: Cochrane-Orcutt's metode/Almon-lag (2. gradspolynom)

i	$c=c_1$		$c=c_2$	
	$\hat{\sigma}_{\mu_i}$	$\hat{\kappa}_{\lambda_i}$	$\hat{\sigma}_{\mu_i}$	$\hat{\kappa}_{\lambda_i}$
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.

28) Denne effekten ville neppe forsvinne om vi hadde gjennomført flere iterasjonsrunder med Cochrane-Orcutt's metode. Supplerende beregninger tyder på at de estimater vi har funnet, ligger meget nær Maximum Likelihood-estimatene og at også disse sjeneres av positiv autokorrelasjon i ε -restleddet.

ikke blitt anledning til å forfølge dette problemet videre i håp om å bestemme en transformasjon - om det finnes noen - som gir restledd med "pene" egenskaper. Men vi får fastslått at valget av restleddsspesifikasjon har betydelig innvirkning på punkttestimatene for de sentrale koeffisienter, jfr. spørsmål D i innledningen.

4.4.4. Modellvariant hvor prisforholdet og bruttoproduktet har samme lag-struktur

Hittil har vi regnet med at mønsteret i tidsforskyvningen er forskjellig for p/c og Q. Ut fra vår grunnhypotese om forventningstilpasning hos produsentene, jfr. (4.18) - (4.20), er dette rimelig. A priori er det lite som skulle tilsi at produsentenes prisforventninger dannes på samme måte som deres forventninger om produksjonsutviklingen. Har tidsforskyvningen derimot sin bakgrunn i en treghet i tilpasningen fra "ønsket" til faktisk kapital - hva en del forfattere regner med - vil de to lag-fordelinger ha samme form, dvs. $\lambda_i = \mu_i$ for alle i - jfr. (4.21) - (4.23). Det er derfor interessant å se litt nærmere på denne hypotesen - jfr. spørsmål B i innledningen.

Kapitaltilpasningsfunksjonen antar da formen

$$(4.30) \quad \log K_t = \text{Konstant} + \sigma \sum_i \mu_i \left\{ \log \left(\frac{P}{C} \right)_{t-i} + \frac{\kappa}{\sigma} \log Q_{t-i} \right\}.$$

Hovedresultatet av estimeringen er gitt i tabell 8. Tabelldel A bygger på minste kvadraters metode, del B på Cochrane-Orcutts tottrinnsmetode. I begge tilfelle er beregningene gjennomført ved å la $k = \kappa/\sigma$ variere i intervallet mellom 1 og 5.²⁹⁾ Estimater for gjennomsnittlig "lag" (annen kolonne) varierer forholdsvis lite med størrelsen på k - mellom 2.9 og 4.2 kvartaler - mens de to langtidselastisitetene (første og tredje kolonne) varierer betydelig. Ved begge estimeringsmetodene blir residualspreddingen $\hat{\sigma}_u$ minst for $k = 5$ når vi bruker c_1 som indikator for kapitalbrugerprisen.³⁰⁾ Benytter vi c_2 , får vi et indre minimumspunkt for $k = 2.5$ ($\hat{\sigma}_u = 0.01093$) ved minste kvadraters metode, mens Cochrane-Orcutt-metoden gir "randløsningen" $k = 5$. De tilhørende koeffisientestimater er gitt i tabell 9; under rimelige forutsetninger er de tilnærmet identiske med Maximum Likelihood-estimaterne.

Estimatene for substitusjonselastisiteten ($\hat{\sigma}$) ligger på et høyere nivå enn tidligere, men fortsatt langt unna 1. Følgelig støtter heller ikke denne modellvarianten en antagelse om at den underliggende produktfunksjon har Cobb-Douglas-form. Det er ellers interessant at lag-fordelingen ser ut til å være noe mer konsentrert når estimeringen foretas ved Cochrane-Orcutt-metoden enn når vanlig minste kvadraters metode benyttes.

29) I betraktning av at k kan skrives som $\{1-\sigma(1-\epsilon)\}/\sigma\epsilon$ (jfr. (4.17)) og siden det a priori synes rimelig at ϵ ligger mellom 0.8 og 1.2 og at σ er mindre enn 1, men neppe mindre enn 0.2, virker dette intervallet plausibelt.

30) Supplerende beregninger tyder på at $\hat{\sigma}_u$ avtar med stigende k -verdi også over intervallet fra $k = 5$ til $k = 9$.

Tabell 8. Kapitaltilpasningsfunksjoner for industri. Samme lag-fordeling for prisforholdet og bruttoproduktet.

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

Estimeringsperiode: 1962.1 - 1970.4.

A. Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2. gradspolynom)

$k = \frac{\kappa}{\sigma}$	$\text{est}(\sigma \sum_i \mu_i)$	$\text{est}\left(\frac{\sum_i i \mu_i}{\sum_i \mu_i}\right)$	$\text{est}(\kappa \sum_i \mu_i)$	$\hat{\sigma}_u(k)$	D.W.
$c=c_1$					
1.0	1.5524	4.2658	1.5524	0.03351	0.8410
1.5	0.8803	3.9097	1.3205	0.02162	0.7878
2.0	0.6113	3.5945	1.2226	0.01752	0.7010
2.5	0.4679	3.3343	1.1698	0.01557	0.6225
3.0	0.3786	3.1439	1.1358	0.01451	0.5610
3.5	0.3174	3.0232	1.1109	0.01389	0.5150
4.0	0.2728	2.9596	1.0912	0.01352	0.4804
4.5	0.2388	2.9374	1.0746	0.01329	0.4538
5.0	0.2122	2.9425	1.0610	0.01315	0.4328
$c=c_2$					
1.0	0.8001	3.3575	0.8001	0.01406	0.3921
1.5	0.5659	3.1852	0.8489	0.01170	0.3710
2.0	0.4367	3.1423	0.8734	0.01105	0.3407
2.5	0.3546	3.2014	0.8865	0.01093	0.3164
3.0	0.2980	3.2973	0.8940	0.01100	0.3008
3.5	0.2568	3.3913	0.8988	0.01110	0.2920
4.0	0.2256	3.4708	0.9024	0.01122	0.2876
4.5	0.2011	3.5349	0.9050	0.01133	0.2857
5.0	0.1814	3.5859	0.9070	0.01143	0.2851

B. Estimeringsmetode: Cochrane-Orcutts metode/Almon-lag (2. gradspolynom)

$k = \frac{\kappa}{\sigma}$	$\text{est}(\sigma \sum_i \mu_i)$	$\text{est}\left(\frac{\sum_i i \mu_i}{\sum_i \mu_i}\right)$	$\text{est}(\kappa \sum_i \mu_i)$	$\hat{\sigma}_\epsilon(k)$	$\hat{\rho}(k)$	$\hat{\sigma}_u(k) = \frac{\hat{\sigma}_\epsilon(k)}{\sqrt{1-\hat{\rho}(k)^2}}$	D.W. ^{a)}
$c=c_1$							
1.0	1.4937	4.0159	1.4937	0.02427	0.5739	0.02963	0.7799
1.5	0.9515	3.6282	1.4273	0.01405	0.5809	0.01726	0.7105
2.0	0.6692	3.3776	1.3384	0.00977	0.6095	0.01232	0.5694
2.5	0.5119	3.2436	1.2798	0.00755	0.6376	0.00981	0.4922
3.0	0.4127	3.1886	1.2381	0.00629	0.6609	0.00839	0.4616
3.5	0.3450	3.1777	1.2075	0.00553	0.6797	0.00753	0.4481
4.0	0.2960	3.1889	1.1840	0.00506	0.6952	0.00704	0.4376
4.5	0.2590	3.2102	1.1655	0.00474	0.7082	0.00671	0.4265
5.0	0.2302	3.2348	1.1510	0.00453	0.7193	0.00652	0.4153
$c=c_2$							
1.0	0.7700	3.8449	0.7700	0.006442	0.8035	0.01083	0.4191
1.5	0.5744	3.6031	0.8616	0.005215	0.8035	0.00876	0.3506
2.0	0.4534	3.5082	0.9068	0.004594	0.8063	0.00776	0.3335
2.5	0.3732	3.4791	0.9330	0.004266	0.8104	0.00728	0.3339
3.0	0.3165	3.4747	0.9495	0.004085	0.8139	0.00703	0.3377
3.5	0.2745	3.4787	0.9608	0.003983	0.8158	0.00689	0.3411
4.0	0.2422	3.4854	0.9688	0.003924	0.8166	0.00680	0.3436
4.5	0.2165	3.4926	0.9743	0.003889	0.8167	0.00674	0.3454
5.0	0.1957	3.4995	0.9785	0.003870	0.8165	0.00670	0.3467

a) Basert på ϵ -residualene.

Tabell 9. Punktestimater for koeffisientene i kapitaltilpasningsligningen når prisforholdet og bruttoproduktet følger samme lag-fordeling

	Uten korreksjon for autokorrelasjon		Med Cochran-Orcutt-korreksjon for førsteordens autokorrelasjon	
	c=c ₁	c=c ₂	c=c ₁	c=c ₂
	k=5	k=2.5	k=5	k=5
$\hat{\mu}_0$	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
$\sum \hat{\mu}_i$	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

Ved hjelp av en Likelihood Ratio-test kan vi formelt undersøke om hypotesen $\lambda_i = \mu_i$ forkastes, altså om det å forutsette identiske lag-fordelinger er en "effektiv" restriksjon. Det er enklest å gjennomføre denne testen på basis av minste kvadraters estimatene i tilfellet med $c = c_2$, hvor det ble bestemt et indre løsningspunkt. Testobservatoren (minus 2 ganger den naturlige logaritme til "Likelihood Ratio") er ca. 10.3, mens 95 prosent-fraktilen i χ^2 -fordelingen med 3 frihetsgrader³¹⁾ er 7.81. Med et (tilnærmet) testnivå på 5 prosent forkastes altså hypotesen om at prisforholdet og bruttoproduktet har samme tidsstruktur i kapitaltilpasningsligningen.

31) Siden koeffisientene genereres ved annengradspolynomer, er antall restriksjoner lik 3. Restriksjonene er $n_0=m_0$, $n_1=m_1$, $n_2=m_2$; jfr. (4.26).

4.4.5. Modellvariant med tre artsgrupper av realkapital

I analysen av den neo-klassiske modell har vi hittil latt kapitalen opptre som én samlestående størrelse. Det er imidlertid ikke gitt at alle kapitaltyper er fullt substituerbare produksjonsfaktorer. Vi vil nå rette søkelyset mot spørsmål E i innledningen og med basis i ligning (4.20) undersøke om det er utsagnskraftige forskjeller mellom bygninger/anlegg, transportmidler og maskiner.

Anta at produktfunksjonen er en CES-funksjon med arbeidsinnsatsen og volumet av de tre kapitalartene som separate argumenter, dvs.

$$(4.31) \quad Q_t = \left\{ aL_t^{-\rho} + b^B (K_t^B)^{-\rho} + b^T (K_t^T)^{-\rho} + b^M (K_t^M)^{-\rho} \right\}^{-\frac{\epsilon}{\rho}},$$

hvor a , b -ene, ρ og ϵ er konstanter og K_t^B , K_t^T og K_t^M betegner volumet av henholdsvis bygninger/anlegg, transportmidler og maskiner. Her vil substitusjonselastisiteten³²⁾ være lik $\sigma = 1/(1+\rho)$ mellom samtlige par av produksjonsfaktorer. La c_t^B , c_t^T og c_t^M betegne leieprisen for de tre kapitalarter og p_t produktprisen. Av betingelsene for maksimering av neddiskontert cash-flow kan vi i dette tilfelle avlede quasi-ettespørselsfunksjonene

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

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

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

hvor κ har samme betydning som i (4.17). Ved å forsyne de høyresidevariable med lag-fordelinger får vi

$$(4.32) \quad \begin{cases} \log K_t^B = \text{Konstant} + \sigma \mu^B(L) \log (p/c^B)_t + \kappa \lambda^B(L) \log Q_t, \\ \log K_t^T = \text{Konstant} + \sigma \mu^T(L) \log (p/c^T)_t + \kappa \lambda^T(L) \log Q_t, \\ \log K_t^M = \text{Konstant} + \sigma \mu^M(L) \log (p/c^M)_t + \kappa \lambda^M(L) \log Q_t, \end{cases}$$

hvor $\mu^z(L) = \mu_0^z + \mu_1^z L + \mu_2^z L^2 + \dots$ og $\lambda^z(L) = \lambda_0^z + \lambda_1^z L + \lambda_2^z L^2 + \dots$

($z = B, T, M$). Disse ligninger har samme form som (4.20).

I dette resonnementet er det intet krav om at de tre kapitalarter skal ha samme struktur i tilpasningen. Det kan tvert imot være en fruktbar arbeidshypotese at justeringen til endrede priser og endret produksjon skjer med forskjellig grad av treghet.

32) Den direkte, partielle substitusjonselastisitet, for å være helt presis. Jfr. Sato [62], ligning (6).

Ligningene (4.32) er estimert hver for seg ved minste kvadraters metode ved å forutsette samme polynomiske koeffisientstruktur som tidligere.³³⁾ Resultatet er gitt i tabell 10. Modellen synes å forklare investeringen i *transportmidler* dårligst. De fleste koeffisientestimerer er her ikke signifikant³⁴⁾ forskjellige fra null, og gjennomsnittlig "lag" i tilpasningen er meget uskarpt bestemt. Heller ikke for *bygninger og anlegg* kan resultatet gis en tilfredsstillende begrunnelse ut fra produksjonsteori. Siden alle prisvariable her kommer ut med negative koeffisientestimerer, innebærer resultatet et negativt estimat på substitusjonselastisiteten.

Alt i alt er det for *maskiner* at resultatene virker mest rimelige i lys av den underliggende produksjonsteori. Bare for denne artsgruppen oppnår vi estimater for langtidselastisiteten av kapitalen med hensyn på produktmengden ($\kappa \Sigma_i \lambda_i$) i nærheten av 1. Formen på lag-fordelingene er som før relativt følsom overfor valget av indikator for kapitalbrugerprisen. Velges c_1^M , avtar lag-koeffisientene til $\log Q$ monotont, mens koeffisientene til $\log (p/c)$ har form av en "omvendt U". Benyttes c_2^M , blir konklusjonene de motsatte. Resultatene gir ellers en viss indikasjon på at den tid det tar før endringer i priser og bruttoprodukt slår ut i kapitaletterspørselen, i gjennomsnitt er noe lengre for bygninger og anlegg enn for maskiner. Dette virker ikke urimelig i betraktning av at det gjennomgående tar lengre tid å planlegge og fullføre investeringer i bygnings- og anleggskapital enn maskininvesteringer.

33) Vi ser bort fra den restriksjon at σ og κ er parametre i samtlige ligninger.

34) Siden Durbin-Watson-observatoren (D.W.) indikerer positiv autokorrelasjon i restleddet, må uttrykket signifikans her tas "med en klype salt". Ved positiv autokorrelasjon i restleddet vil standardavvikene basert på minste kvadraters metode vanligvis undervurdere usikkerheten i estimatene.

Tabell 10. Kapitaltilpasningsfunksjoner for artsgruppene i industri.

$$\log K_t = \sigma \sum_{i=0}^7 \mu_i \log(p/c)_{t-i} + \kappa \sum_{i=0}^7 \lambda_i \log Q_{t-i} + \text{Konstant} + u_t$$

Estimeringsperiode: 1962.1 - 1970.4.

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode med Almon-lag (2. gradspolynom)

	Bygninger og anlegg		Transportmidler		Maskiner m.v.	
	$c=c_1^B$	$c=c_2^B$	$c=c_1^T$	$c=c_2^T$	$c=c_1^M$	$c=c_2^M$
$\hat{\sigma}_{\mu_0}$	-0.01710 (0.01632)	-0.00380 (0.04332)	-0.03179 (0.04371)	-0.15230 (0.06696)	0.04104 (0.03990)	0.12160 (0.04416)
$\hat{\sigma}_{\mu_1}$	-0.01600 (0.01225)	-0.01620 (0.03126)	-0.02085 (0.02661)	-0.08355 (0.04042)	0.04715 (0.02188)	0.10420 (0.02244)
$\hat{\sigma}_{\mu_2}$	-0.01821 (0.01216)	-0.02839 (0.03114)	-0.00971 (0.02165)	-0.03166 (0.03239)	0.04777 (0.01902)	0.08594 (0.01895)
$\hat{\sigma}_{\mu_3}$	-0.02374 (0.01257)	-0.04012 (0.03488)	0.00166 (0.02184)	0.00339 (0.03454)	0.04289 (0.02079)	0.06684 (0.02291)
$\hat{\sigma}_{\mu_4}$	-0.03259 (0.01215)	-0.05165 (0.03750)	0.01323 (0.02070)	0.02161 (0.03585)	0.03252 (0.01962)	0.04690 (0.02315)
$\hat{\sigma}_{\mu_5}$	-0.04476 (0.01233)	-0.06289 (0.03939)	0.02502 (0.02067)	0.02300 (0.03607)	0.01666 (0.02040)	0.02612 (0.02130)
$\hat{\sigma}_{\mu_6}$	-0.06024 (0.01659)	-0.07384 (0.04460)	0.03702 (0.03144)	0.00756 (0.04438)	-0.00470 (0.03498)	0.00450 (0.02946)
$\hat{\sigma}_{\mu_7}$	-0.07904 (0.02627)	-0.08450 (0.05813)	0.04924 (0.05511)	-0.02471 (0.06910)	-0.03155 (0.06330)	-0.01797 (0.05378)
$\hat{\kappa}_{\lambda_0}$	-0.04158 (0.05552)	0.10010 (0.07176)	-0.00718 (0.13400)	-0.00199 (0.11110)	0.26600 (0.11420)	0.08151 (0.09159)
$\hat{\kappa}_{\lambda_1}$	-0.00757 (0.03518)	0.10140 (0.04335)	0.01847 (0.07782)	-0.01778 (0.06310)	0.23100 (0.06729)	0.13190 (0.05798)
$\hat{\kappa}_{\lambda_2}$	0.02363 (0.02901)	0.09988 (0.03516)	0.04434 (0.06152)	-0.01500 (0.05676)	0.19710 (0.05609)	0.16240 (0.04534)
$\hat{\kappa}_{\lambda_3}$	0.05201 (0.02848)	0.09540 (0.03618)	0.07044 (0.06436)	0.00636 (0.06313)	0.16450 (0.05916)	0.17290 (0.04263)
$\hat{\kappa}_{\lambda_4}$	0.07757 (0.02518)	0.08800 (0.03506)	0.09677 (0.06018)	0.04630 (0.05883)	0.13300 (0.05516)	0.16350 (0.03781)
$\hat{\kappa}_{\lambda_5}$	0.10030 (0.01916)	0.07768 (0.03428)	0.12330 (0.04711)	0.10480 (0.04575)	0.10280 (0.04550)	0.13420 (0.03330)
$\hat{\kappa}_{\lambda_6}$	0.12030 (0.02523)	0.06444 (0.04864)	0.15010 (0.05857)	0.18190 (0.05985)	0.07379 (0.06105)	0.08490 (0.05012)
$\hat{\kappa}_{\lambda_7}$	0.13740 (0.05137)	0.04829 (0.08408)	0.17710 (0.11940)	0.27760 (0.12200)	0.04598 (0.11830)	0.01568 (0.09343)
R^2	0.9949	0.9920	0.9626	0.9680	0.9880	0.9942
D.W.	0.76	0.41	0.61	0.82	0.48	0.38
$\hat{\sigma}_u$	0.00651	0.00814	0.01644	0.01522	0.01475	0.01024
$\text{est}(\sum \mu_i / \sum \mu_i)$ i	4.7742 (2.2202)	4.8401 (4.7091)	11.1172 (31.0011)	0.2658 (9.0611)	1.2291 (1.6242)	1.5885 (0.9398)
$\text{est}(\sigma \mu_i)$... i	-0.2917 (0.0853)	-0.3613 (0.2429)	0.0638 (0.1639)	-0.2366 (0.2673)	0.1918 (0.1639)	0.4381 (0.1041)
$\text{est}(\sum \lambda_i / \sum \lambda_i)$ i	5.8240 (0.9186)	3.0397 (1.1809)	5.1420 (1.4251)	6.3812 (1.6674)	2.4127 (0.8065)	3.0829 (0.8484)
$\text{est}(\kappa \sum \lambda_i)$.. i	0.4620 (0.0845)	0.6752 (0.0464)	0.6734 (0.1436)	0.5822 (0.0479)	1.2142 (0.0636)	0.9471 (0.0568)

4.4.6. Oppsummering

Vi vil forsøke å sammenfatte resultatene ovenfor i noen hovedpunkter:

1. Kapitaltilpasningsrelasjoner for industri basert på en neo-klassisk produktfunksjon med konstant substitusjonselastisitet mellom arbeidskraft og kapital gir gjennomgående lave estimater for substitusjonselastisiteten. I samtlige modellvarianter er estimatene signifikant mindre enn 1, med et testnivå på 5 prosent, og hovedtyngden av estimatene ligger mellom 0 og 0.3. Samtidig er de implisitte punktestimater for skalaelastisiteten i produktfunksjonen gjennomgående noe over 1.

2. Endringen i bruttoproduktet synes å være en viktigere investeringsmotiverende variabel enn endringen i forholdet mellom produktprisen og den implisitte brukerpris på realkapital. Resultatene for industri gir en viss indikasjon på at produsentenes reaksjon til endringer i bruttoproduktet er noe tregere enn reaksjonen til endringer i prisene. De to lag-fordelingene har signifikant forskjellig form. Gjennomsnittlig tidsforskyvning mellom bruttoprodukt og kapital estimeres til ca. 3-4 kvartaler, men dette anslaget er trolig følsomt overfor spesifikasjonsfeil.

3. Både når det gjelder lag-fordelingenes form og de implisitte estimater for substitusjons- og skalaelastisiteten er resultatet relativt følsomt overfor valget av indikator for brukerprisen på kapital. Ingen av de indikatorer som er forsøkt, peker seg ut som klart bedre enn de andre. Gjennomgående gir brukerpriser konstruert på grunnlag av effektiv rente på norske statsobligasjoner (c_2 og c_{2A}) noe lavere residualspredning i kapitaltilpasningsligningen enn brukerpriser beregnet ved euro-dollar-rentesatsen (c_1 og c_{1A}).

4. Autokorrelasjon i restleddet er et betydelig problem, spesielt i ligningene basert på polynomiske lag-fordelinger. Forsøk på å korrigere for førsteordens autokorrelasjon eliminerer ikke problemet, men bekrefter at hypotesen om restleddsfordelingen har merkelig betydning for estimeringsresultatet.

5. Det er for artsgruppen maskiner at den neo-klassiske teori for kapitaletterspørsel best synes å kunne oppfange investeringsvariasjonene. Dårligst i denne henseende kommer transportmidler ut, mens bygninger og anlegg inntar en mellomstilling. Resultatene gir en viss indikasjon på at maskinkapitalen endres raskere enn bygnings- og anleggskapitalen.

6. Residualspredningen i kapitaltilpasningsligningen skrevet på logaritmisk form er ca. 0.01 eller lavere, dvs. den "uforklarte" variasjon i kapitalen utgjør omtrent 1 prosent av kapitalbeholdningen. Sammenlignet

med nivået av investeringen er residualspredningen betydelig.³⁵⁾

Disse resultater er på en del punkter i tråd med hovedkonklusjonene i artikler av Eisner og Nadiri [24], [25] og Bischoff [7], som er basert på kvartalsdata fra USA. Bischoff konkluderer, som oss, med at valget av stokastisk utforming av kapitaltilpasningsligningen har vesentlig betydning for estimeringsresultatene og at langtidselastisiteten av kapitaletterspørselen med hensyn på prisforholdet p/c er positiv ($\sigma > 1$). Men hans konklusjon om at denne elastisiteten ikke avviker (signifikant) fra 1 - hensyn tatt til førsteordens autokorrelasjon i restleddet - støttes ikke av våre resultater. På dette punkt er vi på linje med Eisner og Nadiri, som mener det er sterke holdepunkter for å påstå at elastisiteten er mindre enn 1. Vi er også på linje med disse forfattere når de konkluderer med at investeringene reagerer noe raskere på prisendringer enn på endringer i produksjonen. Bischoff hevder det motsatte.³⁶⁾

5. OM INVESTERINGER OG KREDITT

For en (institusjonell) sektor gjelder definisjonsmessig alltid følgende ligning:

$$(5.1) \quad \text{Formue} = \text{Verdi av realkapital} + \text{Verdi av finanskapital},$$

hvor finanskapitalen representerer summen av sektorens nettofordringer på andre sektorer (penger, bankinnskudd, obligasjoner, aksjer etc.). Definerer vi sparing som formuestilvekst, følger av (5.1) at det i hver avgrenset periode vil gjelde at

$$(5.2) \quad \text{Sparing} = \text{Verdi av nettorealinvestering} + \text{Netto finansinvestering},$$

når vi for enkelhets skyld ser bort fra verdioppskrivning (-nedskrivning) av de enkelte real- og finansobjekter (prisgevinster eller -tap).

35) I den ligning i tabell 6 som fra et føyningssynspunkt er best, dvs. den siste, er eksempelvis standardavviket på differensen mellom observert og beregnet investering (Root Mean Square Error) ca. 106 mill.kr og tallverdiavviket på feilen (Mean Absolute Error) ca. 81 mill.kr. Gjennomsnittet av investeringen er 326 mill.kr. Theil's ulikhetskoeffisient, som er et normalisert mål for prognosepresisjon, hvor 0 betegner "perfekt overensstemmelse" og 1 "ingen overensstemmelse", er 0.154. (Se Theil [69], p. 28.)

36) Modellspesifikasjonene i de nevnte artikler skiller seg fra vår på et par sentrale punkter. For det første bygger de gjennomgående på såkalte rasjonale lag-fordelinger, som innebærer at tilbakedaterte verdier av $\log K_t$ opptrer på høyre side i regresjonsligningene. For det annet benytter de sesongjusterte tallserier ved estimeringen. I hvilken grad dette påvirker sammenlignbarheten av resultatene, er det vanskelig å avgjøre.

Finansinvesteringen kan på sin side skrives som

$$(5.3) \quad \text{Netto finansinvestering} = \begin{aligned} & \text{Økning i sektorens fordringer på andre} \\ & \text{sektorer} \\ & - \text{Økning i andre sektorens fordringer på} \\ & \text{vedkommende sektor.} \end{aligned}$$

Av (5.2) og (5.3) følger

$$(5.4) \quad \text{Verdi av nettorealinvestering} = \begin{aligned} & \text{Sparing} \\ & + \text{Økning i andre sektorens fordringer} \\ & \text{på vedkommende sektor} \\ & - \text{Økning i sektorens fordringer på} \\ & \text{andre sektorer.} \end{aligned}$$

Denne sammenheng er fundamental, fordi den knytter forbindelsen mellom "realsiden" og "finanssiden" av en sektors investeringsbeslutninger. For å etablere en teori for investeringsatferd vil en følgelig måtte gjøre forutsetninger om de variable på høyre side av likhetstegnet i (5.4). En kan ikke gi utsagn om "realsiden" av en sektors investeringsaktivitet uten samtidig å gjøre forutsetninger om "finanssiden". I modellene i avsnittene 3 og 4 har disse forutsetningene vært gjort implisitt. I avsnitt 4 har vi stilltende regnet med at det eksisterer et *perfekt kapitalmarked*, hvor bedriftene kan låne eller plassere finansielle midler til den eksogent gitte rentesats i det omfang de måtte ønske. Det har derfor vært unødvendig å spesifisere finanstransaksjonene eksplisitt i modellen.

I praksis vil kreditttilførselen til den private sektor ofte være underlagt restriksjoner. *Kreditttrasjoner* har vært et sentralt økonomisk-politisk virkemiddel i Norge i etterkrigstiden; bedriftene har ikke kunnet oppta ubegrensede lån i banksektoren selv om de har vært villige til å betale den rentesats som forlanges. Rentenivået har stort sett vært holdt lavere enn det som ville bringe likevekt mellom tilbud og etterspørsel av lånemidler. Men kreditttrasjoner har ikke vært fullstendig: Myndighetene har direkte eller indirekte regulert kreditttilførselen fra bankene gjennom direktiver, utlånsbestemmelser ("utlånstak"), reservekravbestemmelser og plasseringskrav. De har også hatt sterk kontroll med kreditttilførselen til bedriftene fra obligasjonsmarkedet og i betydelig grad også med låneopptak i utlandet. Rentenivået for de utenlandske lån har stort sett ligget høyere enn det innenlandske rentenivå. Imidlertid er det etterhånden vokst fram kredittformidlingsinstitusjoner som ikke omfattes av de offentlige reguleringer og som yter

lån til rentesatser som ligger vesentlig høyere enn de regulerte - det såkalte "grå" kredittmarked.¹⁾

Flere vil hevde at rentabilitetsorienterte teorier, som modellen i avsnitt 4 bygger på, ikke står sterkt i en slik situasjon og at en modell hvor tilgangen av eksterne og interne finansielle midler settes i forgrunnen, vil være mer realistisk. Overveielser av denne type kan motivere til at en direkte postulerer at en sektors realinvesteringer er en funksjon av

- 1) økningen i lån fra andre sektorer, regnet netto,
 - 2) sektorens eget driftsoverskudd etter skatter og eventuelt avskrivninger,
 - 3) et uttrykk for sektorens likviditet, f.eks. sammensetningen av dens aktiva- og passivaposter,
- og
- 4) et uttrykk for sektorens "investeringsønsker" bestemt ved "real-økonomiske overveielser".

Det hefter imidlertid vesentlige problemer ved en slik "modell", både teoretisk og empirisk. La oss se litt nærmere på dette. Vi betrakter en vilkårlig foretakssektor og innfører følgende symboler:

- A: Aksjekapital.
- U: Gjeld til andre (innenlandske og utenlandske) sektorer (obligasjonslån, banklån).
- M: Beholdning av likvide fordringer på andre sektorer (sentralbankpenger, bankinnskudd, investeringsfond etc.).
- K: Beholdning av realkapital, regnet i volum.
- D: Dividendebetaling til sektorens eiere (aksjonærer).
- T: Skattebetaling til det offentlige.
- Q: Bruttoprodukt, regnet i volum.
- L: Arbeidsinnsats, regnet i volum.
- J: Bruttoinvestering, regnet i volum.
- p: Pris på bruttoprodukt.
- w: Lønnsats.
- q: Pris på bruttoinvestering.
- a: Gjeldsrentesats.
- r: Avkastningsrate for likvide fordringer.

Sektorens *tilgang* av finansielle midler i en periode skriver seg fra fire kilder:

- 1) Det løpende driftsoverskudd, dvs. de løpende driftsinntekter minus utgifter til vareinnsats og belønning av arbeidskraft, men ikke fratrukket investeringsutgifter = $pQ - wL$.
- 2) Renter av fordringer på andre sektorer = rM .
- 3) Tilvekst i lån fra andre sektorer = ΔU .
- 4) Aksjeemisjoner = ΔA .

1) Denne oversikten gir bare enkelte stikkord. For nærmere detaljer, se f.eks. Meinich [55].

Disse midler kan gis følgende fem *anvendelser*:

- 1) Kjøp av investeringsvarer = qJ .
- 2) Betaling av renter av gjeld til andre sektorer = aU .
- 3) Økning i fordringer på andre sektorer = ΔM .
- 4) Dividendebetaling = D .
- 5) Skattebetaling til det offentlige = T .

Ved å sette summen av tilgangspostene lik summen av anvendelsespostene får vi altså

$$(5.5) \quad pQ - wL + rM + \Delta U + \Delta A = qJ + aU + \Delta M + D + T.$$

Ut fra (5.5) er det nærmest trivielt å konstatere følgende:

Hvis driftsoverskuddet, $pQ - wL$, fordringene på andre sektorer, M , rentesatsen, r , aksjekapitalen, A , dividendebetalingen, D , og skattebetalingen, T , holder seg konstante, vil investeringsutgiften qJ følge endringen i utlåne (inklusive rentebetalingene) fra de øvrige sektorer, $\Delta U - aU$. Likeledes vil investeringsutgiften følge variasjonene i driftsoverskuddet hvis skattebetalingen og de øvrige finansielle strømnings- og beholdningsvariable er konstante.

Økosirkbetraktninger av denne type gir naturligvis ingen holdpunkter for konklusjoner om hva som bestemmer investeringsvolumet. De gir intet grunnlag for å avgjøre hvilken vei en eventuell årsaks-/virkningsskjede mellom realinvesteringene og kredittvariable måtte gå. Er det kreditttilførselen som bestemmer investeringene, er det investeringene som bestemmer kreditttilførselen, eller bestemmes de begge ved et felles sett av underliggende faktorer? Det er et langt sprang fra å formulere (5.5) til å postulere at qJ er en funksjon av f.eks. $(pQ - wL + rM - aU - D - T)$, ΔU og ΔA .²⁾

Eventuelle hypoteser om enveissammenheng mellom finansielle variable og realinvesteringen vil derfor fordre tilleggsresonnementer. Dette gjelder like fullt om myndighetene driver utstrakt kredittrasjonering. Vi skal se på en enkel modell for å illustrere dette viktige poenget. Vi forsyner de variable i (5.5) med fotskrift t for periode og innfører to "realøkonomiske" bindinger, produktfunksjonen (jfr. (4.1))

- 2) For å ta en analogi: Vi vet at for en husholdning gjelder pr. definisjon at inntekt er lik konsum pluss sparing. Men vi kan ikke av det alene slutte at inntekten er en forklaringsfaktor for konsumet. Ytterligere betingelser som beskriver konsumentenes tilpasning til de gitte valgmuligheter, f.eks. nyttemaksimering over tid, må bringes inn.

$$(5.6) \quad Q_t = F(L_t, K_t)$$

og sammenhengen mellom tidsfunksjonene for bruttoinvestering og kapital, (jfr. (4.3))

$$(5.7) \quad J_t = \Delta K_t + \delta K_{t-1}.$$

La oss for enkelhets skyld forutsette at aksjekapitalen holdes konstant, dvs. $\Delta A_t = 0$, og at det ikke skjer plasseringer i fordringer på andre sektorer, dvs. $M_t = 0$, for alle t . Balanseligningen (5.5) forenkler seg da til

$$(5.8) \quad p_t Q_t - w_t L_t + \Delta U_t = q_t J_t + a_t U_t + D_t + T_t.$$

Vi forutsetter at bedriften i hver periode tilstreber en kortsiktig maksimering av driftsoverskuddet $p_t Q_t - w_t L_t$ med hensyn på arbeidskraften L_t . Ved å kombinere førsteordensbetingelsen $\partial F(L_t, K_t) / \partial L_t = w_t / p_t$ med (5.6) får vi uttrykk for Q_t og L_t av formen

$$Q_t = h_Q \left(\frac{w_t}{p_t}, K_t \right),$$

$$L_t = h_L \left(\frac{w_t}{p_t}, K_t \right).$$

Settes disse inn i (5.8), får vi følgende uttrykk for verdien av bruttoinvesteringene:

$$(5.9) \quad q_t J_t = p_t h_Q \left(\frac{w_t}{p_t}, K_t \right) - w_t h_L \left(\frac{w_t}{p_t}, K_t \right) + \Delta U_t - a_t U_t - D_t - T_t.$$

Vi forutsetter dessuten at dividenden er eksogent gitt ut fra aksjonærenes krav til forrentning av den investerte kapital og at det offentlige har fullstendig hånd om kredittilgangen og skattebetalingene, dvs. at D_t , U_t og T_t er eksogene variable. Ligningene (5.7) og (5.9) bestemmer da tidsutviklingen for realinvesteringen og kapitalen når tidsutviklingen for prisvariablene, kredittilgangen og dividende- og skattebetalingene er gitt. Her har (5.9) den spesielle egenskap at koeffisienten foran ΔU_t er lik 1 og koeffisienten foran D_t og T_t er lik -1. I modellens reduserte form vil imidlertid koeffisientene avhenge av produktfunksjonens form (via h_Q og h_L) og depresieringsratens størrelse.³⁾

3) Hvis vi i stedet hadde latt kapitalbeholdningen i produktfunksjonen være datert ved periodens begynnelse, ville (5.9) representere den reduserte form for investeringsutgiften.

Å satse på investeringsrelasjoner av typen (5.9) i modellanalyser for den norske økonomi ville reise flere vesentlige problemer. Det første, og kanskje mest alvorlige, er at balanseligninger av formen (5.8) ikke er empirisk kartlagt på det aggregeringsnivå som det vil være aktuelt å benytte. En del komponenter kan observeres, men noen "ligger i mørke", og for de som kan observeres, er definisjonene ikke alltid innbyrdes konsistente. Et særlig problem er det at sektorspesifikasjonen i nasjonalregnskapet - som dekker de "realøkonomiske" variable - bygger på en funksjonell inndeling med bedriften som enhet, mens kredittmarkedstatistikken - som spesifiserer finanstransaksjonene - er basert på en institusjonell sektorinndeling med den regnskapsførende enhet, foretaket, som observasjonsenhet.

Det andre problemet, som henger sammen med det første, er at kredittrasjoneringen ikke er fullstendig. Som nevnt, skjer en rekke låne-transaksjoner utenom det organiserte og regulerte kredittmarked. Disse transaksjonene mangler vi også stort sett statistisk informasjon om. En del av U_t er med andre ord ikke autonomt styrt av det offentlige, og vi vet heller ikke hvor stor del "lekkasjen" utgjør.⁴⁾

Det tredje problemet er at denne type av investeringsteori bryter sammen hvis bedriftenes "investeringsønsker", bestemt ved "realøkonomiske" overveielser periodevis blir så små at utlånsreguleringen ikke representerer noen effektiv beskranking. Bedriftene vil da foretrekke å plassere eventuelle disponible midler i finansfordringer (øke M) fremfor å re-investere dem i produksjonskapital.⁵⁾ Periodevis har dette vært situasjonen i Norge i etterkrigstiden.

Det vil neppe være mulig å innarbeide kredittrestriksjoner skikkelig i empiriske modeller for investeringsatferd uten en bedre data-messig kartlegging av sammenhengen mellom investerings- og kreditt-transaksjonene på produksjonssektornivå enn vi har i dag. Men teoretiske og empiriske studier av foretakenes finansielle atferd vil selvsagt også være nødvendig.⁶⁾

4) Se også Amundsen og Biørn [3], pp. 218-219.

5) Jfr. Brown [12], spesielt pp. 115-117 og Johansen [37], pp. 9-10.

6) Det finnes en god del utenlandske investeringsanalyser hvor drifts-overskuddet (evt. "cash-flow"), tilgangen på lån fra andre sektorer og undertiden også foretakenes beholdninger av likvide midler, akkumulerte fond etc. opptrer som forklaringsvariable for investeringene uten at økosirkrelasjonene datamessig er brakt i orden. Se f.eks. Anderson [4], Courbis [16], [17], Eliasson [26], Klein og Goldberger [46], pp. 10-13, Lintner [50] og Meyer og Kuh [56], kap. VIII-XII. Begrunnelsene har ofte ad hoc-karakter, men trekker undertiden på mer dyptlodgende teorier for foretakenes og aksjonærenes finansielle atferd, hvor risikobetraktninger, ønsket om å gardere seg mot insolvens etc. bringes inn.

6. INVESTERINGSUTVIKLINGEN BESTEMT VED SAMSPILL MELLOM ETTERSPORSELS- OG TILBUDSREAKSJONER PÅ KAPITALVAREMARKEDET

De teorier og teorielementer som er diskutert foran, bygger alle på at investeringsutviklingen mer eller mindre direkte blir bestemt ved atferdsreaksjonene til de bedrifter som etterspør og bruker realkapital i produksjonen. Atferden til de bedrifter som produserer og selger kapital, er enten fullstendig neglisjert (som i modellen i avsnittene 4.1 og 4.2) eller kommer implisitt og summarisk til uttrykk i form av reaksjonstreggheter i investorenes tilpasning (som i modell 1 i avsnitt 3.1 og modellen i avsnitt 4.3).

Dette er en alvorlig innvending så vel teoretisk som empirisk. En i høy grad aktuell hypotese er at det er i forhold på tilbudssiden at vi må søke forklaringen på at investeringsvolumet ikke fluktuerer så sterkt over tiden som det isolerte betraktninger av kapitaletterspørernes reaksjoner i en neo-klassisk modell skulle tilsi (jfr. avsnitt 4.2) - med andre ord at resonnementer basert på tekniske eller institusjonelle treggheter, forsinket tilpasning av forventningene o.l. skyter over målet. Hvis vi unnlater å representere kapitalvareprodusentens reaksjoner til priser og andre markedsforhold på en brukbar måte, vil vår modell aldri kunne gi en tilfredsstillende strukturbeskrivelse av mekanismene bak investeringsutviklingen - uansett hvor store anstrengelser vi måtte legge i å raffinere beskrivelsen av etterspørselssiden av kapitalvaremarkedet.

En slik "markedsteori for investering" er lansert av Trygve Haavelmo.¹⁾ Ifølge denne teorien blir produksjon og tilbud av investeringsvarer, etterspørselen etter kapital, kapitalprisen og den implisitte brukerprisen på kapital bestemt simultant ved en dynamisk likevektsprosess. Modellen blir dynamisk fordi kapital etterspørres som en beholdning ved at bedriftene etterspør de tjenester som kapitalen yter (jfr. begynnelsen av avsnitt 4.1), mens produksjonen og tilbudet av nye investeringsvarer er en strøm som endrer denne beholdningen. Det er altså en essensiell egenskap ved denne investeringsteori at investeringsvolumet ikke kan betraktes som bestemt ved én enkelt ligning - vi kan ikke lokalisere noen direkte "investeringsmotiverende faktorer". Det å diskutere hvilke mekanismer som har betydning for investeringsvolumet i en periode, er det samme som å diskutere hvilke mekanismer som er bestemmende for investeringsprisen. Pris- og kvantumsbestemmelsen kan ikke sees atskilt. Vi gjengir et par

1) Se Haavelmo [36], kapitlene 31-32. Jfr. også Brechling [11], kapittel VII, og Amundsen og Biørn [3], spesielt avsnitt 3 og appendiks B.

sitater fra Haavelmo som sterkt poengterer dette:²⁾

"... the rate of investment is determined by a conjunction of the cost of producing capital goods and the yield from its use as a factor of production. Note that it is, actually, not the users of capital who "demand" investment, it is the producers of capital goods who determine how much they want to produce at the current price of capital".

"What we should reject is the naive reasoning that there is a "demand schedule" for investment which could be derived from a classical scheme of producers' behavior in maximizing profit. The demand for investment cannot simply be derived from the demand for capital. Demand for a finite addition to the stock of capital can lead to any rate of investment, from almost zero to infinity, depending on the additional hypothesis we introduce regarding the speed of reaction of the capital-users. I think that the sooner this naive, and unfounded, theory of the demand-for-investment schedule is abandoned, the sooner we shall have a chance of making some real progress in constructing more powerful theories to deal with the capricious shortrun variations in the rate of private investment."

Vi vil se på to enkle modeller hvor dette "markedslikevektssynspunktet" er rendyrket, og gjengi noen tentative estimeringsresultater basert på data for industri. Begge modellene har tre ligninger, en etterspørselsfunksjon, en tilbudsfunksjon og en markedslikevektsbetingelse.

Modell I

Etterspørselsreaksjonene beskrives ved

$$(6.1) \quad K_t = a_0 + a_1 \frac{P_t}{q_t(r_t + 4\delta)} + a_2 Q_t + u_{1t},$$

hvor K_t er kapitalbeholdningen i industri ved utgangen av kvartal t , Q_t bruttoproduktet i industri i faste priser i kvartal t , og p_t og q_t henholdsvis netto prisindeks for bruttoproduktet ("faktorprisindeks") og prisindeks for investering i kvartal t . Videre betegner r_t pro-anno-rentesatsen i kvartal t - representert ved effektiv rente på statsobligasjoner³⁾ - mens δ er kapitalens depresieringsrate pr. kvartal og u_{1t} et stokastisk restledd. Ligningen kan betraktes som en linearisering av "quasi-etterspørselsfunksjonen" (4.15) med $q_t(r_t + 4\delta)$ som brukerpris på kapital pro anno, idet vi for enkelhets skyld ser bort fra virkningen av skatte- og avskrivningsregler.

Tilbudsreaksjonene er vanskeligere å formalisere. Det kan synes kunstig å operere med en tilbudsfunksjon for kapitalvarer spesielt rettet mot norsk industri. I praksis konkurrerer investorene i industri på et

2) Haavelmo [36], pp. 196 og 216.

3) Den motsvarer altså bruttorentesatsen ρ_2 i appendiks C.

marked hvor også bedrifter i andre norske næringer og utenlandske bedrifter deltar. Dessuten vil "selvvetterspørsel" ha betydning i en modell hvor industri opptrer som én aggregert sektor. Industri er ikke bare en betydelig etterspørter etter realkapital; den er også en viktig produsent av kapitalvarer, særlig maskiner og transportmidler, og denne produksjonen krever kapitalinnsats. Vi ser her bort fra disse komplikasjonene og beskriver tilbudsreaksjonene ved

$$(6.2) \quad J_t = b_0 + b_1 \frac{q_t}{P_t} + b_2 X_t + u_{2t},$$

hvor J_t er industriens samlede bruttoinvestering i faste priser, P_t prisindeksen ("markedsprisindeksen") for industriens bruttoprodukt, X_t bruttonasjonalproduktet i faste priser og u_{2t} et stokastisk restledd. Bruttonasjonalproduktet representerer på en summarisk måte aktivitetsnivået i de kapitalvareproduserende næringer. Deflatoren P_t kan oppfattes som "prisen på et konkurrerende produkt".

Markedslikevekten for beholdningen av kapital beskrives ved⁴⁾

$$(6.3) \quad K_t = J_t + (1-\delta)K_{t-1} + u_{3t},$$

hvor venstresiden representerer etterspørselen etter og høyresiden tilbudet (tilgangen) av kapital ved utgangen av kvartal t . Tilbudet har to komponenter: J_t , kapital produsert og installert i kvartal t , og $(1-\delta)K_{t-1}$, kapital som etter fradrag av depresiering er "overtatt fra" foregående kvartal. Restleddet u_{3t} er med fordi forutsetningen om konstant depresieringsrate δ bare holder som en tilnærming.

Modellen har 3 endogene variable, K_t , J_t og q_t , og 6 predeterminerte, p_t , r_t , P_t , Q_t , X_t og K_{t-1} . Estimerer for modellens 7 koeffisienter, beregnet ved vanlig minste kvadraters metode (OLS), ikke-lineær to-trinns minste kvadraters metode (NL2SLS) og ikke-lineær tre-trinns minste kvadraters metode (NL3SLS), er gitt i tabell 11.⁵⁾ For å "spare" frihetsgrader ved estimeringen valgte vi å utelate sesongvariable i denne modellen. En meningsfull bruk av to-trinns og tre-trinns minste kvadraters metode fordrer at antall frihetsgrader i estimeringen i første trinn ikke er for lavt.

- 4) Det er her unødvendig å skjelne mellom "strømlikevekt" ("flow equilibrium") og "beholdningslikevekt" ("stock equilibrium"). Det er likevekt i begge betydninger av ordet. Se f.eks. Bent Hansen [34], Lecture 7 vi.
- 5) Beregningene ble utført ved hjelp av det interaktive databehandlings-systemet TROLL. Estimeringen ved NL2SLS og NL3SLS ble foretatt ved iterasjon med OLS-estimatene som startverdier. Ved estimeringen av etterspørselsfunksjonen (6.1) ble depresieringsraten δ satt lik 0.0142, som ligger meget nær det estimat som følger av likevektslikningen (6.3).

Alle estimater for a_1 , a_2 , b_1 og b_2 har de fortegn vi vil vente hvis (6.1) skal representere etterspørrerreaksjoner og (6.2) tilbyderreaksjoner. Kvantumskoeffisientene a_2 og b_2 er skarpere bestemt enn pris-koeffisientene a_1 og b_1 . Ingen av estimatene for b_1 er signifikant positive ifølge en ensidig t-test med 5 prosent nivå, og bare to-trinns-estimatet for a_1 er signifikant positivt.⁶⁾

Tabell 11. Estimater for koeffisientene i modell I:^{a)}

$$K_t = a_0 + a_1 p_t / (q_t (r_t + 4\delta)) + a_2 Q_t + u_{1t},$$

$$J_t = b_0 + b_1 q_t / p_t + b_2 X_t + u_{2t},$$

$$K_t = J_t + (1-\delta)K_{t-1} + u_{3t}.$$

Industri.

Estimeringsperiode: 1962.1 - 1970.4

	Vanlig minste kvadraters metode (OLS)	Ikke-linær to-trinns minste kvadraters metode (NL2SLS)	Ikke-linær tre-trinns minste kvadraters metode (NL3SLS)
\hat{a}_0	-288.98 (5129.05)	-2535.64 (5515.79)	-649.96 (4886.56)
\hat{a}_1	821.38 (561.39)	1088.03 (610.47)	864.62 (534.54)
\hat{a}_2	6.5470 (0.5864)	6.4614 (0.5934)	6.5343 (0.5175)
\hat{b}_0	-415.309 (464.133)	-567.349 (554.423)	-327.884 (400.947)
\hat{b}_1	650.774 (420.631)	786.289 (505.801)	542.243 (368.454)
\hat{b}_2	0.03799 (0.00939)	0.03924 (0.00955)	0.03987 (0.00690)
$\hat{\delta}$	0.01421 (0.00002)	0.01421 (0.00002)	0.01421 (0.00002)
R_1^2	0.8201	0.8188	0.8200
R_2^2	0.3443	0.3421	0.3412
R_3^2	1.0000	1.0000	1.0000
$\hat{\sigma}_1$	1450.0	1459.7	1454.8
$\hat{\sigma}_2$	87.20	87.34	87.40
$\hat{\sigma}_3$	2.84	2.84	2.84
D.W. ₁	1.99	1.95	1.99
D.W. ₂	1.39	1.42	1.42
D.W. ₃	0.35	0.35	0.35

a) R_i^2 er kvadratet av den multiple korrelasjonskoeffisient i ligning nr. i.
 $\hat{\sigma}_i$ er estimatet på standardavviket til u_{it} .
 D.W._i er Durbin-Watson-observatoren i ligning nr. i.

6) Settes testnivået til 10 prosent, er samtlige estimater for a_1 og b_1 signifikant positive.

Samlet innebærer disse resultatene at modellen gir mindre fluktuasjoner i investeringsvolumet ved endringer i de eksogene variable Q_t , p_t og r_t enn vi ville forutsi på grunnlag av quasi-ettterspørselsfunksjonen (6.1) alene. En del av effekten spiller over på kapitalprisen, og dermed dempes kvantumseffekten av de eksogene endringene.

De verdier av pris- og kvantumselastisitetene som estimatene i tabell 11 innebærer, virker ikke urimelige. På grunnlag av tre-trinns-estimatene finner vi at verdiene i midtpunktet av observasjonsmaterialet er

$$\text{est } \left(\frac{\partial K_t}{\partial q_t} \frac{q_t}{K_t} \right) = -0.29,$$

$$\text{est } \left(\frac{\partial K_t}{\partial Q_t} \frac{Q_t}{K_t} \right) = 0.73,$$

$$\text{est } \left(\frac{\partial J_t}{\partial q_t} \frac{q_t}{J_t} \right) = 0.76,$$

$$\text{est } \left(\frac{\partial J_t}{\partial X_t} \frac{X_t}{J_t} \right) = 0.70.$$

Etterspørselstetisitetene ligger på nivå med de tilsvarende estimater i avsnitt 4.4.

Modell II

Den andre modellen er forenklet enda sterkere enn den første med sikte på å få bedre fram den dynamiske struktur i kapitalvaremarkedet. Forenklingen består i (a) at prisvariabelen i etterspørselsfunksjonen inverteres, (b) at faktorprisen p_t erstattes med markedsprisen P_t og (c) at renten betraktes som konstant. I denne modellen tar vi hensyn til sesongsvingninger ved å inkludere d_{2t} , d_{3t} og d_{4t} , hvor d_{it} er 1 i i -te kvartal ($i = 2, 3, 4$) og 0 ellers, i etterspørsels- og tilbudsfunksjonen. Modellen får dermed formen

$$(6.4) \quad K_t = A_0 + A_{02}d_{2t} + A_{03}d_{3t} + A_{04}d_{4t} + A_1 \frac{q_t}{P_t} + A_2 Q_t + v_{1t},$$

$$(6.5) \quad J_t = B_0 + B_{02}d_{2t} + B_{03}d_{3t} + B_{04}d_{4t} + B_1 \frac{q_t}{P_t} + B_2 X_t + v_{2t},$$

$$(6.6) \quad K_t = J_t + (1-\delta)K_{t-1} + v_{3t}.$$

Her inngår samme prisvariabel i etterspørsels- som i tilbudsfunksjonen; rente- og depresieringsfaktoren vil være en del av koeffisienten A_1 .

Modellen er estimert ved vanlig minste kvadraters metode på grunnlag av de samme data som tidligere.⁷⁾ For etterspørselsfunksjonen får vi estimatene

$$\hat{A}_0 = 12014.1, \hat{A}_{02} = 708.2, \hat{A}_{03} = 3083.8, \hat{A}_{04} = -67.2$$

$$(4572.6) \quad (368.8) \quad (383.6) \quad (400.2)$$

$$\hat{A}_1 = -9174.72, \hat{A}_2 = 7.7329$$

$$(4135.42) \quad (0.3380)$$

$$R^2 = 0.9551, \hat{\sigma} = 780.76, \text{D.W.} = 2.13,$$

og for tilbudsfunksjonen

$$\hat{B}_0 = -501.2, \hat{B}_{02} = 14.8, \hat{B}_{03} = -79.7, \hat{B}_{04} = 59.7,$$

$$(439.6) \quad (34.5) \quad (40.6) \quad (38.5)$$

$$\hat{B}_1 = 648.524, \hat{B}_2 = 0.04525,$$

$$(393.186) \quad (0.00880)$$

$$R^2 = 0.5847, \hat{\sigma} = 72.73, \text{D.W.} = 0.63.$$

Siden modellen er lineær, er det enkelt å finne eksplisitte uttrykk for de endogene variable K_t , J_t og q_t/P_t . Lar vi Y_t representere summen av konstantleddet, sesongleddene og restleddet i (6.4) og Z_t det tilsvarende uttrykk i (6.5) og dessuten neglisjerer restleddet i (6.6), kan modellen skrives på formen

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -A_1 \\ 0 & 1 & -B_1 \\ 1-(1-\delta)L & -1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} K_t \\ J_t \\ q_t/P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_2 Q_t + Y_t \\ B_2 X_t + Z_t \\ 0 \end{bmatrix}.$$

7) Også to-trinns og tre-trinns minste kvadraters metode ble forsøkt. Disse gav, som i modell I, punktestimater nokså nær minste kvadraters estimatene, men på grunn av det lave antall frihetsgrader oppstod det problemer ved beregning av estimater for standardavvikene. Vi holder oss derfor til minste kvadraters estimatene i det følgende, selv om de er inkonsistente.

hvor L som før betegner lag-operatoren. Herav finner vi⁸⁾

$$(6.7) \quad K_t = -\frac{A_1(1-\delta)}{B_1-A_1} K_{t-1} + \frac{B_1}{B_1-A_1} (A_2 Q_t + Y_t) - \frac{A_1}{B_1-A_1} (B_2 X_t + Z_t),$$

$$(6.8) \quad J_t = -\frac{A_1(1-\delta)}{B_1-A_1} J_{t-1} + \frac{B_1\{1-(1-\delta)L\}}{B_1-A_1} (A_2 Q_t + Y_t) - \frac{A_1\{1-(1-\delta)L\}}{B_1-A_1} (B_2 X_t + Z_t),$$

$$(6.9) \quad \frac{q_t}{P_t} = -\frac{A_1(1-\delta)}{B_1-A_1} \frac{q_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{1-(1-\delta)L}{B_1-A_1} (A_2 Q_t + Y_t) - \frac{1}{B_1-A_1} (B_2 X_t + Z_t).$$

Både kapitalligningen, investeringsligningen og prisligningen er dynamiske fordi kapitalen etterspørres som en beholdning, mens tilbudet av nye investeringsvarer er en strøm som øker denne beholdningen. Siden ligningene er avledet av samme strukturmodell, har de felles koeffisienter, spesielt ser vi at den sammensatte koeffisienten foran K_{t-1} i kapital-ligningen er lik koeffisienten foran J_{t-1} i investeringsligningen, som igjen er lik koeffisienten foran q_{t-1}/P_{t-1} i prisligningen.⁹⁾

Som illustrasjon gjengir vi estimatet for investeringsligningen. Ved å sette minste kvadraters estimatene ovenfor inn i (6.8) får vi

$$J_t = 0.9207 J_{t-1} + 0.5105 Q_t - 0.5032 Q_{t-1} + 0.04226 X_t - 0.04166 X_{t-1}$$

+ sesongledd + konstantledd.

Det er gjennomført noen enkle *simuleringer* for å få et inntrykk av hvor godt den estimerte modellen "treffer". Simuleringen gjelder tidsrommet 1962.1 - 1970.4, dvs. samme periode som dataene ved estimeringen er hentet fra. Slik "ex post-simulering" er noe utilfredsstillende - en økonometrisk modell får i alminnelighet først vist sin slagkraft når simuleringssperioden strekker seg utover estimeringsperioden. Men observasjonsseriene er i vårt tilfelle så korte at vi ikke fant å kunne avse noen observasjonssett til dette formål. Simuleringen er gjennomført på to måter.¹⁰⁾ I tabell 12 er det gjengitt resultatet av en såkalt "*dynamisk simulering*". Den innebærer at modellen regner seg suksessivt fremover fra første observasjonssett på

8) I Amundsen og Biørn [3], appendiks B, er en lignende modell diskutert noe mer inngående.

9) I dynamiske modeller av denne type gjelder generelt at alle endogene variable har samme autoregressive struktur. Se f.eks. Klein [44], p. 180.

10) Også disse beregningene ble utført ved hjelp av programsystemet TROLL.

grunnlag av tidsseriene for de eksogene variable, men bruker bare startverdier for de endogene. I hvert kvartal benyttes altså *modellberegnete* verdier av de endogene variable fra foregående kvartal.

Tabell 13 gjelder en "*én-periode-simulering*" ("statisk simulering"). Her er beregningene utført for ett og ett kvartal av gangen; hver gang benyttes de *observerte* verdier av de tilbakedaterte endogene variable - ikke de modellberegnete verdier. En slik problemstilling vil ofte være aktuell for prognoser som strekker seg bare én periode fremover.¹¹⁾ Denne simuleringen er utført for årene 1966 - 1970.

Føyningen er ikke oppsiktsvekkende god, noe vi heller ikke kunne vente med en så enkel modell; summariske mål for presisjonen er gitt i tabell 14. Men for investeringen er føyningen ikke dårligere enn vi oppnådde i de "beste" av kapitaltilpasningsligningene i avsnitt 4. Det syntes der vanskelig å komme under en RMSE (Root Mean Square Error, kvadratrotten av gjennomsnittlig kvadrert feil) på 100 mill.kr for nettoinvesteringen,¹²⁾ mens markedsmodellen i dette avsnitt gir en RMSE for bruttoinvesteringen på 75 mill.kr ved dynamisk simulering og 85 mill.kr ved én-periode-simulering. Det er ellers interessant at én-periode-simuleringen gir den beste føyning for kapitalbeholdningen, mens det for bruttoinvesteringen og prisvariabelener den dynamiske simuleringen som kommer best ut.

11) Jfr. simuleringseksperimentene omtalt i Klein [44], pp. 240 og 246.

Se også Klein [44], kapittel VI.6, og Malinvaud [52], kapittel 14, §4.

12) Jfr. fotnote 35 i avsnitt 4.

Tabell 12. Dynamisk simulering av modell II. Industri.
 Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.
 Estimeringsperiode: 1962.1 - 1970.4.
 Simuleringsperiode: 1962.1 - 1970.4.
 A. Simuleringsresultat for K_t . Mill. 1961-kroner

År	Kvartal	Observert	Simulert	Simuleringsfeil
1962	1	22346	22297.8	-48.2
	2	22663	22567.9	-95.1
	3	22963	22906.8	-56.2
	4	23304	23224.8	-79.2
1963	1	23594	23472.5	-121.5
	2	23889	23728.1	-160.9
	3	24153	24054.7	-98.3
	4	24449	24444.8	-4.2
1964	1	24686	24691.1	5.1
	2	24966	25055.9	89.9
	3	25238	25394.9	156.9
	4	25600	25777.1	177.1
1965	1	25891	26123.6	232.6
	2	26175	26433.6	258.6
	3	26455	26759.9	304.9
	4	26788	27127.2	339.2
1966	1	27105	27487.1	382.1
	2	27434	27767.9	333.9
	3	27802	28061.7	259.7
	4	28278	28463.8	185.8
1967	1	28695	28736.2	41.2
	2	29164	29092.7	-71.3
	3	29494	29317.5	-176.5
	4	29933	29742.5	-240.5
1968	1	30310	30071.0	-239.0
	2	30623	30318.5	-304.5
	3	30866	30535.5	-330.5
	4	31150	30919.4	-230.6
1969	1	31277	31216.1	-60.9
	2	31460	31480.8	20.8
	3	31740	31801.5	61.5
	4	32154	32249.7	95.7
1970	1	32394	32419.0	25.0
	2	32699	32825.6	126.6
	3	33029	33089.0	60.0
	4	33584	33511.9	-72.1

Tabell 12 (forts.). Dynamisk simulering av modell II. Industri.
 Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.
 Estimeringsperiode: 1962.1 - 1970.4.
 Simuleringsperiode: 1962.1 - 1970.4.
 B. Simuleringsresultat for J_t. Mill. 1961-kroner

År	Kvartal	Observert	Simulert	Simuleringsfeil
1962	1	608	565.891	-42.109
	2	631	586.886	-44.114
	3	619	659.370	40.370
	4	664	643.413	-20.587
1963	1	618	577.583	-40.417
	2	628	588.927	-39.073
	3	602	663.628	61.628
	4	638	731.754	93.754
1964	1	583	593.504	10.504
	2	631	715.496	84.496
	3	627	694.967	67.967
	4	720	742.896	22.896
1965	1	652	712.647	60.647
	2	650	681.008	31.008
	3	649	701.793	52.793
	4	707	747.398	40.398
1966	1	699	745.169	46.169
	2	716	671.234	-44.766
	3	761	688.202	-72.798
	4	875	800.668	-74.332
1967	1	824	676.728	-147.272
	2	881	764.658	-116.342
	3	749	638.013	-110.987
	4	914	841.375	-72.625
1968	1	752	750.934	-1.066
	2	741	674.619	-66.381
	3	674	647.625	-26.375
	4	719	817.651	98.651
1969	1	567	735.862	168.862
	2	626	708.094	82.094
	3	727	767.862	40.862
	4	866	899.858	33.858
1970	1	698	627.348	-70.652
	2	768	867.045	99.045
	3	796	729.669	-66.331
	4	1027	892.849	-134.151

Tabell 12 (forts.). Dynamisk simulering av modell II. Industri.
 Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.
 Estimeringsperiode: 1962.1 - 1970.4.
 Simuleringsperiode: 1962.1 - 1970.4.
 C. Simuleringsresultat for q_t/P_t . 1961 = 1.00

År	Kvartal	Observert	Simulert	Simuleringsfeil
1962	1	0.99897	0.99550	=0.00346
	2	0.98436	0.97498	-0.00938
	3	1.03301	1.11944	0.08642
	4	1.00973	0.96637	-0.04335
1963	1	0.99248	0.96776	-0.02471
	2	0.99722	0.95810	-0.03911
	3	1.02715	1.09209	0.06493
	4	1.03215	1.05507	0.02291
1964	1	0.98989	0.95463	-0.03526
	2	1.00206	1.10163	0.09957
	3	0.99607	1.10699	0.11091
	4	1.00244	1.03206	0.02962
1965	1	1.02906	1.09348	0.06442
	2	1.05103	1.01552	-0.03551
	3	1.04034	1.07621	0.03587
	4	1.05356	0.99616	-0.05739
1966	1	1.01936	1.11007	0.09071
	2	1.02183	0.95858	-0.06324
	3	1.07609	1.01018	-0.06591
	4	1.04716	1.05276	0.00560
1967	1	1.01213	0.97139	-0.04074
	2	1.01105	1.04850	0.03744
	3	1.03312	0.89015	-0.14295
	4	1.00464	1.05162	0.04698
1968	1	0.98480	1.03662	0.05182
	2	0.97392	0.89298	-0.08093
	3	0.99190	0.86276	-0.12914
	4	0.98507	0.97812	-0.00694
1969	1	0.93262	0.97249	0.03986
	2	0.97880	0.90873	-0.07007
	3	0.95279	1.00965	0.05686
	4	1.10194	1.05311	-0.04883
1970	1	0.96467	0.79840	-0.16627
	2	0.95463	1.09424	0.13961
	3	0.96010	0.92326	-0.03684
	4	0.96460	0.99730	0.03269

Tabell 13. Ën-periode-simulering av modell II. Industri.
 Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.
 Estimeringsperiode: 1962.1 - 1970.4.
 Simuleringsperiode: 1966.1 - 1970.4.
 A. Simuleringsresultat for K_t . Mill. 1961-kroner

År	Kvartal	Observert	Simulert	Simuleringsfeil
1966	1	27105	27174.8	69.8
	2	27434	27416.1	-17.9
	3	27802	27754.3	-47.7
	4	28278	28224.7	-53.3
1967	1	28695	28565.2	-129.8
	2	29164	29054.8	-109.2
	3	29494	29383.1	-110.9
	4	29983	29905.0	-78.0
1968	1	30310	30292.4	-17.6
	2	30623	30538.6	-84.4
	3	30866	30815.9	-50.1
	4	31150	31223.7	73.7
1969	1	31277	31428.4	151.4
	2	31460	31536.9	76.9
	3	31740	31782.4	42.4
	4	32154	32193.0	39.0
1970	1	32394	32330.9	-63.1
	2	32699	32802.6	103.6
	3	33029	32972.5	-56.5
	4	33584	33456.6	-127.4

B. Simuleringsresultat for J_t . Mill. 1961-kroner

År	Kvartal	Observert	Simulert	Simuleringsfeil
1966	1	699	767.248	68.248
	2	716	696.102	-19.898
	3	761	709.934	-51.066
	4	875	817.571	-57.429
1967	1	824	688.820	-135.180
	2	881	767.343	-113.657
	3	749	633.376	-115.624
	4	914	829.891	-84.109
1968	1	752	735.281	-16.719
	2	741	659.064	-81.936
	3	674	627.806	-46.194
	4	719	796.140	77.140
1969	1	567	720.854	153.854
	2	626	704.131	78.131
	3	727	769.217	42.217
	4	866	903.864	37.864
1970	1	698	633.576	-64.424
	2	768	868.671	100.671
	3	796	737.906	-58.094
	4	1027	896.753	-130.247

Tabell 13 (forts.). Æn-periode-simulering av modell II. Industri.
 Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.
 Estimeringsperiode: 1962.1 - 1970.4.
 Simuleringsperiode: 1966.1 - 1970.4.
 C. Simuleringsresultat for q_t/P_t . 1961 = 1.00

År	Kvartal	Observert	Simulert	Simuleringsfeil
1966	1	1.019360	1.144110	0.124754
	2	1.021830	0.996932	-0.024899
	3	1.076090	1.043690	-0.032404
	4	1.047160	1.078830	0.031667
1967	1	1.012130	0.990039	-0.022096
	2	1.011050	1.052640	0.041582
	3	1.033120	0.883007	-0.150110
	4	1.004640	1.033910	0.029275
1968	1	0.984802	1.012490	0.027685
	2	0.973923	0.868998	-0.104925
	3	0.991905	0.832205	-0.159699
	4	0.985073	0.944958	-0.040115
1969	1	0.932626	0.949355	0.016729
	2	0.978808	0.902625	-0.076182
	3	0.952790	1.011740	0.058950
	4	1.101940	1.059290	-0.042655
1970	1	0.964677	0.808006	-0.156671
	2	0.954630	1.096750	0.142122
	3	0.960109	0.935968	-0.024141
	4	0.964602	1.003320	0.038719

Tabell 14. Summariske mål for presisjonen av simuleringene

Endogen variabel	Dynamisk simulering ^{a)}		Æn-periode-simulering ^{b)}	
	RMSE ^{c)}	Relativ ^{d)} RMSE, prosent	RMSE ^{c)}	Relativ ^{d)} RMSE, prosent
K	188.1	0.68	83.4	0.27
J	74.7	10.50	85.2	11.08
q/P	0.0708	7.04	0.0840	8.41

a) Perioden 1962.1 - 1970.4.

b) Perioden 1966.1 - 1970.4.

c) RMSE: Root Mean Square Error = $\left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Y_i - S_i)^2 \right\}^{\frac{1}{2}}$,

hvor N er antall observasjoner (simuleringer), Y_i er observert verdi og S_i simulert verdi i kvartal i.

d) Relativ RMSE er RMSE dividert med observert gjennomsnitt.

Før prisvariablene er føyningen så dårlig at modellen bare av den grunn vil ha liten praktisk interesse. I noen grad skyldes nok dette svakheter i prisseriene i det kvartalsvise nasjonalregnskapet, men hovedforklaringen er antagelig at modellen forutsetter en for stor grad av prisleksibilitet. Det synes i dag å være anerkjent blant svært mange økonomer at de relative priser i det korte løp reagerer tregere på endringer i markedsforhold enn de tilsvarende kvanta.¹³⁾ Skal modellen bli mer realistisk, vil denne prisstivheten måtte innarbeides på en eller annen måte. Tilbudssiden av investeringsvaremarkedet trenger også en mer raffinert beskrivelse. Det faktum at en betydelig del av investeringsvarene i Norge importeres må blant annet bringes inn.

Alt i alt må vi kunne konkludere med at markedsmodeller for investeringsatferd absolutt er verdt et nærmere studium av økonometrikere. De gir en teoretisk sett mer tilfredsstillende forklaring av investerings-tilpasningen enn ensidig etterspørselsorienterte modeller, og med norske kvartalsdata faller de føyningsmessig ikke dårligere ut. Men modellene blir ikke realistiske uten at tilpasningen av andre variable som produksjon, produksjonskapasitet, sysselsetting, lager m.v. samtidig trekkes inn i resonnementet.

13) Se f.eks. Malinvaud [53], pp. 8-12.

BEREGNING AV KVARTALSVISE KAPITALTALL

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

Vi innfører følgende symboler:

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 vi ønsker å beregne, er D_{1t} , D_{2t} , D_{3t} , D_{4t} samt K_{1t} , K_{2t} og K_{3t} .

Kravet om konsistens mellom kvartals- og årstallene innebærer at følgende ligninger bør være oppfylt:

$$(A.1) \quad D_{1t} + D_{2t} + D_{3t} + D_{4t} = D_t,$$

$$(A.2) \quad K_{1t} = K_{4,t-1} + J_{1t} - D_{1t},$$

$$(A.3) \quad K_{2t} = K_{1t} + J_{2t} - D_{2t},$$

$$(A.4) \quad K_{3t} = K_{2t} + J_{3t} - D_{3t},$$

$$(A.5) \quad K_{4t} = K_{3t} + J_{4t} - D_{4t}.$$

Disse 5 ligninger legger til sammen 4 uavhengige restriksjoner på de 7 "ukjente" D_{it} ($i = 1, 2, 3, 4$) og K_{it} ($i = 1, 2, 3$). En av ligningene er overflødig siden den avledede ligning

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

er identisk oppfylt i observasjonsmaterialet. Vi utelater (A.5). Det gjenstår 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

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

Hvis depresieringen bare endrer seg ubetydelig fra år til år, vil dette kunne være en brukbar førsteordenstilnærme. Men ofte vil den "trappetrinnsbevegelse" i depresieringstallene som denne forutsetning automatisk gir, kunne forstyrre den dynamiske struktur 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

$$(A.6) \quad \frac{D_{1t}}{K_{4,t-1}} = \frac{D_{2t}}{K_{1t}} = \frac{D_{3t}}{K_{2t}} = \frac{D_{4t}}{K_{3t}} = \delta_t \quad \text{for alle } t,$$

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 altså med δ_t .

Ved å kombinere (A.1) og (A.6) får vi

$$(A.7) \quad \delta_t (K_{4,t-1} + K_{1t} + K_{2t} + K_{3t}) = D_t.$$

Av (A.2) - (A.4) og (A.6) følger at K_{1t} , K_{2t} og K_{3t} kan uttrykkes ved δ_t og kjente variable på følgende måte:

$$(A.8) \quad K_{1t} = K_{4,t-1} (1 - \delta_t) + J_{1t},$$

$$(A.9) \quad K_{2t} = K_{4,t-1} (1-\delta_t)^2 + (1-\delta_t)J_{1t} + J_{2t},$$

$$(A.10) \quad K_{3t} = K_{4,t-1} (1-\delta_t)^3 + (1-\delta_t)^2 J_{1t} + (1-\delta_t) J_{2t} + J_{3t}.$$

Kombinerer vi til slutt (A.7) - (A.10), får vi følgende fjerdegrads-ligning i δ_t :

$$(A.11) \quad \delta_t [K_{4,t-1} \{1 + (1-\delta_t) + (1-\delta_t)^2 + (1-\delta_t)^3\} \\ + J_{1t} \{1+(1-\delta_t) + (1-\delta_t)^2\} \\ + J_{2t} \{1+(1-\delta_t)\} \\ + J_{3t}] - D_t = 0.$$

Denne ligning kan løses ved å beregne venstresiden 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 $D_t/(4K_{4,t-1})$, er det naturlig å søke i omegnen av dette nivået. Løsningsverdiene settes til slutt inn i ligningene (A.8) - (A.10).

UTLEDNING AV FORMELEN FOR BRUKERPRISEN PÅ KAPITAL

Formålet med dette appendiks er å gjengi det resonnement som leder opp til formel (2.1) i avsnitt 2, som gir kapitalbrukerprisen 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

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

Produktmengden bestemmes ved produktfunksjonen

$$(B.2) \quad Q(t) = F(L(t), K(t)),$$

og kapitalbeholdningen genereres ved

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

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

$$(B.4) \quad K_0(t) = \int_0^t b(s)J(t-s)ds.$$

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 (B.2) og (B.3). Som hjelpemiddel innføres Lagrange-uttrykket

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

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

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

som kan omformes til

$$(B.5) \quad V = \int_0^{\infty} [e^{-rt} \left\{ (pF(L(t), K(t)) - wL(t))(1-u) - q(1-u) \int_0^t e^{-rs} D(s)ds J(t) + uA_0(t) \right\} + \lambda(t) \left\{ K(t) - K_0(t) - J(t) \int_0^t \lambda(t+s)b(s)ds \right\}] dt.$$

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

$$(B.6) \quad \frac{\partial H}{\partial L(t)} = e^{-rt} \left(p \frac{\partial F(L(t), K(t))}{\partial L(t)} - w \right) (1-u) = 0,$$

$$(B.7) \quad \frac{\partial H}{\partial J(t)} = -e^{-rt} \left(q(1-u) - \int_0^{\infty} \lambda(t+s)b(s)ds \right) = 0,$$

$$(B.8) \quad \frac{\partial H}{\partial K(t)} = e^{-rt} \left(p \frac{\partial F(L(t), K(t))}{\partial K(t)} (1-u) + \lambda(t) \right) = 0.$$

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

Av (B.6) følger den velkjente marginalbetingelse for arbeidskraft

$$(B.9) \quad p \frac{\partial F(L(t), K(t))}{\partial L(t)} = w,$$

mens (B.7) og (B.8) etter eliminasjon av $\lambda(t)$ innebærer

$$(B.10) \quad q(1-uz) = (1-u)p \int_0^{\infty} e^{-rs} b(s) \frac{\partial F(L(t+s), K(t+s))}{\partial K(t+s)} ds.$$

Ved å innføre

$$\frac{\overline{\partial F}}{\partial K(t)} = \int_0^{\infty} e^{-rs} b(s) \frac{\partial F(L(t+s), K(t+s))}{\partial K(t+s)} ds / \int_0^{\infty} e^{-rs} b(s),$$

som er et veid gjennomsnitt av kapitalens grenseproduktivitet fra tidspunkt t fram til planleggingshorisonten, kan marginalbetingelsen for kapital skrives som

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

eller

$$(B.11) \quad p \frac{\overline{\partial F}}{\partial K(t)} = q \frac{1-uz}{(1-u)B},$$

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

Uttrykket på venstre side av (B.11) representerer gjennomsnittsnivået for verdien av kapitalens grenseproduktivitet. Det er derfor naturlig å tolke uttrykket på høyre side, altså

$$(B.12) \quad c = q \frac{1-uz}{(1-u)B},$$

som (den implisitte) brukerprisen på realkapital.

I spesialtilfellet da vektene i kapitalgenereringsfunksjonen (B.3) avtar eksponentielt, dvs. $b(s) = e^{-\delta s}$ - det tilsvarende at kapitalens depresieringsrate er konstant og lik δ - gir (B.12) følgende verdi for brukerprisen:

$$c = q \frac{1-uz}{1-u} (r+\delta).$$

Det er samme resultat som formel (14) i Biørn [10] ville gi.

NÆRMERE OM BEREGNINGEN AV BRUKERPRISEN PÅ KAPITAL

Ligning (2.1) gir følgende formel for "enhetsbrukerprisen" på kapital, dvs. brukerprisen pro anno på et kapitalobjekt som kostet 1 krone i anskaffelse ($q=1$), når tiden regnes som kontinuerlig variabel:

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

hvor

u = inntektsskattesatsen,

z = neddiskontert verdi av avskrivningene av én krone investert,

B = neddiskontert sum av "overlevelsesandelene" for en vilkårlig kapitaldose.

Ved hjelp av denne er det beregnet brukerpriser med to forskjellige sett av avskrivningsregler og to forskjellige serier for diskonteringsrentesatsen.

Avskrivningsreglene er ¹⁾

- ordinær avskrivning, og

- ordinær avskrivning supplert med skattefrie fondsavsetning.

Rentesatsene er ²⁾

$$r_1 = \rho_1(1-u),$$

$$r_2 = \rho_2(1-u),$$

hvor ρ_1 = rentesatsen for tre måneders euro-dollarinnskudd i London og ρ_2 er effektiv rente på norske 4 prosent statsobligasjoner med løpetid 1955 - 1975.

1) Det ble også foretatt beregninger hvor reglene for tilleggs- og åpningsavskrivning ble forutsatt anvendt. Disse bringer imidlertid lite nytt, da brukerpriser basert på disse avskrivningsordninger er meget sterkt korrelert med brukerprisene ved ordinær avskrivning alene. For nærmere detaljer om avskrivningsreglene, se f.eks. Biørn [10], avsnitt 4.

2) Vi følger her den vanlige praksis og lar kalkulasjonsrenten være en markedsrentesats etter fradrag av skatt. Dette er imidlertid ingen udiskutabel forutsetning. Se Biørn [10], p. 16 for en nærmere kommentar.

Valget av renteindikator ved investeringsanalyser er et komplisert og viktig spørsmål, som fortjener en nærmere kommentar. Hovedproblemet er at vi mangler informasjon om hvilken rentesats bedriftene faktisk står overfor når de tar sine investeringsbeslutninger - på den ene side den rente de ville måtte betale om de gikk ut på lånemarkedet, på den annen side den avkastning de ville kunne oppnå ved alternative anvendelser av disponible midler. Problemet er ikke bare av statistisk art. Vi vet ikke i hvilken grad bedriftene justerer sin kalkulasjonsrentesats etter de renter de observerer i markedet og om de eventuelt foretar en mer eller mindre bevisst "glatting" av de observerte serier ut fra en forestilling om et "normalt" rentenivå. De rentesatser som registreres i den norske kredittmarkedstatistikk, er stort sett rentesatser på det "offisielle", regulerte kredittmarked. Sentralt blant disse står effektiv rente på statsobligasjoner. Med den sterke forankring den stabile rentes politikk har hatt i Norge i etterkrigstiden, varierer slike renter forholdsvis lite over tiden og er dermed uegnet til å indikere graden av "stramhet" på de innenlandske lånemarkeder. I mangel av systematiske registreringer av rentesatser på uregulerte ("grå") innenlandske lånemarkeder er derfor alternativet å observere internasjonale lånemarkeder hvor rentesatsene bestemmes ved tilbud og etterspørsel og hvor norske investorer deltar. Euro-dollarmarkedet er et slikt marked. Rentesatsen på dette marked fluktuerer betydelig; således varierte rentesatsen for tre måneders euro-dollarinnskudd i London fra ca. 3.5 prosent p.a. i 1962 til nesten 11 prosent i 1969, mens effektiv rente på norske 4 prosent statsobligasjoner bare varierte mellom ca. 4.2 og ca. 5.2 prosent i samme periode. Kortsiktige euro-dollar-innskudd er bare i begrenset grad et relevant plasseringsalternativ for norske bedrifter, men renten på slike innskudd vil i det minste kunne gi en antydning om den rentesats som betydelige grupper av investorer må regne med ved marginale endringer i kapitalbeholdningen.

Det er forutsatt at den tekniske og den skattemessige levetid er sammenfallende og lik 10 år for samtlige kapitalobjekter.³⁾ Beregningen er basert på *diskret* tid, dels fordi avskrivningsreglene er utformet på denne måten og dels fordi rentesatsene r_1 og r_2 forutsetter diskret, årlig forrentning. Formlene for z og B ved diskret forrentning og

3) Dette er selvsagt diskutabile forutsetninger, spesielt for bygningskapital, hvor en levetid på 40 år er mer aktuelt. Men de har neppe vesentlig betydning for resultatene og er benyttet for å forenkle beregningsopplegget. Således er serien for enhetsbrukerprisen med 10 års levetid meget sterkt korrelert med den tilsvarende serie basert på 40 års levetid - korrelasjonskoeffisienten overstiger 0.99. Andre beregninger viser at konklusjonene også er lite følsomme overfor valget av forutsetninger om strukturen i den tekniske depresiering av kapitalen.

sammenfallende skattemessig og teknisk levetid er

$$(C.2) \quad z = \sum_{s=1}^T \left(\frac{1}{1+r}\right)^s D_s,$$

hvor T er levetiden og D_s er den andel av kapitalens anskaffelsesverdi som avskrives i s -te år etter anskaffelsen, og

$$(C.3) \quad B = \sum_{s=0}^{T-1} \left(\frac{1}{1+r}\right)^s b_s,$$

hvor b_s er den andel av en investering foretatt i et vilkårlig år som er til stede som produksjonskapital s år senere.⁴⁾ Den tilhørende formel for enhetsbrugerprisen er

$$(C.4) \quad f = \frac{(1+r)(1-uz)}{(1-u)B}.$$

Ved alternativt å sette $r=r_1$ og $r=r_2$ og la D_s være avskrivnings-satsene ved henholdsvis ordinær avskrivning og ved bruk av ordinær avskrivning pluss fondsavsetning bestemmes de fire indikatorer for f som er benyttet i analysen. Multiplikasjon med den aktuelle investeringsprisindeks q gir den relevante brukerprisindeks c i hvert enkelt tilfelle.

4) I beregningene er altså T satt lik 10 og alle b_s satt lik 1.

LITTERATURHENVISNINGER

- [1] Allen, R.G.D.: Mathematical Economics, 2nd.ed. (London: Macmillian & Co., Ltd, 1964.)
- [2] Almon, S.: The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures. Econometrica, vol. 33 (1965), pp. 178 - 196.
- [3] Amundsen, A. og Biørn, E.: Investeringsanalyse innenfor rammen av norske makroøkonomiske modeller - noen synspunkter på modellopplegg. Finnes i: Nasjonalregnskap, modeller og analyse. Samfunnsøkonomiske Studier nr. 26. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1975), pp. 209-229.
- [4] Anderson, W. H. L.: Corporate Finance, and Fixed Investment, an Econometric Study. (Boston: Harvard University, 1964.)
- [5] Arrow, K. J.: Optimal Capital Policy with Irreversible Investment. Kapittel 1, pp. 1-19, i J. N. Wolfe (ed.): Value, Capital, and Growth. Papers in honour of Sir John Hicks. (Edinburgh: Edinburgh University Press, 1968.)
- [6] Aukrust, O. og Bjerke, J.: Realkapital og økonomisk vekst 1900 - 1956. Artikler fra Statistisk Sentralbyrå nr. 4. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1958.)
- [7] Bischoff, C.W.: Hypothesis Testing and the Demand for Capital Goods. Review of Economics and Statistics, vol. 51 (1969), pp. 354 - 368.
- [8] Bischoff, C. W.: Business Investment in the 1970s: A Comparison of Models. Brookings Papers on Economic Activity, vol. 1 (1971), pp. 13-58.
- [9] Biørn, E.: Estimering av makro-konsumfunksjoner for etterkrigstiden: Metodespørsmål og empiriske resultater. Artikler fra Statistisk Sentralbyrå nr. 63. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1974.)
- [10] Biørn, E.: Avskrivningsregler og prisen på bruk av realkapital. Artikler fra Statistisk Sentralbyrå nr. 74. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1975.)
- [11] Brechling, F.: Investment and Employment Decisions. (Manchester: Manchester University Press, 1975.)
- [12] Brown, M.: Profit, Output and Liquidity in the Theory of Fixed Investment. International Economic Review, vol. 2 (1961), pp. 110-121.
- [13] Chenery, H. B.: Overcapacity and the Acceleration Principle. Econometrica, vol. 20 (1952), pp. 1-28.
- [14] Clark, J. M.: Business Acceleration and the Law of Demand: A Technical Factor in Economic Cycles. Journal of Political Economy, vol. 25 (1917), pp. 217-235.
- [15] 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.

- [16] Courbis, R.: The Fifi Model Used in The Preparation of the French Plan. Economics of Planning, vol. 12 (1972), pp. 37-78.
- [17] Courbis, R.: Le comportement d'autofinancement des entreprises et le modèle FIFI. Annales de l'INSEE, no. 12-13 (Janv. - Août 1973), pp. 3-28.
- [18] Dhrymes, P. J.: Distributed Lags. Problems of Estimation and Formulation. (San Francisco: Holden - Day, Inc., 1971.)
- [19] Eisner, R.: A Distributed Lag Investment Function. Econometrica, vol. 28 (1960), pp. 1-29.
- [20] Eisner, R.: Investment: Fact and Fancy. American Economic Review, vol. 53 (1963), pp. 237-246.
- [21] Eisner, R.: A Permanent Income Theory for Investment: Some Empirical Explorations. American Economic Review, vol. 57 (1967), pp. 363-390.
- [22] Eisner, R.: Investment and the Frustrations of Econometricians. American Economic Review, vol. 59 (1969), pp. 50-64.
- [23] Eisner, R.: Factors in Business Investment. (Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research, 1978.)
- [24] Eisner, R. og Nadiri, M. I.: Investment Behavior and Neo-Classical Theory. Review of Economics and Statistics, vol. 50 (1968), pp. 369-382.
- [25] Eisner, R. og Nadiri, M. I.: Neoclassical Theory of Investment Behavior: A Comment. Review of Economics and Statistics, vol. 52 (1970), pp. 216-222.
- [26] Eliasson, G.: Kreditmarknaden och industrins investeringar. (Stockholm: Industriens Utredningsinstitut, 1967.)
- [27] Frisch, R. og Waugh, F. V.: Partial Time Regression as Compared with Individual Trends. Econometrica, vol. 1 (1933), pp. 221-223.
- [28] 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.
- [29] Goldfeld, S. M. og Quandt, R. E.: Nonlinear Methods in Econometrics. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1972.)
- [30] Gould, J. P.: The Use of Endogenous Variables in Dynamic Models of Investment. Quarterly Journal of Economics, vol. 83 (1969), pp. 580-599.
- [31] Griliches, Z. og Ringstad, V.: Economics of Scale and the Form of the Production Function. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1971.)
- [32] Griliches, Z. og Wallace, N.: The Determinants of Investment Revisited. International Economic Review, vol. 6 (1965), pp. 311-329.
- [33] Hall, R. E. og Jorgenson, D. W.: Tax Policy and Investment Behavior. American Economic Review, vol. 57 (1967), pp. 391-414.

- [34] Hansen, B.: Lectures in Economic Theory. Part I. (Lund: Studentlitteratur, 1966.)
- [35] Hickman, B. G.: Investment Demand and U.S. Economic Growth. Washington D.C.: The Brookings Institution, 1965.)
- [36] Haavelmo, T.: A Study in the Theory of Investment. (Chicago: The University of Chicago Press, 1960.)
- [37] Johansen, L.: (Hvordan) kan mål for utviklingen på kredittmarkedet avledes fra realøkonomiske målsettinger? Sosialøkonomen, vol. 29/1 (jan. 1975), pp. 5-10.
- [38] Jorgenson, D. W.: Capital Theory and Investment Behavior. American Economic Review, vol. 53 (1963), pp. 247-259.
- [39] Jorgenson, D. W.: The Theory of Investment Behavior. Finnes i: Ferber, R. (ed.): Determinants of Investment Behavior. (New York: National Bureau of Economic Research, 1967.)
- [40] Jorgenson, D. W.: Econometric Studies of Investment Behavior: A Survey. Journal of Economic Literature, vol. 9 (1971), pp. 1111-1147.
- [41] Jorgenson, D. W.: Investment and Production: A Review. Finnes i: Intriligator, M. D. og Kendrick, D. A. (eds.): Frontiers of Quantitative Economics, vol. II. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1974.), kapittel 6, pp. 341-366.
- [42] Jorgenson, D. W. og Siebert, C. D.: A Comparison of Alternative Theories of Corporate Investment Behavior. American Economic Review, vol. 58 (1968), pp. 681-712.
- [43] Jorgenson, D. W. og Stephenson, J. A.: Investment Behavior in U.S. Manufacturing, 1947 - 1960. Econometrica, vol. 35 (1967), pp. 169-220.
- [44] Klein, L. R.: A Textbook of Econometrics. Second Edition. (Englewood Cliffs, N. J.: Prentice-Hall, Inc., 1974.)
- [45] 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.)
- [46] Klein, L. R. og Goldberger, A. S.: An Econometric Model of the United States, 1929-1952. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1955.)
- [47] Knox, A. D.: The Acceleration Principle and the Theory of Investment. Economica, vol. 19 (1952), pp. 266-297.
- [48] Koyck, L. M.: Distributed Lags and Investment Analysis. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1954.)
- [49] Leeuw, F. de: The Demand for Capital Goods by Manufacturers: A Study of Quarterly Time Series. Econometrica, vol. 30 (1962), pp. 407-423.
- [50] Lintner, J.: Corporation Finance: Risk and Investment. Finnes i: Ferber, R. (ed.): Determinants of Investment Behavior. (New York: National Bureau of Economic Research, 1967.)
- [51] 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.

- [52] Malinvaud, E.: Statistical Methods of Econometrics. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1966.)
- [53] Malinvaud, E.: The Theory of Unemployment Reconsidered. (Oxford: Basil Blackwell, 1977.)
- [54] McCarthy, M. D.: The Wharton Quarterly Econometric Forecasting Model Mark III. (Philadelphia: Wharton School of Finance and Commerce, University of Pennsylvania, 1972.)
- [55] Meinich, P.: Virkemidler i norsk penge- og kredittpolitikk. Sosialøkonomen, vol. 32/8 (okt. 1978), pp. 38-48.
- [56] Meyer, J. R. og Kuh, E.: The Investment Decision. An Empirical Study. (Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1957.)
- [57] Nerlove, M.: Lags in Economic Behavior. Econometrica, vol. 40 (1972), pp. 221-251.
- [58] Rao, P. og Griliches, Z.: Small-Sample Properties of Several Two-Stage Regression Methods in the Context of Auto-Correlated Errors. Journal of the American Statistical Association, vol. 64 (1969), pp. 253-272.
- [59] Rowley, J.C.R.: Investment Functions: Which Production Function? American Economic Review, vol. 60 (1970), pp. 1008-1012.
- [60] Rowley, J.C.R.: Investment and Neoclassical Production Functions. Canadian Journal of Economics, vol. 5 (1972), pp. 430-435.
- [61] Rowley, J.C.R. og Trivedi, P. K.: Econometrics of Investment. (London: John Wiley & Sons, Ltd., 1975.)
- [62] Sato, K.: A Two-Level Constant-Elasticity-of-Substitution Production Function. Review of Economic Studies, vol. 34 (1967), pp. 201-218.
- [63] 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.
- [64] Schramm, R.: Neoclassical Investment Models and French Private Manufacturing Investment. American Economic Review, vol. 62 (1972), pp. 553-563.
- [65] Statistisk Sentralbyrå: Nasjonalregnskap 1865 - 1960. Norges Offisielle Statistikk XII 163. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1965.)
- [66] Statistisk Sentralbyrå: Revidert nasjonalregnskap. Statistiske analyser nr. 14. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1975.)
- [67] Sverdrup, E.: Lov og tilfeldighet, bind I. (Oslo: Universitetsforlaget, 1964.)
- [68] Takayama, A.: Mathematical Economics. (Hinsdale, Illinois: The Dryden Press, 1974.)
- [69] Theil, H.: Applied Economic Forecasting. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1966.)
- [70] Thomas, J. J. og Wallis, K. F.: Seasonal Variation in Regression Analysis. Journal of the Royal Statistical Society, Series A (1971), pp. 57-72.
- [71] Wallis, K. F.: Seasonal Adjustment and Relations Between Variables. Journal of the American Statistical Association, vol. 69 (1974), pp. 18-31.

SUMMARY IN ENGLISH

This paper deals with theoretical and econometric problems in analysing the investment behaviour of the firm. The greater part of the paper (section 4) is devoted to models based on the neo-classical demand schedule for real capital. The production function involved is a CES function in labour and capital. We also consider investment models based on the flexible accelerator (section 3) and simple market models of capital formation (section 6). Finally, we give a comment on some fundamental problems involved in analysing the relationship between investment and credit (section 5).

The data are taken from the Norwegian quarterly national accounts for the years 1962 - 1970. The indicators of the user cost of capital applied incorporate the rate of interest (net of income tax) and the effect of the depreciation allowed in calculating taxable income. Two different interest rates are used, relating to Norwegian central government bonds and short-term euro-dollar deposits (London) respectively. All data are seasonally unadjusted; quarterly dummy variables are applied to compensate for this.

The main attention is paid to the capital formation in manufacturing, but some tentative results for the sectors Mining and quarrying, Construction, Wholesale and retail trade, Land transport excluding railway transport, and Services are also given. The flexible accelerator models considered, based on polynomial lag-distributions with a maximum lag of seven quarters, do not give satisfactory results with our data. Using the neo-classical investment model, we get implicit estimates of the elasticity of substitution between labour and capital in manufacturing significantly below unity; most of the estimates are positive, but less than 0.3. The corresponding estimates of the scale elasticity in the production function are, with a few exceptions, decidedly above unity. The results indicate that the capital accumulation reacts somewhat slower to changes in output than it does to changes in relative prices. They also indicate that machinery and equipment are adjusted somewhat faster than buildings and plants. Investment in transport equipments is not satisfactorily explained by our neo-classical model.

A few experiments with two stylised three-equation market models of capital formation seem promising and suggest that such models may well deserve a closer examination in empirical work. With our data they give at least as good fit as the neo-classical models of capital demand, and paying explicit attention to the supply side of the capital market they are theoretically more attractive.

Utkommet i serien Samfunnsøkonomiske studier (SØS)

Issued in the series Social Economic Studies (SES)

- Nr. 1 Det norske skattesystems virkninger på den personlige inntektsfordeling *The Effects of the Norwegian Tax System on the Personal Income Distribution* 1954 Sidetall 103 Pris kr 3,00
- 2 Skatt på personleg inntekt og midel *Tax on Personal Income and Capital* 1954 Sidetall 120 Pris kr 3,00 (utsolgt)
- 3 Økonomisk utsyn 1900-1950 *Economic Survey* 1955 Sidetall 217 Pris kr 4,00
- 4 Nasjonalregnskap Teoretiske prinsipper *National Accounts Theoretical Principles* 1955 Sidetall 123 Pris kr 3,00 (utsolgt)
- 5 Avskrivning og skattlegging *Depreciation and Taxation* 1956 Sidetall 85 Pris kr 3,00 (utsolgt)
- 6 Bedriftsskatter i Danmark, Norge og Sverige *Corporate Taxes in Denmark, Norway and Sweden* 1958 Sidetall 101 Pris kr 4,00 (utsolgt)
- 7 Det norske skattesystemet 1958 *The Norwegian System of Taxation* 1958 Sidetall 159 Pris kr 6,50 (utsolgt)
- 8 Produksjonsstruktur, import og sysselsetting *Structure of Production, Imports and Employment* 1959 Sidetall 129 Pris kr 5,50 (utsolgt)
- 9 Kryssløpsanalyse av produksjon og innsats i norske næringer 1954 *Input-Output Analysis of Norwegian Industries* 1960 Sidetall 614 Pris kr 10,00
- 10 Dødeligheten og dens årsaker i Norge 1856-1955 *Trend of Mortality and Causes of Death in Norway* 1962 Sidetall 246 Pris kr 8,50
- 11 Kriminalitet og sosial bakgrunn *Crimes and Social Background* 1962 Sidetall 194 Pris kr 7,00
- 12 Norges økonomi etter krigen *The Norwegian Post-War Economy* 1965 Sidetall 437 Pris kr 15,00
- 13 Ekteskap, fødsler og vandringer i Norge 1856-1960 *Marriages, Births and Migrations in Norway* 1965 Sidetall 221 Pris kr 9,00
- 14 Foreign Ownership in Norwegian Enterprises *Utenlandske eierinteresser i norske bedrifter* 1965 Sidetall 213 Pris kr 12,00 (utsolgt)
- 15 Progressiviteten i skattesystemet 1960 *Statistical Tax Incidence Investigation* 1966 Sidetall 95 Pris kr 7,00
- 16 Langtidslinjer i norsk økonomi 1865-1960 *Trends in Norwegian Economy* 1966 Sidetall 150 Pris kr 8,00 (utsolgt)
- 17 Dødelighet blant spedbarn i Norge 1901-1963 *Infant Mortality in Norway* 1966 Sidetall 74 Pris kr 7,00
- 18 Storbyutvikling og arbeidsreiser En undersøkelse av pendling, befolkningsutvikling, næringsliv og urbanisering i Oslo-området *Metropolitan Growth, Commuting and Urbanization in the Oslo Area* 1966 Sidetall 298 Pris kr 12,00 (utsolgt)
- 19 Det norske kredittmarked siden 1900 *The Norwegian Credit Market since 1900* 1967 Sidetall 395 Pris kr 11,00

- Nr. 20 Det norske skattesystemet 1967 *The Norwegian System of Taxation*
1968 Sidetall 146 Pris kr 9,00
- 21 Estimating Production Functions and Technical Change from Micro
Data An Exploratory Study of Individual Establishment Time-Series
from Norwegian Mining and Manufacturing 1959-1967 *Estimering av
produktfunksjoner og tekniske endringer fra mikro data. Analyser
på grunnlag av tidsrekker for individuelle bedrifter fra norsk
bergverk og industri* 1971 Sidetall 226 Pris kr 9,00
ISBN 82-537-0014-8
- 22 Forsvarets virkninger på norsk økonomi *The Impact of the Defence
on the Norwegian Economy* 1972 Sidetall 141 Pris kr 9,00
ISBN 82-537-0149-7
- 23 Prisutvikling og prisatferd i 1960-årene En presentasjon og
analyse av nasjonalregnskapets prisdata 1961-1969 *The Development
and Behaviour of Prices in the 1960's Presentation and Analysis of
the Price-Data of Norwegian National Accounts* 1974 Sidetall 478
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-0279-5
- 24 Det norske skattesystemet I Direkte skatter 1974 *The Norwegian
System of Taxation I Direct Taxes* 1974 Sidetall 139 Pris kr 9,00
ISBN 82-537-0399-6
- 25 Friluftsliv, idrett og mosjon *Outdoor Recreation, Sport and
Exercise* 1975 Sidetall 114 Pris kr 8,00 ISBN 82-537-0469-0
- 26 Nasjonalregnskap, modeller og analyse En artikkelsamling til
Odd Aukrusts 60-årsdag *National Accounts, Models and Analysis
To Odd Aukrust in Honour of his sixtieth Birthday* 1975 Sidetall
320 Pris kr 13,00 ISBN 82-537-0530-1
- 27 Den representative undersøgelsesmethode *The Representative
Method of Statistical Surveys* 1976 Sidetall 64 Pris kr 8,00
ISBN 82-537-0538-7
- 28 Statistisk Sentralbyrå 100 år 1876-1976 *Central Bureau of
Statistics 100 Years* 1976 Sidetall 128 Pris kr 9,00
ISBN 82-537-0557-3
- 29 Statistisk Sentralbyrås 100-årsjubileum Prolog og taler ved
festmøtet i Universitetets aula 11. juni 1976 *Central Bureau
of Statistics Prologue and Addresses at the Centenary Celebration,
University Hall* 1976 Sidetall 32 Pris kr 7,00 ISBN 82-537-0637-5
- 30 Inntekts- og forbruksbeskatning fra et fordelingssynspunkt - En
modell for empirisk analyse *Taxation of Income and Consumption
from a Distribution Point of View - A Model for Empirical Analysis*
1976 Sidetall 148 Pris kr 9,00 ISBN 82-537-0647-2
- 31 Det norske skattesystemet II Indirekte skatter og offentlige
trygdeordninger 1976 *The Norwegian System of Taxation II
Indirect Taxes and Social Security Schemes* 1977 Sidetall 124
Pris kr 13,00 ISBN 82-537-0713-4
- 32 Inntekt og formue for funksjonshemma *Income and Consumer Expenditure
of Disabled Persons* 1977 Sidetall 166 Pris kr 13,00
ISBN 82-537-0732-0
- 33 Prinsipper og metoder for Statistisk Sentralbyrås utvalgsunder-
søkelser *Sampling Methods Applied by the Central Bureau of
Statistics of Norway* 1977 Sidetall 105 Pris kr 11,00 ISBN 82-537-0771-1
- 35 Flyttemotivundersøkelsen 1972 *Survey of Migration Motives* 1978
Sidetall 233 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-0783-5
- 36 Konjunkturbølger fra utlandet i norsk økonomi *International
Cycles in the Norwegian Economy* 1979 Sidetall 141 Pris kr 13,00
ISBN 82-537-0910-2

Nr. 38 Analyse av investeringsatferd: Problemer, metoder og resultater
Analysing Investment Behaviour: Problems, Methods, and Results 1979
Sidetall 91 Pris kr 13,00 ISBN 82-537-0952-8

Publikasjonen utgis i kommisjon hos
H. Aschehoug & Co. og Universitetsforlaget, Oslo, og er til salgs
hos alle bokhandlere.
Pris kr. 13,00

ISBN 82-537-0952-8
Engers Boktrykkeri A/S - Otta