

Arbeidsnotater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

IO 68/2

Oslo, 5. februar 1968

INVESTERINGSANTESIPASJONER - en analyse av norske data, 1958 - 1967

a v

Tormod Andreassen

INNHold

	Side
Innledning	1
Generelt om antesipasjoner	1
Definisjon av antesipasjoner	1
Antesipasjonenes prediksjonsverdi	1
Hvorfor bruke antesipasjoner ved prediksjon av investering	2
Hvorfor avviker de realiserte investeringer fra de antesiperte	3
"Andre forklaringsvariable"	3
En relasjon - sett av relasjoner	4
Teoretiske størrelser	4
Investeringsantesipasjoner. Teori og empiriske undersøkelser	5
Realisasjonsfunksjonen	8
Mai-antesipasjonene og November-antesipasjonene som to variable	13
Regresjonsresultater og kommentarer. Aggregerte tall ...	14
Vurdering av prediksjonsverdien ved de enkelte modeller .	21
Regresjonsresultater og kommentarer. Bedrift som enhet .	23
Diagrammer	28
Litteraturliste	31

Dette arbeid er opprinnelig skrevet som spesialoppgave ved det sosialøkonomiske studium. Forfatteren har stått fritt i valg av opplegg og undersøkelsesmetoder. Arbeidet gjengis her med mindre endringer som forfatteren har ønsket å foreta. Synspunkter og konklusjoner står for forfatterens regning.

Ikke for offentliggjøring. Dette notat er et arbeidsdokument og kan siteres eller refereres bare etter spesiell tillatelse i hvert enkelt tilfelle. Synspunkter og konklusjoner kan ikke uten videre tas som uttrykk for Statistisk Sentralbyrås oppfatning.

Innledning

Arbeidet med denne spesialoppgaven er utført i Statistisk Sentralbyrå sommeren og høsten 1967. Oppgaven kan deles i tre deler: Den første delen består av en teoretisk begrunnelse for hvorfor antesipasjoner kan og bør brukes ved prediksjon av investering. Denne delen inneholder også en kort beskrivelse av utenlandske undersøkelser på området, og drøfter dessuten en anvendelse av R. Eisners modell: "The Realization Function". Den andre delen inneholder en oversikt over hvilke norske investeringsantesipasjonsdata vi i dag har. I den samme delen er det foretatt en vurdering og forslag til korrigeringsdata til prediksjonsbruk. I den siste delen av oppgaven er disse norske data brukt i enkelte regresjonsmodeller. Såvel aggregerte som individuelle bedriftstall er benyttet. En vurdering av resultatene er også foretatt.

I dette notat gjengis den første og den tredje delen av oppgaven. Oversikten over data etc. i oppgavens annen del foreligger som eget arbeidsnotat (Arbeidsnotater IO 67/8, 28/11 1967).

Generelt om antesipasjoner

Definisjon av antesipasjoner

Med antesipasjoner vil vi her generelt mene planer, antakelser og forutfølelser. Antesipasjonsdata er antakelser om framtidige størrelser på økonomiske variable. Antesipasjonene blir gitt av enheter i økonomien. Spesielt vil antesipasjonsdataene i denne undersøkelsen være antatte investeringer¹⁾ for kommende periode²⁾. Enheten som gir disse norske investeringsantesipasjonene er en bedrift³⁾. Antesipasjonsdataene blir for vårt vedkommende samlet inn ved hjelp av posten, og følgelig inneholder dataene de samplingsfeil og svarfeil som kommer av innsamlingsmetoden postundersøkelse.

Antesipasjonenes prediksjonsverdi

Prediksjonsverdien til investeringsantesipasjonene avhenger av følgende

1. Om, og hvordan, bedriften har en tydelig aksjonsplan for kommende periodes investeringer som den oppgir nøyaktig når den blir spurt.
2. Om bedriften har mulighet til å oppfylle denne planen.
3. Om, og hvordan, bedriften trolig vil revidere sin plan etter som tiden skrider fram og ny informasjon om andre økonomiske variable tilegnes.

Ad 1: Vi kan trygt påstå at alle bedriftene som undersøkelsen omfatter, har en investeringsplan. Da mener vi ikke med plan bare bestemmelser, avgjørelser, men også forutfølelser, bedømmelser som bedriften kommer med på et tidspunkt om investeringer for en senere periode.

1) Investeringer: Se definisjon i Arbeidsnotat av 28/11-67.

2) Kommende periode: Vanligvis neste år, eller neste kvartal.

3) Bedrifter som er med: Se Arbeidsnotat av 28/11-67.

Ad 2: En bedrifts mulighet til å oppfylle en plan avhenger av en rekke faktorer. Blir det vanskeligere å få banklån, kan investeringsplanene forbli uoppfylt, iallfall delvis, hvis ikke bedriften har andre finansieringsmuligheter. Foruten finansieringsvanskeligheter kan en bedrift også støte på tekniske vansker av mange slag som er av en slik art at bedriften ikke har mulighet for å oppfylle sine planer.

Ad 3: Hvis verdiene av variable som bedriften ikke har herredømme over, f.eks. skatter, lover, smak, endres etter at bedriften har kommet med sin investeringsantesipasjon, så kan det godt hende at bedriften ikke realiserer hva den har planlagt (og ordet planlagt da i vid betydning som angitt foran). Men selv om alle variable unntatt investeringene får de verdier bedriften antok de ville få, så kan en differanse mellom realisert og antesipert investering ha som forklaring at bedriften "ser" stadig lengre og lengre inn i framtiden¹⁾.

Bedriftene kan måtte revidere sine planer også fordi totalt sett er ikke planene konsistente. En bedrift som produserer for innenlandsk omsetning kan ikke få solgt mer enn hva som blir etterspurt.

Måten bedriftene reviderer sine planer på, er meget vanskelig å si noe om. Vi vil siden komme litt mer inn på det.

Hvorfor bruke antesipasjoner ved prediksjon av investering

Det er tre sett av faktorer som bestemmer en bedrifts investeringsplaner, nemlig a) bedriftens vurdering av den tiden den akkurat er inne i, og b) dens antakelser om framtiden, og endelig c) hvordan fortiden har artet seg.

Antesipasjonsdata inneholder informasjon om disse tre faktorsett. Bedriftens antakelser om framtiden, hvor investeringsplaner inngår, kan antas å være en funksjon av fortiden og nåtiden. Fordi vi i grunnen vet lite om hva som faktisk bestemmer en bedrifts investeringer, så er det at antesipasjoner, hvor de faktorer som bedriften iallfall bygger sine investeringsplaner²⁾ på, kan gi verdifull informasjon. Selv om vi visste hvilke faktorer, eller variable, som bestemmer en bedrifts investeringer, så vil vi ikke vite hvilke verdier bedriftene mener disse variable vil anta i framtiden. Bedriftene er handlingenheter som er "midt oppe i det", og de kan derfor gi verdifull informasjon som historiske data ikke gir, og som en økonometriker dermed ikke uten videre kan se bort fra.

1) Ved tidspunkt t "ser" bedriften, dvs. planlegger for perioden $t + k$. Ved tidspunkt $t + 1$ blir planleggingsperioden $t + k + 1$.

2) Det behøver ikke nødvendigvis være de samme faktorer som bestemmer antesipasjonene som også bestemmer de faktiske investeringer, men de aller fleste er nok med begge steder.

Hvorfor avviker de realiserte investeringer fra de antesiperte

Vi kan nærme oss dette problemet fra tre ulike synsvinkler, nemlig:

- a) Bedriftene oppgir bevisst gale antakelser, men investerer det de i virkeligheten antok de ville gjøre. Dette vil i alminnelighet ikke reise noen problemer hvis avviket er systematisk.
- b) Bedriftene investerer det de oppgav at de antok de ville gjøre, men selve perioden for disse investeringer er ikke den samme som oppgitt (dvs. spurt om). Noen investeringer kan f.eks. utsettes en liten tid på grunn av ekstra kald vinter; forretningsforbindelsene oppfyller ikke sine kontrakter etc. Eller bedriften gjetter for en del av perioden, og vår periode stemmer ikke overens med bedriftene.
- c) Bedriftene oppgir sine antakelser helt korrekt, men oppfyller dem ikke. Dette kommer enten av at bedriften reviderer sine vel utarbeidde planer, eller at bedriften ikke setter opp vel gjennomtenkte planer og bare "lager" svar for å "tilfredsstille" våre skjemaer.

Årsaken til at en bedrift ikke oppfyller sine investeringsantesipasjoner kan være at de planer som bedriften uttaler ikke er laget i den hensikt å bestemme framtidige handlinger, men heller i den hensikt å bestemme den beste aktuelle handling. Da vil avviket mellom antesipert og realisert investering kunne være en funksjon av forskjellen mellom antesiperte (av bedriften) størrelser på faktorer som bestemmer investeringene og de faktiske verdier på disse faktorer.

"Andre forklaringsvariable"

Hvis man antar at etterspørselen etter kapitalvarer (investerings- etterspørsel) blir bestemt av investeringenes forventede avkastning og prisen på kapital, så vil investeringsantesipasjonene bygge på erfaring fra tidligere tider omkring størrelser på faktorer som bestemmer forventet pris og forventet avkastning på kapital. Når så antakelsene ikke oppfylles, så kan dette komme av at de faktorer som bestemmer hva bedriftene forventer med hensyn til avkastning og pris på kapital forandrer seg. Faktorer som bestemmer forventet avkastning og pris, må antas å være avhengig av hele den nåværende og forventede framtidige markedssituasjonen såvel for kapitalvarer som for andre varer.

Det er derfor tre grunner, som delvis dekker over hverandre, til at vi vil ha med "andre forklaringsvariable" enn antesipasjonsvariablen når vi stiller opp en prediksjonsrelasjon for neste års investering:

- a) Bedriftene har ikke full oversikt (eller deres informasjon er gal) over alle de faktorer som bestemmer deres forventninger om pris og avkastninger på kapital på det tidspunkt som antesipasjonene gis.

- b) Bedriftene har mer eller mindre individuelle forventninger. Siden forventningene avhenger av markedsforholdene, så vil det være nødvendig å ta med variable som kan oppheve inkonsistens i bedriftenes forventninger. De bedriftene som produserer kapitalvarer for (innenlandsk) salg, kan ikke få solgt mer enn det som kjøpes etc.
- c) Bedriftenes antesipasjoner behøver ikke reflektere deres forventninger, idet de enten bare svarer for å "tilfredsstille" skjemaet, eller at de regner med at deres forventninger og dermed antesipasjoner, har betydning for hvordan det faktisk vil gå.

Vi kan føye til en fjerde grunn så lenge antesipasjonsdataene bare er framkommet ved en slags utvalgsundersøkelse:

- d) Bedrifter som utelates ved innsamling av antesipasjonsdata, kan legge andre faktorer til grunn ved sine forventninger, eller betydningen av disse faktorer innbyrdes er ikke den samme som hos de spurte bedrifter.

Nyetableringer kan få plass innenfor det siste punkt.

Hvilke andre variable er det da som bør trekkes inn? Generelt bør det være variable som "tar vare på": a) Ønskeligheten av å investere. b) Muligheten for å investere. - Under a) kan nevnes: rentabilitet, sosiale grunner, prestisjegrupper etc.; og under b): finansiering, lovhjælp, kapitalslit etc. Variable som kan tenkes å "ta vare på" dette er: eierinntekt, faktorinntekt, bruttonasjonalprodukt, salg, ordre, profitt og kapitaltilførsel.

En relasjon - sett av realsjoner

Modellen som vi bygger vår prediksjon på, kan ha forskjellige utforminger. En enkelt relasjon kan være tilstrekkelig hvis vår teori går ut på at neste års investering blir lik antesipert investering, eventuelt korrigert for systematisk skjevhet. Men en eneste relasjon kan være en for enkel behandling av problemet hvis vi antar at det er flere variable enn antesipasjonsvariablen som "forklarer" neste års investering.

Disse andre variable kan være av en slik art at de parametre vi må estimere, blir forventningsskjeve (og har eventuelt andre ikke-ønskede egenskaper), hvis de ikke estimeres ut fra et simultant sett av relasjoner. Et slikt simultant sett av relasjoner, en investeringsprediksjonsmodell, er blant annet på grunn av dataproblemet vanskelig å stille opp for Norge.

Teoretiske størrelser

Ved innsamling av antesipasjonsdata, så står man overfor tre store problemer når det gjelder å finne data til de teoretiske størrelsene:

1) Feil ved innsamlingsmetoden. Man har i virkeligheten meget begrensede muligheter for å kontrollere om bedriftene virkelig planlegger å investere det de oppgir.

2) Investeringsatferden avviker fra en industrigruppe til en annen og fra en bedriftsstørrelse til en annen. Dette kan tas vare på ved analysen, men ofte er kjennemerkene på at en bedrift befinner seg i den og den gruppe ikke klare nok, slik at bedriftene blir feilplassert.

3) Investeringsatferden forandrer seg trolig med tiden. Motivene for å investere endres ofte som en følge av myndighetenes foranstaltninger etc. Dette kan være meget vanskelig å ivareta ved analysen på grunn av kompleksiteten av foranstaltningene.

Investeringsantesipasjoner. Teori og empiriske undersøkelser

Jeg vil begrense meg til de siste 10 år, fordi det er i denne periode det virkelig har "skjedd noe" når det gjelder bruk av og teori om antesipasjoner. Dessuten har en del av de artikler fra før 1958 om emnet vært utilgjengelige. Den begrepsmessige oppbyggingen av feltet antesipasjoner finner vi først og fremst i den solide monografen: "The Role of Anticipations and Plans in Economic Behavior and Their Use in Economic Analysis and Forecasting", forfattet av Franco Modigliani og Kalman J. Cohen¹⁾. Hensikten med deres arbeid er "to lay out in systematic form the conceptual framework which has underlain the empirical research". Selv om forfatterne altså har gitt en teoretisk bakgrunn for de empiriske undersøkelsene som er blitt gjort på dette område, er det umulig å applisere den teorien, uttrykt i en del funksjoner, på det empiriske materialet som nå finnes. Mange tillempninger må foretas. Monografen er delt i to²⁾, og i den andre delen utledes en formell modell for hele økonomien. Den eneste litt rigide forutsetning er at bestemmelsesperiodene skal være homogene. Såkalte "Hicksian weeks"³⁾. Forfatterne sier at de kan analysere oppførselen til et firma (dvs. operating unit) gjennom hvilken som helst bestemmelsesperiode ved hjelp av tre distinkte trinn:

1) University of Illinois Bulletin. Volume 58, Number 38, January 1961. 166 sider. - Finnes i Statistisk Sentralbyrås bibliotek.

2) De to delene heter: I. The Role of Anticipations and Plans in Entrepreneurial Decision-making, and the Nature of the "Relevant" Horizon. II. The Role of Anticipatory Data in Economic Analysis and Forecasting.

3) "Hicksian weeks": "There is only a brief time (called "Monday") at the beginning of the period which anticipations are formed and decisions and plans are made. During the rest of the week the decisions made on Monday are carried out; e.g. goods are sold, production plans are implemented, and so forth. However, no new decisions and plans are made until the following Monday".

- a) Initialbetingelsene, som kommer til uttrykk i antesipasjonsfunksjonen, bestemmer antesipasjoner om oppførselen til alle relevante utenforstående.
- b) Firmaets antesipasjoner omkring oppførselen til relevante utenforstående (sett fra firmaets synspunkt) og initialbetingelsene, slik de kommer til uttrykk i handlingsfunksjonen, determinerer firmaets bestemmelse for sitt neste trekk (next move).
- c) Det trekk som bestemmes til å bli det neste, determinerer virkelig handling gjennom den neste perioden.

Av dette utleder de en bedrifts handling i den t -te periode. Denne, "the general behavior function" er da en funksjon av initialbetingelsen (ved begynnelsen av perioden) og oppførselen til de utenforstående som er relevante å trekke inn i periode t . Av denne "general behavior function" utledes en "specific behavior function" som er et betinget forecast for et firma for perioden t . Det er betinget av oppførselen til de relevante utenforstående. Et ubetinget forecast oppnår vi hvis vi kan predikere de relevante utenforstående størrelser. En simultan løsning av alle firmaers handlingsfunksjoner, når vi er i stand til å predikere størrelser på hva som er utenforstående for alle firmaene, bestemmer oppførselen til hele økonomien i en periode ("The Realization Function"). Som vi forstår, er dette meget generelt, og forfatterne kommer inn på hvordan dette kan brukes i den "virkelige verden", og foreslår en del modifikasjoner, men noe svar som er anvendelig, gir de ikke.

En annen teoretisk angrepsmetode på problemet med antesipasjoner har Dale W. Jorgenson kommet med i sin artikkel "Anticipations and Investment Behaviour"¹⁾. Han antar at investeringsutgiftene har et "lag" bak antesipasjonene, og dette "laget" er fordelt over tiden. Altså når antesipert investering er gitt, vil en del av den antesiperte investering bli realisert i den samme perioden, en del i neste periode, osv. På samme måte antar han at gitt en initial forandring i etterspørselen etter kapitalgjenstander, så vil en viss del av forandringen resultere i antesipert investering i samme periode, en viss del vil resultere i antesipert investering i neste periode, osv. Jorgenson utleder en del regresjonslikninger på grunnlag av en meget omhyggelig utarbeidd investeringsteori (net worth maximizing), og som han bruker data på etter visse modifikasjoner på grunn av datamangel. Resultatene er oppløftende sett ut fra synsvinkelen: Kan investeringsantesipasjoner brukes ved prediksjon av neste års investering ?

1) The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States. North-Holland Pub. Comp. 1965. Finnes på biblioteket i Statistisk Sentralbyrå.

I den samme boken (Brookings) har Robert Eisner en artikkel "Realization of Investment Anticipations", hvor han "bruker" teorien som Modigliani og Cohen har formalisert, altså at handlingsfunksjonen¹⁾ er en funksjon av "noe" og Eisner sier en funksjon av a) differansen mellom kapitalutgifter og kapitalutgiftsantesipasjoner og b) differansen mellom faktisk salg og forventet²⁾ salg. Eisner bruker kvartalsdata, og han er i stand til å få økonomisk meningsfylte estimater på parametrene i den "laggede" handlingsfunksjon.

Differansen mellom faktisk salg og forventet salg for samme periode er innført som forklaringsvariable i tillegg til antesipasjonsvariabelen (igjen en handlingsfunksjon³⁾) i en artikkel av F. Modigliani og H.M. Weingartner⁴⁾. Etter å ha deflatert størrelsene med passende prisindekser, så finner de en multippel korrelasjonskoeffisient på 0,989, og signifikante koeffisienter. Problemet med den modellen de her presenterer, er at man må vite salget i det året man skal predikere for, og da kan det synes som om denne modellen er heller hjelpeløs. Forfatterne mener likevel at denne handlingsfunksjonen har sin verdi i og med at dette må være det første trinn på veien mot å ta antesipasjonene med i en interdependent økonomisk modell.

"The Quality and Economic Significance of Anticipations Data"⁵⁾ er en samling artikler om antesipasjoner, hvor man også finner den samme angrepsmetode som Modigliani og Cohen har presentert i sin formelle analyse. I en artikkel⁶⁾ i denne boken mener Arthur M. Okun ut fra erfaringer at antesipasjonsdata bør kunne brukes ved prediksjon av ulike GNP-størrelser.

I den samme boken⁷⁾ presenterer Robert A. Levine en undersøkelse av flere mulige feilkilder i enkeltbedriftenes investeringsplaner. Han foreslår også noen metoder hvormed analytikeren kan korrigere for feilkildene, i den hensikt å unngå store feil i aggregatene. Hans metoder benytter bare informasjon som er tilgjengelig på det tidspunkt prediksjonen lages. Levine ender opp med en regresjonslikning som ved hjelp av dummy variable skiller mellom bedrifts-størrelser⁸⁾. Som forklaringsvariable for neste periodes (kvartal) investering har han foruten investeringsantesipasjoner i forhold til utførte investeringer

1) "Realization function".

2) Forventet ikke i matem.stat. betydning.

3) "Realization Function".

4) "Forecasting Uses of Anticipatory Data on Investment and Sales" presentert i The Quarterly Journal of Economics Volume LXXII. (1958) s. 23-55.

5) Published by Princeton University Press. 1960 (466 sider).

6) "Anticipations Data in Forecasting GNP", s. 407-460.

7) "The Quality", side 351-369: "Capital Expenditures Forecast by Individual Firms".

8) Kriterium: antall sysselsatte, tre grupper.

korttids salgsforventninger i forhold til faktisk solgt, langtidsforventninger for sitt eget salg og for resten av sin næringsgrens salg. Han får med amerikanske data en multippel korrelasjonskoeffisient på 0,6087.

A. M. Okun presenterer i en artikkel¹⁾ resultatet av empiriske undersøkelser (lineære regresjoner) på feltet realiserte - antatte investeringer, som viser at antesipasjoner forklarer nesten 97 prosent av "the variance of predicted quarterly plant and equipment outlays". Standardfeilen er på 0,95 billioner dollars. Han innfører forandring i GNP som "ny" variabel, og da avtar standardfeilen til 0,85 billioner dollars. Koeffisienten foran GNP-leddet er signifikant.

Investeringsatferd spiller en viktig rolle i studiet av investerings-antesipasjoner. Ved University of Wisconsin ble det i 1965 holdt en konferanse omkring dette emnet. Resultatet foreligger nå i bokform²⁾. Reynold Sachs og Albert Hart presenterer i denne boken en økonomisk studie av antesipasjoner innhentet kvartalsvis fra store bedrifter som produserer varige forbruksgoder. Et interessant trekk ved deres studie er at de blant annet føyer tall-materiale til flere forskjellige investeringsteorier³⁾: "Noncausal explanation, pure seasonal", "Financial Explanation, Cash Flow with Bond Yield & Stock-Price Increment", "Accelerator Explanation, Orders capacity", "Financial accelerator Explanation, Orders Capacity with Cash Flow & Stock-Price Increment", "Appropriations Explanation, Consecutive Series of Flows" og "Composite Explanation, Appropriations Flows with Orders-Capacity". Justert multippel korrelasjonskoeffisient⁴⁾ ved "Financial Expl." er 0,9238 og ved "Accelerator Expl." er den 0,9108.

Realisasjonsfunksjonen

I det følgende vil jeg beskrive R. Eisners modell⁵⁾. Samtidig vil jeg modifisere denne modellen slik at norske data kan benyttes. Herunder må diskuteres i hvilken grad vi har norske data som stemmer overens med de amerikanske som Eisner har brukt. Hvis de norske data ikke stemmer overens med de amerikanske, så vil jeg ut ifra teoretiske overveielser foreslå andre data brukt.

1) The Predictive Value of Surveys of Business Intentions, The American Economic Review, May 1962. S. 218-225.

2) Determinants of Investment Behaviour. National Bureau of Economic Research. New York 1967. 611 sider.

3) Avhengig variabel er "Capital Expenditures".

4) Justert på grunn av autoregresjon.

5) Hentet fra kapittel 3, side 95-128, i "The Brookings Quarterly Econometric Models of The United States".

Eisner bruker en modifisert "Koyck-type distributed lag formulation"¹⁾ til sin analyse. Eisners modell inneholder følgende to antakelser:

(1 a) På grunn av at antesipasjonsdataene ikke inneholder all den informasjon som oppgavegiverne på tidspunkt t har, så påvirkes de faktiske investeringer av salget og andre variables²⁾ verdier ikke bare i én periode, men i flere perioder.

(1 b) På grunn av at antesipasjonsdataene ikke inneholder fullstendig kjennskap til det intervallet som er nødvendig for å justere kapitalutgiftene på grunn av endrede forhold (betingelser), så påvirkes de faktiske investeringer av salg og andre variables verdier ikke bare i én periode, men i flere perioder.

(2) Justeringen over tiden av realisasjonene av kapital³⁾-utgifter med hensyn på de variable som determinerer dem, kan uttrykkes som en lineær funksjon. Etter et visst punkt i denne lineære funksjonen, så danner koeffisientene til de uavhengige "laggede" variable, en avtakende geometrisk rekke.

Antakelse nr. 1 har sin basis i teoretiske overveielser hos forfatteren. Eisner opererer med følgende symboler⁴⁾:

I = Bedriftenes bruttoinvestering i anlegg og utstyr

A = Løpende antesipert investeringsutgifter, oppgitt kvartalsvis.

S = Salg

Z = "Corporate profits" etter skatt, men før justering av "Inventory valuation", ikke sesongmessig korrigert.

O = Uoppfylte maskinordre.

$\frac{I - A}{A}$ = Kapitalutgiftsrealisasjonsforhold.

Den grunnleggende relasjonen, ble av Eisner antatt å ha følgende form:

$$\frac{I^t - A^t}{A^t} = a_0 + a_1 \left[\frac{S_{-1}^t - S_{-2}^t}{S_{-2}^t} \right] + a_2 \left[\frac{Z_{-1}^t - Z_{-2}^t}{Z_{-2}^t} \right] +$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i \left\{ a_3 \left[\frac{S_{-2-i}^t - S_{-3-i}^t}{S_{-3-i}^t} \right] + a_4 \left[\frac{Z_{-2-i}^t - Z_{-3-i}^t}{Z_{-3-i}^t} \right] + \right.$$

$$\left. a_5 \left[\frac{O_{-1-i}^t - O_{-2-i}^t}{A_{-1-i}^t} \right] + a_6 \left[\frac{I_{-1-i}^t - A_{-i}^t}{I_{-1-i}^t} \right] \right\} + u^t$$

1) Jfr. L.M. Koyck: Distributed Lags and Investment Analysis (North-Holland Pub.Comp.,1954). En periode er ett kvartal.

2) Andre variable vil si andre variable enn antesipasjonsvariabelen.

3) Realisasjon av kapital defineres som differansen mellom kapitalutgifter og antesiperte kapitalutgifter.

4) Toppskrift t indikerer at de variable er funksjoner av tiden; "lagget" er et kvartal.

Det kan da vises at man kan få estimater på alle parametrene ved en minste kvadraters regresjon av den følgende transformerte relasjon:

$$\Delta \frac{I^t - A^t}{A^t} = b_0 + b_1 \left[\frac{S_{-1}^t - S_{-2}^t}{S_{-2}^t} \right] + b_2 \left[\frac{S_{-2}^t - S_{-3}^t}{S_{-3}^t} \right]$$

$$+ b_3 \left[\frac{Z_{-1}^t - Z_{-2}^t}{Z_{-2}^t} \right] + b_4 \left[\frac{Z_{-2}^t - Z_{-3}^t}{Z_{-3}^t} \right] + b_5 \left[\frac{O_{-1}^t - O_{-2}^t}{A_{-1}^t} \right]$$

$$+ b_6 \left[\frac{I_{-1}^t - A_{-1}^t}{I_{-1}^t} \right] + b_7 \left[\frac{I^t - A^t}{A^t} \right]_{-1} + v^t$$

hvor $\gamma = 1 + b_7$, $a_0 = \frac{b_0}{1 - \gamma}$, $a_1 = b_1$, $a_2 = b_3$, $a_3 = b_2 + \gamma b_1$, $a_4 = b_4 + \gamma b_3$,
 $a_5 = b_5$, $a_6 = b_6$ og $v^t = u^t - \gamma u_{-1}^t$

Alle data ble redusert til konstante 1954-dollars, derfor settes $t = 1954$ slik at symbolene slik de står representerer løpende dollars. Settes $t \neq 1954$, så må altså variablene deflateres.

Hvilke variable har vi så data for i Norge? Hvis vi ikke har data for enkelte variable, kan vi da ut ifra teoretiske overveielser erstatte disse variable med andre variable som vi har data for?

Salg. Forventet etterspørsel etter en bedrifts output måles vanligvis i forventet salg. Forandringer i forventet etterspørsel etter output kan påvirke bedriftens ønskede kapitalbeholdning som dermed avhenger av forandringer i forventet salg. Et mål for slike forandringer kan være differansen mellom faktisk salg i en periode og det salg bedriften ventet, på et tidligere tidspunkt, at den skulle ha.

I U.S.A. samles slike salgsantesipasjoner inn bare for en del av næringslivet. Derfor er det, tror jeg, at Eisner isteden har måttet bruke andre variable enn differansen mellom faktisk salg og forventet salg. Han bruker da endring i salget i tidligere perioder. Slike data finnes også i Norge. Det kommer litt an på hva man vil legge i begrepet salg. Eisner brukte tre forskjellige salgsbegreper alt etter hvilken næringsgren som ble betraktet.

Det essensielle her må være å finne norske data som kan tenkes å reflektere hva som skjer med utviklingen av kapitalbeholdningen når salget endres i tidligere perioder. En størrelse som jeg mener passer godt for dette

formålet vil framgå av det følgende: Punkt 5 i Industristatistikken, dvs. produksjon m.v. som skal gi bedriftens salgsverdi av varer (egenproduserte og handelsvarer) og verdi av reparasjonsarbeid for kunder og godtgjørelse for leiearbeid utført av bedriften (Sp). Punkt 2 i Industristatistikken, dvs. varebeholdning m.v. ved utgangen av året som skal gi verdien av lageret (råstoffer, varer under arbeid og egne produkter) til gjenanskaffelsespris, (L). Lar vi S_f betegne faktisk salg, og antar at gjenanskaffelsesprisen er en viss prosent av salgsprisen, så har vi (ved konstante priser): $S_p(t) = S_f(t) + kL(t)$, hvor k kommer av at lageret oppgis til gjenanskaffelsespris: Vi har:

$$S_p(t) - S_p(t-1) = S_f(t) - S_f(t-1) + k [L(t) - L(t-1)]$$

Var lageret konstant fra et år til et annet, så kunne leddet i hakeparentesen sløyfes, og vi kunne bruke bare punkt 5 i Industristatistikken som uttrykk for endring i salg fra år til år. På grunn av at det foregår lagerendringer så bør dette inngå, men da må vi vite størrelsen av k. Hvor stor er så denne? Antakelig i intervallet 2 til 1, ($k = \frac{\text{salgspris}}{\text{gjen.an.pris}}$). For å unngå problemet med å bestemme k, så kan vi innføre en ny variabel, lager, nærmere bestemt volumindeks over lager hos industribedrifter.

"Corporate profits": Variablen bedriftsprofitt skal være en variabel som er følsom overfor sykliske svingninger. Eisner holder på å prøve med andre størrelser enn "corporate profits", mer spesielt gjennomsnittlig arbeidstid, nye ordrer og "inventory investment". Her mener jeg at følgende beregnet størrelse stemmer godt overens med hva Eisner vil at den variable "corporate profits" skal ta vare på: bearbeidingsverdi - skatter + tilskudd. Data for denne størrelsen, "faktorinntekt", finnes i Industristatistikken. Antakelig sier ikke denne størrelsen hvor lønnsomt det er å investere, det er dette den er ment å skulle ta vare på, men en indikator kan "faktorinntekt" sies å være.

Uoppfylte maskinordre. Denne størrelsen er ment å skulle ta vare på den aktuelle og den ventede utnyttelse av kapasiteten. Eisner bruker maskinordre i mangel, tror jeg, av andre data. Her i Norge har vi derimot en ordrestatistikk for industrien, og den bør da kunne benyttes.

Deflatering. Alle data som Eisner brukte, ble deflatert til konstante 1954-dollars. Det ble brukt forskjellige deflateringsindekser. Jeg kan f.eks. deflatere data til konstante 1961-kroner. Salg og "faktorinntekt" kan deflateres med prisindeksen for nettonasjonalrproduktet. Ordre kan uttrykkes med en indeks hvor 1961 = 100.

Modell som teoretisk sett kan benyttes på norske data (teoretiske fordi vi ennå har samlet inn data i for få år):

I = bedriftenes bruttoinvestering i anlegg og utstyr

A = løpende antesiperte investeringsutgifter

S = produksjon til salgspris

Z = "faktorinntekt"

O = ordreindeks

L = lagerindeks

} Utarbeidd på grunnlag av tall deflatert med P.

P = prisindeks for nettonasjonalproduktet. 1961 = 100

$$\frac{I'(t) - A'(t)}{A'(t)} - \frac{I'(t-1) - A'(t-1)}{A'(t-1)} = \alpha_0 + \beta_1 \frac{S'(t-1) - S'(t-2)}{S'(t-2)}$$

$$\beta_2 \frac{S'(t-2) - S'(t-3)}{S'(t-3)} + \beta_3 \frac{Z'(t-1) - Z'(t-2)}{Z'(t-2)} + \beta_4 \frac{Z'(t-2) - Z'(t-3)}{Z'(t-3)}$$

$$\beta_5 \frac{O(t-1) - O(t-2)}{A'(t-1)} + \beta_6 \frac{I'(t-1) - A'(t)}{I'(t-1)} + \beta_7 \frac{I'(t-1) - A'(t-1)}{A'(t-1)}$$

$$+ \beta_8 \frac{L(t-1) - L(t-2)}{A'(t-1)} + u(t)$$

(På grunn av at "lagget" her er hele år, så kan en anta $\beta_2 = \beta_4 = 0$)

De merkede variable betyr at de er deflatert. F.eks. $S'(t-i)$ vil si def. salg i år $t-i$.

Stokastiske egenskaper som jeg vil anta for en slik modell:

$$\epsilon u(t) = 0, \quad \epsilon u(t) u(t-\theta) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{for } \theta = 0 \\ 0 & \text{for } \theta \neq 0 \end{cases} \quad \theta = 1, 2, \dots$$

ϵ står for den teoretiske forventningen. Det er ingen grunn til her å forutsette at variansen avhenger av den eller de uavhengige variable, derfor er homoscedasticity forutsatt. Siden observasjonene er de tidsseriedata, er det mulighet for autokorrelasjon. Jeg vil derfor teste en hypotese om det er autokorrelasjon i materialet.

Denne modellen er stilt opp for en hel sektor, men den kan godt brukes på en mindre grov inndeling, f.eks. næringsgruppe. Med visse modifikasjoner kan den også brukes når man lar den enkelte bedrift være enheten. Da er det imidlertid visse variable som må gis et litt annet innhold, dette gjelder spesielt ordre- og lagerindeks. Opererer vi med bedriftene som enhet, kan vi foreta en "pooling" mellom "cross-section" data og "time-series" data. Det kan da være grunn til å tvile litt på antakelsen om konstant varians. Man kan

godt tenkes å ha en varians som er proporsjonal med observasjonsstørrelsen¹⁾. Dette problemet kan løses ved antakelser om hvordan heteroscedasticityen forekommer, eller at man f.eks. deler materialet opp i størrelsesgrupper. Innenfor hver gruppe antas det da å være konstant varians. Kriteriet for størrelsesgruppe kan være ett eller flere (f.eks. ett som er sammensatt av sysselsetting, produksjon og kapital). Jeg mener man her kan nøye seg med sysselsetting som kriterium på størrelsesgruppe.

Mai-antesipasjonene og november-antesipasjonene som to variable

Antesipasjonsdata samles inn flere ganger årlig; to ganger årlig fram til 1965, deretter kvartalsvis²⁾. Vi setter f.eks. opp følgende modeller:

$$(1) \quad E I(t) = \alpha_1 + \beta_1 A_0(t); \quad t = 1, \dots, m \text{ og } A_0 \text{ vil si antesipasjonene pr. 20/11 - (t-1)}$$

$$(2) \quad E I(t) = \alpha_2 + \beta_2 A_1(t); \quad t = 1, \dots, n \text{ og } A_1 \text{ vil si antesipasjonene pr. 20/5 - (t-1)}$$

Her står $E I(t)$ for forventningen av $I(t)$.

En relevant problemstilling i forbindelse med bruk av datamaterialet er om benyttelse av begge datasettene (mai og nov.) tilfører oss mer informasjon enn om vi bare benytter oss av det ene (f.eks. novembertallene). Pr. 20. november så har bedriftene all den informasjon de hadde på tidspunkt 20. mai pluss noe mer informasjon. Man kan antakelig neppe anta at bedriftene "glemmer" etter hvert, men man kan godt anta at antesipasjonene, dvs. investeringsplanene, ikke alltid er velunderbygde. Med andre ord at bedriftene når de antesiperer, ikke gjør bruk av all den informasjon som de i virkeligheten har bruk for.

Eksempel 1: En bedrifts kredittverdighet avhenger av bedriftens soliditet gjennom en relevant tidsperiode, (relevant ut ifra kredittgiverens synspunkt). Pr. 20. november antesiperer bedriftene så og så store investeringer ut ifra "håpet" om å få så store lån fordi det har gått "bra" i den "siste tiden", men den "siste tiden" kan være "riktigere" i f.eks. mai enn i november.

Eksempel 2: Investeringene antas å avhenge på en eller annen måte av rentabiliteten. Rentabiliteten avhenger av salget. Trolig har historisk utvikling mye å si for framtidig salg: Inntekt f.eks. lønnsinntekt i periode (t-2) kan ha noe å si for salg i periode t, men pr. 20/11 - (t-1) f.eks., tar bedriften bare hensyn til inntekt i periode (t-1).

1) Observasjonsstørrelsen er f.eks. antatt investering, og da vil proporsjonal varians si at variansen stiger (event. synker) proporsjonalt med investeringsbeløpet.

2) Se Arbeidsnotat av 28/11-67.

Jeg tror vi blant en god del bedrifter har en slik situasjon, som kan gi støtte til simultan bruk av datamaterialet, fordi det blant annet ikke i alle bedrifter drives statistisk arbeid og investeringsplanlegging.

Mai-antesipasjonene har i hele perioden ligget lavere enn november-antesipasjonene, og på samme nivå som de utførte investeringer. Den grafiske kurve for november-antesipasjonene fra år til år likner mer enn kurven for mai-antesipasjonene på kurven for de utførte investeringer¹⁾.

Utvilsomt inneholder mai-antesipasjonene noe informasjon omkring forholdet antesipasjoner - realisasjoner som november-antesipasjonene ikke inneholder. Hvordan gjøre bruk av dette? En måte vil være å la mai-antesipasjonene inngå som en variabel og november-antesipasjonene som en annen variabel i samme relasjon. Andre variable kan da inngå i relasjonene som tidligere antydte. Dessverre har vi ennå få observasjoner av mai-antesipasjonene. Vi har 8 november-antesipasjoner og 6 mai-antesipasjoner. Jeg har da benyttet meg av de siste 6 datasettene. Eventuelt kunne jeg her ha benyttet meg av en eller annen "missing-observations"-metode, f.eks. trendforlengelse bakover. Når jeg likevel ikke har gjort dette, kommer det av at da ville hele 1/4 av mai-dataene være estimert ($\frac{8-6}{8}$) før de ble benyttet ved estimering av parametrene. Det er klart at en estimering av tre parametre (f.eks. konstantledd, pluss to koeffisienter) vil gi resultater med temmelig begrenset utsagnskraft. Dette vil jeg komme litt mer inn på senere.

Regresjonsresultater og kommentarer. Aggregerte tall

Antatt og realisert investering er hentet fra Investeringsstatistikken. Tallene er deflatert med nasjonalproduktets prisindeks for bruttoinvestering. (1961 = 100). Realisert investering i år t er satt lik antatt investering for år t, antatt i slutten av år t (dvs. pr. 20/11, 2/12 etc.). Faktorinntekt og eierinntekt i industri og bergverk og bruttonasjonalinntekt er hentet fra Økonomisk Utsyn og Nasjonalregnskapet. Tallene er deflatert med prisindeksen for bruttonasjonalproduktet, (1961 = 100). En ordreindeks, tilgang på ordre, er beregnet ut fra tabeller publisert i Statistisk Månedshefte. Kredittilførsel er hentet fra Økonomisk Utsyn (tab. 100 for 1966) og fra Kredittmarkedstatistikken; deflatert med prisindeksen for bruttonasjonalproduktet.

1) Se diagrammene og tabellene i Arbeidsnotat av 28/11-67.

Symboler:

- $I(t)$ = realisert (brutto-) investering i år t
 $A_t(t)$ = antatt investering for år t , antatt på tidspunkt τ .
 $A_0(t) = A_{20/11-(t-1)}(t)$, $A_1(t) = A_{20/5-(t-1)}(t)$ ¹⁾
 $K(t)$ = kreditttilførsel til næringslivet og privatpersoner i år t
 $E(t)$ = cierinntekt i industri og bergverk i år t
 $Z(t)$ = faktorinntekt i industri og bergverk i år t
 $R(t)$ = bruttonasjonalproduktet i år t
 $O(t)$ = ordreindeks, tilgang på ordrer, (1962 = 100)
 $u(t)$ = restledd som antas å være normal $(0, \sigma)$ - fordelt med følgende egenskaper:
 $E(u(t)u(t-i)) = \sigma^2$ for $i = 0$ Egenskapene er testet for noen
 0 for $i \neq 0$ regresjonslikninger.
 R = den multiple korrelasjonskoeffisienten
 $\hat{\sigma}_u$ = estimert residualt standardavvik
 n = antall observasjoner
 ϵ = estimert forventning.

Estimeringen er foretatt ved hjelp av et "disk Operating System/360 Fortran 360N - FO - 451 21" på IBM 360. Estimeringsmetoden er minste kvadraters metode. Regresjonsprogrammet, som er et standardprogram, er utarbeidd av IBM, testet og justert i Byrået. Vi har tre muligheter, grovt sagt, for å begå feil ved slike beregninger: a) Standardprogrammet er galt. b) Format- og/eller parameter(hull)kortene er gale. c) Datakortene er gale.

Når det gjelder a), så har jeg "oversatt" en del av programmet fra Fortran til "vanlig" språk, og funnet at formlene stemmer overens med de formler som H.T. Amundsen utleder i det tredje bind av sine innføringskompendier i statistikk. (Dessuten er det å bemerke at er programmet galt, så må over ett års regresjonsberegninger i Byrået kanselleres).

Når det gjelder punkt b) og c) er det ting som hver enkelt program-bruker endrer på, og derfor må kontrolleres av hver enkelt. Formatkortene beskriver hvorhen på datakortene de forskjellige variable er plassert, mens parameterkortene sier hvilke variable man ønsker å bruke i de beregningene man ønsker å foreta.

Hullkortene som jeg har brukt, er i hovedsaken punchet av erfarne punchedamer og kontrolløst. Jeg har dessuten kontrollregnet en av regresjonene ved hjelp av bordmaskin. Jeg har kontrollert at gjennomsnittene beregnet av programmet, stemmer med gjennomsnittene beregnet ved bordmaskin. Dessuten har

1) $A_{20/11-(t-1)}(t)$ betyr antatt investering for år t , antatt på tidspunkt 20/11 i år $(t-1)$.

jeg for en del av beregningene sett etter at de estimerte regresjonene går gjennom gjennomsnittene av de observerte størrelsene. Grafisk inspeksjon av en del beregninger, jfr. diagrammene i Appendikset, har også bestyrket min tro på at rent beregningsmessig er alle relasjonene riktige.

Tabell 5 i Appendiks 2 i Arbeidsnotatet av 28/11-67 viser hvilke antesipasjonsdata som er gitt aggregert, alle de andre data som er benyttet er ikke gjengitt, men bare kildene på side 14. Dataene finnes selvfølgelig i manuskript hos meg.

Noen tall er regnet ut på grunnlag av millioner kroner og noen på grunnlag av milliarder kroner, derfor er enheten angitt i hvert tilfelle.

Den enkleste modellen man kan sette opp, er den som bygger på antakelsen om at antesipasjonene virkelig er fastsatte investeringsplaner som blir satt ut i livet (realisert). Årsaken til at planene eventuelt ikke blir realisert, er tilfeldige faktorer som opptrer i løpet av året: streik, kraftmangel, vareforsinkelser osv. I relasjon (1) og (2) er denne teorien testet, men man har tillatt et konstantledd (standardavviket til regr.koeff. står i parentes under regr.koeff.):

$$(1) \quad \varepsilon I(t) = 0,10800 + 0,80063 A_0(t); R = 0,97520, \hat{\sigma}_u = 0,07371, n = 8 \\ (0,07417) \quad \text{Milliarder kroner}$$

$$(2) \quad \varepsilon I(t) = 0,21604 + 1,20899 A_1(t); R = 0,93224, \hat{\sigma}_u = 0,10525, n = 6 \\ (0,23462) \quad \text{Milliarder kroner}$$

I relasjon (1) er regresjonskoeffisienten signifikant forskjellig fra én, dette er ikke tilfelle i (2). Ingen av konstantleddene er signifikant forskjellige fra null. Når regresjonskoeffisienten i (1) er signifikant mindre enn 1, så vil det si at plantallene uttalt i november ligger på et høyere nivå enn hva som faktisk blir realisert. Plantallene oppgitt i mai har i hele perioden 1961-1966 ligget under novembertallene. Dette viser også (1) og (2); her er dog ikke regresjonskoeffisienten for maitallene signifikant forskjellig fra november-tallene. Dette kan muligens tolkes dit hen at bedriftene i mai i oppgangår er usikre på en rekke faktorer. Etter som tiden går, blir de mer og mer sikre, alt (salg, produksjon, ordre etc.) utvikler seg som før, og dermed ønsker bedriftene å ekspandere, og derfor må de investere. Dette kommer til uttrykk i november-antesipasjonene. Når så plantallene ikke blir realisert så kan dette komme av flere grunner. Bedriftene har selv i en rekke år¹⁾ anført byggerestriksjoner og for sene leveringer av investeringsvarer som de viktigste årsakene.

1) Industridepartementet spurte, når det sto for oppgaveinnsamlingen, om årsaken til at fjorårets plantall ikke var realisert hvis de ikke ble realisert.

Konstantleddet i relasjon (1) og (2) kan vanskelig begrunnes. Dette sier at selv om man planlegger null investeringer i en periode, så vil det bli realisert investeringer for over 100 millioner kroner. Målestokkorrigerings er neppe god nok forklaring på grunn av leddets størrelse. Jeg tror heller leddet er der fordi sammenhengen som kommer til uttrykk i (1) og (2) bare gjelder innenfor et visst område. Måten som det er sammenheng på, kan være annerledes enn i (1) og (2) (jfr. andre funksjonsformer senere), og det kan være nødvendig å trekke inn flere forklarende faktorer (kfr. side 4).

I november vet bedriftene alt de visste i mai pluss litt til, likevel så tar de muligens ikke hensyn til all informasjon som på tidspunktet for investeringsbeslutningen viser seg å være nødvendig. Med den begrunnelse om at både mai- og november-antesipasjonene inneholder informasjon av betydning for investeringsbeslutningen, er det relasjon (3) er stilt opp:

$$(3) \quad \varepsilon I(t) = -367,94060 + 0,92363 A_0(t) + 0,19532 A_1(t); \quad R = 0,99879, \\ \begin{matrix} (0,07330) & (0,08851) \end{matrix} \quad \hat{\sigma}_u = 16,55096, \\ n = 6 \quad \text{Mill.kr.}$$

Som vi ser er konstantleddet her enda større enn i (1) og (2), men "forklaringen" av realisert syntes å være meget god: den multiple korrelasjonskoeffisienten (r) er 0,99879 og det estimerte residuale standardavvik er bare 16,55096 mill. kroner eller ca. 1 prosent av den gjennomsnittlige realiserde investering.

Plantallene for kommende år publiseres henholdsvis i juni og i desember. Denne publiseringen kan ha en viss effekt på investeringene. Effekten kan være av en slik art at funksjonsformen presentert i (1) - (3) ikke er den beste; nedenfor er oppstilt en semi-logaritmisk og en dobbel-logaritmisk regresjonslikning.

$$(4) \quad \varepsilon I(t) = 0,92421 + 1,01785 \ln A_0(t); \quad R = 0,93627, \quad \hat{\sigma} = 0,11700, \\ (0,15591) \quad n = 8, \text{ milliarder kroner}$$

$$(5) \quad \varepsilon \ln I(t) = -0,06826 + 0,82917 \ln A_0(t); \quad R = 0,97043, \quad \hat{\sigma} = 0,06319 \\ (0,08420) \quad n = 8, \text{ milliarder kroner}$$

Særlig (5) ser ut til å gi god føyning, F.-verdien er 96,97815.

Relasjon (4) er en funksjon hvor $I(t)$ øker med $A_0(t)$, men at økningen blir jevnt mindre og mindre etter som $A_0(t)$ øker. Over et lengre intervall (fra små til store $I(t)$) er funksjonsformen heller tvilsom, men over et mindre intervall kan den ha sin berettigelse: Anta at det er visse restriksjoner på investeringene (som til en viss grad kan være avhengig av hvor mye bedriftene sier de ønsker å (bør) investere). Bedriftene oppgir da (bevisst) for høye tall.

De oppgir for høye tall enten for å påvirke restriksjonsgrensen eller fordi de ikke vet hvilken betydning restriksjonene har for akkurat deres bedrit. Etterhvert som tiden går, oppheves restriksjonene og bedriftene behøver ikke enten å "ta i" så hardt mer, eller at det blir mer samsvar mellom ønsker og muligheter for å investere. Dette skjema kan passe godt til perioden 1957-1966 hvor man startet med strenge byggerestriksjoner og som etter hvert er blitt lempet på.

Relasjon (5) kan ikke gis samme tolkning som relasjon (4) når regresjonskoeffisienten er positiv og mindre enn én slik som tilfelle er. Relasjonen sier at elastisiteten av realisasjonene med hensyn på planene er en konstant (og lik regresjonskoeffisienten). Det vil si at i dette tilfelle har bedriftene hver gang realisert en viss fast prosentandel av sine planer. Relasjon (5) kan derfor passe i tiden med vedvarende investeringsrestriksjoner, eller at man har hatt restriksjoner som er blitt lempet på, men at bedriftene i sine investeringskalkyler ikke riktig har tilpasset seg den nye situasjonen.

Under den teoretiske drøftingen av antesipasjoner som forklaring for realisasjoner kom vi fram til, om enn i noen andre ord, at i tillegg til antesipasjonene som forklaringsvariable så bør det, og ikke bare kan det, trekkes inn andre forklaringsvariable. Hvilke andre variable er drøftet tidligere, jfr. side 4 og side 9, men siden vi har så få observasjoner er det meget begrenset hvor mange variable vi kan ta med under ett ved estimering. Nedenfor følger noen resultater (n = 8, milliarder kroner).

$$(6) \quad \varepsilon I(t) = 1,79083 - 0,32922 A_0(t) - 0,21325 Z(t-1) + 0,13970 A_0(t)Z(t-1);$$

$$\begin{array}{ccc} (0,27252) & (0,04656) & (0,03120) \end{array}$$

$$R = 0,99615$$

$$\hat{\sigma}_u = 0,03578$$

$$(7) \quad \varepsilon I(t) = -0,07722 + 0,81190 A_0(t) + 0,01144 R(t-1) - 0,25366 I(t-1);$$

$$\begin{array}{ccc} (0,20249) & (0,01695) & (0,25663) \end{array}$$

$$R = 0,98037$$

$$\hat{\sigma}_u = 0,08043$$

$$(8) \quad \varepsilon I(t) = 0,87305 - 0,21237 A_0(t) - 0,00303 R(t-1) + 0,37065 [A_0(t)]^2;$$

$$\begin{array}{ccc} (0,32661) & (0,00921) & (0,11685) \end{array}$$

$$R = 0,99310$$

$$\hat{\sigma}_u = 0,04785$$

$$(9) \quad \varepsilon I(t) = 0,95762 + 1,02507 \ln A_0(t) - 0,01683 \ln Z(t-1);$$

$$\begin{array}{ccc} (0,30078) & (0,57701) & \end{array}$$

$$R = 0,93628$$

$$\hat{\sigma}_u = 0,12816$$

$$(10) \quad \varepsilon \ln I(t) = 0,10730 + 0,86711 \ln A_0(t) - 0,08842 \ln Z(t-1);$$

$$\begin{array}{ccc} (0,16114) & (0,30912) & \end{array}$$

$$R = 0,97091$$

$$\hat{\sigma}_u = 0,06866$$

- (11) $\epsilon \ln I(t) = -1,04092 + 0,72432 \ln A_0(t) + 0,27370 \ln R(t-1);$ $R = 0,97234$
(0,20067) (0,46917) $\hat{\sigma}_u = 0,06698$
- (12) $\epsilon I(t) = 0,08138 + 0,76435 A_0(t) + 0,02052 K(t-1);$ $R = 0,97560$
(0,15115) (0,07233) $\hat{\sigma}_u = 0,08010$
- (13) $\epsilon I(t) = 0,23726 + 0,86740 A_0(t) - 0,07774 E(t-1);$ $R = 0,97931$
(0,10039) (0,07860) $\hat{\sigma}_u = 0,07384$
- (14) $\epsilon \ln I(t) = 0,08751 + 0,89995 \ln A_0(t) - 0,17026 \ln E(t-1);$ $R = 0,97366$
(0,12603) (0,21904) $\hat{\sigma}_u = 0,06538$
- (15) $\epsilon \ln I(t) = -0,18791 + 0,75886 \ln A_0(t) + 0,10773 \ln K(t-1);$ $R = 0,97153$
(0,18460) (0,24653) $\hat{\sigma}_u = 0,06793$

Som det framgår av disse relasjonene, er det bare en variabel foruten antesipasjonsvariabelen som har fått en estimert koeffisient signifikant forskjellig fra null, nemlig $Z(t-1)$ i (6). Vi kan heller ikke si at "forklaringen" har blitt noe særlig bedre, spesielt ikke hvis vi tar (3) med i betraktningen. Utvides relasjon (3) med andre forklaringsvariable, så understrekes dette (n = 6, millioner kroner):

- (16) $\epsilon I(t) = -306,66064 + 0,91185 A_0(t) + 0,24134 A_1(t) - 0,01143 Z(t-1);$
(0,06832) (0,08979) (0,00927) $R = 0,99931$
 $\hat{\sigma}_u = 15,27392$
- (17) $\epsilon I(t) = -345,39952 + 0,93222 A_0(t) + 0,20857 A_1(t) - 0,01846 E(t-1);$
(0,09278) (0,11558) (0,06357) $R = 0,99883$
 $\hat{\sigma}_u = 19,85654$

De to siste relasjonene har store multiple korrelasjonskoeffisienter og små residuale standardavvik. Men man kan neppe si at (16) eller (17) "forklarer" bedre enn (3) fordi vi generelt har at den multiple korrelasjonskoeffisient øker¹⁾ med antall variable.

Jeg finner det formålsløst å drøfte hvorvidt fortegnene for de enkelte variable kan begrunnes så lenge de ikke er signifikante forskjellig fra null. Teorien om at det er flere variable enn antesipasjonsvariabelen(e) som bør trekkes inn, er ikke blitt støttet opp under av relasjonene (1) - (17).

1) $R_1^2 \geq R_2^2$ når R_1 er estimert ut ifra en relasjon med k variable og R_2 ut ifra en relasjon med (k-1) variable, hvor $i = 1, 2, \dots, k-1$.

Muligens er den angrepsmetode som Robert Eisner¹⁾ anlegger bedre. En tilsvarende angrepsmetode er det de to følgende relasjoner gir uttrykk for (milliarder kr., n = 8):

$$(18) \quad \varepsilon \frac{I(t) - A_0(t)}{A_0(t)} = -0,08281 - \frac{0,94274}{(0,29281)} \frac{Z(t-1) - Z(t-2)}{Z(t-2)}; \quad R = 0,79586 \\ \hat{\sigma}_u = 0,05391$$

$$(19) \quad \varepsilon \frac{I(t) - A_0(t)}{A_0(t)} = -0,01582 - \frac{1,15798}{(0,22898)} \frac{Z(t-1) - Z(t-2)}{Z(t-2)} + \frac{0,00119}{(0,00059)} \frac{O(t-1) - O(t-2)}{I(t-1)} \\ + \frac{0,23043}{(0,09221)} \frac{I(t-1) - A_0(t)}{I(t-1)} \\ R = 0,93279, \hat{\sigma}_u = 0,03931$$

Leddet $\frac{Z(t-1) - Z(t-2)}{Z(t-2)}$, relativ endring i faktorinntekt, sier noe om hvordan avkastningen av investert kapital har utviklet seg. Faktorinntekt er lik summen av eierinntekt og lønn. Er $Z(t-1) > Z(t-2)$ så vil det si, hvis vi ser bort ifra konstantleddet, at $I(t) < A_0(t)$. Det ser altså ut som om økning i faktorinntekten gjør bedriftene mer optimistiske i anslagene enn hva som faktisk lar seg realisere.

Litt uvørent kan man si at leddet $\frac{O(t-1) - O(t-2)}{I(t-1)}$ sier noe om hvilke muligheter bedriften(e) har for å (selv-)finansiere investeringer. Ordre-tilvekst i år (t-1) resulterer trolig levering først i år t, dette gir bedriften(e) høyere inntekt i år t, og dermed mulighet for investeringer i år t. Derfor positivt fortegn.

En bedrift investerer ofte det den pleier å gjøre, remplassering pluss muligens et tillegg. Lysten til å investere mere, dvs. ekspandere, er svært ofte til stede, men realiseringen av planene kan være vanskelige (og da ikke nødvendigvis på grunn av direkte økonomiske årsaker). Leddet $\frac{I(t-1) - A_0(t)}{I(t-1)}$ må av den grunn ha plussfortegn. Hvis nemlig $A_0(t) > I(t-1)$ så vil det som hevdet være en tendens til at $A_0(t) > I(t)$.

En oppsplitting av næringene i skjermede og konkurranseutsatte, gir som resultat at plantallene fra det konkurranseutsatte næringsliv (i industri og bergverk) føyer seg bedre til de faktiske investeringer enn tilsvarende for de skjermede næringene. Eksempelvis, når toppskrift s og k markerer henholdsvis skjermede og konkurranseutsatte næringene (millioner kr., n = 8):

1) Jfr. kapitlet om "Realisasjonsfunksjonen".

$$(20) \quad \epsilon I^k(t) = 235,2561 + 0,64423 A_0^k(t); \quad R = 0,97851, \quad \hat{\sigma}_u = 47,24000 \\ (0,05542)$$

$$(21) \quad \epsilon I^k(t) = 331,23521 + 0,69281 A_0^k(t) - 0,09140 E^k(t-1); \quad R = 0,97903 \\ (0,15126) \quad (0,26123) \quad \hat{\sigma}_u = 51,12675$$

$$(22) \quad \epsilon I^S(t) = 21,33045 + 0,84198 A_0^S(t); \quad R = 0,81648, \quad \hat{\sigma}_u = 55,88544 \\ (0,24307)$$

$$(23) \quad \epsilon I^S(t) = -201,59742 - 0,04213 A_0^S(t) + 0,46063 E^S(t-1); \quad R = 0,94349 \\ (0,31647) \quad (0,14439) \quad \hat{\sigma}_u = 35,13713$$

Relasjon (23) er litt uventet A_0^S er ikke signifikant mens E^S er signifikant. Av (20) og (22) ser vi at man i skjermede næringer er mer nøkterne når det gjelder investeringsplaner. Koeffisienten 0,64423 er lavere enn 0,84198, men forskjellen er ikke signifikant.

I 1960 var 26,4 prosent av alle bedriftene i de skjermede næringer. I tillegg er bedriftene i de skjermede næringer mindre enn i de konkurranseutsatte. I 1960 var 35,2 prosent av eierinntekter i industri og bergverk i skjermede næringer, mens bare 15,4 prosent av investeringene ble foretatt der. Dette er muligens de viktigste årsakene til forskjell i koeffisientene, og til at (20) "fører seg" bedre enn (22).

Jeg har testet hypotesen om at restleddet er normal $(0, \sigma)$ -fordelt ved kji-kvadrat føyningstest. Det er meget få observasjoner til å bruke en slik test, og jeg har fått ikke forkastning. Jeg har likeledes testet om det er autokorrelasjon i restleddene ved Durbin-Watson¹⁾ test på relasjon (1). Heller ikke her forkastning. Testresultatene er ikke særlig utsagnskraftige på grunn av så få observasjoner.

Vurdering av prediksjonsverdien ved de enkelte modeller

Vi har to slags muligheter for å si noe om brukbarheten av de forskjellige modeller. Den ene muligheten er en vurdering av brukbarheten ved prediksjon av de estimerte parametre på de data som parametrene er estimert fra. Den andre muligheten vil være å utelate en observasjon (eventuelt flere), f.eks. den "siste", estimere parametrene ved hjelp av de observasjoner som er igjen, deretter sammenlikne den predikerte verdien med den observasjonen vi faktisk har. Dessverre har vi her så få observasjoner, høyst 8, at jeg ikke har benyttet meg av denne siste muligheten som opplagt er den beste. Jeg har dog regnet ut predikert investering for 1967 ved hjelp av noen av de omtalte modeller. Når så tallene for 1967 foreligger, kan disse sammenliknes med prediksjonsverdiene²⁾:

1) H.Theil and A.L.Nagar: Testing the Interdependence of Regression Disturbances. Journ. Am.St.Ass. Dec. 1961. p. 793-807.

2) De innsatte observasjonene er i løpende kroner.

Millioner kr.	Naive modeller				Regresjons-	
Modelltype	$\epsilon I(t) = A_0(t)$	$\epsilon I(t) = A_1(t)$	$\epsilon I(t) = I(t-1)$	$\epsilon I(t) = A_0(t) \cdot I(t-1)$	$\epsilon I(t)v/re-lasjon (1)$	$\epsilon I(t) v/relasjon (2)$
Predikert investering for 1967, (I(t))	2122,8	1615,3	2035,7	1688,3	1807,6	1736,8

Modelltype	$\epsilon I(t)v/re-lasjon(4)$	$\epsilon I(t)v/re-lasjon (5)$	$\epsilon I(t)v/re-lasjon (6)$	$\epsilon I(t)v/re-lasjon (19)$	Aritmetrisk gjennomsnitt av de 10 prediksjonene er 1818,7 mill. kr.
Predikert investering for 1967, (I(t))	1682,8	1733,0	12160,7	1604,2	

1) Engelske metoden.

Jeg vil begrense meg til to føyningskriterier, nemlig

- Den multiple korrelasjonskoeffisient, R, og
- Bruttovariansen $= \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{I}(t) - I(t))^2$ hvor $\hat{I}(t)$ er estimat på I(t) og n er antall observasjoner.

En multippel korrelasjonskoeffisient i vanlig forstand kan vi bare finne for relasjonene og ikke for de naive modellene. En rangering av relasjonene som inneholder kun signifikante koeffisienter etter størrelsen av korrelasjonskoeffisienten gir følgende resultat:

Høyeste multiple korrelasjonskoeffisient har relasjon (3), deretter følger i rekkefølge (1), (5), (4), (19), (2) og lavest har (18). Oppsplitting i skjermede og konkurranseutsatte næringer øker ikke den multiple korrelasjonskoeffisient. Relasjonene har følgende bruttovarianser (v/milliarder kroner):

Relasjon	(3)	(5)	(1)	(2)	(4)	(19)	(18)
Bruttovarians	0,00014	0,00298	0,00408	0,00740	0,01027	0,00077	0,00218

Her er (19) og (18) ikke helt sammenliknbare med de øvrige. F.eks. for relasjon (19) er standardavviket (er lik kvadratroten av variansen) = 1,744 prosent.

Vi ser her at en sammenlikning av de ulike prediksjonsmodeller medfører store problemer. Blant relasjonene (1) - (5) er (3) utvilsomt best, blant relasjonene (18) og (19) er (19) best. Blant de naive modeller har den engelske metoden minst varians og dermed peker den seg ut. Men hvordan skal vi så kunne avgjøre hvem av disse tre modellene er best (relasjon (3), relasjon (19) og den engelske metoden)? Av tabellen over prediksjonsverdien for 1967 ser vi at relasjon (3) og den engelske metoden gir nesten samme verdi. Relasjon (19) gir derimot en tall noe under disse to. For praktiske formål vil relasjon (19) kunne ha en noe begrenset interesse idet den forutsetter at en rekke tall for året (t-1) er kjent på det tidspunkt prediksjonen for t skal utregnes. Dessuten er

tre parametre estimert på grunnlag av 8 observasjoner. Vi står da tilbake med relasjon (3) og den engelske metoden. Relasjon (3) benytter mest informasjon av de to metodene. Den naive modellen er varsom overfor raske strukturelle endringer i forholdet antesipasjoner - realisasjoner. Jeg kan ikke se det har vært noen ting i den aktuelle perioden som kan karakteriseres som strukturforandringer av forholdet antesipasjoner - realisasjoner. Jeg blir dermed stående med relasjon (3) som den beste prediksjonsmodell. Se ellersdiagram 3. Relasjon (3) har riktignok signifikante estimater, men parametrene er estimert ut fra bare 6 observasjonssett.

Det er vanskelig å si hvilken av modellene (3) og (19) som har best teoretisk "dekning", altså hvilken av modellene som gir "best" i en eller annen forstand, uttrykk for de teoretiske overveielser. Modellene representerer i virkeligheten to forskjellige angrepsmåter, og det er vanskelig å si at den ene måten er bedre enn den andre. Det er derfor vanskelig på forhånd å si hvilken av modellene som bør velges ved prediksjon.

Regresjonsresultater og kommentarer. Bedrift som enhet

Statistisk Sentralbyrå er i ferd med å ordne i tidsserier en rekke data fra "Utvalgte foretak". Det første året er 1959, men foreløpig foreligger bare 1961-64 på en enhetlig form. Derfor har jeg kun benyttet meg av dataene for disse årene. "Utvalgte foretak" vil si at bare foretak som hadde over 100 sysselsatte i 1963 er med. Et foretak som hadde 10 sysselsatte i 1963 og 110 f.eks. i 1964, er altså ikke med. Dataene foreligger ennå bare på hullkort, og det begrenser mulighetene for å lage sammensatte variable slik som finnes i "The Realization-function" hvis man har forholdsvis kort tid til disposisjon. Det er meningen at dataene skal over på tape, og det åpner muligheter for å prøve Eisners teori, om enn i noe tillempet form slik som antydnet foran, på norske data.

Det var i alt ca. 1 300 bedrifter i 1963 som tilfredsstilte "Utvalgte foretak"s sysselsettingskrav. Disse foretakene hadde i 1963 ca. 80 prosent av bruttoinvesteringene i industri- og bergverksdrift i 1963. På grunn av at foretak med over 100 sysselsatte kan ha bedrifter med under henholdsvis 20 og 50 sysselsatte, så har vi ikke investeringsplantall for alle 1 300 bedrifter. Dessuten har Investeringsstatistikken vært en frivillig statistikk. For årene 1961-64 har vi investeringsplantall for ca. 700 i hvert enkelt år.

Som man forstår, må de beregninger jeg har foretatt kun betraktes som de første skritt innen det mulighetsområde for økonomisk analyse som de "nye" dataene gir.

Dataene i "Utvalgte foretak" er hentet fra Bedriftstellingen 1963, de årlige industritellingene og plantallene fra Investeringsstatistikken.

Symboler:

$I(t)$ = realisert (brutto-) investering i år t (dvs. anskaffelser i alt iflg. Industristatistikken)

$A_{\tau}(t)$ = antatt investering for år t , antatt på tidspunkt τ

$A_0(t) = A_{20/11-t-1}(t)$; $A_2(t) = A_{20/11-t}(t)$

($A_2(t)$ er altså det samme som $I(t)$ v/aggregerte tall)

$V(t)$ = verdi av varelager i år t = innkjøpte varer + varer under arbeid + egen produksjon

$L(t)$ = lønn i år t = funksjonærlønn + arbeiderlønn + lønn til hjemmearbeidere

$N(t)$ = gjennomsnittlig sysselsetting i år t .

$\theta(t) = \begin{cases} 1 & \text{når } N(t) \leq 100 \text{ i år } t \\ 0 & \text{for } N(t) > 100 \text{ i år } t \end{cases}$

$S(t)$ = produksjonsverdi i år t (Iflg. Industristatistikken)

$u(t)$ = restledd som antas å være normal $(0, \sigma)$ - fordelt med følgende egenskaper:

$$E[\bar{u}(t)u(t-i)] = \begin{cases} \sigma^2 & \text{for } i = 0 \\ 0 & \text{for } i \neq 0 \end{cases}$$

R = den multiple korrelasjonskoeffisient

$\hat{\sigma}_u$ = estimert residualt standardavvik

$n(t)$ = antall observasjoner i år t . $n(1964) = 538$, $n(1963) = 722$,
 $n(1962) = 717$, $n(1961) = 743$.

ϵ = estimert forventning

Fotindeks i for bedrift nr. $i = 1, 2, \dots, n(t)$ er sløffet på samtlige variable. Alle tall unntatt gjennomsnittlig sysselsetting, er i 1 000 kroner. Estimeringsmetoden er minste kvadratets metode. Standardavvikene til regresjonskoeffisientene står i paranteser.

Under avsnittet om de aggregerte tall antok jeg at $I(t) = A_2(t)$.

Vi har nå muligheten for å undersøke denne påstanden litt nærmere. Jeg har sett på sammenhengen mellom de to variable, og foretatt følgende regresjonsberegninger:

$$(25) \quad \epsilon I(-64) = 277,0 + 0,74603A_2(-64); \quad R = 0,91258, \hat{\sigma} = 2180,9 \\ (0,01443)^2$$

$$(26) \quad \epsilon I(-63) = 182,9 + 0,82429A_2(-63); \quad R = 0,91696, \hat{\sigma} = 2184,7 \\ (0,01336)^2$$

$$(27) \quad \epsilon I(-62) = 680,8 + 0,33799A_2(-62); \quad R = 0,62287, \hat{\sigma} = 2629,7 \\ (0,01587)^2$$

$$(28) \quad \epsilon I(-61) = 173,9 + 0,91113A_2(-61); \quad R = 0,93974, \hat{\sigma} = 1380,6 \\ (0,01217)^2$$

I alle årene er regresjonskoeffisientene signifikant forskjellig fra én. Den multiple korrelasjonskoeffisient er meget jevn i 1961, 1963 og 1964, men en del lavere i 1962. Ser man f.eks. på gjennomsnittet av observasjonene, finner man følgende:

År	1961	1962	1963	1964
Gjennomsnitt av $I(t)$	1 115	1 229	1 424	1 420
" av $A_2(t)$	1 033	1 622	1 506	1 533

Det er vanskelig på grunnlag av dette å si at de antatte investeringer $A_2(t)$ ligger høyere eller lavere enn de faktisk utførte $I(t)$ ifølge Industristatistikken. Hvis man ser de residuale standardavvik i forhold til gjennomsnittene, kompliseres dette forhold ytterligere. Det er bare i 1961 at estimert residual spredning er mindre enn 2 mill.kr. Et eventuelt konfidensintervall, med "vanlige" grenser, ville her bli ganske stort i forhold til gjennomsnittet, men nå er forholdet her at gjennomsnittet gir et heller skjevt bilde av bedriftsstrukturen. Vi har mange bedrifter med investeringer under gjennomsnittet, færre med investeringer over gjennomsnittet, men de relativt få store bedriftene har dessto større investeringer. Investeringene går her helt opp til 100 mill.kr. Med andre ord en meget stor variasjonsbredde. - Jeg vil her konkludere med at selv om de aggregerte tallserier viser forholdsvis god overensstemmelse mellom $A_2(t)$ og $I(t)$, så skjuler det seg store avvik bak dette når man tar bedriften som enhet. En av statistikkene eller begge (Industristatistikken eller/ og Investeringsstatistikken), må være basert på ukorrekte opplysninger fordi det manglende samsvar mellom statistikkene ikke kan tilskrives tilfeldigheter alene.

Med utgangspunkt i de betraktninger som jeg har gjort under kapitlet om Investeringsbegrepet, er det at jeg lar $A_2(t)$ representere utført investering.

Den enkleste teorien går ut på å se om det er samsvar mellom planer og realisasjoner. Sammenhengen kan være på flere måter, jeg har forsøkt en enkel lineær relasjon:

$$(29) \quad \epsilon A_2(-64) = -170,1 + 1,01557A_0(-64) \quad R = 0,97067, \hat{\sigma} = 1568,7 \\ (0,01086)$$

$$(30) \quad \epsilon A_2(-63) = 153,2 + 0,77526A_0(-63) \quad R = 0,86230, \hat{\sigma} = 3084,8 \\ (0,01696)$$

$$(31) \quad \epsilon A_2(-62) = 19,6 + 0,90506A_0(-62) \quad R = 0,92369, \hat{\sigma} = 2737,3 \\ (0,01403)$$

$$(32) \quad \epsilon A_2(-61) = -115,0 + 0,85287A_0(-61) \quad R = 0,92730, \hat{\sigma} = 1559,1 \\ (0,01264)$$

Siden ingen av bedriftene oppgir negativ investering (= depresiering) til Investeringsstatistikken, er det klart at konstantleddet ikke kan begrunnes på annen måte enn at den lineære funksjonsformen er en tilnærming til den "virkelige". Jeg har dessverre ikke hatt anledning til å prøve flere funksjonsformer her. Regresjonskoeffisienten for de aggregerte tall ved samme modell som (29) - (32) er 0,80063 med standardavvik 0,07417. Det er bare for 1964 at "den aggregerte" regresjonskoeffisienten er signifikant forskjellig fra den "individuelle". De multiple korrelasjonskoeffisientene er store, men det er de estimerte residuale standardavvikene også.

Det er stor variasjon i bedriftsstørrelsen innen de bedrifter som er med i regresjonsberegningene, men min hypotese om at man planlegger bedre i store bedrifter enn i små bedrifter, har jeg ikke fått undersøkt. Derimot har jeg sett om vi får "bedre" resultater ved å dele bedriftene i to grupper: nemlig bedrifter med over og under 100 sysselsatte. Dette gav følgende resultater:

$$(33) \quad \epsilon A_2(-64) = -212,1 + 103,5\theta(-64) + 1,01644A_0(-64); \quad R = 0,97070, \quad \hat{\sigma} = 1569,3$$

(139,3) (0,01092)

$$(34) \quad \epsilon A_2(-63) = 216,5 - 187,1\theta(-63) + 0,77402A_0(-63); \quad R = 0,86242, \quad \hat{\sigma} = 3085,7$$

(245,9) (0,01704)

$$(35) \quad \epsilon A_2(-62) = 43,8 - 66,5\theta(-62) + 0,90437A_0(-62); \quad R = 0,92371, \quad \hat{\sigma} = 2374,8$$

(188,2) (0,01417)

$$(36) \quad \epsilon A_2(-61) = -129,0 + 33,0\theta(-61) + 0,85350A_0(-61); \quad R = 0,92730, \quad \hat{\sigma} = 1560,1$$

(118,6) (0,01285)

Ingen av $\theta(t)$ er signifikante forskjellige fra null, og forklaringen av $A_2(t)$, uttrykt ved den multiple korrelasjonskoeffisient og det residuale standardavvik, blir ikke bedre.

En del av en bedrifts investeringer for et år er bestemt en tid før realisasjonen, og dermed bør de altså for en stor del komme til uttrykk i planene. En del av en bedrifts investeringer blir mer eller mindre "tatt på sparket". Det kan være plutselige uforutsette hendelser, eller det kan være overveielser som gjøres kvartalsvis/halvårig på grunn av produksjonsutviklingen etc. Jeg har derfor beregnet følgende regresjonslikninger:

$$(37) \quad \epsilon A_2(-64) = -182,4 + 1,013474A_0(-64) + 0,00076S(-64); \quad R = 0,97067$$

(0,01215) (0,00197) $\hat{\sigma} = 1569,7$

$$(38) \quad \epsilon A_2(-63) = -158,3 + 0,71978A_0(-63) + 0,02336S(-63); \quad R = 0,86864, \quad \hat{\sigma} = 3020,1$$

(0,01927) (0,00412)

$$(39) \quad \epsilon A_2(-62) = 33,6 + 0,90943A_0(-62) - 0,00127S(-62); \quad R = 0,92371, \quad \hat{\sigma} = 2374,7$$

(0,01774) (0,00315)

$$(40) \quad \epsilon A_2(-61) = -220,0 + 0,82359A_0(-61) + 0,01004S(-61); \quad R = 0,92921, \quad \hat{\sigma} = 1540,2$$

(0,01415) (0,00229)

Verken i 1964 eller i 1962 er regresjonskoeffisientene til S signifikante forskjellige fra null. Fortegnet til S i 1962 ser merkelig ut. Når man studerer korrelasjonskoeffisientene (multiple) og de residual standardavvik for denne siste modellen (relasjonene (37) - (40)) og sammenlikner disse med de samme føyningskriterier for den foregående modellen (relasjonene (29) - (32)), så kan man ikke si at S(t) i nevneverdig grad hjelper til med å forklare $A_2(t)$.

Dessverre har jeg altså ikke kunnet foreta flere beregninger denne gang med bedriften som enhet, og det er derfor vanskelig å gi en endelig sikker konklusjon. Selvom det er høye korrelasjonskoeffisienter, er spredningen stor. Hvis Eisners m.fl.s teori er "riktig", dvs. at flere variable enn antesipasjonsvariabelen må bringes inn, så vil da spredningen kunne bli redusert. De utførte beregningene viser dog at det er en klar sammenheng mellom planer og "realiseringer" også på bedriftsplanet.

Uten ytterligere kommentarer refererer jeg beregninger med Industristatistikkens tall for realiserte investeringer som uavhengig variabel:

$$(41) \quad \varepsilon I(-64) = -502,8 + 0,63949A_0(-64) - 0,08123V(-64) + 0,18255L(-64) \\ (0,01847) \quad (0,01426) \quad (,02677) \\ + 0,02337S(-64); \quad R = 0,91408, \quad \hat{\sigma} = 2169,0 \\ (0,00413)$$

$$(42) \quad \varepsilon I(-63) = -294,8 + 0,51853A_0(-63) - 0,10288V(-63) + 0,15768L(-63) \\ (0,02241) \quad (0,0200) \quad (0,04202) \\ + 0,03996S(-63); \quad R = 0,79278, \quad \hat{\sigma} = 3344,6 \\ (0,00738)$$

$$(43) \quad \varepsilon I(-62) = 386,8 + 0,30783A_0(-62) + 0,3667V(-62) + 0,00769L(-62) \\ (0,01871) \quad (0,01186) \quad (0,02120) \\ + 0,00546S(-62); \quad R = 0,69201, \quad \hat{\sigma} = 2431,6 \\ (0,00397)$$

$$(44) \quad \varepsilon I(-61) = -75,3 + 0,52837A_0(-61) - 0,01785V(-61) + 0,09309L(-61) \\ (0,01068) \quad (0,00787) \quad (0,01569) \\ + 0,01429S(-61); \quad R = 0,79897, \quad \hat{\sigma} = 2756,7 \\ (0,00258)$$

Diagram 1

Mill.kr

Regresjonslikning $EI(t) = \hat{\alpha} + \hat{\beta} A_0(t) = 108,00 + 0,80063 A_0(t)$

Antatt investering pr. 20/11-t

2000

1800

1600

1400

1200

1000

800

700

— Prediksjonsintervallet:

$$E(Y_0 - \hat{Y}_0)^2 = \frac{\hat{\sigma}_u^2}{n} \left[1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right]$$

--- Konfidensintervallet:

$$\hat{Y} \pm 2 \hat{\sigma}_u$$

hvor $Y = I(t)$ og $X = A_0(t)$

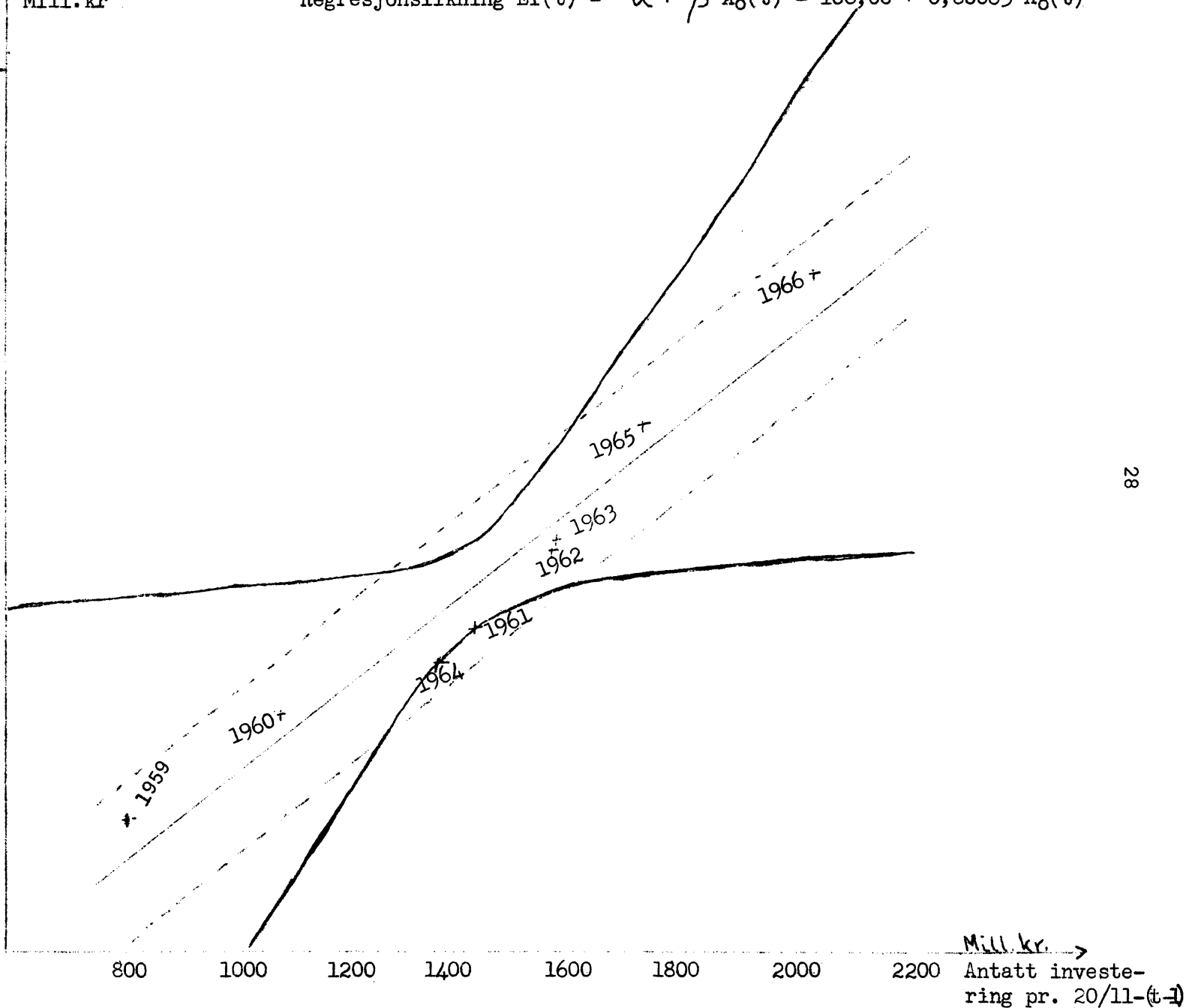


Diagram 2

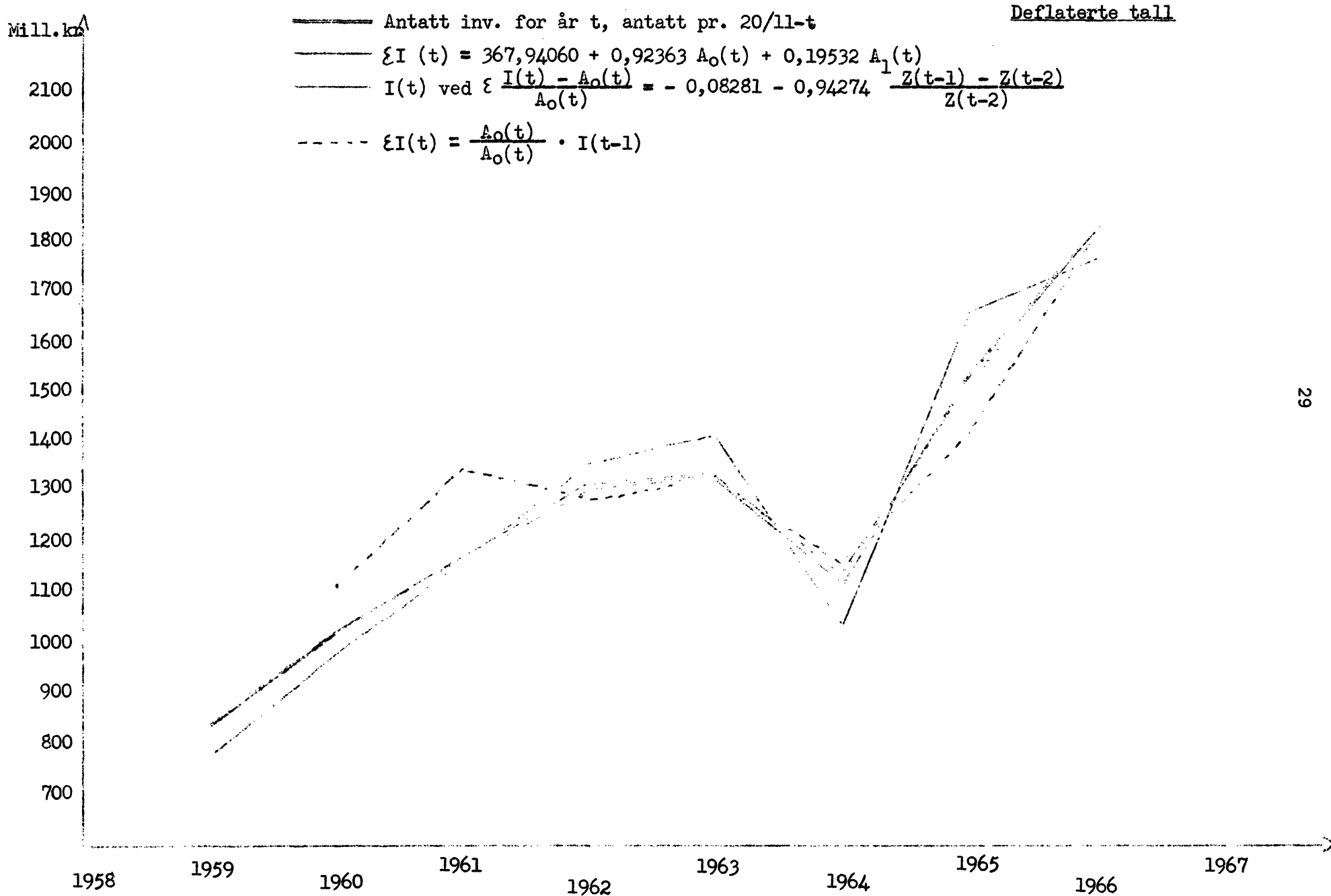
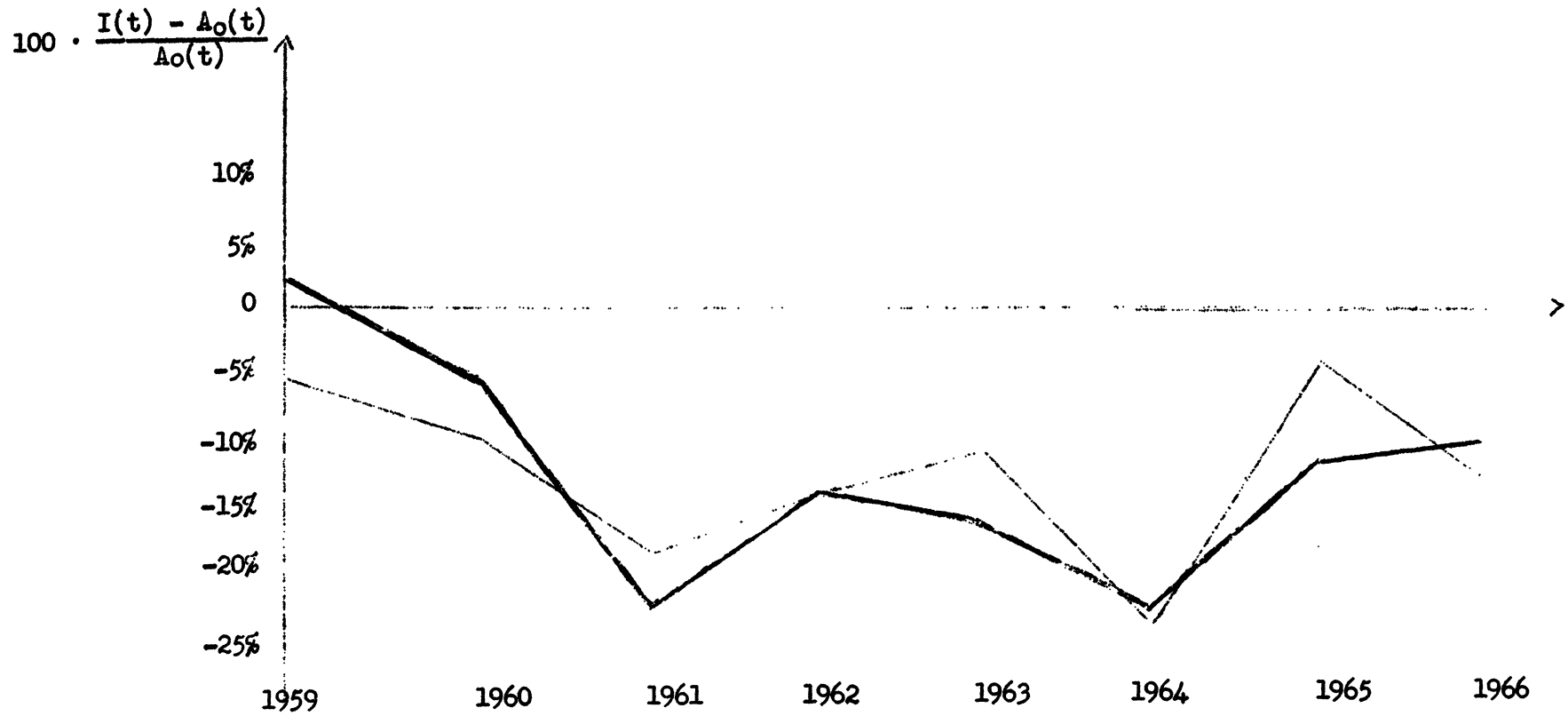


Diagram 3



————— $100 \frac{I(t) - A_0(t)}{A_0(t)}$, (dvs. observert)

----- $\xi \left(\frac{I(t) - A_0(t)}{A_0(t)} \right) \cdot 100$ v/relasjon (19)

Litteraturliste

1. "The Role of Anticipations and Plans in Economic Behavior and Their Use in Economic Analysis and Forecasting"; F. Modigliani and Kalman J. Cohen. University of Illinois Bull. Jan. 1961.
2. "The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States"; Duesenberry, Fromm, Klein and Kuh. North-Holland Publishing Company. 1965
3. "Forecasting Uses of Anticipatory Data on Investment and Sales"; F. Modigliani and H. M. Weingartner. The Quarterly Journal of Economic, Volume LXXII, (1958). p. 23-55.
4. "The Quality and Economic Significance of Anticipations Data"; National Bureau of Economic Research. Princeton University Press. 1966.
5. "The Predictive Value of Surveys of Business Intentions". The American Economic Review, May 1962. p. 218-225.
6. "International Report on Factors in Investment Behavior"; Bruce R. Williams. OECD. 1962.
7. "Econometric Model of United Kingdom"; Klein, Ball, Dazlewood, Vandome. Blackwell 1961.
8. "Determinants of Investment Behavior"; Ed. Robert Ferber. National Bureau of Econometric Research. New York 1967. p. 489-600.