Arbeidsnotater

STATISTISK SENTRALBYRÅ
Dronningensgt. 16, Oslo-Dep., Oslo 1. Tlf. 41 38 20, 41 36 60

IO 73/24 5. juli 1973

ET FORSØK PÅ ESTIMERING AV INVESTERINGSRELASJONER FOR SEKTOREN NORSK INDUSTRI*)

Av

Kjell Sagstad

INNHOLD

---

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

I. INNLEDNING

Formålet med denne undersøkelse er

1) å prøve alternative investeringsfunksjoner på sektoren industri,

2) å sammenligne investeringsfunksjonene.

Investeringsteorien bygger på den neoklassiske teori for optimal kapitalakkumulasjon. I tillegg vil det bli antatt at det tar tid å fullføre nye investeringsprosjekt slik at det faktiske nivå på kapitalbeholdningen kan være forskjellig fra det som ville vært optimalt hvis kapitalen kunne tilpasses momentant. For en sammenligning av alternative investeringsfunksjoner vil det bli brukt følgende kriterier for rangering

1) føyning (multippelkorrelasjonskoeffisient,signifikans-tester)

2) Økonomisk tolkning av resultatene

3) Sammenligning med en naiv investeringsfunksjon.

Det vil bli brukt kvartalsdata,da særlig med henblikk på å studere investeringsfunksjonenes tidsstruktur (lag-struktur). Det er også av interesse å kunne få sammenligne den tidsstruktur kvartalsdata gir i forhold til årsdata. Datamaterialet strekker seg over perioden 1. kvartal 1962 til og med 4. kvartal 1970.

II. OVERSIKT OVER INVESTERINGSTEORIER

De investeringsrelasjoner som blir presentert i dette kapittel, bygger på de følgende 3 teoretiske deler:

a) bestemmelse av bedriftens lang sikt eller "ønskede" kapitalmengde,

b) "the adjustment process" som bedriften bruker for å gå fra faktisk til ønsket kapital,

c) bestemmelse av kapitalslit.

Punkt a) består av vanlig etterspørselsteori for kapital bygget på den neoklassiske teori for optimal kapitalakkumulasjon. Videre antar vi at den faktiske kapital kan være forskjellig fra det optimale, - definert ved momentan tilpasning av kapitalen, - fordi det tar tid å fullføre nye investeringsprosjekt. At ønsket investeringsprosjekt ikke umiddelbart blir gjennomført kan forklares ved

I) teknisk treghet og økte kostnader ved raske endringer i kapitalen (Se [11]). Vi får her indirekte tatt hensyn til tilbudssiden. [For en mer generell diskusjon, se [20]]

II) psykologiske årsaker og usikkerhet.

Vi forutsetter at all ønsket nystarting av investering blir igangsatt i vedkommende periode og vil bli gjennomført over tid. Nettoinvesteringene vil være et veiet gjennomsnitt av investeringer påbegynt i alle tidligere perioder. Videre vil vi forutsette at kapitalslitet utgjør en konstant andel av kapitalen i enhver periode.

Ut fra teoretiske overveielser bygget på a), b) og c) er vi kommet fram til følgende investeringsrelasjoner. [Nærmere om investeringsteoriene se [24] kap. II, [1] kap. 2, [7].]

1) Jorgenson-Stephenson relasjonene

$$I_t = \beta_0^1 + \beta_1^1 I_{t-1} + \ldots + \beta_k^1 I_{t-k} + \beta_{k+1}^1 \left[\frac{P_t Q_t}{C_t} - \frac{P_{t-1}Q_{t-1}}{C_{t-1}}\right] + \ldots +$$

$$\beta_m^1 \left[\frac{P_{t-m+k}Q_{t-m+k}}{C_{t-m+k}} - \frac{P_{t-m-1+k}Q_{t-m-1+k}}{C_{t-m-1+k}}\right] + \text{restledd}$$

$$J_t = I_t + D_t = \beta_0^1 + \beta_1^1 I_{t-1} + \ldots + \beta_k^1 I_{t-k} + \beta_{k+1}^1 \left[\frac{P_t Q_t}{C_t} - \frac{P_{t-1}Q_{t-1}}{C_{t-1}}\right] + \ldots +$$

$$\beta_m^1 \left[\frac{P_{t-m+k}Q_{t-m+k}}{C_{t-m+k}} - \frac{P_{t-m-1+k}Q_{t-m-1+k}}{C_{t-m-1+k}}\right] + \delta K_t + \text{restledd}$$

hvor

I_t - nettoinvesteringer i periode t, målt i faste priser

Q_t - bruttoprodukt i periode t, målt i faste priser

P_t - produktets (Q_t) faktorpris

$$C_t = q_t \left[\frac{1-uv}{1-u}\,\delta + \frac{1-uw}{1-u}\, r_t\right] .$$

q_t - pris på investeringer.

v - den andel av tekniske kapitalslitskostnader ($q\delta K$) som er tillatt fratrukket ved beregning av skattbar inntekt ifølge skatteregler.

r_t - den rente bedriften i periode t regner med ved sin tilpasning. Den består av 1) den rente bedriften ville fått hvis den investerte i finansobjekter, og 2) en risikorente som bedriften regner med p.g.a. usikkerhet ved anslag på fremtidig inntekt av realkapital.

w - den andel av kapitalkostnader (rqk) som er tillatt fratrukket inntekten ved beregning av skattbar inntekt ifølge skattereglene. Med kapitalkostnader menes her det tap av inntekt investor har ved at han ikke investerer sin kapital i finansobjekter, dvs. en opportunity renteutgift, pluss et beregnet risikotap p.g.a. usikkerhet ved anslag på framtidig inntekt av realkapital.

u - den direkte skattesats for skattbar inntekt.

δ - kapitalslitskoeffisienten, den del av kapitalen som blir nedslitt pr. tidsenhet.

C_t - kan tolkes som en skyggepris for de kapitaltjenester bedriften tilbyr seg selv. [Se [24] kap. II appendiks 2, [21]].

J_t - bruttoinvesteringer i periode t, målt i faste priser.

K_t - faktisk kapital ved begynnelsen av periode t.

Ved å gjøre visse forutsetninger om størrelsen på u, v, w, δ og risikorenten har vi fått redusert uttrykket for C_t til $C_t = q_t\ [2{,}44\ r_t^1 + 0{,}0121]$. [Se [24], kap V, pkt. 2].

r_t^1 - effektiv rente på statsobligasjoner (gjennomsnittet for den månedlige effektive rente på kvartal).

Hvis vi setter inn q_t og r_t^1 for år, får vi følgende kapitalleiepriser pro anno.

1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970
22%	22,5%	22,7%	24,6%	27,8%	24,8%	25,8%	30,5%x)	34,5%

x) Diskontohevning.

<u>2) Grunfeld relasjonene</u>

$$I_t = \beta_0^2 + \beta_1^2\ [Q_t - Q_{t-1}] + \ldots + \beta_i^2 [Q_{t-i+1} - Q_{t-i}] + \beta_{i+1}^2\ [A_t - A_{t-1}] + \ldots +$$

$$\beta_{2i}^2 [A_{t-i+1} - A_{t-i}] + \beta_{2i+1}^2\ [r_t - r_{t-1}] + \ldots + \beta_{3i}^2\ [r_{t-i+1} - r_{t-i}] + \beta_{3i+1}^2 I_{t-1} +$$

$$\ldots + \beta_{4i}^2 I_{t-i} + \text{restledd}$$

$$J_t = I_t + D_t = \beta_0^2 + \beta_1^2\ [Q_t - Q_{t-1}] + \ldots + \beta_{4i}^2 I_{t-i} + \delta^2 K_t + \text{restledd}$$

A_t - aksjekurs i periode t - Som mål på aksjekurs brukes gjennomsnittet for den månedlige aksjekursindeks i bergverk og industri på kvartal.

3) Akselerasjonsprinsipprelasjonene

$$I_t = \beta_0^3 + \beta_1^3 [Q_t - Q_{t-1}] + \dots + \beta_i^3 [Q_{t-i+1} - Q_{t-i}] + \beta_{i+1}^3 I_{t-1} + \dots + \beta_{2i}^3 I_{t-i} + \text{restledd}$$

$$J_t = \beta_0^3 + \beta_1^3 [Q_t - Q_{t-1}] + \dots + \beta_{2i}^3 I_{t-i} + \delta^3 K_t + \text{restledd}$$

4) Naiv relasjon

$$I_t = \beta_0^4 + \beta_1^4 I_{t-1} + \dots + \beta_i^4 I_{t-i} + \text{restledd}$$

Datamaterialet denne undersøkelsen bygger på, er basert på nasjonalregnskapstall utarbeidet i Statistisk Sentralbyrå. Vi ønsker å benytte kvartalsdata da vi spesielt er interessert i investeringenes lagstruktur. På kvartal finnes imidlertid bare tall for bruttoinvestering og bruttoprodukt, de andre størrelser finnes bare på år. Det har derfor vært nødvendig å beregne resterende kvartalstall ut fra de års- og kvartalstall vi faktisk har. [Se [24] kap. IV].

Vi gjør følgende forutsetninger om de enkelte restledd:

a) Alle restledd er identisk fordelte med forventning 0 og endelige 2.ordens momenter. Restledd på tidspunkt t er uavhengig av restledd på alle andre tidspunkt. Dette gjelder for alle t. Restleddene er ikke korrelert med de høyre sidevariable.

b) Restleddene er normalfordelt.

Under forutsetning a) vil minste kvadraters metode (MKM) brukt på 1), 2), 3) eller 4) gi asymptotisk effisiente estimater. Under forutsetning a) og b) vil MKM være asymptotisk identisk med sannsynlighetsmaksimeringsmetoden. Minste kvadraters estimatene (MKE) vil da ha følgende egenskaper: konsistente, asymptotisk effisiente, asymptotisk forventningsrette og asymptotisk normalfordelte (se [15]). (Mer om økonometriske problemer, se [24], kap. V).

III. EMPIRISKE RESULTATER[x)]

Jorgenson-Stephenson relasjonene

Valg av lagstruktur er et vanskelig problem. Da det ikke finnes noen formell statistisk metode for slike problem, har vi valgt følgende framgangsmåte. Ved å se på lignende undersøkelser gjort på amerikanske data [1] har vi

x) Det vil ved alle tester bli brukt nivå $\varepsilon=0,05$.

valgt maksimalt antall lag 8 for endringer i ønsket kapital og 3 for nettoinvesteringer. Innenfor denne ramme prøver vi oss så frem med forskjellige forutsetninger om lagstrukturen. Tabell 1 viser resultatene av MKM med nettoinvesteringene som venstresidevariabel, og tabell 2 det tilsvarende med bruttoinvesteringene som venstresidevariabel. Som vi ser har vi ved begge regresjoner med et konstantledd. Konstantleddet er tatt med med den begrunnelse at investeringsfunksjonene gir et godt uttrykk for endringene, men ikke for nivået på investeringene. Konstantleddet kan altså tolkes som den gjennomsnittlige feil i investeringsfunksjonen.

Datamaterialet strekker seg over perioden 1ste kvartal 1962 til og med 4de kvartal 1970. Da vi har spesifisert maksimalt 8 lag, må vi se bort fra de 8 første observasjonene av investeringene som venstresidevariabel. Vi ser av tabell 1 og 2 at koeffisientene foran $\left[\frac{P_{t-7}Q_{t-7}}{C_{t-7}} - \frac{P_{t-8}Q_{t-8}}{C_{t-8}}\right]$ til og med $\left[\frac{P_{t-1}Q_{t-1}}{C_{t-1}} - \frac{P_{t-2}q_{t-2}}{C_{t-2}}\right]$ er negative.

I følge teorien skulle de ha blitt positive, men vi har foretatt regresjonene uten å benytte oss av betingelsen om at koeffisientene i laggenereringsfunksjonen tilsvarer en sannsynlighetsfordeling av en ikke negativ heltallig, stokastisk variabel.

Resultatene for β_i^1 i = 5, .., 11 sier at en økning i endring i ønsket kapital (på en konstant nær) for 1 til 8 kvartaler siden har en negativ virkning på investeringen i inneværende periode, dvs. jo raskere ønsket kapital har vokst i tidligere perioder jo mindre blir det investert i inneværende periode partielt sett. Vi bør imidlertid ikke legge for mye vekt på dette resultatet da de færreste av koeffisientene er signifikante. [Se tabell 1, 2].

Koeffisienten foran $\left[\frac{P_tQ_t}{C_t} - \frac{P_{t-1}Q_{t-1}}{C_{t-1}}\right]$ er positiv, dvs. at en økning i ønsket kapital i inneværende periode vil gi en økning i investeringene partielt sett. Et rimelig resultat, men det kan ikke tillegges for stor vekt da koeffisienten ikke er signifikant.

Koeffisienten foran kapitalen i bruttoinvesteringfunksjonen skal ifølge teorien gi et uttrykk for kapitalslitskoeffisienten. Som man ser av tabell 2, får vi et noe lavere estimat på δ enn det vi brukte i kapitalprisen (C_t) [[24] kap. V punkt a, [13]]. Konfidensintervallet for koeffisienten vil imidlertid hele tiden inneholde den forutsatte kapitalslitskoeffisient. Koeffisienten er stort sett signifikant.

Vi ser videre av tabellene at konstantleddet utgjør en temmelig stor del av investeringene dvs. at de teoretiske investeringsfuksjonene har svært liten forklaringskraft når det gjelder nivået. Det må her presiseres at vi ikke har undersøkt om konstantleddene er signifikante. En alternativ tolkning kunne være at investeringene inneholder komponenter som ikke varierer med de høyresidevariable i relasjonene (offentlige investeringer, f.eks.).

Koeffisienten foran I_{t-1} er alltid positiv, dvs. at en høy investering i forrige periode partielt tilsier en høy investering i inneværende periode. Koeffisienten er stort sett signifikant.

Koeffisientene foran I_{t-2} og I_{t-3} er positive ved noen regresjoner og negative ved andre. $\hat{\beta}_3^1$ har en signifikant verdi, mens $\hat{\beta}_2^1$ aldri er signifikant.

De laggede investeringer er bestemt av noen av de endringer i ønsket kapital som også I_t er avhengig av, pluss tidligere endringer i ønsket kapital som I_t ikke er avhengig av p.g.a. spesifiseringen av lagstrukturen.

Koeffisientene foran de laggede investeringer må derfor gi uttrykk for indirekte effekt av endring i den ønskede kapital som er inkludert i investeringsfunksjonen og den totale effekt av endringer i den ønskede kapital som ikke er inkludert.

Vi kan benytte følgende test for å finne ut om noen av de høyresidevariable er overflødige, dvs. om deres koeffisienter er lik 0 [12].

H_0: $\beta_{q+1} = \ldots = \beta_k$

H_1: minst en forskjellig fra 0.

Vi har følgende forkastningskriterium: Forkast H_0 når

$$\frac{r^2_{y,1,2\ldots q\ldots k} - r^2_{y,1,2,\ldots,q}}{1-r^2_{y,1,2,\ldots,q,\ldots,k}} \cdot \frac{n-k-1}{k-q} \geq F_{1-\varepsilon,k-q,n-k-1}$$

y er venstresidevariabel, k er totalt antall høyresidevariable, n er antall observasjoner, r er den multiple korrelasjonskoeffisient og ε er testens nivå. Testen vil være styrkerett. $F_{1-\varepsilon,k-q,n-k-1}$ er $(1-\varepsilon)$ - fraktilen i f-fordelingen med k-q og n-k-1 frihetsgrader.

Vi har testet følgende 0-hypoteser om nettoinvesteringsfunksjonen:

H_0: 1) $\beta^1_{10} = \beta^1_9 = \ldots = \beta^1_4 = 0$

2) $\beta^1_{11} = \beta^1_{10} = \beta^1_5 = \beta^1_4 = \beta^1_3 = \beta^1_2 = 0$

3) $\beta^1_{11} = \beta^1_{10} = \beta^1_5 = \beta^1_4 = \beta^1_3 = 0$

4) $\beta^1_{10} = \beta^1_6 = \beta^1_3 = 0$

5) $\beta^1_4 = \beta^1_5 = 0$

6) $\beta^1_9 = 0$

7) $\beta^1_2 = 0$

8) $\beta^1_5 = \beta^1_3 = 0$

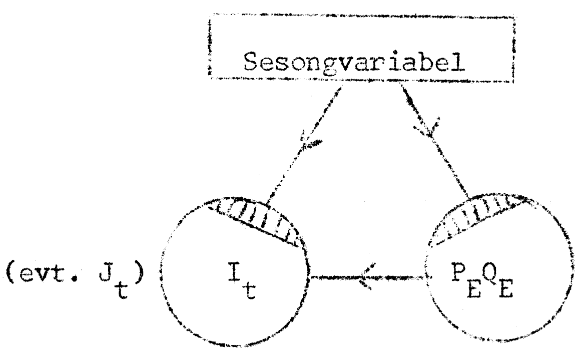
H_1 vil hele tiden svare til at minst 1 av koeffisientene er forskjellig fra 0.

De fire første H_0 blir forkastet med et nivå på $\varepsilon = 0{,}05$, mens de 4 siste H_0 ikke blir forkastet. Disse testene viser at spesifisering av lagstruktur er et vanskelig problem. Spesielt med det datamateriale denne undersøkelsen bygger på, er det vanskelig å skille ut om en lagstruktur er signifikant bedre enn en annen uten ved store forskjeller i forutsetning om lagstruktur.

Forskjellen på brutto- og nettoinvesteringsfunksjonen er for det første at den multiple korr.koeff. ligger noe høyere for bruttoinvesteringsfunksjonen.

For det andre er estimatene for β^2_i, $i = 1, \ldots, 11$ noe høyere når J_t blir brukt som venstresidevariabel. Uten å legge for mye i det kan det kanskje tolkes slik at noe av forklaringen for kapitalslit er blitt skjøvet over på de andre høyresidevariable fra kapitalen, som kanskje ikke fullstendig kan forklare kapitalslitet. Dette skulle da også forklare hvorfor δ er noe lavere enn den forutsatte kapitalslitskoeffisient. Vi har gjort tilsvarende regresjonsberegninger med endring i investeringer som venstresidevariable. Konstantleddet ble nå sterkt redusert, men ellers brakte dette ikke noen videre interesante resultater.

Vi vet at investerings- og produksjonstallene inneholder sesongsvingninger. [[24| kap. V].



En del av I_t kan forklares ved en sesongvariabel, og det samme kan en del av P_tQ_t (det skraverte felt). Vi ønsker å finne et årsak-virkningsforhold mellom P_tQ_t og I_t. Ved å sammenligne observasjoner av I_t og P_tQ_t vil det da helt sikkert være en sammenheng mellom dem. Dette kan imidlertid skyldes at de begge er avhengige av sesongvariablen; dvs. at observasjonene har en sterk coflux-karakter. Vi er interessert i den årsak-virkningssammenheng det måtte være mellom de hvite felter av P_tQ_t og I_t. Egentlig er vi interessert i størrelsen $\frac{P_tQ_t}{C_t} - \frac{P_{t-1}Q_{t-1}}{C_{t-1}}$. Det er mulig at sesongsvingningene her tildels oppveier hverandre, men det er likevel sesongsvingninger i I_t. En måte å renske ut sesongsvingninger på er å innføre dummy variable for hvert kvartal i året. Dette er gjort, og resultatene er gitt i tabell 3. Vi ser at den dummy variable for kvartal 4 er signifikant ved alle regresjonsberegningene. I figur 1 har vi en grafisk framstilling av nettoinvesteringene, og vi ser tydelig at investeringene har en topp hvert 4. kvartal. Som vi ser av tabell 3, har innføringen av dummy variable ført til at færre av β_i^1 $i = 4, \ldots, 11$ er signifikante, noe som også tyder på at det er en sterk coflux- sammenheng spesielt mellom I_t og P_tQ_t. Av figur 1, hvor også produktet er tegnet inn, kan vi se at det er en sterk samvariasjon mellom produkt og investering. Denne coflux-karakter som vi her har påvist, gjør det vanskeligere å si noe om årsakvirkningsforhold mellom de observerte variable.

Ved å sammenligne resultatene ved forskjellige forutsetninger om lagstrukturen merker en seg at estimatene endrer seg vesentlig fra den ene regresjonsberegning til den andre, slik at lagstrukturen endrer totalt forløp ved bare små endringer i forutsetningene. Det skal bare små endringer i koeffisientene til for at lagstrukturen får et helt annet forløp. [11]

Det estimat vi får på kapitalens grenseelastisitet blir stort sett negativt, f.eks. for nettoinvesteringsrelasjon 1 får vi [se [1]]

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{i=4}^{11} \hat{\beta}_i^1}{1 - \sum_{i=1}^{3} \hat{\beta}_i^1} \approx -0{,}055$$

og for relasjon 2:

$$\hat{\alpha} \approx -0{,}099$$

Det eneste positive estimat på kapitalslitskoeffisienten får vi av relasjon 6

$$\hat{\alpha} \approx 0{,}007$$

Vi ser at estimatene er temmelig meningsløse.

Vi kan ikke av dette påstå at J.S. investeringsteori er en dårlig teori til forklaring av investeringene i industri, men vi kan si at for å undersøke J.S. modellen kreves datamateriale av en helt annen kvalitet. Det er et spørsmål om ikke J.S.-teorien krever for mye av dataene, spesielt om formen på lagstrukturen.

Grunfeld relasjonene

Tabell 4 gir MKE for koeffisientene i brutto-og nettoinvesteringsfunksjonene under forskjellige forutsetninger om lagstrukturen. Koeffisientene er estimert uten å ta hensyn til de restriksjoner som den bakenforliggende teoretiske modell impliserer. Vi ser av tabellen at β_1^2 alltid er positiv og signifikant i 2 relasjoner. At β_1^2 er positiv vil si at en økning i produktet fra forrige til inneværende kvartal har en positiv virkning på investeringene. β_2^2 er negativ og signifikant i alle relasjoner, dvs. at $(Q_{t-1} - Q_{t-2})$ cet.par. virker negativt på investeringene i periode t. Dette kan kanskje tolkes som at produsentene er desto reddere for ikke å kunne holde omsetningen på forrige periodes nivå, jo større forskjell det er mellom Q_{t-1} og Q_{t-2}. Dette gjelder kanskje særlig for visse typer av produksjonskapital og varige konsumgoder.

β_3^2 er igjen positiv, dvs. at en økning i produktet fra 3 til 2 perioder siden virker positivt på investeringene. Koeffisienten er imidlertid aldri signifikant.

Når vi ser på koeffisientene foran endring i aksjekurs er β_4 negativ, mens β_5^2 og β_6^2 er positive. Ingen av koeffisientene er noen gang signifikante, så det er vel tvilsomt om aksjekursene bidrar noe til å forklare investeringene. Koeffisientene foran endring i renten β_7^2, β_8^2 og β_9^2 har alltid negativt fortegn unntatt β_7^2 som har positivt fortegn i en relasjon. Signifikant er bare β_8 i første relasjon både for netto- og bruttoinvesteringer. Fortegnet på den signifikante β_8^2 er negativt, dvs. at en økning i renten virker negativt på ønsket kapital, noe som igjen impliserer lavere investering. En konklusjon av disse resultater kan være at det synes som om vi ikke har fått fatt i de vesentlige størrelser som bestemmer ønsket kapital.

Koeffisienten foran I_{t-1}, β_{10}^2, er positiv, mens koeffisientene foran I_{t-2} og I_{t-3}, β_{11}^2 og β_{12}^2 har negativt fortegn. Signifikant er bare β_{10}^2. En høy investering i forrige periode medfører altså partielt sett en høy investering i inneværende periode, mens høye investeringer for 2 og 3 perioder siden partielt sett medfører lavere investering i inneværende periode.

Koeffisienten foran kapitalen i bruttoinvesteringsfunksjonen gir et estimat på kapitalslitskoeffisienten. Som man ser av tabell 4 varierer disse estimatene omkring den δ vi brukte i kapitalprisen C_t ($\hat{\delta}$ = 0,0193).

Hvis vi ser på resultatene for konstantleddet β_0^2, viser det seg at disse svinger temmelig sterkt. Relasjon 2 for nettoinvesteringene har en liten β_0^2, dvs. at de høyresidevariable i denne relasjonen gir en temmelig god forklaring også på nivået for investeringene. Ved å forandre litt på forutsetningen om lagstruktur viser det seg at vi kan få et mye høyere estimat på β_0^2, f.eks. som i relasjon 3 for nettoinvesteringene. I bruttoinvesteringsrelasjonene får vi til og med noen negative konstantledd, dvs. at høyresidevariablene overvurderer nivået på investeringene. Vi kan benytte samme test som i J.S.-modellen for å finne ut om noen av de høyresidevariable er overflødige, dvs. om deres koeffisienter er lik 0. Vi tester følgende hypoteser:

H_0: 1) $\beta_1^2 = \beta_4^2 = \beta_7^2 = \beta_{12}^2 = 0$

2) $\beta_2^2 = \beta_3^2 = \beta_5^2 = \beta_6^2 = \beta_8^2 = \beta_9^2 = \beta_{11}^2 = \beta_{12}^2 = 0$

3) $\beta_1^2 = \beta_3^2 = \beta_4^2 = \beta_5^2 = \beta_7^2 = \beta_9^2 = \beta_{11}^2 = \beta_{12}^2 = 0$

4) $\beta_1^2 = \beta_2^2 = \beta_4^2 = \beta_5^2 = \beta_7^2 = \beta_8^2 = \beta_{11}^2 = \beta_{12}^2 = 0$

5) $\beta_3^2 = \beta_6^2 = \beta_9^2 = \beta_{11}^2 = 0$

6) $\beta_2^2 = \beta_5^2 = \beta_8^2 = \beta_{11}^2 = 0$

H_1 er hele tiden minst en forskjellig fra 0.

Med nivå 0,05 får vi ikke forkastet 1), 3) og 5), mens vi får forkastet H_0 ved 2), 4) og 6). Disse testene er foretatt på nettoinvesteringsfunksjonene. Ut fra testene synes det som om relasjon 4 er den "beste", idet hverken relasjon 1 eller 2 har høyresidevariable hvor vi kan få forkastet 0 hypotesen om at de er overflødige når vi sammenligner med relasjon 4. De tilsvarende tester for relasjon 3 og 5 gir forkastning av 0 hypotesen om at de ekstra høyresidevariable i relasjon 1 (2) er overflødige. Vi ser videre av tabell 4 at den multiple korr.koeff. er høyere for relasjon 4 enn for relasjon 3 og 5. Videre er konstantleddet mye mindre, dvs. at nivået blir tatt bedre vare på av relasjon 4. Fortegnene på koeffisientene synes også å passe med det det var grunn til å anta ut fra teoretiske betraktninger, med unntagelse for β_2^2, som sammen med β_{10}^2 er de eneste signifikante koeffisienter. Figur 3 gir en grafisk framstilling av relasjon 4.

$$\hat{I}_t = \underset{(0,18136)}{0,99779}\, I_{t-1} - \underset{(0,03781)}{0,20972}(Q_{t-1} - Q_{t-2}) + \underset{(1,34968)}{2,11592}\,(A_{t-1} - A_{t-2}) -$$

$$\underset{(8435,36284)}{14673,56845}\,(r_{t-1} - r_{t-2}) + 16,83037$$

Den tilsvarende bruttoinvesteringsrelasjonen blir:

$$\hat{J}_t = \underset{(0,19767)}{1,02895}\, I_{t-1} - \underset{(0,03959)}{0,2125}\,(Q_{t-1} - Q_{t-2}) + \underset{(1,60662)}{2,31022}\,(A_{t-1} - A_{t-2}) -$$

$$\underset{(8822,33518)}{14461,04737}\,(r_{t-1} - r_{t-2}) + \underset{(0,00498)}{0,01320}\, K_t + 36,06495$$

Vi ser at estimering på brutto- og nettoinvesteringsform gir noe forskjellige resultater, men de signifikante koeffisientene har alle konfidensintervall som inneholder både verdien av koeffisienten estimert med nettoinvestering såvel som med nettoinvestering.

Som før nevnt, inneholder I_t (J_t) en sesongkomponent, mens Q_t er sesongkorrigert. For å trekke ut eventuelle sesongkomponenter i de variable fører vi inn dummy variable for hvert kvartal i året. Tabell 5 gir MKE for relasjoner tilsvarende tabell 4, men med dummy variable. Det viser seg at flere av de dummy variable er signifikante, spesielt da dummy variable for 4de kvartal, slik at datamaterialet nok inneholder en del sesongsvingninger. Resultatene i tabell 5 er imidlertid ikke svært forskjellig fra resultatene i tabell 4. Vi får like mange signifikante koeffisienter foran endring i produkt, men det er nå flere β_3^2 som er signifikante mot førβ_2^2. Koeffisientene foran endring i aksjekurs er heller aldri her signifikante, mens vi fremdeles har 2 signifikante koeffisienter foran endring i rente. Det synes altså fremdeles som om det er produktet som er den mest relevante faktor til forklaring av ønsket kapital.

Ved å bruke samme test som tidligere kan vi teste om de dummy variable er overflødige, dvs. om β_{15}^2, β_{16}^2 og β_{17}^2 er lik 0. Den alternative hypotese er at minst en av dem er forskjellig fra 0.

For relasjon 2), 3) og 5) får vi forkastet hypotesen at de dummy-variable er overflødige, mens vi for relasjon 4) ikke får forkastet den.

Innføring av dummy variable fører til at vi nå vanskelig kan skille ut om noen av relasjonene er bedre enn andre ved den test vi foretok på relasjonene uten dummy variable. Vi kan ikke lenger forkaste noen av de hypoteser vi der satte opp.

Da det viste seg at de høyresidevariable A_t og r_t var lite relevente til forklaring av investeringene, forsøkte vi med eierinntekt (E_t) istedenfor aksjekurs (A_t) og relativ kapitalpris ($\frac{C_t}{P_t}$) istedenfor r_t. Dette førte ikke til noen synlig forbedring. Særlig ved innføring av eierinntekten kan resultatene bli svært misvisende, p.g.a. den høye multikollinearitet det er mellom produkt og eierinntekt i vårt datamateriale.

Da det viste seg umulig å få noe entydig svar om formen på lagstrukturen ut fra datamaterialet, foretok vi også noen regresjoner hvor vi la inn a priori restriksjoner for størrelsesforholdet mellom de enkelte komponenter i lagstrukturen. Innføring av restriksjoner førte ikke til noen synderlig forbedring. Det er mulig av andre restriksjoner kunne ført til bedre resultater, men så lenge en ikke har bedre teoretisk begrunnelse for å velge restriksjoner må det hele bli et nokså tilfeldig valg. [Nærmere om disse regresjoner se [24]].

Akselerasjonsprinsipprelasjonen

Vi har estimert følgende relasjon ved MKM

$$I_t = \beta_0^3 + \beta_1^3 (Q_t - Q_{t-1}) + \beta_2^3 I_{t-1}$$

(geometrisk fordelt lagstruktur)

uten å ta hensyn til de restriksjoner som den bakenforliggende teoretiske modell impliserer for koeffisientene. MKM ga følgende resultat:

$$\hat{I}_t = \underset{(0,07314)}{0,1857} [Q_t - Q_{t-1}] + \underset{(0,144)}{0,83247} I_{t-1} + \underset{(32,146053)}{117,00079} \lambda_i + \underset{(37,75879)}{131,65457} \lambda_2 +$$

$$\underset{(46,93989)}{106,16732} \lambda_3 - 33,66352$$

Vi har også her innført dummy variable for hvert kvartal i året. Alle estimatene er signifikante og har riktig fortegn i henhold til teorien. Relasjonen gir en relativt god føyning (se fig. 4) med en multippel korr.koeff. på 0,86.

Forsøk med flere lag viste seg ikke å føre til noen forbedring.

Naiv modell

Ved sammenligningen vil vi benytte oss av følgende modell:

$$I_t = \beta_1^4 I_{t-1} + \beta_2^4 \lambda_1 + \beta_3^4 \lambda_2 + \beta_4^4 \lambda_3$$

λ_i $i = 1, \ldots, 3$ er dummy variabel for kvartal $i+1$ i hvert år. Funksjonen tilsier at investeringene kan forklares ved investeringene i forrige periode og sesongsvingninger.

Ved å benytte vanlig M.K.M. får vi følgende resultat:

$$\hat{I}_t = \underset{(0,15494)}{0,73992} I_{t-1} + \underset{(35,32768)}{104,48346} \lambda_1 + \underset{(33,53909)}{73,96296} \lambda_2 + \underset{(33,9898)}{196,62801} \lambda_3 - 2,06428$$

Alle de estimerte koeffisienter er signifikante. Den multiple korrelasjonskoeffisient er lik 0,81513.

Se figur 5 for en grafisk framstilling av den estimerte investeringsfunksjon i forhold til faktiske investeringer.

IV. SAMMENLIGNING

Sammenligningen vil bli foretatt for nettoinvesteringsrelasjonene. Vi vil sammenligne investeringsfunksjonene med dummy variable da de stort sett viste seg å være signifikante som forklaringsvariable for investeringene.

Følgende investeringsfunksjoner skal rangeres:

1) Jorgenson-Stephenson relasjonene
2) Grunfeld relasjonene
3) Akselerasjonsprinsipprelasjonen

Kriterier for rangering er følgende:

a) Føyning. Multippel korr.koeff., signifikante koeff.
b) Økonomisk tolkning av resultatene, spesielt de signifikante koeffisienter.
c) Sammenligning med den naive investeringsfunksjon. Investeringsfunksjonen bør være signifikant bedre enn den naive.

a) Føyning

Den multiple korrelasjonskoeffisient er ikke noe godt mål å bruke for rankering idet den blant annet er avhengig av antall forklaringsvariable.

For 11 høyresidevariable (3 dummy-variable) har funksjonene følgende multiple korrelasjonskoeffisienter.

	R
Jorgenson-Stephenson	0,89
Grunfeld	0,92

Akselerasjonsprinsipprelasjonen har en multippel korrelasjonskoeffisient på 0,86 med 4 høyresidevariable. Dette er nok et minst like bra resultat tatt i betraktning antall forklaringsvariable. Noen konklusjon kan man ikke trekke av dette, men det synes som om Grunfeld relasjonene føyer noe bedre enn Jorgenson-Stephenson relasjonene.

Når det gjelder antall signifikante variable i J.S. relasjonene, ser vi av tabell 3 at β_7^1 er signifikant negativ 1 gang, mens β_1^1 alltid er signifikant positiv.

Av de dummy variable er λ_1 signifikant 1 gang mens λ_3 alltid er det.

Tabell 5 gir det tilsvarende for Grunfeld relasjonene. β_1^2 har ett positivt signifikant estimat, β_2^2 har ett negativt signifikant estimat, β_3^2 har 2 positive signifikante estimat, β_8^2 har ett negativt signifikant estimat, β_{10}^2 er alltid positivt signifikant. De dummy variable β_{15}^2 og β_{16}^2 er ēn gang signifikant, mens β_{17}^2 er signifikant 3 ganger.

Det synes som om J.S. relasjonene gir noe dårligere resultater enn Grunfeld relasjonene i betydningen færre signifikante koeffisienter. Akselerasjonsprinsipprelasjonene, som egentlig er et spesialtilfelle av Grunfeld relasjonene, synes også å gi gode resultater.

b) Økonomisk tolkning av resultatene

Henviser til kapittel III - Empiriske resultater. Det viste seg at de estimerte koeffisienter i J.S. relasjonene umulig kunne tolkes i lys av den bakenforliggende modell. Blant annet ble estimat som ifølge modellen var å tolke som kapitalens grenseelastisitet, negativ. Videre ga resultatene negative koeffisienter i lagstrukturen, noe som ikke kan passe med teorien.

Grunfeld-relasjonene ga mye bedre resultater, men vi fikk også her noen litt "rare" resultater. F.eks. ble β_4^2 den estimerte koeffisient foran endring i aksjekurs fra foregående til inneværende periode negativ. Videre ble noen av de estimerte koeffisienter foran endring i rente positive. Ingen av disse estimater er imidlertid signifikante. Den signifikante koeffisient foran $[r_{t-1} - r_{t-2}]$ har negativt fortegn.

Akselerasjonsprinsipprelasjonen ga resultater som passer godt til den økonomiske modell.

Punkt a) og b) viser at Grunfeld relasjonene er langt å foretrekke for Jorgenson-Stephenson relasjonene til forklaring av investeringene i norsk industri. Jeg vil derfor bare sammenligne Grunfeld relasjonene og akselerasjonsprinsipprelasjonen med den naive modell.

c) Sammenligning med den naive investeringsfunksjon

Vi stiller opp som 0-hypotese at investeringsfunksjonene ikke er bedre enn den naive. Denne 0-hypotese bør vi få forkastet.

Resultatene for den naive investeringsfunksjon er gitt i kap. III.

Vi kan benytte samme test som i kap. III, Jorgenson-Stephenson relasjonene. Vi vil først sammenligne Grunfeld med den naive modell (se tabell 5).

Følgende nullhypoteser stilles opp:

1) $\beta_1^2 = \beta_2^2 = \ldots = \beta_9^2 = \beta_{11}^2 = 0$

2) $\beta_2^2 = \beta_3^2 = \beta_5^2 = \beta_6^2 = \beta_8^2 = \beta_9^2 = \beta_{11}^2 = 0$

3) $\beta_1^2 = \beta_4^2 = \beta_7^2 = 0$

4) $\beta_2^2 = \beta_5^2 = \beta_8^2 = 0$

5) $\beta_3^2 = \beta_6^2 = \beta_9^2 = 0$

H_1 svarer hele tiden til at minst ēn av koeffisientene er forskjellig fra null. Vi får ikke forkastet 1), 3), 4) og 5). 2) kan derimot forkastes, dvs. den eneste Grunfeld relasjon som er signifikant bedre enn den naive, er:

$$\hat{I}_t = \underset{(0,10117)}{-0,11359}(Q_{t-1} - Q_{t-2}) + \underset{(0,09735)}{0,16428}(Q_{t-2} - Q_{t-3}) + \underset{(1,27525)}{0,11037}(A_{t-1} - A_{t-2}) +$$

$$\underset{(1,37114)}{2,33386}(A_{t-2} - A_{t-3}) - \underset{(7409,00843)}{18322,71705}(r_{t-1} - r_{t-2}) + \underset{(8326,65092)}{3762,83579}(r_{t-2} - r_{t-3}) +$$

$$\underset{(0,22979)}{1,27826}I_{t-1} - \underset{(0,25404)}{0,34857}I_{t-2} + \underset{(57,78417)}{8,8184}\lambda_1 - \underset{(46,98742)}{8,85326}\lambda_2 + \underset{(70,5257)}{121,86331}\lambda_3 - 3,74007$$

Akselerasjonsprinsipprelasjonen har bare 1 forklaringsvariabel $[Q_t - Q_{t-1}]$ mer enn den naive modell, men vi får forkastet en hypotese om at denne forklaringsvariabel er overflødig.

Ved å teste på tilsvarende måte mellom de 4 relasjoner som er bedre enn den naive, kan vi ikke forkaste en hypotese om at de 3 Grunfeld relasjonenes forklaringsvariable som ikke er med i akselerasjonsprinsipprelasjonen, er overflødige, dvs. vi kan ikke si om Grunfeld relasjonene er bedre enn akselerasjonsprinsipprelasjonen.

Det vi står igjen med etter denne sammenligning, er at endring i produkt og laggede nettoinvesteringer er de eneste variable som med stor sikkerhet kan sies å være forklaringsfaktorer for investeringene ved siden av dummy variable for hvert kvartal i året. (Da testingen er foretatt i flere trinn, blir det selvfølgelig problemer med å fastlegge det endelige nivå for testen.)

V. KRITIKK

a) Lag-strukturen

Den totale kapital i industri kan deles i 3 arter; maskiner, transportmidler og bygninger og anlegg. Disse 3 arter vil ha forskjellige lag-strukturer, antageligvis vil investeringsprosjekter i transportmidler gjennomføres nokså momentant, mens investeringsprosjekter i bygninger og anlegg vil ta lang tid å gjennomføre. Den lag-strukturen vi får estimert i J.S. modellen, vil være en gjennomsnittlig lag-struktur for de 3 arter og forutsetter at størrelsesforholdet mellom dem er konstant.

Datamaterialet er også for dårlig til å kunne avsløre den eksakte form på lag-strukturen. Spesielt bør en være oppmerksom på at flere av størrelsene, f.eks. kapitalslitet bare fantes på år, slik at de har blitt delt ut på kvartal [se [24] kap. IV]. Rente (r_t) og kapitalpris (C_t) er også beregnet på en lite tilfredstillende måte.

Forutsetningen om stabil lag-struktur er en meget sterk forutsetning, idet den impliserer at om man på et vist tidspunkt ønsker en liten eller stor investering, så vil det ta like lang tid å fullføre dem begge. Det ville vel kanskje vært mer naturlig å anta at en liten ønsket investering kunne bli fortere gjennomført enn en stor.

b) Estimeringsmetode - forutsetning om restledd

Hvis forutsetningen om ikke autokorrelasjon i restleddet holder, vil MKE ha gode egenskaper ved store sampel (når $n \to \infty$). Disse egenskapene sier imidlertid strengt tatt ikke noe om forventningsskjevheten ved små sampel. Forventningsskjevheten ved MKE når en har flere lag i den endogene og/eller eksogene variable i likningen er ikke studert. Det er imidlertid ting som tyder på at i relasjoner hvor en også har eksogene variable, så vil antagelig forventningsskjevheten også avhenge av om det er autokorrelasjon i disse. Det synes som om forventningsskjevheten ved MKE blir redusert når en også har eksogene variable i likningen [15, 16, 17] .

Forutsetningen om ikke autokorrelasjon i restleddet er en meget sterk forutsetning som egentlig er uforenlig med de teoretiske modeller som investeringsfunksjonene er begrunnet ut fra. Hvis vi hadde benyttet instrumentvariabelmetoden [klassisk, Sargans metode, [15, 18]] hadde det ikke vært nødvendig med forutsetningen om ikke autokorrelert restledd da estimatorene ved denne metode er meget robuste overfor forutsetningene om strukturen i autokorrelasjonsskjemaet i restleddet.

c) Teorien

Investeringene er i denne undersøkelse antatt bestemt fra etterspørselssiden ved den vanlige teori for optimal kapitalakkumulasjon. Dette er antagelig en alt for enkel investeringsteori. Å begrunne den mekanisme som sørger for en viss stabilitet og treghet i investeringene er et vanskelig problem. Kapitalbrukerne er interessert i beholdningen kapital, og det er sannsynlig at vi kan få situasjoner da så godt som alle ønsker en høyere beholdning og tilsvarende situasjoner sa så godt som alle ønsker lavere beholdning. For en videre diskusjon av hva som bestemmer investeringene, henviser jeg til Haavelmo [19].

Et annet moment en bør være oppmerksom på, er at en for sektoren industri og bergverk ikke får forkastet en hypotese om passuskoeffisient lik 1, dvs. pari-passu lov. Se Ringstad [13].

Et annet forhold er at det i sektoren industri inngår endel store offentlige bedrifter (f.eks. Norsk Jernverk) som ikke kan forutsettes å ha til formål profittmaksimering.

Videre har vi ikke tatt hensyn til at kredittmulighetene til enhver tid vil påvirke lag-strukturen.

Spesielt J.S. modellen ga svært dårlige resultater brukt på data for sektoren industri i Norge i forhold til tilsvarende undersøkelse i USA [1]. Det er mulig at dette tildels kan skyldes at forutsetningen om prisfast kvantumstilpasning passer bedre på amerikanske forhold enn på norske da kredittmarkedet er strammere i Norge enn i USA.

VI. AVSLUTTENDE MERKNADER

Ett av formålene med denne undersøkelse var å studere investeringenes tidsstruktur. Det viste seg at datamaterialet ikke kunne avdekke denne struktur i noen særlig grad og vi fant det derfor ikke interessant å tolke og sammenligne de alternative lag-strukturer vi fikk estimert i undersøkelsen.

Av undersøkelsen går det fram at endring i produkt er den eneste variabel som med stor sikkerhet er en forklarende faktor for investeringene. Datamaterialet inneholder imidlertid endel sesongsvingninger, og selv om vi har innført dummy-variable for kvartalsvise sesongsvingninger kan det være vanskelig å si noe om et eventuelt årsak-virkningsforhold.

De modeller vi har gått ut fra, er også antageligvis alt for partielle til å kunne forklare investeringene på et så høyt aggregert nivå. Vi burde også ha tatt hensyn til tilbudssiden ved utforming av modellene, samt at lag-strukturen er påvirket av kredittmulighetene.

Som en del av det arbeid som her presenteres, ble det gjort forsøk på en spesialanalyse av industriens investeringer i maskiner - se [8]. Det ble benyttet et analyseopplegg som i hovedtrekk er det samme som det som her er anvendt for industriens totale realinvesteringer. Hovedkonklusjonene av denne analysen adskiller seg ikke i nevneverdig grad fra de konklusjoner nærværende arbeid gir grunnlag for. Vi har derfor ikke funnet det påkrevet å presentere disse resultatene separat.

Tabell 1. JORGENSON-STEPHENSON'S nettoinvesteringsfunksjon

Q_t og I_t er målt i mill. 1961-kroner

Mult. korr. koeff.	0,86302	0,75640	0,68580	0,63679	0,62224	0,50250	0,70192	0,66274	0,59736	0,65576	0,59048	0,58815
$\frac{P_{t-7}Q_{t-7}}{C_{t-7}} - \frac{P_{t-8}Q_{t-8}}{C_{t-8}}$	-0,00023 (0,00424)	-0,00542 (0,00459)										
$\frac{P_{t-6}Q_{t-6}}{C_{t-6}} - \frac{P_{t-7}Q_{t-7}}{C_{t-7}}$	-0,00417 (0,00474)	-0,01043 (0,00495)					-0,00509 (0,00373)	-0,00188 (0,00313)	-0,00177 (0,00327)			
.	-0,01164* (0,00514)	-0,01693* (0,00533)	-0,00935* (0,00351)	-0,00982* (0,00362)	-0,00843* (0,00318)		-0,01176* (0,00374)	-0,00730* (0,00229)	-0,00589* (0,00225)	-0,00696* (0,00219)	-0,00559* (0,00215)	-0,00568* (0,00209)
.	-0,01091* (0,00445)	-0,01072* (0,00519)	-0,00283 (0,00366)	-0,00242 (0,00375)	0,00008 (0,00223)		-0,00546 (0,00378)	0,00257 (0,00333)	-0,00062 (0,00330)	-0,00116 (0,00233)	0,00070 (0,00219)	
.	-0,00456 (0,00360)	-0,00699 (0,00384)	-0,00450 (0,00369)	-0,00546 (0,00377)	-0,00386 (0,00321)		-0,00574 (0,00386)					
.	-0,00297 (0,00357)	-0,00401 (0,00376)	-0,00529 (0,00392)	-0,00314 (0,00381)								
.	-0,00093 (0,00325)											
$\frac{P_tQ_t}{C_t} - \frac{P_{t-1}Q_{t-1}}{C_{t-1}}$	0,00556 (0,00309)					0,00394 (0,00217)						
I_{t-1}	0,54464* (0,22661)	0,17713 (0,22965)	0,29364 (0,23278)	0,50145* (0,20012)	0,54170* (0,19270)	0,40771* (0,19758)	0,63559* (0,23314)	0,72758* (0,23090)	0,50551* (0,20433)	0,75661* (0,22263)	0,53422* (0,19437)	0,54579* (0,18748)
I_{t-2}	0,46994 (0,23857)	0,37300 (0,23254)	0,37601 (0,23460)									
I_{t-3}	-0,56127* (0,22263)						-0,31791 (0,23162)	-0,41160 (0,12895)		-0,40896 (0,22571)		
Konstantledd	209,16154	202,20048	133,46479	185,37086	166,16028	194,99402	249,79522	236,48960	174,46379	223,37277	162,47338	159,40786

* Signifikante koeffisienter

Q_t, I_t, J_t og K_t er målt i mill. 1961-kroner

Mult. korr. koeff.	0,89148	0,81438	0,75614	0,71941	0,70902	0,63305	0,70192	0,74018	0,69240	0,73511	0,68754	0,6861
$\frac{P_{t-7}Q_{t-7}}{C_{t-7}} - \frac{P_{t-8}Q_{t-8}}{C_{t-8}}$	-0,00053 (0,00448)	-0,00567 (0,00471)										
$\frac{P_{t-6}Q_{t-6}}{C_{t-6}} - \frac{P_{t-7}Q_{t-7}}{C_{t-7}}$	-0,00472 (0,00502)	-0,01119 (0,00511)					-0,00534 (0,00395)	-0,00191 (0,00324)	-0,00180 (0,00329)			
.	-0,01223 (0,00548)	-0,01826* (0,00568)	-0,00984* (0,00385)	-0,01017* (0,00399)	-0,00848* (0,00336)		-0,01206* (0,00402)	-0,00731 (0,00237)	-0,00588* (0,00234)	-0,00697* (0,00227)	-0,00557* (0,00223)	-0,00565* (0,00217)
.	-0,01151* (0,00481)	-0,01212* (0,00559)	-0,00331 (0,00402)	-0,00273 (0,00414)	0,00002 (0,00232)		-0,00577 (0,00399)	0,00267 (0,00345)	-0,00068 (0,00342)	-0,00123 (0,00241)	0,00067 (0,00226)	
.	-0,00512 (0,00432)	-0,00808 (0,00420)	-0,00498 (0,00405)	-0,00581 (0,00416)	-0,00390 (0,00338)		-0,00601 (0,00416)					
.	-0,00339 (0,00421)	-0,00481 (0,00408)	-0,00578 (0,00433)	-0,00338 (0,00421)								
.	-0,00122 (0,00373)											
$\frac{P_tQ_t}{C_t} - \frac{P_{t-1}Q_{t-1}}{C_{t-1}}$	0,00524 (0,00346)					0,004 (0,00223)						
I_{t-1}	0,54242* (0,24225)	0,16206 (0,23834)	0,29699 (0,24299)	0,51363* (0,20849)	0,01506* (0,00598)	0,42509* (0,20313)	0,64920* (0,24283)	0,74888* (0,23879)	0,52092* (0,21144)	0,77853* (0,22995)	0,55025* (0,20092)	0,56127 (0,1936)
I_{t-2}	0,48242 (0,24851)	0,39261 (0,23932)	0,38785 (0,24381)									
I_{t-3}	-0,55854* (0,23874)						-0,32145 (0,24109)	0,42210 (0,23672)		-0,41961 (0,23314)		
K_t	0,01328* (0,00514)	0,01079 (0,00588)	0,01251* (0,00622)	0,01327* (0,00643)	0,01506* (0,00598)	0,01808* (0,00617)	0,01408* (0,00584)	0,01643* (0,00575)	0,01677* (0,00602)	0,01661* (0,00565)	0,01633* (0,00592)	0,01627* (0,0058)
Konstantledd	235,04313	304,38030	179,63442	210,02225	137,26671	78,32848	236,4876	169,53615	113,72629	151,17231	96,66043	95,59319

* Signifikante koeffisienter

Tabell 3. JORGENSON-STEPHENSON'S netto- og bruttoinvesteringsfunksjon med dummy-variable

Q_t, I_t, J_t og K_t er målt i mill. 1961-kroner

	Avhengig variabel: I_t				Avhengig variabel: J_t			
Mult. korr. koeff.	0,89366	0,89356	0,85561	0,85206	0,9132	0,01304	0,88203	0,87969
$\frac{P_{t-7}Q_{t-7}}{C_{t-7}} - \frac{P_{t-8}Q_{t-8}}{C_{t-8}}$	0,00512 (0,00471)	0,00528 (0,00438)			0,00481 (0,00498)	0,00503 (0,00464)		
$\frac{P_{t-6}Q_{t-6}}{C_{t-6}} - \frac{P_{t-7}Q_{t-7}}{C_{t-7}}$	-0,00438 (0,00456)	-0,00439 (0,00443)			-0,00495 (0,00482)	-0,00496 (0,00467)		
.	0,00098 (0,00587)	0,00117 (0,00548)	-0,00008 (0,00411)	-0,00068 (0,00395)	0,00030 (0,00624)	0,00056 (0,00584)	-0,00034 (0,00435)	-0,00091 (0,00416)
.	-0,00735 (0,00378)	-0,00734* (0,00367)	-0,00649 (0,00330)	-0,00636 (0,00324)	-0,00779 (0,00406)	-0,0078 (0,00393)	-0,00675 (0,00352)	-0,00665 (0,00345)
$\frac{P_{t-3}Q_{t-3}}{C_{t-3}} - \frac{P_{t-4}Q_{t-4}}{C_{t-4}}$	-0,00094 (0,00324)	-0,00095 (0,00314)	-0,00160 (0,00331)	-0,00203 (0,00314)	-0,00126 (0,00361)	-0,00129 (0,00349)	-0,00796 (0,00364)	-0,00240 (0,0035)
I_{t-1}	0,97442* (0,25260)	0,98060* (0,24021)	0,84043* (0,23853)	0,72289* (0,15508)	0,97535* (0,26809)	0,98362* (0,25508)	0,84612* (0,25195)	0,73638* (0,16289)
I_{t-2}	-0,2522 (0,31059)	-0,27790 (0,22164)	-0,15271 (0,23293)		-0,23349 (0,32764)	-0,26937 (0,23432)	-0,14205 (0,24554)	
I_{t-3}	-0,02866 (0,23486)				-0,04032 (0,24845			
K_t					0,01373* (0,00439)	0,01368* (0,00424)	0,01330* (0,00459)	0,01312* (0,0045)
Konstantledd	55,05283	-7,31445	29,34653	32,96164	12,32089	6,60972	52,44503	61,12378
Dummy var. for 2. kvartal	179,78551 (96,01897)	184,87938* (85,92977)	66,06252 (73,30548)	38,04172 (58,70271)	178,42245 (101,84337)	185,41522 (89,42903)	61,8287 (78,10137)	35,39907 (62,2263)
Dummy var. for 3. kvartal	20,60515 (79,40616)	19,63018 (76,68009)	27,79609 (80,09563)	19,81005 (78,0275)	22,06478 (83,82202)	20,74189 (80,84661)	26,88786 (84,25521)	19,54931 (81,82343)
Dummy var. for 4. kvartal	241,16397* (75,81910)	244,93245* (67,20996)	243,82536* (71,23582)	225,51658* (64,5933)	238,37998* (80,19582)	243,72465* (70,86313)	244,76738* (75,12572)	228,02766* (68,10481)

* Signifikante koeffisienter

Q_t, I_t, J_t og K_t er målt i mill. 1961-kroner

	Avhengig variabel: I_t				
Mult. korr. koeff.	0,91991	0,85755	0,71638	0,83232	0,46829
$[Q_t - Q_{t-1}]$	0,06244 (0,0667)		0,15252* (0,04459)		
$[Q_{t-1} - Q_{t-2}]$	-0,23374* (0,05798)	-0,23412* (0,04363)		-0,20972* (0,03781)	
$[Q_{t-2} - Q_{t-3}]$	0,05656 (0,09567)	0,05899 (0,06039)		0,07143 (0,06801)	
$[A_t - A_{t-1}]$	-0,44704 (1,09893)		-1,34933 (1,30195)		
$[A_{t-1} - A_{t-2}]$	1,00802 (1,30567)	1,98568 (1,39262)		2,11592 (1,34968)	
$[A_{t-2} - A_{t-3}]$	2,03715 (1,45921)	1,3283 (1,61133)			-0,77524 (1,98108)
$[r_t - r_{t-1}]$	-3664,41044 (8757,76004)		5498,69271 (9963,92059)		
$[r_t - r_{t-2}]$	-21689,05239* (10240,62483)	-17606,2436 (8908,205)		-14673,56845 (8435,36284)	
$[r_{t-2} - r_{t-3}]$	-3593,51772 (8025,28882)	-1882,11151 (9328,4037)			-1052,82491 (12751,83121)
I_{t-1}	1,28990* (0,2413)	1,27765* (0,26654)	0,49420* (0,17507)	0,99779* (0,18136)	0,51187* (0,25355)
I_{t-2}	-0,12203 (0,38521)	-0,24710 (0,29141)			
I_{t-3}	-0,32473 (0,3334)				
K_t					
Konstantledd	63,52598	3,29486	165,83186	16,83037	162,1878

	Avhengig variabel: J_t				
Mult. korr. koeff.	0,93800	0,88568	0,78841	0,86476	0,61852
$[Q_t - Q_{t-1}]$	0,05280 (0,06890)		0,14495* (0,04580)		
$[Q_{t-1} - Q_{t-2}]$	-0,20332* (0,05980)	-0,34023* (0,04643)		-0,21250* (0,03959)	
$[Q_{t-2} - Q_{t-3}]$	0,05320 (0,09845)	0,05349 (0,06450)			0,06939 (0,06982)
$[A_t - A_{t-1}]$	-1,23708 (1,36324)		-2,32617 (1,57897)		
$[A_{t-1} - A_{t-2}]$	-0,11133 (1,71233)	2,52262 (1,75673)		2,31022 (1,60662)	
$[A_{t-2} - A_{t-3}]$	1,33649 (1,65177)	1,82503 (1,90930)			-1,23941 (2,13378)
$[r_t - r_{t-1}]$	-9170,23316 (10158,89362)		4028,28106 (10163,84084)		
$[r_t - r_{t-2}]$	-24308,61379* (10720,48095)	-17570,68384 (9291,15866)		-14461,04737 (8822,33518)	
$[r_{t-2} - r_{t-3}]$	-3884,12025 (8268,93827)	-1665,17229 (9778,41375)			-2651,77851 (13304,00254)
I_{t-1}	1,26372* (0,25229)	1,32880* (0,28396)	0,47555* (0,17983)	1,02895* (0,19767)	0,26177 (1,92731)
I_{t-2}	-0,20797 (0,40790)	-0,19356 (0,31983)			
I_{t-3}	-0,47574 (0,35363)				
K_t	0,03315* (0,00731)	0,01115 (0,00600)	0,02132* (0,00626)	0,01320* (0,00498)	0,01929* (0,00713)
Konstantledd	-73,12622	57,09541	-28,99009	36,06495	20,11421

* Signifikante koeffisienter

Q_t, I_t, J_t og K_t er målt i mill. 1961-kroner

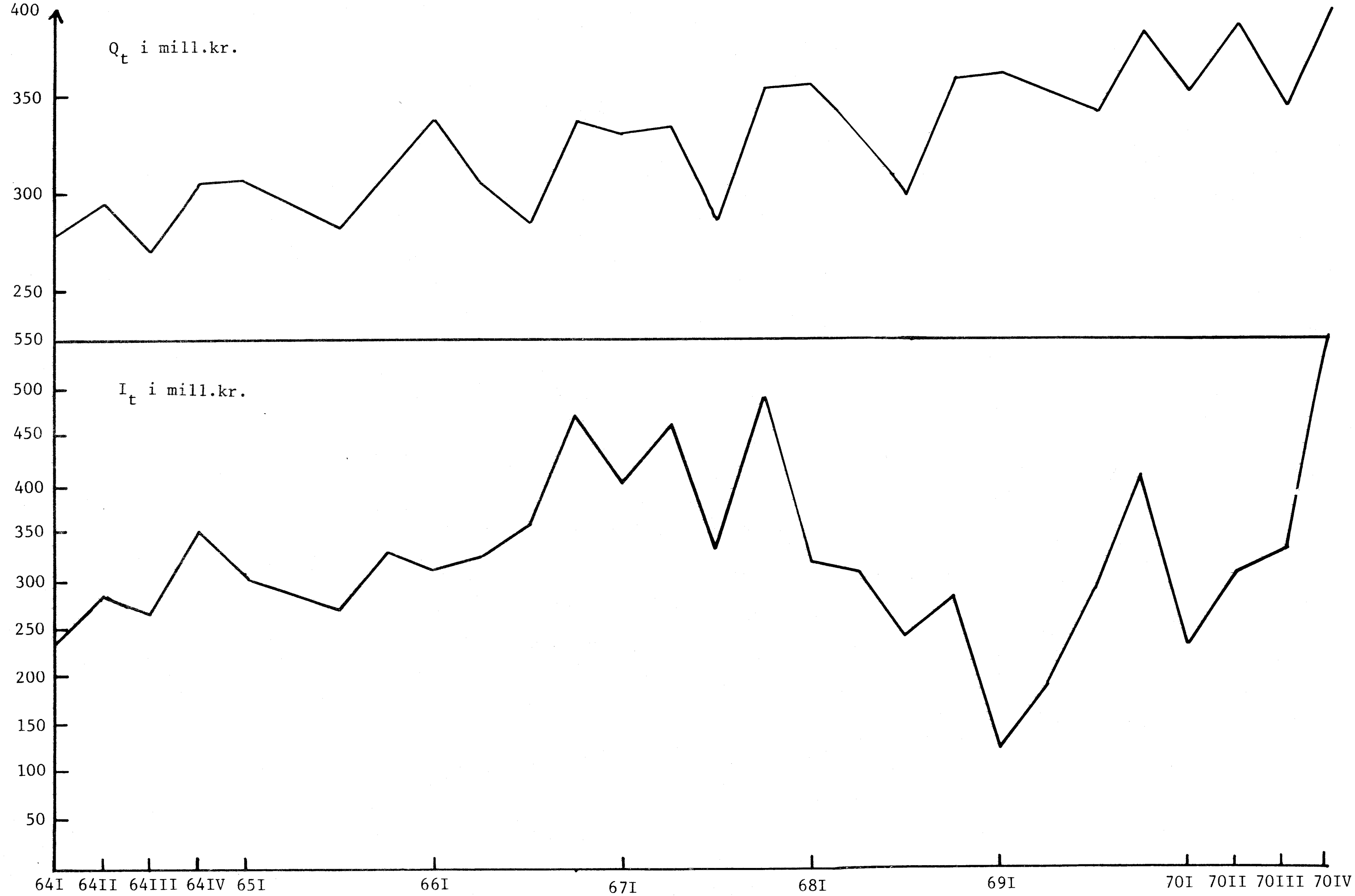
	Avhengig variabel: I_t					Avhengig variabel: J_t				
Mult.korr. koeff.	0,94	0,92155	0,86152	0,86418	0,87509	0,95013	0,93378	0,88648	0,88849	0,9024
$Q_t - Q_{t-1}$	0,22166 (0,13787)		0,18724* (0,07792)			0,23146 (0,14757)		0,18826* (0,08285)		
$Q_{t-1} - Q_{t-2}$	0,13732 (0,16916)	-0,11359 (0,10117)		-0,15444* (0,07402)		0,15555 (0,18167)	-0,10814 (0,10923)		-0,15702* (0,07789)	
$Q_{t-2} - Q_{t-3}$	0,29599* (0,11696)	0,16428 (0,09735)			0,16619* (0,07213)	0,32814* (0,13182)	0,16543 (0,10471)			0,17505* (0,07431)
$A_t - A_{t-1}$	-1,23442 (1,07604)		-0,032 (1,13766)			-1,78300 (1,47259)		-0,13758 (1,54535)		
$A_{t-1} - A_{t-2}$	0,67062 (1,18423)	0,11037 (1,27525)		1,11927 (1,40447)		0,07399 (1,73297)	0,39571 (1,67942)		1,01450 (1,73772)	
$A_{t-2} - A_{t-3}$	2,21875 1,41935	2,33386 (1,37114)			2,51401 (1,30444)	1,77337 (1,70464)	2,59157 (1,69453)			3,08902* (1,46461)
$r_t - r_{t-1}$	-3784,40075 (7684,69615)		2882,74123 (7925,91745)			-5492,05203 (8588,12396)		2560,21752 (8380,90548)		
$r_{t-1} - r_{t-2}$	-10662,63955 (8545,767)	-18322,71705* (7409,00843)		-12917,42837 (8332,49493)		-10507,83057 (9144,31717)	-18252,35556* (7941,81696)		-13013,96108 8806,53985)	
$r_{t-2} - r_{t-3}$	406,20113 (8624,82058)	3762,83579 (8326,65092)			1162,0256 (7662,98561)	808,92707 (9238,23643)	4129,23739 (8918,73508)			3039,68957 (8050,82696)
I_{t-1}	1,23983* (0,24088)	1,27826* (0,22979)	0,83295* (0,16931)	0,89778* (0,18696)	0,95734* (0,16671)	1,23315* (0,26506)	1,30963* (0,25014)	0,84423* (0,19055)	0,90810* (0,20875)	1,02130* (0,17744)
I_{t-2}	-0,29604 (0,27333)	-0,34857 (0,25404)				-0,39533 (0,34058)	-0,31284 (0,29567)			
K_t						0,01843* (0,00701)	0,01280* (0,00541)	0,01504* (0,005492)	0,01505* (0,00508)	0,01011* (0,00444)
Konstantledd	-89,24701	-3,74007	-34,13321	28,01411	53,10689	-169,6023	10,92297	-60,89185	1,82694	34,05204
Dummy var. for 2. kvartal	29,27566 (63,06816)	8,8184 (57,78417)	117,49147* (37,57748)	23,38449 (48,67512)	21,26464 (62,33383)	17,67601 (70,64120)	10,70571 (62,53298)	117,68958* (42,81430)	23,74516 (51,30941)	74,71193 (64,17277)
Dummy var. for 3. kvartal	162,24162 (109,34047)	-8,85326 (46,98742)	132,59721* (40,33291)	-8,69208 (49,63087)	51,18793 (33,84693)	162,79599 117,44105)	-2,75685 (53,45895)	133,20982* (43,64618)	10,03685 (53,16251)	55,58064 (35,01618)
Dummy var. for 4. kvartal	169,63993* (74,06993)	121,86331 (70,5257)	102,83404* (50,09036)	66,19818 (65,35506)	198,55635* (36,70773)	169,76881* (79,47071)	128,5213 (77,58441)	102,20703 (53,19949)	65,00814 (68,88165)	209,84482* (39,2797)

* Signifikante koeffisienter.

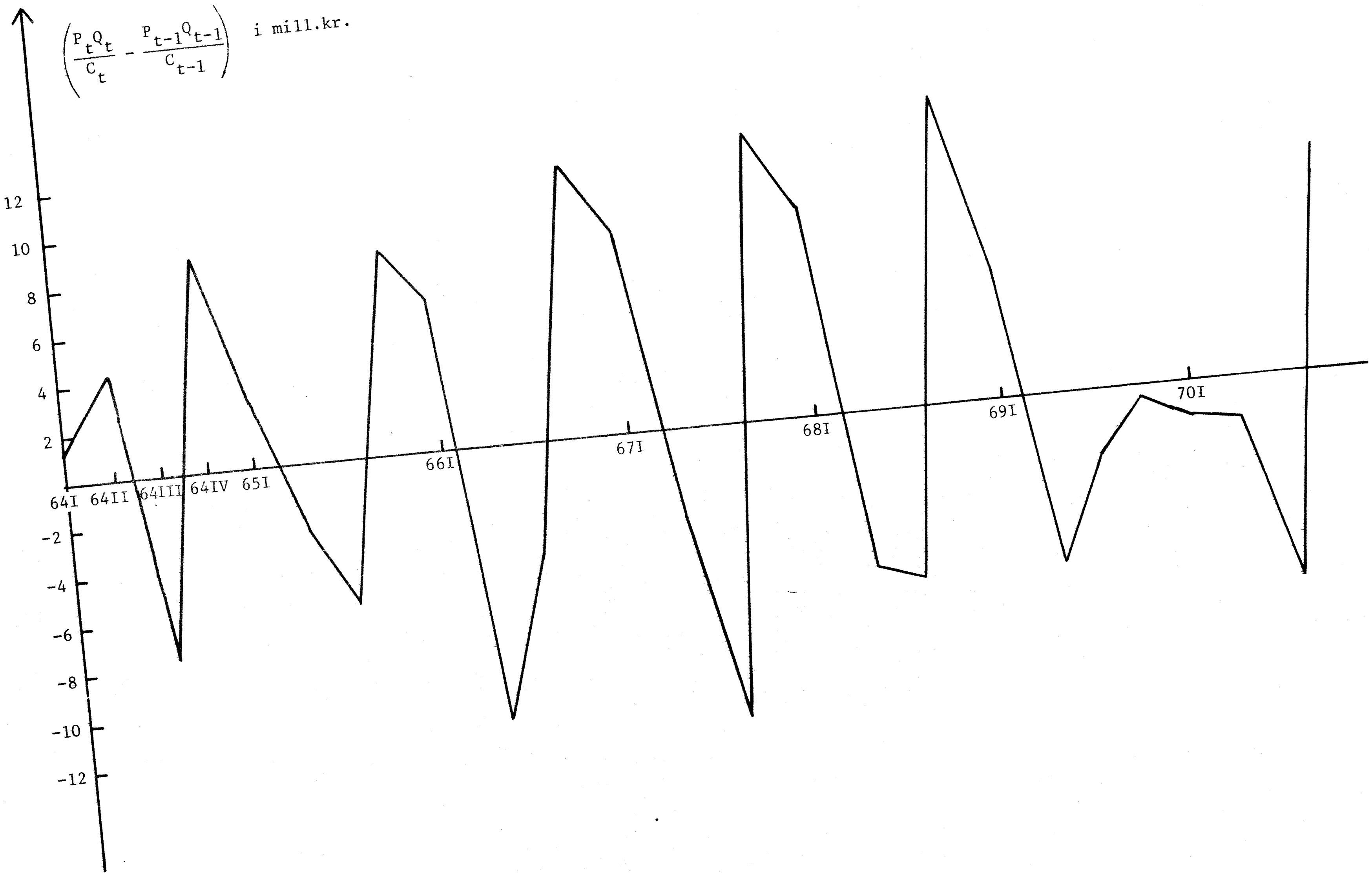
Tabell 6. Tidsseriene for bruttoprodukt, bruttoinvesteringer, kapitalslit, nettoinvesteringer og realkapital i industrien som ligger til grunn for beregningene. Mill. 1961-kroner

t		Q_t	J_t	D_t	I_t	K_t
1962	I	2511	608	310	298	22047
	II	2430	631	314	317	22345
	III	2338	619	318	301	22662
	IV	2605	664	322	342	22963
1963	I	2630	618	329	289	23305
	II	2560	628	333	295	23594
	III	2454	602	337	265	23889
	IV	2868	638	341	297	24154
1964	I	2772	583	347	236	24451
	II	2902	631	350	281	24687
	III	2645	627	354	273	24968
	IV	3013	720	358	362	25240
1965	I	3122	652	361	291	25602
	II	2978	650	366	284	25893
	III	2785	649	370	279	26177
	IV	3145	707	373	334	26456
1966	I	3318	699	383	316	26790
	II	3083	716	388	328	27106
	III	2875	761	392	369	27434
	IV	3385	875	398	477	27803
1967	I	3315	824	407	417	28280
	II	3361	881	413	468	28697
	III	2895	749	419	330	29165
	IV	3549	914	424	490	29495
1968	I	3565	752	423	329	29986
	II	3335	741	428	313	30315
	III	3020	674	432	242	30628
	IV	3614	719	436	283	30870
1969	I	3637	567	442	125	31152
	II	3504	626	444	182	31277
	III	3358	727	446	281	31459
	IV	3875	866	450	416	30740
1970	I	3586	698	459	239	32156
	II	3898	768	462	306	32395
	III	3422	796	467	329	32701
	IV	3972	1027	471	556	33030

Figur 1. Grafisk framstilling av bruttoprodukt (Q_t) og nettoinvestering I_t i perioden 1964I - 1970IV.

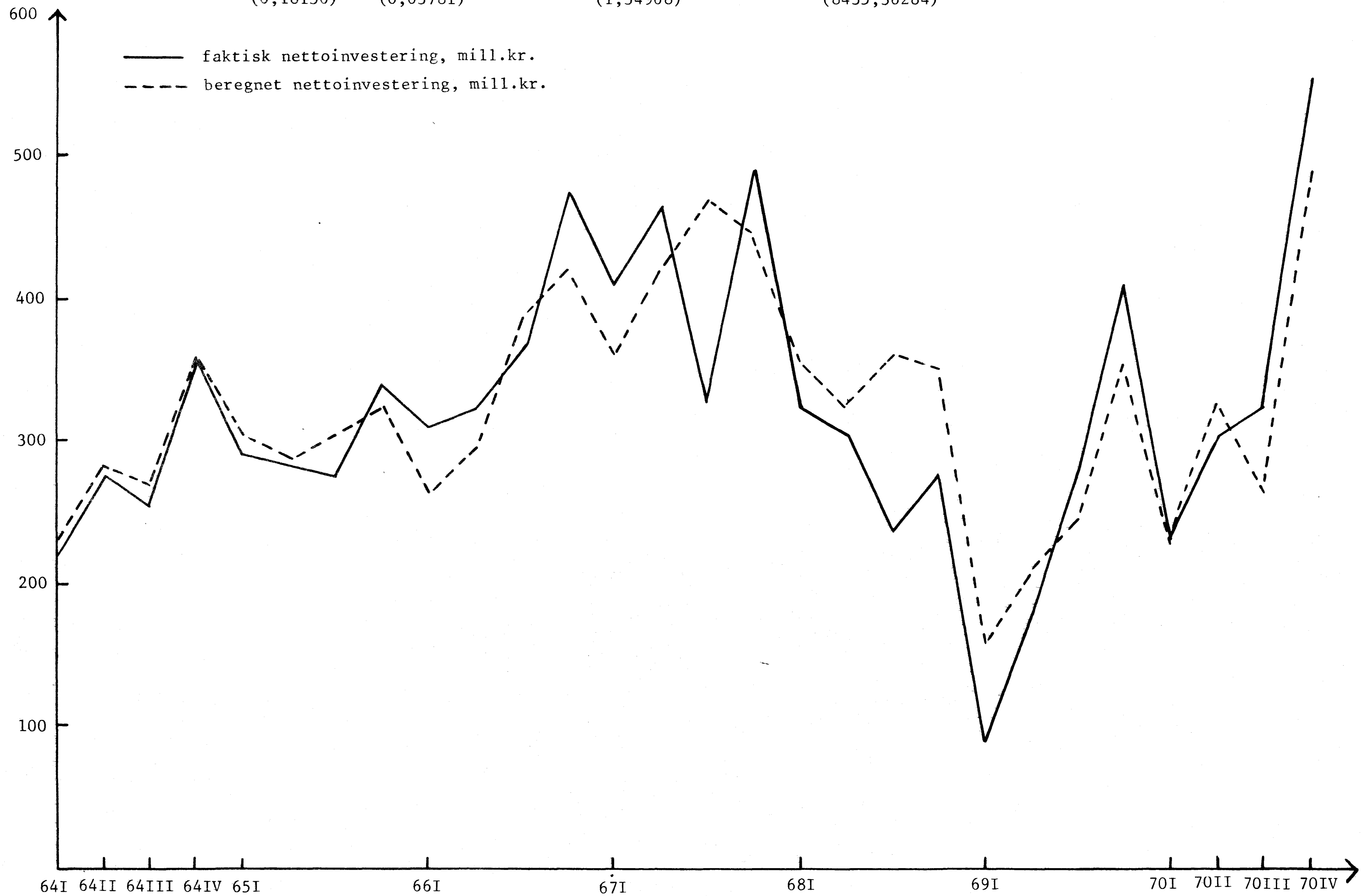


Figur 2. Grafisk framstilling av $\left(\frac{P_t Q_t}{C_t} - \frac{P_{t-1}Q_{t-1}}{C_{t-1}}\right)$



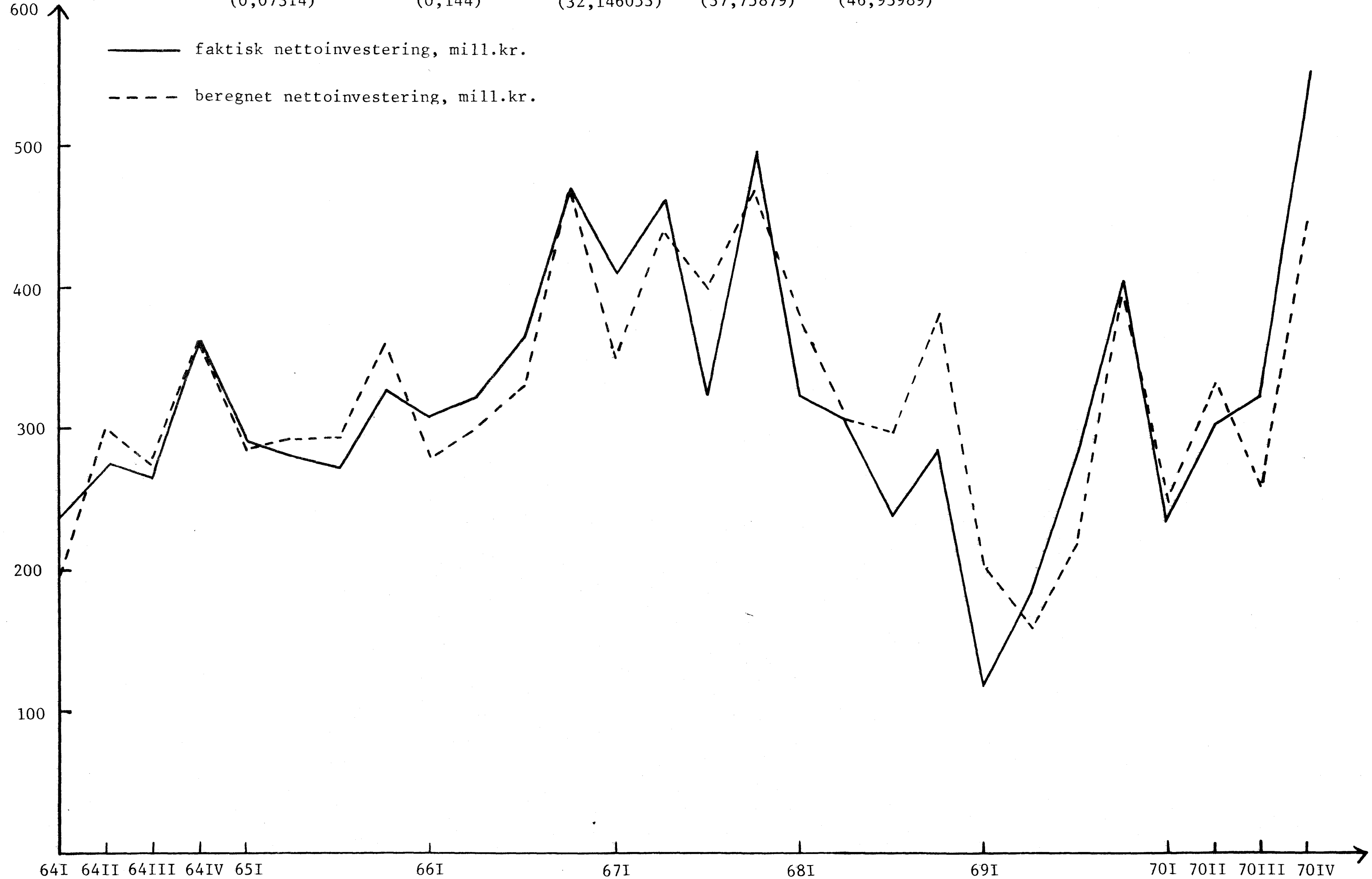
Figur 3. Grafisk framstilling av relasjonen

$$\hat{I}_t = \underset{(0,18136)}{0,99779} I_{t-1} - \underset{(0,03781)}{0,20972}(Q_{t-1} - Q_{t-2}) + \underset{(1,34968)}{2,11592}(A_{t-1} - A_{t-2}) - \underset{(8435,36284)}{14673,56845}(r_{t-1} - r_{t-2}) + 16,83037$$



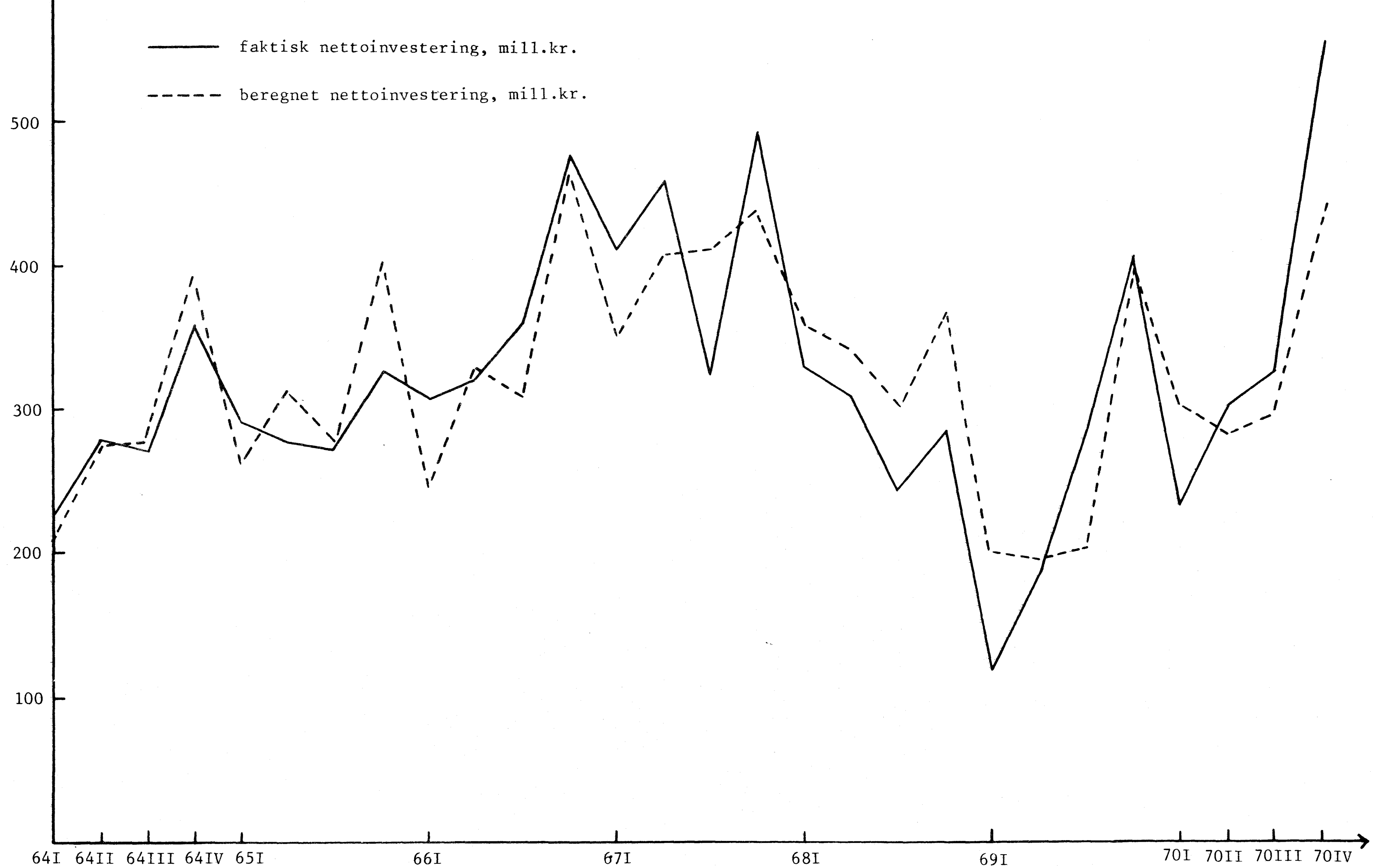
Figur 4. Grafisk framstilling av relasjonen

$$\hat{I}_t = \underset{(0,07314)}{0,1857}(Q_t - Q_{t-1}) + \underset{(0,144)}{0,832471}I_{t-1} + \underset{(32,146053)}{117,00079}\lambda_1 + \underset{(37,75879)}{131,65457}\lambda_2 + \underset{(46,93989)}{106,16732}\lambda_3 - 33,66352$$



Figur 5. Grafisk framstilling av relasjonen

$$\hat{I}_t = \underset{(0,15494)}{0{,}73992 I_{t-1}} + \underset{(35{,}32768)}{104{,}48346\lambda_1} + \underset{(33{,}53909)}{73{,}96296\lambda_2} + \underset{(33{,}9898)}{196{,}62801\lambda_3} - 2{,}06428$$



Litteraturhenvisninger

[1] Dale W. Jorgenson and James A. Stephenson. Econometrica April 1967 "Investment behavior in U.S. Manufacturing 1947-1960".

[2] Odd Aukrust og Juul Bjerke. Artikler nr. 4 fra SSB. "Realkapital og økonomisk vekst 1900-1956".

[3] Thomas Tennøe. Arbeidsnotater fra SSB IO 71/12 "Norges realkapital fordelt på årgang".

[4] Leif Johansen og Åge Sørsveen. Memo av 14. april 1966 "Notater om måling av realkapital og produksjonskapasitet i sammenheng med økonomiske planleggingsmodeller".

[5] Juul Bjerke. Arbeidsnotater fra SSB IO 71/13 "Opplegg for beregning av Norges realkapital etter årgang".

[6] Irving Fisher. "The theory of interest" (New York, Macmillan 1930)

[7] Z. Griliches and N. Wallace. International Economic Review. September 1965 "The Determinants of Investment Revisited".

[8] B. Bleskestad. Spesialoppgave "Investeringer i maskiner i Norsk Industri".

[9] Nasjonalregnskap 1865-1960 N.O.S. XII 163.

[10] Dale W. Jorgenson "Rational Distributed Lag Functions" Econometrica 34 (1), 1966.

[11] Z. Griliches "Distributed lags: A Survey" Econometrica January 1967.

[12] Herdis T. Amundsen "Innføring i teoretisk statistikk" hefte III Universitetsforlaget 1969.

[13] Vidar Ringstad S.Ø.S. nr. 21 fra SSB "Estimating Production Functions And Technical Change From Micro Data."

[14] Hallvard Borgenvik og Inger Gabrielsen. Artikler nr. 43 fra SSB. "Aktuelle skattetall 1970".

[15] Arne Gabrielsen. Sosialøkonomen juni 1969 "Estimering og prediksjon i autoregressive modeller".

[16] G.H. Orcutt, H.S. Winocur "First order Autoregression, Inference, Estimation, Prediction". Econometica No 1 1966.

[17] E. Malinvaud: "Estimation et Prévision dans les modeles économiques autorégressifs". Revue de l'Institute International de Statistique. Vol. 29 nr. 2

[18] E. Malinvaud "Statistical Methods of Econometrics".

[19] Trygve Haavelmo: "Investeringsteori" Universitetsforlaget 1969.

[20] Eisner, R. and R. Strotz "Determinants of Business Investment" in CMC, Impacts of Monetary Policy.Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall Inc. 1963.

[21] Dale W. Jorgenson Determinants of Investment behaviour New York, National Bureau of Economic Research "The Theory of investment Behaviour".

[22] Steinar Strøm "Kapitalavkastning i norske industrisektorer for perioden 1950-1963". Særtrykk nr. 39. Universitetet i Oslo (Artikkel i Sosialøkonomen nr. 4, 1968).

[23] Statistisk månedshefte nr. 8, 1966 (p. 11-14) fra SSB

[24] Et forsøk på estimering av investeringsrelasjoner for sektoren norsk industri. Spesialoppgave av Kjell Sagstad.

Videre refereres det til:

John P. Gould "The use of endogenous variables in dynamic models of Investment" Quarterly Journal of Economics. February 1969.

Dale W. Jorgenson and James A Stephenson "The time structure of investment behaviour in United States manufacturing, 1947-1960". Rewiew of Economics and Statistics 1967.

Dale W. Jorgenson, Jerald Hunter and M. Ishay Nadiri "A comparison of alternative econometric models of quarterly investment behaviour" Econometrica. March 1970.