

Håvard Hungnes

Imperfeksjoner i kapitalmarkedet
Påvirker egenkapitalandelen industri-
investeringene i Norge?

Rapport

Håvard Hungnes

Imperfeksjoner i kapitalmarkedet
Påvirker egenkapitalandelen industri-
investeringene i Norge?

Rapporter

I denne serien publiseres statistiske analyser, metode- og modellbeskrivelser fra de enkelte forsknings- og statistikkområder. Også resultater av ulike enkeltundersøkelser publiseres her, oftest med utfyllende kommentarer og analyser.

Reports

This series contains statistical analyses and method and model descriptions from the different research and statistics areas. Results of various single surveys are also published here, usually with supplementary comments and analyses.

© Statistisk sentralbyrå, desember 1998
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen,
vennligst oppgi Statistisk sentralbyrå som kilde.

ISBN 82-537-4602-4
ISSN 0806-2056

Emnegruppe

10.90 Metoder, modeller, dokumentasjon

Emneord

Egenkapital
Investeringer
Industri
Produksjon
Realkapital

Design: Enzo Finger Design
Trykk: Statistisk sentralbyrå

Standardtegn i tabeller	Symbols in tables	Symbol
Tall kan ikke forekomme	Category not applicable	.
Oppgave mangler	Data not available	..
Oppgave mangler foreløpig	Data not yet available	...
Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	:
Null	Nil	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	Less than 0.5 of unit employed	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	Less than 0.05 of unit employed	0,0
Foreløpige tall	Provisional or preliminary figure	*
Brudd i den loddrette serien	Break in the homogeneity of a vertical series	—
Brudd i den vannrette serien	Break in the homogeneity of a horizontal series	
Rettet siden forrige utgave	Revised since the previous issue	r

Sammendrag

Håvard Hungnes

Imperfeksjoner i kapitalmarkedet

Påvirker egenkapitalandelen industriinvesteringene i Norge?

Rapporter 98/24 • Statistisk sentralbyrå 1998

Både teoretiske arbeider og empiriske undersøkelser tyder på at det kan være en sammenheng mellom finansielle kjennetegn ved bedrifter og deres investeringer. I denne rapporten testes det om anslagene for industriinvesteringer kan forbedres ved å benytte egenkapitalandel som ekstra forklaringsvariabel. Vi ser på investeringene i to forskjellige realkapitaltyper i fire forskjellige industrisektorer. Realkapitaltypene er bygninger/anlegg og maskiner, mens sektorene er produksjon av nærings- og nytelsesmidler, produksjon av diverse industriprodukter, produksjon av treforedlingsprodukter og produksjon av metaller. I den empiriske testingen benyttes årsdata for perioden 1969 til 1991. Egenkapitaldata før 1969 er ikke lett tilgjengelig og egenkapitaldata etter 1991 er sterkt preget av nye regler i forbindelse med skattereformen i 1992. De empiriske resultatene tyder på at egenkapitalandelen ikke påvirker det langsiktige nivået på realkapitalen, men det er mulig at denne andelen kan påvirke investeringene på kort sikt.

Emneord: Egenkapital, investeringer, industri, produksjon, realkapital.

Innhold

1. Innledning	7
2. Asymmetrisk informasjon	9
2.1. Håkkeordenteorien	9
2.2. Ugunstig utvalg i kredittmarkedet	9
2.3. Uheldig handling i kredittmarkedet	10
2.4. Aksjemarkedet og «lemon pricing»	10
2.5. Betydningen av egenkapitalandel og kontantstrøm for investeringer	11
3. En enkel investeringsmodell med uheldig handling	12
4. Presentasjon av empirisk metode	15
4.1. Investeringsrelasjonene i MODAG	15
4.2. Investeringsrelasjonene med egenkapitalandel	16
4.3. Presentasjon av data	16
5. Empiriske resultater	18
5.1. Estimering av investeringsrelasjonene hver for seg	18
5.2. Binomisk test	19
5.3. Estimering av investeringsrelasjonene ved å benytte paneldata	20
6. Konklusjoner	22
Referanser	23
Vedlegg:	
A: Beregning av egenkapitalandelen	24
B: Deskriptiv statistikk	25
C: Estimeringsresultater	27
De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter	37

1. Innledning¹

Modigliani og Miller (1958) sitt teorem om finansiering av bedriftene sier at det for verdien av bedriften er uinteressant hvordan bedriften er finansiert. Ifølge teoremet er det også irrelevant for en investeringsbeslutning hvordan investeringen finansieres. Stiglitz (1969) viser at det bare er nødvendig å gjøre følgende forutsetninger for at teoremet skal være gyldig: For det første må alle aktører være enige om at det ikke er noen konkurs-sannsynlighet. For det andre må investorer og bedrifter kunne låne til samme markedsrente. Den tredje forutsetningen som må være oppfylt, er at det ikke er transaksjonskostnader eller vridninger i skattesystemet. Hellwig (1981) viser at teoremet også kan gjelde ved konkurssannsynlighet.

Ved positiv konkurssannsynlighet og asymmetrisk informasjon vil Modigliani-Miller-teoremet ikke nødvendigvis være gyldig. Teorier om asymmetrisk informasjon viser at bedriftenes kapitalstruktur, dvs. forholdet mellom egenkapital og gjeld, likevel kan påvirke investeringene. I de siste tiårene er det publisert en god del teori som viser at kapitalstruktur er viktig hvis det er asymmetrisk informasjon. Mange empiriske undersøkelser konkluderer med at det synes å være asymmetrisk informasjon i finans-kapitalmarkedet. Investeringsvolumet kan, dersom kapitalmarkedet er imperfekt, avhenge av bedriftenes egenkapital. Konsekvensen av dette er at konjunktursvingningene blir forsterket. En konjunkturoppgang som øker bedriftenes overskudd og egenkapital, kan øke bedriftenes mulighet til å oppnå lån for å gjennomføre investeringsprosjekter. Dette vil igjen bidra til å øke produksjonen. Hvis det derimot ikke er asymmetrisk informasjon i kapitalmarkedet, vil investeringene være uavhengige av bedriftenes egenkapital. En økning i egenkapitalen vil under denne situasjonen ikke i seg selv påvirke investeringene.

Mikroøkonometriske undersøkelser støtter opp om hypotesen om at finansielle forhold kan påvirke investeringene. Johansen (1994) har benyttet en Euler-ligning-tilnærming for å teste om kapitalstrukturen har noe å si for investeringene i norsk industri. Testen er gjort med paneldata for perioden 1977-1990. Han finner at kravet til avkastning på en bedrifts realkapital avhenger positivt av gjeldsgraden i bedriften.

Den vanligste måten å undersøke om finansielle forhold påvirker investeringene er ved å teste om investeringer er mer følsomme overfor endringer i kontantstrømmen i bedrifter som man antar har en «stor» sannsynlighet for å bli kredittrasjonert, enn i bedrifter der sannsynligheten antas å være «liten». Man antar at på grunn av asymmetrisk informasjon kan det for enkelte bedrifter være høye kostnader forbundet med å finansiere investeringer eksternt, og at en økning i kontantstrøm derfor vil redusere de finansielle kostnadene forbundet med investeringer. Fazzari, Hubbard og Petersen (1988) deler bedrifter opp i grupper ut fra et kriterium som man regner med er korrelert med sannsynligheten for at bedriftene er kredittrasjonert, og benytter kontantstrøm som forklaringsvariabel i tillegg til Tobins Q i hver gruppe. Kriteriet de benytter for oppdelingen i grupper er hvor stor andel av overskuddet som betales ut i utbytte. Deres hypotese er at bedrifter som betaler ut en lav andel i utbytte er mer kredittrasjonert enn andre bedrifter. De finner at investeringer i bedrifter som holder igjen en stor del av overskuddet er mer påvirket av endringer i kontantstrøm enn i andre bedrifter, og tolker dette som en indikasjon på at bedrifter i denne gruppen i sterkere grad er kredittrasjonert enn bedrifter i de andre gruppene.²

Nilsen og Oguz (1995) benytter Tobins Q til å analysere investeringer i Norge i perioden 1980-1992. De deler de 52 bedriftene i datagrunnlaget sitt opp i en gruppe med lav gjeldsandel og en gruppe

¹ En tidligere versjon av denne rapporten er presentert i Forskermøtet i Molde i januar 1998 og bygger på forfatterens hovedoppgave i sosialøkonomi fra august 1997.

² Se Hubbard (1998) for en gjennomgang av empiriske tester der kontantstrøm benyttes for å teste for asymmetrisk informasjon.

med høy gjeldsandel og finner at investeringene i bedriftene med høy gjeldsgrad er signifikant mer påvirket av endringer i kontantstrøm enn bedriftene med lav gjeldsgrad.

I denne rapporten vil vi gå igjennom en del økonomisk teori som viser at egenkapitalandelen kan påvirke investeringen, samt bruke tidsrekke-data for å undersøke om egenkapitalandel som ekstra forklaringsvariabel kan forbedre relasjonene for tilpasning av realkapital som bl.a. benyttes i den makroøkonomiske modellen MODAG.

I kapittel 2 presenteres den såkalte hakkeorden-teorien, som sier at forskjellige finansieringskilder innebærer ulike kostnader. En oversikt over teoretiske arbeider om asymmetrisk informasjon gjennomgås også i dette kapitlet, og på bakgrunn av teorien diskuteres hvordan egenkapital og kontantstrøm kan påvirke investeringene.

I kapittel 3 presenterer vi en enkel modell som viser hvordan egenkapitalandelen kan påvirke investeringene i en bedrift ved asymmetrisk informasjon.

For å teste om finansielle forhold påvirker investeringene benytter vi en feiljusteringsmodell. Denne modellen utledes i kapittel 4 og tilpasses slik at vi også kan teste om egenkapitalen påvirker investeringene. I kapitlet presenteres også datamaterialet.

De empiriske testene gjennomføres i kapittel 5. Her tester vi om aggregerte investeringer påvirkes av egenkapitalandelen til bedriftene i sektoren. Det testes om egenkapitalandelen og inntjeningen påvirker både realkapitalen på kort sikt og det langsiktige nivået på realkapital. Ut fra våre tester synes ikke variabelen egenkapitalandel å forbedre forklaringen av investeringer på lang sikt.

2. Asymmetrisk informasjon

2.1. Hakkeordenteorien³

Mens Modigliani-Miller-teoremet sier at bedriftene vil være indifferent mellom forskjellige finansieringskilder, sier hakkeordenteorien at det vil være forskjellige kostnader forbundet med ulike finansieringskilder. Hakkeordenteorien står i motsetning til Modigliani-Miller-teoremet. Ifølge hakkeordenteorien vil bedriftene rangere finansieringskildene som følger; først vil intern kapital bli benyttet, så vil man velge lånefinansiering, mens en utvidelse av egenkapitalen blir benyttet hvis bedriften ikke har nok egenkapital og blir rasjonert i kredittmarkedet. Det er flere begrunnelser til dette:

Skattesystemet. Mange land har skattesystemer som beskatter ulike finansieringskilder ulikt. Intern kapital blir rimeligst fordi avkastningen på denne beskattes lavest, mens aksjekapital blir dyrest fordi avkastningen av egenkapitalen både kan bli beskattet i bedriften og når den tas ut som utbytte. Skattesystemet i Norge før skattereformen fungerte slik, men etter skattereformen i 1992 har vi fått et skattesystem som behandler ulike finansieringskilder noenlunde likt. Skattesystemet kan derfor bare i liten grad forklare denne prioriteringsrekkefølgen i finansieringsformene.

Beholde kontrollen av bedriften. En bedrift kan også foretrekke lånefinansiering fordi man ikke ønsker å miste kontrollen over bedriften. Hvis bedriften henter inn mer egenkapital, kan man risikere at bedriften får en sammensetting av eiere som ønsker å drive bedriften annerledes enn før emisjonen. For å hindre dette kan bedriften foretrekke lånefinansiering. Siden formålet med denne rapporten er å se på asymmetrisk informasjon, vil vi ikke kommentere dette punktet nærmere.

Asymmetrisk informasjon. Teorier for asymmetrisk informasjon er også benyttet til å forklare hvorfor bedrifter foretrekker intern finansiering fremfor ekstern finansiering. Begrunnelsen er at asymmetri-

problemet ofte er større ved egenkapitalfinansiering enn ved lånefinansiering, og at det ikke er asymmetriproblemer ved intern finansiering.

Vi skal videre se på forskjellige teorier om asymmetrisk informasjon som kan forklare at det er forskjellige kostnader forbundet med forskjellige typer finansieringskilder. Først vil vi se på teorier som tar utgangspunkt i informasjonsasymmetriproblemer ved kredittfinansiering. Det skilles mellom teorier for ugunstig utvalg («advers selection») og uheldig handling («moral hazard»). Deretter ser vi på teorier der bedriftene kan velge mellom kreditt- og aksjefinansiering.

2.2. Ugunstig utvalg i kredittmarkedet

Stiglitz og Weiss (1981) kan regnes som den «klassiske» artikkelen på dette området, men mange av poengene er foregrepet i Keeton (1979). Stiglitz og Weiss (1981) ser på en økonomi med mange bedrifter som hver står overfor ett investeringsprosjekt. Alle investeringsprosjektene har den samme forventede avkastningen, men det er forskjellig usikkerhet forbundet med investeringsprosjektene. Alle bedrifter har en egenkapital som er lavere enn kostnaden ved investeringsprosjektet. For hver bedrift er det en positiv sannsynlighet for at avkastningen på investeringsprosjektet blir så lav at bedriften ikke kan tilbakebetale lånet. Bedriftene går i så fall konkurs, og alle verdiene tilfaller kreditorene.

Bankene kan ikke avsløre usikkerheten i bedriftens investeringsprosjekt, og må derfor tilby alle bedriftene den samme utlånsrenten. Bedriftene kan velge å gjennomføre investeringsprosjektet, eller å la være. Det antas at bedriftene maksimerer eiernes forventede avkastning. Siden bedriftenes tap er avgrenset nedad, vil bedriftene med de mest usikre investeringsprosjektene søke om lån. En økning i utlånsrenten fører til at færre bedrifter søker om lån, og det er de med de sikreste prosjektene som velger å droppe sine investeringsplaner.

³ For mer informasjon om hakkeorden (finansielt hierarki) se Fazzari, Hubbard og Petersen (1988).

Selv om en bank ikke kan avsløre usikkerheten i et bestemt investeringsprosjekt, antas det at banken kjenner fordelingen av usikkerhet i økonomien. Bankens virkemiddel er utlånsrenten. Hvis utlånsrenten stiger, påvirkes bankens inntjening på to måter: En effekt er positiv, og skyldes at banken får en høyere avkastning på lån som blir tilbakebetalt. En annen effekt er negativ, og skyldes den økte sannsynligheten for at et tilfeldig investeringsprosjekt har en avkastning som er for lav til at bedriften klarer å tilbakebetale lånet. Denne siste effekten, som representerer det ugunstige utvalget, kan ved enkelte nivåer av utlånsrenten være sterkere enn den første effekten. I så fall kan det finnes et bestemt nivå på utlånsrenten som maksimerer avkastning på bankens utlån. Denne renten kan være så lav at banken må rasjonere utlånene.

I Stiglitz og Weiss (1981) vil investeringene bli lavere enn det som er samfunnsøkonomisk optimalt (se de Meza og Webb (1987)). Hvis egenkapitalen i bedriftene hadde vært høyere, ville informasjonsasymmetriproblemet være mindre og samlede investeringer høyere (se også Calomiris og Hubbard (1990)). På denne bakgrunnen kan vi altså argumentere for at det er en positiv sammenheng mellom egenkapital og investeringer.

2.3. Uheldig handling i kredittmarkedet

Analysen til Stiglitz og Weiss (1981) kan også benyttes til å belyse konsekvensene av uheldig handling i kredittmarkedet. En bedrift kan stå overfor flere gjensidig utelukkende prosjekter, og skal velge hvilket prosjekt den vil gjennomføre. Hvis banken ikke kan avsløre usikkerheten i prosjektet bedriften gjennomfører, får vi et tilsvarende tilfelle som ved ugunstig utvalg. Hvis banken øker utlånsrenten, vil de få en høyere avkastning hvis lånet tilbakebetales. Men økt utlånsrente gir også større sannsynlighet for at bedriften velger et usikkert prosjekt, og dermed større sannsynlighet for at avkastningen til investeringsprosjektet bedriften gjennomfører blir så lavt at bedriften ikke kan betjene lånet. Igjen ser vi at en økning i utlånsrenten har to motstridende effekter. Også i dette tilfellet ville høyere egenkapital i bedriften redusere informasjonsasymmetriproblemet og føre til økte investeringer.

Vale (1994) studerer tilfellet der hver bedrift står overfor et investeringsprosjekt med to utfall; enten suksess eller fiasko. Eieren kan øke sannsynligheten for suksess-utfallet ved egen innsats, og banken kan ikke observere denne innsatsen. Men innsatsen er forbundet med et offer for eieren, og eieren vil derfor yte en for liten innsats i forhold til det som er samfunnsøkonomisk optimalt.

Hvis bedriftenes egenkapital øker, vil innsatsen i bedriftene øke, utlånsrenten falle og investeringene øke. Dette skyldes at økt egenkapital fører til økt innsats, fordi informasjonsasymmetriproblemet blir mindre. Den økte innsatsen i bedriftene fører til at bankene setter ned renten, fordi forventet bruttoavkastning på utlån øker når innsatsen øker. Lavere rentenivå fører til at innsatsen øker enda mer. Dette gir igjen lavere rente, som igjen gir større innsats, som igjen gir enda lavere rente, osv. Totalvirkningen av denne multiplikatoreffekten er klar; økt egenkapital i bedriftene gir lavere utlånsrente og økte investeringer.

2.4. Aksjemarkedet og «lemon pricing»

Også i aksjemarkedet kan det være markedsimperfeksjoner. Når en bedrift utvider egenkapitalen for å kunne finansiere et investeringsprosjekt, blir de nye aksjonærene deleiere i hele bedriften og ikke bare i det aktuelle investeringsprosjektet. Usikkerheten knytter seg da til hvor mye bedriften som helhet er verdt. En aksjeemisjon kan derfor bli tolket som et signal om at bedriften er overpriset. Som en kompensasjon for denne usikkerheten, vil nye aksjonærer kreve en kompensasjon, en såkalt «lemon»-premie.

Myers og Majluf (1984) ser på tilfellet der bedriftens ledelse maksimerer verdien av aksjene til de nåværende eierne. Bedriftens ledelse kjenner både verdien av allerede installert kapital og nåverdien av en eventuelle investering. Potensielle investorer har bare en sannsynlighetsfordeling over både verdien av allerede installert kapital og nåverdien av investeringen.

Noe (1988) ser på det samme tilfellet, men antar i tillegg at bedriftsledelsen ikke kjenner verdien av installert kapital og nåverdien av investeringen med sikkerhet. Den andre forskjellen mellom Myers og Majluf (1984) og Noe (1988) er at Myers og Majluf tillater at bedriften kan la være å gjennomføre investeringsprosjektet selv om den har emittert. Det forutsettes i begge artiklene at nåværende aksjonærer ikke kjøper aksjer ved en eventuell aksjeemisjon. Resultatene i Noe (1988) bli stort sett de samme som i Myers og Majluf (1984) når vi lar bedriftsledelsen ha fullkommen informasjon. Vi velger derfor å konsentrere oss om fremstillingen i Noe (1988).

Bedriftsledelsen antas å ha bedre informasjon enn utenforstående om verdien av allerede installert kapital og nåverdien av bedriften. Bedriftsledelsen vurderer om den skal gjennomføre en investering eller ikke, og hvis den velger å gjennomføre den, må den velge om den vil gjennomføre den ved hjelp av egenkapital eller lån. Noe (1988) stiller opp et signalspill for å analysere problemet.

Bedriftsledelsen ønsker å maksimere avkastningen til de opprinnelige eierne. Bedriftens ledelse velger om den vil gjennomføre investeringen, og i så fall om den gjør det med egenkapital- eller gjeldsfinansiering. Hvis bedriften velger å gjennomføre investeringsprosjektet, kommer finanskapitalmarkedet med et tilbud som avhenger av om bedriften har etterspurt egenkapital eller lån. Har bedriften etterspurt lån, tilbyr finansmarkedet en lånekontrakt som forteller hvor mye bedriften må betale tilbake for å få låne penger til investeringsprosjektet. Er det egenkapital bedriften har etterspurt, så tilbyr finanskapitalmarkedet egenkapital til å dekke investeringskostnaden mot en eierandel av bedriften.

I Myers og Majluf (1984) vises det at aksjekursen vil falle hvis bedriften annonserer en emisjon. Grunnen til dette er at aksjemarkedet vil oppfatte bedriftens ønske om å utvide egenkapitalen som et tegn på at bedriften er for høyt verdsett i aksjemarkedet. Riktignok kan annonsering av en emisjon også signalisere at bedriften står overfor et lønnsomt investeringsprosjekt, men siden bedriftene ikke vil gjennomføre investeringsprosjektet med negativ nåverdi vil ikke dette signalet være dominerende.

Både Noe (1988) og Myers og Majluf (1984) viser at når bedriftsledelsen har fullkommen informasjon, vil gjeld dominere egenkapital. Grunnen til at gjeld dominerer egenkapital, er at det ikke er forbundet risiko med gjeldsfinansiering: Ingen bedrift som står overfor et investeringsprosjekt som med sikkerhet har en negativ nåverdi vil låne penger for å gjennomføre dette investeringsprosjektet.

Myers og Majluf (1984) viser at i spesialtilfellet der investorene med sikkerhet vet at nåverdien på prosjektet er null, - eller mer realistisk at bedriften ikke står overfor noe investeringsprosjekt med positiv nåverdi, og derfor lar være å investere, - vil bedriften bare emittere når verdien av installert kapital er så lav som den minimale verdien av installert kapital investorene forventer. Dette er et tilsvarende markedssammenbrudd som det Akerlof (1970) studerer.

Noe (1988) viser at når bedriftsledelsen ikke har fullkommen informasjon vil gjeldsfinansiering ikke nødvendigvis dominere egenkapitalfinansiering. I valget mellom finansiering av investeringsprosjekter er det to typer informasjonsasymmetrier som vil påvirke valg av finansiering: Hvis faktisk verdi av installert kapital er lavere enn det markedet tror installert kapital er verdt, drar det i retning av egenkapitalfinansiering. Hvis konkurssansynligheten er større enn det kredittinstitusjonene tror, drar det i retning av lånefinansiering. Både kreditt- og aksjemarkedet vil ta hensyn til dette i sin

«prissetting», noe som fører til at kredittinstitusjonene vil kreve en høyere rente enn pengemarkedsrenten og aksjemarkedet vil kreve en rabatt («lemon price») ved kjøp av emitterte aksjer. Dette kan føre til at bedrifter med gode investeringsprosjekter ikke finner det lønnsomt å gjennomføre dem hvis bedriften er underpriset (fordi bedriften, hvis den velger aksjefinansiering, må emittere aksjekapital som tilsvarer en for stor andel av bedriftens verdi) og konkurssansynligheten er overvurdert (fordi utlånsrenten da settes høyt for å kompensere for den høye konkurssansynligheten bankene tror er til stede hvis bedriften velger gjeldsfinansiering).

2.5. Betydningen av egenkapitalandel og kontantstrøm for investeringer

Fra teoren går det frem at både økt egenkapitalandel og økt kontantstrøm vil redusere problemet med asymmetrisk informasjon. I kredittmarkedet vil økt egenkapitalandel og økt kontantstrøm redusere lånebehovet, og redusert lånebehov reduserer asymmetriproblemet fordi sannsynligheten for konkurs reduseres. Hvis bedriften velger å utvide egenkapitalen for å finansiere en investering, fører høy kontantstrøm til at bedriften trenger å utvide aksjekapitalen mindre enn hvis den har en lav kontantstrøm. Siden bedrifter som regel må selge aksjer med en aksjerabatt («lemon price») for at de nye aksjonærene skal få en kompensasjon for usikkerheten forbundet med den asymmetriske informasjonen, vil den samlede rabatten være lavere ved en lav emittering. Også ved aksjefinansiering vil det derfor kunne være en positiv sammenheng mellom kontantstrøm og investeringer.

Det er en sammenheng mellom egenkapitalandel og kontantstrøm. Høy kontantstrøm vil øke aksjonærenes verdier i selskapet, og egenkapitalandelen vil stige.

3. En enkel investeringsmodell med uheldig handling

Følgende enkle modell illustrerer hvordan en bedrifts egenkapital påvirker dens beholdning av realkapital. Modellen vi presenterer her har store likhetstrekk med Vale (1994). Mens Vale ser på mange bedrifter som hver står overfor et investeringsprosjekt til en gitt kostnad, ser vi her på en bedrift som kan velge hvor mye den vil investere i et investeringsprosjekt.

Bedriften kan velge hvor stor innsats, e , den vil benytte på å øke sannsynligheten for at prosjektet blir vellykket, $p(e)$. Med en stor innsats for å øke sannsynligheten for at prosjektet blir vellykket har en kostnad i form av lavere profitt hvis prosjektet blir vellykket.⁴

Bedriften har en egenkapital W , som vi antar er mindre enn verdien av realkapitalbeholdningen K . Vi antar at det finnes et perfekt annenhåndsmarked for realkapital slik at bedriften kan tilpasse seg den optimale realkapitalbeholdningen. For enkelthets skyld forutsetter vi at prisen på realkapital er konstant (og lik 1) og at realkapitalen ikke forringes (depresieres) hvis investeringsprosjektet blir vellykket. Dette medfører at brukerprisen på realkapital er lik utlånsrenten r .

Bedriftens forventede profitt (målt i neste periode) er gitt ved

$$(1) \quad \pi = E[\Pi(K, e; W, r, i)] \\ = p(e)[K + f(K, e) - (K - W)(1 + r)]$$

der $p(e) \in (0, 1)$, $p'(e) > 0$, $p''(e) < 0$ og e er en indikator for bedriftens innsats for å maksimere sannsynligheten for at investeringsprosjektet blir vellykket. K er verdien av realkapital, $f(K, e)$ er avkastningen av realkapitalen der $f'_K(K, e) > 0$, $f''_{KK}(K, e) < 0$, $f'_e(K, e) > 0$ og $f''_{ee}(K, e) < 0$. Produksjonen

$f(\cdot)$ øker med realkapitalen og reduseres med innsatsen, gitt at investeringsprosjektet er vellykket.⁵

$K - W$ er beløpet bedriften må låne og som må betales tilbake med renter i neste periode. Hvis investeringsprosjektet ikke blir vellykket, antar vi for enkelthets skyld at det ikke er noen verdier i bedriften.

La $(1 + i)W$ være den avkastningene eierne ville fått av egenkapitalen hvis de ikke investerte den i realkapital, men plasserte den i pengemarkedet i stedet. Vi antar at $E(\Pi) > (1 + i)W$, slik at det forventningsmessig lønner seg for eierne å investere i bedriften fremfor å plassere egenkapitalen i pengemarkedet.

Bedriften er risikonøytral, og maksimerer forventet profitt med hensyn på realkapitalbeholdning K og innsatsen e . Bedriften tar egenkapitalandelen W og utlånsrenten r for gitt. Førsteordensbetingelsene bedriften tilpasser seg er gitt nedenfor. (Annenordensbetingelsene står i parentes.)

$$(2) \quad \frac{\partial \pi}{\partial K} = p(e)[1 + f'_K(K, e) - (1 + r)]$$

$$= 0 \Rightarrow f'_K(K, e) = r$$

$$\left(\frac{\partial^2 \pi}{\partial K^2} = p(e)f''_{KK}(K, e) < 0 \right)$$

$$(3) \quad \frac{\partial \pi}{\partial e} = p'(e)[K + f(K, e) - (K - W)(1 + r)]$$

$$+ p(e)f'_e(K, e) = 0$$

$$\left(\frac{\partial^2 \pi}{\partial e^2} = p''(e)[K + f(K, e) - (K - W)(1 + r)] \right. \\ \left. + 2p'(e)f'_e(K, e) + p(e)f''_{ee}(K, e) < 0 \right)$$

Førsteordensbetingelsene uttrykker implisitt bedriftens valg av realkapital og innsats som funksjoner av utlånsrenten og egenkapitalandelen.

⁵ Ellers antar vi at $f_{Ke}(K, e) = d(f_K)/de > 0$; en økning i innsatsen e vil føre til økt avkastning av realkapitalen på marginen.

⁴ Leserne kan f. eks. tenke seg at e er den kostnaden bedriften har ved å utrede et prosjekt. Øker man e , lærer bedriften mer om prosjektet og det blir større sannsynlighet for at prosjektet blir vellykket. Men økte kostnader medfører også at profitten blir lavere hvis prosjektet blir vellykket.

Ved å differensiere førsteordensbetingelsene og benytte Cramers regel, får vi

$$(4) \quad \frac{dK}{dW} = \frac{\begin{vmatrix} 0 & \partial^2 \pi / \partial K \partial e \\ -p'(e)(1+r) & \partial^2 \pi / \partial e^2 \end{vmatrix}}{|A|} > 0 \text{ og}$$

$$\frac{dK}{dr} = \frac{\begin{vmatrix} p(e) & \partial^2 \pi / \partial K \partial e \\ p'(e)(1+r) & \partial^2 \pi / \partial e^2 \end{vmatrix}}{|A|} < 0$$

$$(5) \quad \frac{de}{dW} = \frac{\begin{vmatrix} \partial^2 \pi / \partial K^2 & 0 \\ \partial^2 \pi / \partial K \partial e & -p'(e)(1+r) \end{vmatrix}}{|A|} > 0 \text{ og}$$

$$\frac{de}{dr} = \frac{\begin{vmatrix} \partial^2 \pi / \partial K^2 & p(e) \\ \partial^2 \pi / \partial K \partial e & p'(e)(K-W) \end{vmatrix}}{|A|} < 0$$

der $|A| = \begin{vmatrix} \partial^2 \pi / \partial K^2 & \partial^2 \pi / \partial K \partial e \\ \partial^2 \pi / \partial K \partial e & \partial^2 \pi / \partial e^2 \end{vmatrix} > 0$ og $\frac{\partial^2 \pi}{\partial K \partial e} > 0$.

$$= \left(\frac{\partial^2 \pi}{\partial K^2} \right) \left(\frac{\partial^2 \pi}{\partial e^2} \right) - \left(\frac{\partial^2 \pi}{\partial K \partial e} \right)^2 > 0$$

Økt egenkapital vil, alt annet likt, føre til at bedriften vil velge en høyere realkapitalmengde K og en høyere innsats e . Dette skyldes at økt egenkapital reduserer bedriftens lånebehov og dermed også asymmetri-problemet. Økt utlånsrente vil, alt annet likt, føre til at optimal K og e vil reduseres. En høyere utlånsrente reduserer bedriftens profitt hvis investeringsprosjektet er vellykket, og dette reduserer bedriftens incentiver til høy innsats. Samtidig vil en økning i utlånsrenten øke avkastningskravet til bedriften, og dermed redusere optimal realkapitalmengde.

Vi har sett på hva som bestemmer bedriftens tilpassning, og går over til bankene. Vi antar at det er flere banker i økonomien. Bankene bestemmer utlånsrenten r , og siden bankene ikke kan observere bedriftens valg av innsats e , kan heller ikke utlånsrenten avhenge av e . Siden bankene konkurrerer på utlånsrente, vil utlånsrenten som gir likevekt i markedet være slik at bankenes profitt er lik null. Vi antar at bankene kan låne pengene i pengemarkedet til pengemarkedsrenten i som er uavhengig av bankenes etterspørsel i pengemarkedet. Bankenes nullprofitt-betingelse er dermed gitt ved

$$(6) \quad p(e)(1+r)(K-W) = (1+i)(K-W) \Leftrightarrow p(e)(1+r) = (1+i).$$

Det kan være flere nivåer på utlånsrenten som tilfredsstillers relasjonen over. Bankene tilbyr i så fall den laveste utlånsrenten som tilfredsstillers (6). Merk at ved denne likevektsrenten er

$$(7) \quad p(e) + p'(e)(1+r) \frac{de}{dr} > 0.$$

Relasjon (7) impliserer at en økning i utlånsrenten som gir likevekt i kredittmarkedet vil føre til at bankene tjener en positiv profitt. (Hvis dette ikke er tilfellet vil bankene kunne tilby en bedre låneavtale ved å sette ned utrenten, siden dette både vil bety lavere lånekostnader for bedriften og positiv profitt for bankene.)⁶

Vi skal nå se hvordan en endring i egenkapitalandelen påvirker utlånsrenten og bedriftens valg av realkapital. Vi differensierer bankenes nullprofitt-betingelse (6) og finner at økt egenkapital i bedriften fører til redusert utlånsrente.

$$(8) \quad \frac{dr}{dW} = \frac{-p'(e)(1+r) \frac{de}{dW}}{p(e) + p'(e)(1+r) \frac{de}{dr}} < 0$$

En endring i egenkapitalen påvirker bedriftens valg av realkapitalmengde på to måter: For det første fører en endring i egenkapitalen til at bedriften finner det optimalt å øke realkapitalmengden direkte. For det andre er det en indirekte effekt gjennom utlånsrenten. Økt egenkapital øker bedriftens innsats og dermed sannsynligheten for at lånet blir tilbakebetalt. Banken kan dermed kreve lavere utlånsrente, og lavere utlånsrente fører til at bedriften finner det optimalt å øke realkapitalbeholdningen.

$$(9) \quad \frac{\partial K}{\partial W} = \frac{dK}{dW} + \frac{dK}{dr} \frac{dr}{dW} > 0$$

Vi skal nå se på hvordan likevekten hadde vært hvis bankene kunne observere bedriftens innsats. Likevekten finner vi da ved å maksimere bedriftens forventede nytte gitt bankenes nullprofitt-betingelse.

⁶ Relasjon (7) kan også sammenliknes med bankenes avkastningsfunksjonen for bankene i Stiglitz og Weiss (1981). Det første leddet i (7) er positivt og uttrykker at en økning i utlånsrenten fører til høyere inntekt fra låntakere hvis prosjektet er vellykket, mens det siste leddet i (7) er negativt fordi en økning i utlånsrenten fører (via en endring i bedriftens valg av e) til en mindre sannsynlighet for at lånet tilbakebetales. I Stiglitz og Weiss (1981) står bankene overfor en ikke helt rentuelastisk pengemarked, og i likevekt uttrykket på venstresiden i (7) enten større eller lik 0. Hvis uttrykket i (7) er lik null i likevekt, vil likevekten innebære rasjonering av lån.

$$(10) \max_{K,e,r} \left\{ p(e) \left[\begin{array}{l} K + f(K,e) - (K-W)(1+r) \\ \text{gitt } p(e)(1+r) = 1+i \end{array} \right] \right\}$$

$$= \max_{K,e} \{ p(e) [K + f(K,e)] - (K-W)(1+i) \}$$

Førsteordensbetingelsene ved full informasjon:

$$(11) \frac{\partial \pi}{\partial K} = p(e) [1 + f_K'(K,e)] - (1+i) = 0 \Rightarrow 1 + f_K'(K,e)$$

$$= \frac{1+i}{p(e)} = 1+r \Rightarrow f_K'(K,e) = r$$

$$(12) \frac{\partial \pi}{\partial e} = p'(e) [K + f(K,e)] + p(e) f_e'(K,e) = 0$$

Vi sammenlikner først den siste førsteordensbetingelsen (12) med den tilsvarende førsteordensbetingelsen ved asymmetrisk informasjon (3), og ser at bedriften vil velge en høyere innsats e ved full informasjon enn ved asymmetrisk informasjon.⁷

Forskjellen mellom den innsats som blir valgt ved asymmetrisk informasjon og den innsats som ville blitt valgt ved full informasjon reduseres med egenkapitalandelen $(W-K)/K$. Grunnen til det er at bedriftene ved full informasjon kan ta hensyn til at et høyere valg av innsats e vil medføre at de blir tilbudt en lavere utlånsrente r . Hvis hele investeringsprosjektet egenkapitalfinansieres, dvs. $W=K$, vil det ikke ha noe å si for bedriftens innsats om bedriftens innsats er privat informasjon eller ikke.

Fra førsteordensbetingelsen i (11) ser vi at bedriften vil tilpasse seg slik at den forventede økningen i bedriftens totalverdi (dvs summen av eiere og kreditorers verdi) av å investere en krone ekstra i optimum skal være lik økningen i bedriftens gjeld (målt i neste periode). Hvis vi kombinerer denne førsteordensbetingelsen med bankenes nullprofittbetingelse, uttrykker den at bedriftene skal tilpasse realkapitalen slik at grenseproduktet av realkapital gitt at prosjektet blir vellykket skal være lik utlånsrenten.

Fra førsteordensbetingelsene ser vi at bedriftens egenkapital ikke har noe å si for bedriftens tilpasning ved full informasjon. Valget av realkapital og innsatsen er uavhengig av egenkapitalen, og dermed er også utlånsrenten uavhengig av egenkapitalen.

⁷ Førsteordensbetingelsen er i begge tilfeller gitt ved $p'(e) \text{const-} p(e) f_e'(K,e) = 0$, der $\text{const}(a) = [K + f(K,e) - (K-W)(1+r)]$ ved asymmetrisk informasjon og $\text{const}(f) = [K + f(K,e)]$ ved full informasjon. Siden $\text{const}(a) < \text{const}(f)$ og $de/d(\text{const}) > 0$, vil bedriftene velge en høyere innsats e ved full informasjon enn ved asymmetrisk informasjon (for gitt K).

4. Presentasjon av empirisk metode

4.1. Investeringsrelasjonene i MODAG

I relasjonene for tilpasningen av realkapitalen i MODAG tas det utgangspunkt i en funksjon for ønsket realkapitalbeholdning, se f.eks. Cappelen (1997). Denne fremkommer ved kostnadsminimering, og avhenger av relative priser, produksjon og en indeks for teknologisk fremgang.

$$(13) \quad K^* = f(W/Q, PM/Q, X, t),$$

der K^* er ønsket realkapitalbeholdning, W er lønnsatsen, PM er en prisindeks for vareinnsats, Q er brukerprisen på realkapital, og t er tiden (indeks for teknologisk fremgang). Beregninger av brukerpriser i Norge viser at disse stort sett er negative på '70-tallet, jf. Holmøy m.fl. (1993). Dufwenberg m.fl. (1994) finner heller ikke at brukerprisen på realkapital påvirker investeringene signifikant på aggregerte industridata i Norge. Brukerprisen benyttes derfor ikke i investeringsrelasjonene i MODAG.

En tilnærming av (13) på logaritmisk form gir

$$(13') \quad \ln K_t^* = a_0 + a_1 \ln X + a_2 t$$

Relasjon (13') kan tolkes som et uttrykk for den ønskede realkapitalmengden. Ved tiltagende (avtagende) skalautbytte er $a_1 > 1$ ($a_1 < 1$). Hvis $a_1 = 1$ gir relasjon (13') at det er et langsiktig likevektsforhold mellom realkapital og produksjon som bare påvirkes av indeksen for teknologisk fremgang.

På grunn av tregheter i tilpasningen vil ikke bedriftene til enhver tid ha en realkapitalmengde lik den ønskede realkapitalmengden. Det kan være flere grunner til slike tregheter i tilpasningen av realkapitalen. Det kan skyldes kostnader utover prisen på realkapital av å endre realkapitalbeholdningen (installeringskostnader). Bedriften kan bruke tid på å ta beslutninger, og den kan ha problemer med ekstern finansiering av ny realkapital. For å ta hensyn til slik treghet i tilpasningen benyttes en feiljusteringsmodell. I tillegg til variablene i relasjon (13) har man antatt at tilpasningen av realkapitalen

kan avhenge av kontantstrømmen, slik at høy kontantstrøm i forhold til realkapital gir raskere tilpasning av realkapitalen, jf. Cappelen (1997). Som mål for kontantstrøm benyttes brutto driftsresultat, BDR, som er definert som summen av driftsresultat og kapitalslit. Teorien om asymmetrisk informasjon gir støtte for å ha med brutto driftsresultat i modellen. Realkapitalbeholdningen i MODAG er således modellert ved feiljusteringsmodellen i relasjon (14).

$$(14) \quad \begin{aligned} \Delta \ln K_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln K_{t-1} \\ &+ \beta_0 \Delta \ln X_t + \beta_1 \Delta \ln X_{t-1} \\ &+ \gamma_0 \Delta \ln BDR_t + \gamma_1 \Delta \ln BDR_{t-1} \\ &+ \delta_0 \ln X_{t-1} + \delta_1 \ln K_{t-1} \\ &+ \delta_2 \ln BDR_{t-1} + \delta_4 t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Det antas at $\ln K$, $\ln X$ og $\ln BDR$ er $I(1)$, og at de kointegrerer.

For å komme frem til bruttoinvesteringene kan (14) kombineres med definisjonssammenhengen

$$(15) \quad J_t = K_t - K_{t-1} + DP_t,$$

der J er bruttoinvestering og DP er depresieringen av realkapital. I nasjonalregnskapet er depresieringen i en periode antatt å være en fast andel av realkapitalen ved utgangen av den foregående perioden, dvs. $DP_t = \delta K_{t-1}$, jf. Todsén (1997).

I investeringsrelasjonene i MODAG er det altså med en variabel som i en viss grad kan fange opp svingninger i kontantstrømmen, nemlig brutto driftsresultat. Men en positiv koeffisient foran BDR-variablene i modellen behøver ikke å bety at det er problemer med asymmetrisk informasjon i kapitalmarkedet. Økt driftsresultat kan bety at realkapitalen kaster mer av seg på marginen, og i så fall kan det være lønnsomt for bedriftene å øke investeringene. Koeffisientene foran BDR-variablene vil dermed fange opp både forhold som de andre variablene ikke fanger opp om

lønnsomheten av investeringer, samt eventuelle effekter av imperfeksjoner i finanskapitalmarkedet.

4.2. Investeringsrelasjonene med egenkapitalandel

I MODAG er det altså en variabel som forsøker å fange opp endringer i kontantstrøm, nemlig brutto driftsresultat. Det er imidlertid viktige endringer i kontantstrøm som ikke gjenspeiles i brutto driftsresultatet. For eksempel tas det ikke hensyn til bedriftenes finansielle kostnader og inntekter ved beregning av brutto driftsresultat. Brutto driftsresultat kan derfor være en dårlig indikator på både endringer i tilgangen på intern kapital og aksjonærenes verdier.

I denne rapporten skal vi teste om egenkapitalandelen (EK) kan være med på å forklare realkapitalbeholdningen i fire industrinæring. Vi tilpasser derfor relasjon (14) slik at vi kan teste for dette.

$$(16) \quad \begin{aligned} \Delta \ln K_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln K_{t-1} \\ & + \beta_0 \Delta \ln X_t + \beta_1 \Delta \ln X_{t-1} \\ & + \gamma_0 \Delta \ln BDR_t + \gamma_1 \Delta \ln BDR_{t-1} \\ & + \mu_0 \Delta \ln EK_{t-1} + \mu_1 \Delta \ln EK_{t-2} \\ & + \delta_0 \ln X_{t-1} + \delta_1 \ln K_{t-1} + \delta_2 \ln BDR_{t-1} \\ & + \delta_3 \ln EK_{t-2} + \delta_4 t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

der restleddet ε_t er normalfordelt med forventning null og konstant varians, samt at restleddet er ukorrelert med høyresidevariablene og tidligere restledd.

Ved hjelp av feiljusteringsmodellen gitt ved (16) kan vi teste om egenkapitalandelen påvirker den kortsiktige tilpasningen for realkapitalen (μ_0, μ_1) og/eller det langsiktige nivået på realkapital (δ_3). I flere av de teoretiske modellene i kapittel 2 påvises en positiv sammenheng mellom egenkapital og investeringer. Når vi tester om endringer i egenkapitalandelen påvirker investeringene benytter vi derfor ensidige tester, dvs. $H_0: \phi = 0$ vs $H_1: \phi > 0$, $\phi = \mu_0, \mu_1, \delta_3$. Vi antar altså at hvis disse størrelsene påvirker investeringene, påvirker de investeringene positivt.

For at (16) skal ha en stabil langsiktig likevektsløsning, må $\delta_0 \geq 0$ og $\delta_1 < 0$. Veksten i realkapitalen vil da bremses hvis den faktiske realkapitalmengden er høyere enn den ønskede realkapitalmengden. Hvis $\delta_0 = -\delta_1 > 0 = \delta_2$, er den langsiktige likevekten gitt ved et konstant forhold mellom realkapital og produksjon. Denne restriksjonen er (på bakgrunn av tester) pålagt i de fleste estimeringene. I enkelte estimeringer er restriksjonen $\delta_0 = 0 < -\delta_1 = \delta_2$ pålagt, som impliserer langsiktig likevekt gitt ved et konstant forhold mellom realkapital og brutto driftsresultat. I begge tilfeller kan forholdet på lang

sikt bare påvirkes av egenkapitalandelen og den deterministiske trenden.

I tillegg forutsetter vi at $\delta_4 \leq 0$: Hvis vi har nøytral teknisk fremgang vil realkapitalbeholdningen kunne avta over tid for gitt produksjon.

For å redusere eksogenitetsproblemet er egenkapitaldataene tilbakedatert en ekstra periode i forhold til de andre forklaringsvariablene. Grunnen til at vi benytter egenkapitaldata i perioden før, er at det ikke bare er en virkning fra egenkapitalandel til realinvesteringer; det kan også være en virkning den andre veien. Dette problemet kan illustreres ved et lite eksempel:

La oss tenke oss en bedrift med en total kapital på 1 million kroner. Bedriften har en egenkapital på 0,5 million kroner. Egenkapitalandelen er da 50 prosent. Så gjennomfører bedriften netto investeringer på 0,5 million kroner, slik at total kapitalen blir 1,5 millioner kroner. Investeringene finansieres ved å ta opp lån. Egenkapitalen er dermed fortsatt 0,5 million kroner, mens egenkapitalandelen er redusert til 33,33 prosent. Vi får dermed en negativ sammenheng mellom investeringer og egenkapitalandel. Hvis investeringene isteden ble finansiert ved økning i egenkapitalen, ville sammenhengen mellom investeringer og egenkapitalandel bli positiv. Hvis vi hadde benyttet egenkapitalandelen i periode t som forklaringsvariabel for investeringene i periode t , ville denne effekten påvirke parameteren foran egenkapitalandelen.

Dette problemet reduseres ved å benytte egenkapitalandelen i en perioden tidligere. Hvis låneopp-taket eller aksjeemisjonen skjer det samme året som investeringen gjennomføres vil ikke parameterene vi estimerer være påvirket av at valg av finansieringsform påvirker egenkapitalandelen. Hvis derimot låneopptaket eller emisjonen skjer ett eller flere år før investeringen, vil parametrene bli påvirket av dette. Problemet er altså ikke eliminert av at vi benytter egenkapitaldata i begynnelsen av perioden, men det blir redusert.

Et annet problem er at vi ikke vet hva som påvirker egenkapitalandelen. Egenkapitalandelen kan f.eks. være korrelert med utelatte variable, og en signifikant sammenheng mellom egenkapitalandel og investeringer kan skyldes at det egentlig er de utelatte variablene som påvirker investeringene.

4.3. Presentasjon av data

Data for produksjon, realkapital og brutto driftsresultat er hentet fra nasjonalregnskapet. Egenkapitalandelen er beregnet ved å benytte data for bokført egenkapital og total kapital fra Statistisk sentralbyrås årlige publiserte regnskapsstatistikk, se Statistisk

sentralbyrå (1970) - (1990). Regnskapsstatistikken omfatter foretak og er i denne statistikken plassert i den sektor som passer best. Regnskapsstatistikken omfatter heller ikke små bedrifter. Dette gjør at egenkapitaldataene kan være meget usikre for enkelte sektorer i MODAG. Vi har derfor valgt ut 4 sektorer der egenkapitaldataene antas å være best.

1. Sektor 15: Produksjon av nærings- og nytelsesmidler
2. Sektor 25: Produksjon av diverse industriprodukter
3. Sektor 34: Produksjon av treforedlingsprodukter
4. Sektor 43: Produksjon av metaller

I forbindelse med skattereformen i 1992 ble det gjennomført endringer i regnskapsreglene. Disse endringene førte til at den bokførte egenkapitalandelen økte kraftig fra 1990 til 1992. For å unngå disse problemene ser vi bare på perioden 1972-1991 (pluss 2 lag). Siden vi da bare benytter egenkapitaldata fra 1969 til 1990 unngår vi problemet med de endringer i egenkapitalandelen som skattereformen medførte.

I MODAG skilles det mellom forskjellige typer realkapital. Vi vil se på investeringer i artene (i) bygninger og anlegg og (ii) maskiner.

I vedlegg A fremgår det nærmere hvordan egenkapitalandelsdataene er beregnet. I MODAG deflateres brutto driftsresultat med prisindeksen for den realkapitalarten som betraktes, dvs.

$$(17) \quad \begin{aligned} & \text{brutto driftsresultat for realkapitaltype } j \\ & = \frac{\text{driftsresultat} + \text{kapitalslit}}{\text{prisindeks for realkapital av type } j} \end{aligned}$$

Vi har valgt å deflatere på samme måten her.

I vedlegg B presenteres deskriptiv statistikk for variablene vi benytter.

5. Empiriske resultater

Vi benytter to forskjellige estimeringsmetoder for å teste om egenkapitalandelen påvirker investeringene. I kapittel 5.1 estimeres etterspørselen etter hver realkapitalart for hver sektor. En binomisk test for å teste om vi finner noen sammenheng over realkapitalarter og sektorer gjennomføres i kapittel 5.2. I kapittel 5.3 gjennomfører vi en estimering over alle sektorene (og eventuelt over begge realkapitaltyper) for å teste sammenhengen mellom egenkapitalandel og investeringer. Programpakken PcGive 9.0 (se Hendry og Doornik 1996) er benyttet for den empiriske testingen i kapittel 5.1, mens TSP 4.3 (se Hall 1996) er benyttet i kapittel 5.3.

5.1. Estimering av investeringsrelasjonene hver for seg

Resultatet fra de empiriske testene er gitt i tabellene C1-C8 i Vedlegg C. Hver tabell består av fire alternative regresjoner for hver sektor og type realkapital. De fire regresjonene som presenteres er bare noen av de estimeringene vi har gjort på hver av investeringsrelasjonene. Vi benytter først minste kvadraters metode (OLS) på den generelle modellen i (16) med eventuelle dummyer som kontrollerer for brudd i enkelte år.⁸ Siden vi bare har 20 observasjoner til å estimere 13 parametre pluss eventuelle dummyer, har vi meget få frihetsgrader i den generelle modellen. I de tre neste kolonnene ekskluderer vi derfor variable der det er feil fortegn og variable der estimatene ikke er signifikante. Egenkapitalvariablene blir i utgangspunktet beholdt selv om de ikke har signifikante fortegn, fordi vi ønsker å se om disse variablene får det etter hvert som andre variable fjernes.

Vi benytter ensidige tester for å undersøke om egenkapitalandelen påvirker investeringene. I tabellvedleggene har vi markert signifikante estimatorene for egenkapitalandelen på 5 prosent og 1 prosent nivå med hhv. stjerne og dobbeltstjerne. Nedenfor

følger en nærmere omtale av hver av tabellene i Vedlegg C.

Tabell C1: Produksjon av nærings- og nytelsesmidler (investeringer i bygninger og anlegg)

Vi sitter igjen med et signifikant estimat for nivået på egenkapitalandelen ($\ln EK_{t-2}$) etter at variable med ikke-signifikante og feil fortegn er fjernet. Estimaten for endringen i egenkapitalandelen er signifikant på 1 prosent nivå, og resultatet kan tyde på at egenkapitalandelen påvirker det langsiktige nivået på realkapitalen.

Tabell C2: Produksjon av nærings- og nytelsesmidler (investeringer i maskiner)

Egenkapitalandelen synes ikke å påvirke realkapitalen, hverken på kort eller lang sikt.⁹

Tabell C3: Produksjon av diverse konsumgoder (investeringer i bygninger og anlegg)

Vi ender opp med to alternative regresjoner etter fjerning av variable med galt eller ikke-signifikant fortegn, der begge regresjonene inneholder en EK-variabel. I regresjonene i kolonne (3) påvirker endringen i egenkapitalandelen ($\Delta \ln EK_{t-2}$) den kortsiktige tilpasningen, og i regresjonen i kolonne (4) påvirker nivået på egenkapitalandelen ($\ln EK_{t-2}$) den langsiktige tilpasningen. I begge regresjonene er EK-variablene signifikante på 5 prosent nivå ved ensidig test.

Tabell C4: Produksjon av diverse konsumgoder (investeringer i maskiner)

For investeringer i maskiner i denne sektoren synes heller ikke egenkapitalandelen å ha noe å si, hverken på kort eller lang sikt.

Tabell C5: Produksjon av treforedlingsprodukter (investeringer i bygninger og anlegg)

Av tabellen ser vi at for investeringer i bygninger i treforedlingssektoren er koeffisienten foran endringen i egenkapitalandelen ($\Delta \ln EK_{t-2}$) signifikant

⁸ Årsdummyer for brudd er dummyer som er lik 1 i det aktuelle året og 0 ellers. Dvs. at dummyen D1980 er lik 1 i 1980 og 0 ellers.

⁹ Koeffisienten for $\ln X_t$ er pålagt en nullrestriksjon for at langsiktsløsningen skal være stabil.

i 2 av regresjonene. Når vi fjerner variabelen for nivået på egenkapitalandelen i den siste regresjonen fordi denne har feil fortegn, er ikke lenger koeffisienten foran endringen i egenkapitalandelen signifikant. Det synes derfor ikke som om egenkapitalandelen påvirker investeringene i bygninger i denne sektoren.

Tabell C6: Produksjon av treforedlingsprodukter (investeringer i maskiner)

I den generelle regresjonen (der ingen forklaringsvariable er utelatt) er koeffisienten for endringen i egenkapitalandelen ($\Delta \ln EK_{t,1}$) signifikant positiv. Men langsiktsløsningen er i denne regresjonen ustabil.¹⁰ Når det pålegges restriksjoner på langsiktsløsningen slik at den skal bli stabil, bidrar ikke lenger egenkapitalvariablene med signifikant forklaringskraft. Egenkapitalandelen synes derfor heller ikke å ha noe å si for investeringer i maskiner i treforedlingssektoren, hverken på kort eller lang sikt.

Tabell C7: Produksjon av metaller (investeringer i bygninger og anlegg)

Ingen av koeffisientene foran egenkapitalvariablene er signifikante i noen av regresjonene. Heller ikke når vi pålegger null-restriksjoner på noen av koeffisientene for egenkapitalandelen i den siste regresjonen i tabellen, får vi signifikante fortegn for noen av egenkapitalvariablene. Egenkapitalen synes derfor ikke å påvirke investeringene.

Tabell C8: Produksjon av metaller (investeringer i maskiner)

For investeringer i maskiner i metallsektoren synes endringen i egenkapitalandelen ($\Delta \ln EK_{t,2}$) å påvirke investeringene. Koeffisienten foran endringen i egenkapitalandelen er signifikant på 1 prosent nivå i den siste regresjonen i tabell C8.

I to av de regresjonene vi har estimert har vi funnet et signifikant positivt fortegn for koeffisienten foran nivået på egenkapitalandelen ($\ln EK_{t,2}$) på 5 prosent nivå, og i én av regresjonene er estimatet av denne parameteren signifikant på 1 prosent nivå. Det samme er tilfellet for parameteren foran endringen i egenkapitalandelen to år før ($\Delta \ln EK_{t,2}$); i to av regresjonene er denne signifikant på 5 prosent nivå, og i en av regresjonene er den signifikant på 1 prosent nivå. I ingen av de regresjonene vi har gjennomført har vi funnet at endringen i egenkapitalandelen året før ($\Delta \ln EK_{t,1}$) inngår signifikant positivt.

5.2. Binomisk test

Ved hypotesetesting på 5 prosent signifikansnivå er det 5 prosent sannsynlig at man feilaktig forkaster nullhypotesen (gitt at regresjonen er korrekt spesifisert). Det at vi har funnet at koeffisientene foran EK-variablene i noen regresjoner er signifikant kan derfor skyldes en tilfeldighet. For å teste om dette er en tilfeldighet kan vi benytte den binomiske fordelingen. Den binomiske fordelingen, gitt ved

$$(18) \quad F(x; n, p) = \sum_{m=x}^n \binom{n}{m} p^m (1-p)^{n-m},$$

er definert som sannsynligheten for at et kjennetegn skal inntreffe minst x ganger ved n uavhengige observasjoner når sannsynligheten for kjennetegnet er p ved hver observasjon. Hypotesene vi tester er:

- signifikante positive koeffisienter foran nivået på egenkapitalandelen ($\ln EK_{t,1}$) skyldes tilfeldigheter (null-hypotesen) vs. signifikant positive koeffisienter betyr at egenkapitalandelen påvirker langsiktsløsningen (alternativ-hypotesen).
- signifikante positive koeffisienter foran endringen i egenkapitalandelen ($\Delta \ln EK_{t,2}$) skyldes tilfeldigheter (null-hypotesen) vs. signifikant positive koeffisienter betyr at egenkapitalandelen påvirker den kortsiktige tilpasningen (alternativ-hypotesen).

Tabell 5.1. Binomisk tabell

x	F(x;8,0.05)	F(x;8,0.01)
0	1,000	1,000
1	0,337	0,077
2	0,057	0,003
3	0,006	0,000
4	0,000	0,000

Denne binomiske tabellen forteller hvor stor sannsynligheten er for at et kjennetegn skal inntreffe minst x ganger (målt langs den vertikale akse) ved 8 uavhengige observasjoner når sannsynligheten for kjennetegnet er p (her hhv. 5 prosent og 1 prosent) ved hver observasjon.

Den binomiske tabellen viser at vi i 5,7 prosent av tilfellene vil forkaste hypotesen om at egenkapitalandelen ikke påvirker investeringene i minst 2 av 8 ganger med 5 prosent signifikansnivå selv om hypotesen er riktig. Tabellen viser også at sannsynligheten for at vi feilaktig forkaster hypotesen om at egenkapitalandelen ikke påvirker investeringene minst 1 av 8 ganger på 1 prosent nivå er 7,7 prosent. Vi kan derfor ikke forkaste hypotesen om at de signifikante parametrene for hverken nivået eller endringen i egenkapitalandelen skyldes tilfeldigheter, uansett om vi benytter 1 prosent eller 5 prosent signifikansnivå.

Nå skal man være litt forsiktig med å benytte den binomiske testen i dette tilfellet. For det første ville vi forkaste nullhypotesen om at de signifikante parametrene skyldes en tilfeldighet både på 5 prosent og

¹⁰ Koeffisienten for nivåvariabelen $\ln X_t$ er (0,25923-0,11426-0,82432)<0, mens et av kravene for stabil langsiktsløsningen er at koeffisienten foran denne nivåvariabelen er positiv (eller evt. null).

1 prosent nivå hvis vi hadde funnet at μ_1 var signifikant positiv i en investeringsrelasjon til. Med andre ord er vi helt på grensen mellom forkastning og ikke-forkastning av nullhypotesen. For det andre forutsettes det at estimatene er uavhengig for at den binomiske fordelingen skal være korrekt. Siden vi ser på to realkapitaltyper innenfor hver sektor er denne forutsetningen ikke helt oppfylt. For det tredje er kriteriene for fjerningen av variable fra den generelle modellen subjektiv. Men siden vi har vært mer restriktive når det gjelder å fjerne egenkapitalvariable enn andre variable, kan denne metoden lede til at vi finner flere signifikant positive koeffisienter for egenkapitalvariablene enn det vi ellers kunne ha funnet. I så fall drar også dette i retning av at vi ikke bør forkaste nullhypotesen om at egenkapitalandelen ikke påvirker investeringene.

5.3. Estimering av investeringsrelasjonene ved å benytte paneldata

En annen måte å teste om egenkapitalandelen påvirker investeringene er å pålegge restriksjonen om at koeffisientene for egenkapitalandelen skal være den samme i alle sektorene (og evt. også for begge realkapitaltyper). Dette gjør vi ikke fordi vi tror at disse koeffisientene faktisk er like over sektorene, men fordi signifikant positive koeffisienter kan tyde på at egenkapitalandelen påvirker investeringene.

Et eksempel på regresjonen vi tester er gitt i relasjon (19). Alle koeffisientene bortsett fra EK-koeffisientene tillates å være forskjellige. I relasjon (19) har vi heller ikke med et trendledd for teknisk fremgang. Ellers er relasjon (19) lik relasjon (16) som vi har testet tidligere.

Estimatene for koeffisientene foran EK-variablene er gjengitt i tabell C9 i Vedlegg C. For hver kapitalart har vi gjort to estimeringer; en der vi har tatt med de

samme forklaringsvariablene som tidligere, og en der vi har fjernet brutto driftsresultat (BRD) og den deterministiske trenden som forklaringsvariabler samt pålagt restriksjonen om et konstant langsiktig forhold mellom realkapital og produksjon. Grunnen til at vi har kjørt en regresjon uten BDR og trend som forklaringsvariabler er at disse forklaringsvariablene er signifikant i meget få av de sektorvise regresjonene, se tabellene C1-C8. Siden vi ikke får noen stabil langsiktsløsning i metallproduksjons-sektoren (sektor 43) uten BDR, ser vi bort fra denne sektoren når vi estimerer uten BDR-variablene.

I de to siste kolonnen i tabell C9 har vi pålagt koeffisientene foran EK-variablene å være konstante over både sektorer og realkapitaltyper. Også her er det estimert en gang der BDR-variablene ikke er med som forklaringsvariable og restriksjonen om et konstant langsiktig forhold mellom realkapital og produksjon er pålagt.

Estimering ved minste kvadraters metode gir ingen grunn til å tro at egenkapitalandelen påvirker den langsiktige tilpasningen for hverken bygninger eller maskiner. På kort sikt synes likevel egenkapitalandelen å påvirke investeringene; for kapitalarten bygninger er koeffisienten foran $\Delta \ln EK_{t-2}$ signifikant positiv på 5 prosent nivå i den modifiserte relasjonen, og også når vi estimerer for begge kapitalartene sammen er denne koeffisienten signifikant.

Estimering ved minste kvadraters metode forutsetter at variansen til restleddet over sektorer (og evt. kapitalarter) er konstant. Hvis de ikke er det, vil ikke t-verdiene være gyldige. I tabellene C1-C8 ser vi variansen variere mye mellom sektorene og realkapitalartene.¹¹ Vi kan kontrollere for heteroskedastisiteten mellom sektorene (og evt. real-

$$(19) \begin{pmatrix} \Delta \ln K_{1015} \\ \Delta \ln K_{1025} \\ \Delta \ln K_{1034} \\ \Delta \ln K_{1043} \end{pmatrix}_t = \begin{pmatrix} \alpha_{0,1015} \\ \alpha_{0,1025} \\ \alpha_{0,1034} \\ \alpha_{0,1043} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Delta \ln K_{1015} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Delta \ln K_{1025} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Delta \ln K_{1034} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Delta \ln K_{1043} \end{pmatrix}_{t-1} \begin{pmatrix} \alpha_{1,1015} \\ \alpha_{1,1025} \\ \alpha_{1,1034} \\ \alpha_{1,1043} \end{pmatrix} + \dots \\ + \mu_0 \begin{pmatrix} \Delta \ln EK_{1015} \\ \Delta \ln EK_{1025} \\ \Delta \ln EK_{1034} \\ \Delta \ln EK_{1043} \end{pmatrix}_{t-1} + \mu_1 \begin{pmatrix} \Delta \ln EK_{1015} \\ \Delta \ln EK_{1025} \\ \Delta \ln EK_{1034} \\ \Delta \ln EK_{1043} \end{pmatrix}_{t-2} + \dots + \delta_3 \begin{pmatrix} \ln EK_{1015} \\ \ln EK_{1025} \\ \ln EK_{1034} \\ \ln EK_{1043} \end{pmatrix}_{t-2} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1015} \\ \varepsilon_{1025} \\ \varepsilon_{1034} \\ \varepsilon_{1043} \end{pmatrix}_t \\ t = 1972, 1973, \dots, 1991.$$

¹¹ Variansen beregnes ved formelen

$\hat{\sigma}_{1015}^2 = (T - K)^{-1} \cdot \hat{\varepsilon}_{1015}' \hat{\varepsilon}_{1015}$, der T er antall observasjoner i hver sektor (20), K er antall høyresidevariable (13 hvis det ikke er dummyer), og $\hat{\varepsilon}$ er restleddsvektoren.

$$(20) \quad \Omega_{10} = \begin{pmatrix} \hat{\sigma}_{1015}^2 / \bar{\sigma}_{10}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \hat{\sigma}_{1025}^2 / \bar{\sigma}_{10}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \hat{\sigma}_{1034}^2 / \bar{\sigma}_{10}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \hat{\sigma}_{1043}^2 / \bar{\sigma}_{10}^2 \end{pmatrix} \otimes I(20)$$

der

$$\hat{\sigma}_{1015}^2 = (T - K)^{-1} \cdot \hat{\varepsilon}_{1015}' \hat{\varepsilon}_{1015}$$

$$\bar{\sigma}_{10}^2 = (\hat{\sigma}_{1015} + \hat{\sigma}_{1025} + \hat{\sigma}_{1034} + \hat{\sigma}_{1043}) / 4.$$

kapitalartene) ved å estimere ved hjelp av generaliserte minste kvadraters metode (GLS) der generaliseringsmatrise i relasjon (20) benyttes.¹²

Denne matrisen tar hensyn til at det kan være heteroskedastisitet mellom sektorene, men forutsetter homoskedastisitet innenfor hver sektor. Som estimat for variansene i hver sektor benyttes de estimerte variansene vi beregnet ved estimeringen av hver sektor for seg.¹³

Selv om estimering både ved OLS og GLS gir konsistente estimater, ser vi at koeffisientestimatene avviker i stor grad mellom de to estimeringsmetodene. På tross av de store forskjellene i koeffisientestimerer er de samme koeffisientene signifikante ved de to estimeringsmetodene. Estimeringen ved GLS forandrer dermed ikke konklusjonen; egenkapitalandelen påvirker ikke den langsiktige tilpasningen av realkapitalen, men det er mulig at den påvirker investeringene på kort sikt.

¹² Generaliseringsmatrisen er en konsistent estimator for kovariansmatrisen til restleddet, når man ser bort fra skaleringen med gjennomsnittlig varians. I generaliseringsmatrisen har vi ordnet etter sektor. Tegnet \otimes angir **Kronecker** multiplisering, mens $I(20)$ er en enhetsmatrise av orden 20.

¹³ Vi benytter den estimerte variansen (SER) i 1. kolonne i tabellene C1 – C8.

6. Konklusjoner

Vi finner ingen klare sammenhenger mellom nivået på egenkapitalandelen og investeringene, og det er derfor ingen grunn til å tro at gjennomsnittlig egenkapitalandel i en sektor påvirker total mengde realkapital i sektoren på lang sikt. Derimot er det mer uklart om egenkapitalandelen påvirker den kortsiktige tilpasningen. Ved estimering av investeringene i sektorer hver for seg finner vi i noen av sektorene en signifikant koeffisient for endringen i egenkapitalandelen, men ikke i flere regresjoner enn at vi ikke kan forkaste hypotesen om at det skyldes en tilfeldighet. I panelanalysen finner vi signifikante estimater for endringer i egenkapitalandelen i to av de tre modifiserte regresjonene, noe som tyder på at egenkapitalandelen påvirker den kortsiktige tilpasningen.

I denne analysen finner vi ikke så klare sammenhenger mellom egenkapital og investeringer som i de tidligere nevnte analysene av mikrodata. Dette kan skyldes flere grunner. For det første kan det skyldes at datagrunnlaget som er benyttet i denne analysen er meget lite. For det andre kan den signifikante sammenhengen på mikronivå skyldes heterogenitet blant bedriftene. I panelanalyser på mikrodata kan en sammenheng mellom egenkapital og investeringer skyldes både (a) at bedriftenes egenkapital påvirker kredittinstitusjonenes rangering av bedriftenes investeringsprosjekter og (b) at bedriftens egenkapital påvirker antall investeringer (og dermed verdien av de totale investeringene) som kredittinstitusjonene vil finansiere. Hvis sammenhengen mellom egenkapital og investeringer på mikronivå skyldes at bedriftenes egenkapital påvirker kredittinstitusjonenes totale utlån til investeringsprosjekt

(punkt (b) over), så vil vi forvente å finne en sammenheng mellom egenkapital og investeringer også på aggregerte data. Hvis derimot sammenhengen på mikronivå bare skyldes at bedriftenes egenkapital påvirker kredittinstitusjonenes rangering av investeringsprosjektene (punkt (a) over), er det liten grunn til å tro at det vil være en sammenheng mellom egenkapital og investeringer på makronivå. Resultatene i denne rapporten kan derfor tyde på at det er effekten nevnt i punkt (a) som er den viktigste grunnen til at man finner en sammenheng mellom egenkapitalandel og investeringer på mikronivå.¹⁴

Det gjenstår en god del arbeid med å forbedre investeringsrelasjonene i MODAG. Testene i denne rapporten for om egenkapitalandelen påvirker investeringene gir ikke noen støtte til at egenkapitalandelen bør være med i relasjonene for tilpasningen av realkapitalen i MODAG.

¹⁴ For å teste om det er effekt (a) eller effekt (b) som er viktigst kan man gjennomføre en panelanalyse på mikrodata. En mulig måte å teste dette på er å benytte både *relativ egenkapitalandel* (egenkapitalandel i bedriften i forhold til gjennomsnittlig egenkapitalandelen i sektoren) og *absolutt egenkapitalandel* (egenkapitalen i bedriften) som forklaringsvariable. Signifikant fortegn for parameteren foran *relativ egenkapitalandel* tyder på at effekt (a) er gjeldende, mens signifikant fortegn for *absolutt egenkapitalandel* tyder på at effekt (b) er gjeldende. Vi kjenner ikke til noen som har prøvd å gjennomføre en slik undersøkelse.

Referanser

- Akerlof, G. (1970): The market of 'lemons': Quality uncertainty and the market mechanism, *Quarterly Journal of Economics* **84**, 488-500.
- Calomiris, C.W. og Hubbard, R.G. (1990): Firm heterogeneity, internal finance and 'credit rationing', *Economic Journal* **100**, 90-104.
- Cappelen, Å. (1997): SSBs arbeider med investeringsrelasjoner: erfaringer og planer, Notat 97/5, Statistisk sentralbyrå.
- Dufwenberg, M., Koskenhyla, H. og Södersten, J. (1994): Manufacturing investment and taxation in the Nordic countries, *Scandinavian Journal of Economics* **96**, 443-461.
- Fazzari, S.M., Hubbard, R.G. og Petersen, B.C. (1988): Financing constraints and corporate investment, *Brookings Papers on Economic Activity*, 141-206.
- Hall, B.H. (1996): *TSP Reference Manual, Version 4.3*, TSP International.
- Hellwig, M.F. (1981): Bankruptcy, limited liability, and the Modigliani-Miller theorem, *American Economic Review* **71**, 155-170.
- Hendry, D.F. og Doornik, J.A. (1996): *Empirical economic modelling using PcGIVE 9.0 for Windows*, International Thomson Publishing Company.
- Holmøy, E., Larsen, B. og Vennemo, H. (1993): *Historiske brukerpriser på realkapital*, Rapporter 93/9, Statistisk sentralbyrå.
- Hubbard, R.G. (1998): Capital-market imperfections and investment, *Journal of Economic Literature* **36**, 193-225.
- Hungnes, H. (1997): *Imperfeksjoner i kapitalmarkedet: Hvordan investeringer blir påvirket av asymmetrisk informasjon i kreditt- og aksjemarkedet*, hovedoppgave i sosialøkonomi, Universitetet i Oslo.
- Johansen, F. (1994): Investment and financial constraints. An empirical analysis of Norwegian firms, Discussion Paper 109, Statistics Norway.
- Keeton, W. (1979): *Equilibrium Credit Rationing*, New York: Garland Press.
- de Meza, D. og Webb, D. (1987): Too much investment: A problem of asymmetric information, *American Economic Review* **77**, 281-292.
- Modigliani, F. og Miller, M.H., (1958): The cost of capital, corporation finance and the theory of investment, *American Economic Review* **48**, 261-297.
- Myers, S.C. og Majluf, N.S. (1984): Corporate financing decisions when firms have investment information that investors do not, *Journal of Financial Economics* **13**, 187-220.
- Nilsen, Ø.A. og Oguz, G.S. (1995): *Financial constraints, capital heterogeneity and investment: A Q model approach using Norwegian firm level data*, LOS-senter Notat 9534.
- Noe, T.H. (1988): Capital structure and signaling game equilibria, *Review of Financial Studies* **1**, 331-356.
- Statistisk sentralbyrå (1970)-(1990): *Regnskapsstatistikk 1970-1990*, Norges offisielle statistikk.
- Stiglitz, J.E. (1969): A re-examination of the Modigliani-Miller theorem, *American Economic Review* **59**, 784-793.
- Stiglitz, J.E. og Weiss, A. (1981): Credit rationing in markets with imperfect information, *American Economic Review* **71**, 393-410.
- Todsen, S. (1997): Nasjonalregnskapet: Beregning av realkapitalbeholdninger og kapital slit, Notat 97/61, Statistisk sentralbyrå.
- Vale, B. (1994): Private realinvesteringer og asymmetrisk informasjon: Hvilke muligheter har norske myndigheter til å påvirke investeringene, *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, **108**, 271-300.

Beregning av egenkapitalandelen

Egenkapitalandelen er beregnet etter å ha hentet data for egenkapital og total kapital fra den årlig publiserte regnskapsstatistikken fra Statistisk sentralbyrå. Noen kommentarer til dataene som er hentet fra regnskapsstatistikken er nødvendig.

Egenkapitalandelen fremkommer ved å dele summen av bokført egenkapitalen på summen av bokført total kapitalen. I 1969 og 1970 var bare bedrifter med minst 100 sysselsatte med i datagrunnlaget. I tillegg var bedrifter som var eid av staten ikke med. Fra 1971 er også bedrifter eid av staten med i datagrunnlaget, og fra 1972 er alle bedrifter med minst 50 sysselsatte med.

Regnskapene omfatter hele foretak og ble i regnskapsstatistikken plassert i den gruppen/sektor som passer best. Et foretak er definert som en institusjonell enhet som omfatter all virksomhet drevet av samme eier (f.eks. et aksjeselskap). Siden et foretak kan drive virksomhet innen flere sektorer, vil ikke egenkapitaldataene bli helt dekkende for det vi er ute etter.

I forbindelse med ny regnskapslov og ny aksjelov i 1977 er det foretatt enkelte endringer i beregningen av egenkapital. Egenkapital omfatter fra og med 1977 den ordinære egenkapitalen (aksjekapital, reservefond, oppskrivningsfond og fri egenkapital) med tillegg av 50 prosent av betinget skattefrie avsetninger og reserver. Under betinget skattefrie avsetninger og reserver regnes avsatte åpningsavskrivninger, nedskrevet på varekontrakter og lagerreserver. Dette ble

tidligere gruppert under kortsiktig gjeld. Denne endringen har vi ikke kunnet korrigere for.

Endringene i regnskapsreglene i 1991 og 1992 er så store at egenkapitalandelsdata etter disse endringene vanskelig kan sammenlignes med egenkapitaldata frem til 1990. Derfor er de empiriske testene gjort med egenkapitaldata bare frem til 1990.

Dataene er hentet ut fra de årlige regnskapsstatistikkene, bortsett fra:

- 1969, som er hentet fra regnskapsstatistikken fra 1970. Grunnen er at næringene var annerledes gruppert i de første årene av regnskapsstatistikken (1967-69).
- 1973-76, som er hentet fra regnskapsstatistikken for 1977. Dataene for 1973-76 er i regnskapsstatistikken for 1977 gitt etter de nye regnskapsreglene.
- 1977-79, som er hentet fra regnskapsstatistikken for året etter. Grunnen er at regnskapsdataene i denne perioden ble revidert året etter.

Dataene er også gruppert litt forskjellig i løpet av årene. Tabell A1 forteller hvilke grupper vi har tatt med i hver sektor for de forskjellige tidsperiodene. En av grunnene til at vi ikke ser på flere sektorer, er at grupperingene ikke alltid har vært i samsvar med sektorinndelingen i MODAG, bl.a. fordi grupper har vært slått sammen for å sørge for anonymitet når det er få bedrifter i gruppen.

Tabell A1. Oversikt over hvilke grupper som vi har tilordnet de forskjellige sektorene

	1969-1972	1973-1990
Sektor 15	«Produksjon av næringsmidler», «... drikkevarer og tobakksvarer», «... tekstilvarer», «... klær, unntatt skotøy», og «... skotøy, lær, lær- og skinnvarer unntatt klær»	15-16 (SN 94) 17-19 (SN 94)
Sektor 25 (og 40)	«... trevarer, unntatt møbler og innredninger», «... møbler og innredninger av tre», «Grafisk produksjon og forlagsvirksomhet», «Produksjon av kjemiske råvarer», «... kjemisk-tekniske, jordolje- og kullprodukter», «Produksjon og reparasjon av gummiprodukter», «Produksjon av plastvarer», «... keramiske produkter», «... glass og glassvarer», og «... mineralske produkter ellers»	20 (SN 94) 22 (SN 94) 24 (SN 94) 25 (SN 94) 26 (SN 94)
Sektor 34	«Treforedling»	21 (SN 94)
Sektor 43	«Produksjon av jern, stål og ferrolegering», og «produksjon av ikke jernholdige metaller»	27 (SN 94)

¹ Egentlig skulle vi ikke tatt med kjemiske råvarer (dvs. gruppe 351 (ISIC)) under sektor 25 i og med at keramiske råvarer tilhører sektor 37 i MODAG. Men siden det ikke finnes separate data for denne gruppen fra 1987 og senere, har vi valgt å ta med dataene også for denne gruppen i beregningen av egenkapitalandelen i sektor 25.

Vedlegg B

Deskriptiv statistikk

lnK(bygninger), lnK(maskiner), lnX, lnBDR(bygninger) og lnBDR(maskiner) er målt i millioner 1993-kroner. Egenkapitalandelen er sektorens bokført egenkapital delt på sektorens bokførte total kapital.

Tabellene er beregnet med årsdata for perioden 1970-1990. I korrelasjonsmatrisene er det korrelasjonen mellom de forskjellige variablene i samme tidsperiode som beregnes.

Tabell B1. Produksjon av nærings- og nytelsesmidler (sektor 15)

	lnK _{bygg}	lnK _{maskiner}	lnX	lnBDR _{bygg}	lnBDR _{mask.}	lnEK
Gj.snitt	9,607	9,202	11,144	8,660	8,532	-1,824
St.avvik ¹	0,179	0,143	0,089	0,287	0,250	0,156
Minimum	9,297	8,905	10,967	7,891	7,810	-2,142
Maksimum	9,843	9,362	11,251	9,113	8,851	-1,563
Korrelasjonsmatrise						
lnK _{bygg}	1,000					
lnK _{maskiner}	0,976	1,000				
lnX	0,976	0,981	1,000			
lnBDR _{bygg}	-0,164	-0,269	-0,265	1,000		
lnBDR _{mask.}	0,166	0,049	0,054	0,941	1,000	
lnEK	-0,398	-0,402	-0,420	0,276	0,106	1,000

¹ Standardavvik er beregnet ved formelen $s = \sqrt{(T-1)^{-1} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}$.

Tabell B2. Produksjon av diverse konsumvarer (sektor 25)

	lnK _{bygg}	lnK _{maskiner}	lnX	lnBDR _{bygg}	lnBDR _{mask.}	lnEK
Gj.snitt	9,776	9,638	11,115	8,941	8,813	-1,609
St.avvik	0,191	0,164	0,119	0,088	0,148	0,175
Minimum	9,385	9,280	10,804	8,762	8,537	-1,870
Maksimum	10,026	9,819	11,280	9,087	9,042	-1,294
Korrelasjonsmatrise						
lnK _{bygg}	1,000					
lnK _{maskiner}	0,982	1,000				
lnX	0,933	0,956	1,000			
lnBDR _{bygg}	0,373	0,280	0,359	1,000		
lnBDR _{mask.}	0,845	0,785	0,806	0,768	1,000	
lnEK	-0,713	-0,747	-0,670	0,043	-0,408	1,000

Tabell B3. Produksjon av treforedlingsprodukter (sektor 34)

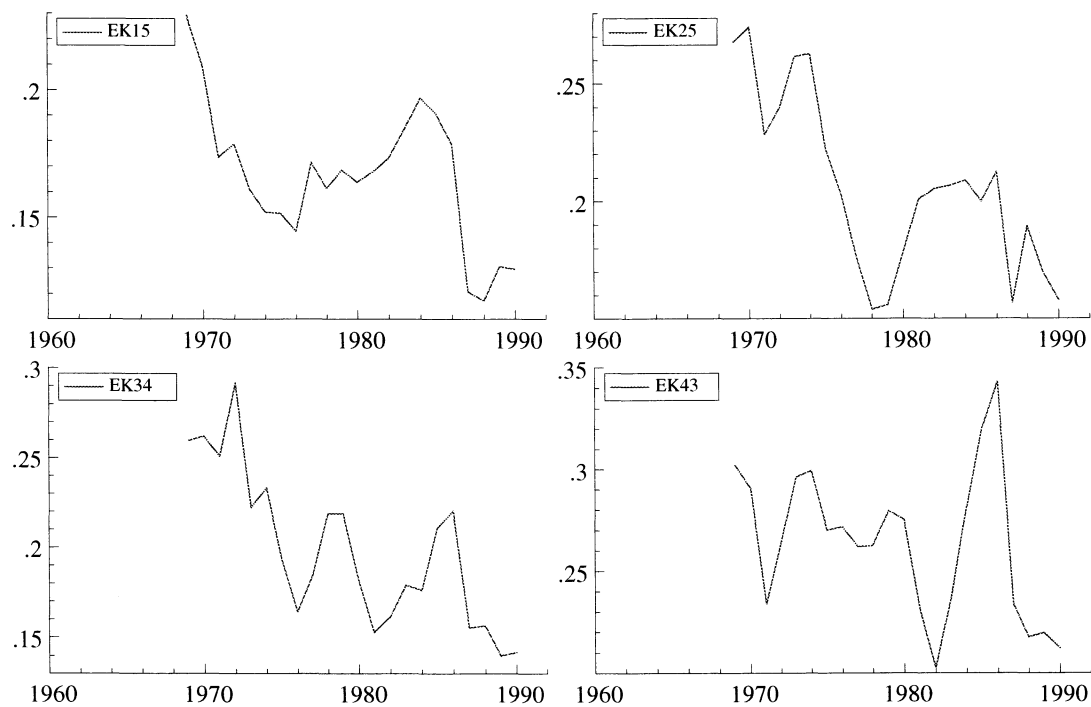
	lnK _{bygg}	lnK _{maskiner}	lnX	lnBDR _{bygg}	lnBDR _{mask.}	lnEK
Gj.snitt	8,674	9,045	9,512	7,130	7,002	-1,650
St.avvik	0,080	0,273	0,097	0,428	0,476	0,208
Minimum	8,561	8,566	9,338	6,247	6,167	-1,966
Maksimum	8,820	9,352	9,685	7,828	7,753	-1,231
Korrelasjonsmatrise						
lnK _{bygg}	1,000					
lnK _{maskiner}	0,924	1,000				
lnX	0,103	0,237	1,000			
lnBDR _{bygg}	0,224	0,342	0,801	1,000		
lnBDR _{mask.}	0,333	0,483	0,782	0,981	1,000	
lnEK	-0,629	-0,750	-0,277	-0,321	-0,464	1,000

Tabell B4. Produksjon av metaller (sektor 43)

	$\ln K_{\text{bygg}}$	$\ln K_{\text{maskiner}}$	$\ln X$	$\ln BDR_{\text{bygg}}$	$\ln BDR_{\text{mask.}}$	$\ln EK$
Gj.snitt	9,144	9,379	9,855	7,130	7,002	-1,348
St.avvik	0,119	0,184	0,146	0,428	0,476	0,141
Minimum	8,929	9,037	9,675	6,247	6,167	-1,597
Maksimum	9,299	9,640	10,129	7,828	7,753	-1,069
Korrelasjonsmatrise						
$\ln K_{\text{bygg}}$	1,000					
$\ln K_{\text{maskiner}}$	0,978	1,000				
$\ln X$	0,754	0,721	1,000			
$\ln BDR_{\text{bygg}}$	0,510	0,457	0,771	1,000		
$\ln BDR_{\text{mask.}}$	0,640	0,603	0,828	0,981	1,000	
$\ln EK$	-0,370	-0,302	-0,184	-0,015	-0,079	1,000

Utviklingen i egenkapitalandelen

Figur B1. Utviklingen i egenkapitalandelen i perioden 1969-1990 i industrisektorene nærings- og nytelsesmidler (sektor 15), diverse konsumgoder (sektor 25), treforedling (sektor 34) og metaller (sektor 43)



Estimeringsresultater

Vi presenterer her en oversikt over testene som er gjennomført, samt regresjonsresultatene, Tallene i parentes er t-verdiene, Stjerne benyttes ved signifikans på 5 prosent nivå for egenkapitalparametrene, mens dobbeltstjerne benyttes ved signifikans på 1 prosent nivå,

Tester

I alle testene er nullhypotesen at vi ikke har noe problem med det forholdet som testes, I hakeparentesen angis sannsynligheten for å oppnå en F- (evt, Chi)-observator med minst den verdien vi har i testen under nullhypotesen, dvs, signifikanssannsynligheten, Her benyttes stjerne og dobbeltstjerne for signifikans på hhv., 5 prosent og 1 prosent nivå, For nærmere omtale av testene, se Hendry og Doornik (1996),

1. AR 1-2: Autokorrelasjonstest

Denne testen benyttes for å teste om vi har autokorrelasjon av 1, og 2, orden, Følgende relasjon estimeres:

$$\hat{\varepsilon}_t = a_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + a_2 \hat{\varepsilon}_{t-2} + u_t,$$

der $\hat{\varepsilon}_t$ er residualen i feiljusterings-regresjonen, F-observatoren beregnes som

$$F(r, T - k - r) = \frac{R^2 / r}{(1 - R^2) / (T - k - r)},$$

der T er antall observasjoner, k er antall høyresidevariable i feiljusterings-regresjonen (konstanten inkludert) og r er antall høyresidevariable i regresjonen over, F-observatoren og signifikanssannsynligheten er oppgitt i utskriftene,

2. ARCH «AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity»

ARCH-testen benyttes for å teste om variansen i residualene er autokorrelert, Følgende relasjon estimeres:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = a_0 + a_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t,$$

F-observatoren beregnes som i Autokorrelasjonstesten,

3. Normalitet

Skjevhet og kurtose er gitt ved hhv.,

$$\sqrt{b_1} = \frac{\sum_{i=1}^T (x_i - \bar{x})^3}{\left(\sum_{i=1}^T (x_i - \bar{x})^2 \right)^{3/2}} \quad \text{og} \quad b_2 = \frac{\sum_{i=1}^T (x_i - \bar{x})^4}{\left(\sum_{i=1}^T (x_i - \bar{x})^2 \right)^2},$$

I PcGive testes ved hjelp av en Chi-test om observert skjevhet og kurtose avviker signifikant fra skjevhet og kurtose i en normalfordeling,

4. X_i^2 Heteroskedastisitet

Vi benytter White-testen for å teste om vi har problemer med heteroskedastisitet, Følgende relasjon estimeres:

$$\hat{\varepsilon}_t = a + \sum_{i=2}^k b_i x_{i,t} + \sum_{i=2}^k c_i x_{i,t}^2 + u_t,$$

der $\hat{\varepsilon}_t$ er residualen i feiljusterings-regresjonen, $x_{i,t}$ er høyresidevariablene i feiljusterings-regresjonen, F-observatoren beregnes som i Autokorrelasjonstesten,

5. Xi*Xj Heteroskedastisitet / funksjonsformtest

Dette er en test som både tester homoskedastisitetsforutsetningen og funksjonsformen, Følgende relasjon testes

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k b_{i,j} x_{i,t} x_{j,t} + u_t$$

F-observatoren regnes ut som over,

6. RESET

I RESET-testen estimeres feiljusterings-regresjonen med den kvadrerte verdien av venstresidevariablen som ekstra høyresidevariabel, F-observatoren forteller om forklaringskraften blir signifikant forbedret ved å ta med denne ekstra variabelen, Blir forklaringskraften mye forbedret, tyder det på at regresjonen er feilspesifisert,

**Tabell C1. Sektor 15: Produksjon av nærings- og nytelsesmidler
Type 10: Bygninger og anlegg**

$\Delta \ln K$	(1)	(2)	(3)	(4)
Konstant	-2,4418 (-1,019)	-3,3532 (-3,726)	-3,5599 (-4,500)	-3,9558 (-6,225)
$\Delta \ln K_{,t}$	0,15704 (0,546)	0,11423 (0,560)	0,13597 (0,749)	
$\Delta \ln X$	-0,014704 (-0,121)			
$\Delta \ln X_{,t}$	0,15409 (0,797)	0,12875 (1,781)	0,095298 (1,381)	
$\Delta \ln BDR$	-0,0041802 (-0,278)	0,00076106 (0,085)		
$\Delta \ln BDR_{,t}$	0,011515 (0,879)	0,0077065 (0,847)		
$\ln(X/K)_{,t}$	0,31395 (1,422)	0,30654 (4,311)	0,31586 (4,896)	0,35440 (7,802)
$\ln(BDR/X)_{,t}$	-0,0096797 (-0,896)			
$\ln X_{,t}$	0,17781 (0,754)	0,26338 (3,628)	0,28252 (4,456)	0,31419 (6,101)
$\ln EK_{,2}$	0,032201 (1,054)	0,020433 (1,407)	0,031962 (2,575)*	0,038632 (3,627)**
$\Delta \ln EK_{,t}$	-0,017617 (-0,495)	-0,023159 (-1,358)		
$\Delta \ln EK_{,2}$	0,0096395 (0,383)	0,015740 (0,809)	0,013885 (0,842)	
Trend	0,0013314 (0,211)			
R ²	0,909821	0,897492	0,864059	0,841984
RSS	0,00039200	0,00044559	0,00059092	0,00068688
SER	0,00545144	0,00901859	0,0083573	0,00826788
Tester				
AR 1-2	2,6402 [0,1650]	2,873 [0,1147]	1,1057 [0,3651]	0,71977 [0,5040]
ARCH	0,10634 [0,7576]	0,59266 [0,4635]	1,7554 [0,2121]	1,2337 [0,2854]
Normalitet	6,9835 [0,0304]*	1,1257 [0,5696]	0,33532 [0,8456]	0,99147 [0,6091]
Xi^2				0,30733 [0,9177]
Xi*Xj				0,4801 [0,8450]
RESET	0,73184 [0,4251]	0,01804 [0,8961]	0,16865 [0,6886]	0,012204 [0,9135]

**Tabell C2. Sektor 15: Produksjon av nærings- og nytelsesmidler
Type 50: Maskiner**

$\Delta \ln K$	(1)	(2)	(3)	(4)
Konstant	-8,3109 (-2,847)	-0,43683 (-2,002)	-0,32611 (-2,537)	-0,24312 (-2,216)
$\Delta \ln K_{t-1}$	-0,080794 (-0,465)	0,25932 (1,120)	0,26069 (1,816)	0,27485 (2,033)
$\Delta \ln X$	0,60210 (5,400)	0,39615 (3,795)	0,40472 (4,306)	0,39342 (4,259)
$\Delta \ln X_{t-1}$	-0,093386 (-0,638)	0,31913 (2,569)	0,33539 (3,232)	0,31451 (3,118)
$\Delta \ln BDR$	0,027566 (2,656)	0,029474 (1,911)	0,029414 (2,454)	0,029120 (2,644)
$\Delta \ln BDR_{t-1}$	0,030859 (2,733)	0,0073661 (0,457)		
$\ln(X/K)_{t-1}$	0,65102 (4,292)	0,20493 (1,929)	0,15032 (2,443)	0,12807 (2,208)
$\ln(BDR/X)_{t-1}$	-0,011934 (-1,289)			
$\ln X_{t-1}$	0,63684 (2,625)			
$\ln EK_{t-2}$	-0,032764 (-1,822)	-0,020462 (-1,012)	-0,021987 (-1,313)	
$\Delta \ln EK_{t-1}$	-0,0073862 (-0,439)	-0,0058741 (-0,214)	-0,011047 (-0,539)	
$\Delta \ln EK_{t-2}$	0,013692 (0,900)	0,014597 (0,671)	0,014792 (0,737)	0,0026134 (0,149)
Trend	-0,0061813 (-2,221)	0,00040472 (0,417)		
R ²	0,96692	0,883598	0,877829	0,85869
RSS	0,00020803	0,00073201	0,00076829	0,00088865
SER	0,00607922	0,0104092	0,0101458	0,0101082
Tester				
AR 1-2	1,2338 [0,3668]	0,0074711 [0,9926]	0,15164 [0,8614]	0,19801 [0,8232]
ARCH	0,42365 [0,5438]	1,0673 [0,3359]	1,6767 [0,2276]	0,83708 [0,3799]
Normalitet	0,24693 [0,8839]	0,46028 [0,7944]	0,13654 [0,9340]	0,51255 [0,7739]
RESET	0,10076 [0,7617]	5,0437 [0,0549]	4,5728 [0,0582]	5,9264 [0,0315]*

Tabell C3. Sektor 25: Produksjon av diverse konsumgoder
Type 10: Bygninger og anlegg

$\Delta \ln K$	(1)	(2)	(3)	(4)
Konstant	3,4097 (3,079)	-0,07624 (-0,983)	-0,13236 (-3,149)	-0,040316 (-0,621)
$\Delta \ln K_{,t}$	-0,95772 (-3,481)			
$\Delta \ln X$	0,18624 (1,982)			
$\Delta \ln X_{,t}$	0,69857 (5,611)	0,21231 (2,825)	0,23975 (3,616)	0,19163 (2,744)
$\Delta \ln BDR$	-0,046244 (-1,259)			
$\Delta \ln BDR_{,t}$	0,042473 (1,159)			
$\ln(X/K)_{,t}$	0,72479 (4,333)	0,097592 (2,549)	0,11646 (3,692)	0,085526 (2,430)
$\ln(BDR/X)_{,t}$	-0,17431 (-2,392)			
$\ln X_{,t}$	-0,44605 (-3,336)			
$\ln EK_{,2}$	0,021268 (0,863)	0,019143 (0,840)		0,031438 (1,807)*
$\Delta \ln EK_{,t}$	0,00046524 (0,020)	-0,00552 (-0,248)		
$\Delta \ln EK_{,2}$	0,025983 (1,465)	0,022872 (1,028)	0,033708 (1,767)*	
Trend	0,013416 (3,629)			
R^2	0,961114	0,771984	0,75243	0,75426
RSS	0,00025870	0,00151691	0,00164700	0,00163482
SER	0,00607922	0,0104092	0,0101458	0,0101082
Tester				
AR 1-2	3,1823 [0,1284]	2,0838 [0,1672]	0,32498 [0,7278]	4,1672 [0,0380]*
ARCH	0,020477 [0,8918]	0,25585 [0,6221]	0,13259 [0,7212]	1,0184 [0,3300]
Normalitet	4,1847 [0,1234]	0,73368 [0,6929]	0,16327 [0,9216]	0,92172 [0,6307]
X_i^2		1,2344 [0,4833]	2,5482 [0,1002]	3,3489 [0,0510]
$X_i * X_j$			1,3108 [0,3832]	2,4716 [0,1415]
RESET	0,5114 [0,5014]	0,015285 [0,9035]	0,0071447 [0,9338]	0,20017 [0,6610]

Tabell C4. Sektor 25: Produksjon av diverse konsumgoder
Type 50: Maskiner

$\Delta \ln K$	(1)	(2)	(3)	(4)
Konstant	-2,0278 (-1,643)	-0,81365 (-4,626)	-0,44054 (-4,880)	-0,44436 (-5,044)
$\Delta \ln K_{t-1}$	0,033897 (0,131)			
$\Delta \ln X$	0,30668 (1,730)	0,27395 (3,075)	0,20236 (2,111)	0,20372 (2,172)
$\Delta \ln X_{t-1}$	-0,013729 (-0,070)			
$\Delta \ln BDR$	0,038019 (0,389)			
$\Delta \ln BDR_{t-1}$	-0,083698 (-0,901)			
$\ln(X/K)_{t-1}$	0,52672 (2,591)	0,51359 (5,242)	0,31156 (5,046)	0,31447 (5,222)
$\ln(BDR/X)_{t-1}$	0,18906 (0,932)	0,042021 (1,082)		
$\ln X_{t-1}$	0,13665 (0,946)			
$\ln EK_{t-2}$	-0,15594 (-1,691)	-0,10702 (-2,503)		
$\Delta \ln EK_{t-1}$	-0,073987 (-1,338)	-0,055191 (-1,924)	-0,015492 (-0,570)	
$\Delta \ln EK_{t-2}$	0,034617 (0,816)	0,019034 (0,644)	-0,023898 (-0,876)	-0,021208 (-0,807)
Trend	-0,0031949 (-0,684)			
R ²	0,89544	0,861458	0,793833	0,789375
RSS	0,00154227	0,00204351	0,00304100	0,00310676
SER	0,0148433	0,0125377	0,0142384	0,0139346
Tester				
AR 1-2	0,90494 [0,4916]	0,57758 [0,5774]	2,2331 [0,1467]	1,7894 [0,2032]
ARCH	1,2518 [0,3141]	0,19373 [0,6684]	1,0168 [0,3317]	1,7036 [0,2129]
Normalitet	1,013 [0,6026]	0,96931 [0,6159]	1,7491 [0,4171]	0,67735 [0,7127]
χ^2			0,3867 [0,8929]	0,22092 [0,9601]
$\chi_i \cdot \chi_j$				0,19341 [0,9855]
RESET	4,0201 [0,0918]	7,7856 [0,0163]*	3,3002 [0,0907]	3,3277 [0,0881]

Tabell C5. Sektor 34: Produksjon av treforedlingsprodukter
Type 10: Bygninger og anlegg

$\Delta \ln K$	(1)	(2)	(3)	(4)
Konstant	1,2417 (0,534)	0,76859 (0,421)	1,8561 (2,244)	-0,023951 (-0,028)
$\Delta \ln K_{,t}$	0,77122 (3,223)	0,73761 (3,613)	0,65989 (4,062)	0,86228 (4,166)
$\Delta \ln X$	0,00076852 (0,005)			
$\Delta \ln X_{,t}$	0,34094 (1,610)	0,27620 (1,813)	0,32898 (2,641)	0,071338 (0,527)
$\Delta \ln BDR$	0,018946 (0,611)	0,010245 (0,586)		
$\Delta \ln BDR_{,t}$	-0,015415 (-0,526)			
$\ln(X/K)_{,t}$	0,19811 (1,481)	0,18190 (1,582)	0,22521 (2,760)	0,018968 (0,254)
$\ln(BDR/X)_{,t}$	0,015372 (0,337)	-0,0030017 (-0,119)		
$\ln X_{,t}$	-0,16495 (-0,668)	-0,11913 (-0,603)	-0,23391 (-2,407)	0,0016868 (0,018)
$\ln EK_{,2}$	-0,14918 (-1,996)	-0,15429 (-2,436)	-0,11514 (-3,394)	
$\Delta \ln EK_{,t}$	-0,049227 (-1,034)	-0,058770 (-1,606)	-0,048027 (-1,559)	-0,0034488 (-0,090)
$\Delta \ln EK_{,2}$	0,080471 (1,494)	0,087886 (1,953)*	0,072130 (2,149)*	0,014450 (0,365)
Trend	-0,0019108 (-0,567)	-0,0019283 (-0,703)		
D1982	-0,064858 (-1,962)	-0,070129 (-2,588)	-0,061811 (-2,727)	-0,084046 (-2,828)
R ²	0,875229	0,869481	0,848589	0,690053
RSS	0,00241096	0,00252203	0,00292571	0,00598912
SER	0,0200456	0,0177554	0,0163087	0,0223404
Tester				
AR 1-2	13,904 [0,0158]*	4,2635 [0,0705]	1,6729 [0,2411]	2,2888 [0,1519]
ARCH	0,58236 [0,4879]	0,18424 [0,6827]	0,0064863 [0,9376]	0,54511 [0,4773]
Normalitet	1,6151 [0,4459]	2,4267 [0,2972]	1,9996 [0,3679]	1,1326 [0,5676]
χ^2				
RESET	0,074356 [0,7960]	0,15603 [0,7046]	0,055996 [0,8177]	0,64734 [0,4381]

**Tabell C6. Sektor 34: Produksjon av treforedlingsprodukter
Type 50: Maskiner**

$\Delta \ln K$	(1)	(2)	(3)	(4)
Konstant	8,0432 (2,717)	0,035509 (0,158)	-0,028181 (-1,586)	-0,028349 (-1,668)
$\Delta \ln K_{t-1}$	0,46249 (2,483)	0,39787 (1,646)	0,48874 (3,330)	0,48862 (3,446)
$\Delta \ln X$	-0,59755 (-2,216)	-0,24613 (-0,774)		
$\Delta \ln X_{t-1}$	0,55157 (2,547)	0,30084 (1,202)		
$\Delta \ln BDR$	0,083813 (1,431)	-0,0022558 (-0,048)		
$\Delta \ln BDR_{t-1}$	-0,097423 (-1,809)	-0,047878 (-1,119)		
$\ln(X/K)_{t-1}$	0,25923 (2,653)	0,051398 (0,679)	0,077739 (2,287)	0,077727 (2,367)
$\ln(BDR/X)_{t-1}$	0,11426 (1,817)			
$\ln X_{t-1}$	-0,82432 (-2,653)			
$\ln EK_{t-2}$	0,17673 (1,442)	0,014988 (0,115)		
$\Delta \ln EK_{t-1}$	0,16257 (2,306)*	0,12095 (1,359)	0,077073 (1,291)	0,076580 (1,338)
$\Delta \ln EK_{t-2}$	-0,088404 (-1,036)	0,020889 (0,205)	0,0039073 (0,066)	
Trend	0,012871 (1,748)	-0,0010021 (-0,275)		
D1980	0,20406 (3,372)	0,18340 (2,988)	0,17337 (4,374)	0,17421 (4,796)
R ²	0,923026	0,817613	0,740326	0,740244
RSS	0,00550731	0,01304932	0,01857895	0,01858482
SER	0,0302966	0,0403877	0,0364289	0,0351993
Tester				
AR 1-2	19,481 [0,0087]**	0,65866 [0,5513]	0,17754 [0,8395]	0,18896 [0,8301]
ARCH	0,0065889 [0,9392]	0,046043 [0,8372]	0,00057982 [0,9812]	0,0064986 [0,9370]
Normalitet	0,93214 [0,6275]	1,0932 [0,5789]	0,26618 [0,8754]	0,28182 [0,8686]
χ^2			1,7457 [0,3106]	1,0802 [0,4608]
RESET	3,2077 [0,1333]	0,54033 [0,4862]	0,21746 [0,6487]	0,15734 [0,6976]

Tabell C7. Sektor 43: Produksjon av metaller
Type 10: Bygninger og anlegg

$\Delta \ln K$	(1)	(2)	(3)	(4)
Konstant	4,0116 (1,170)	0,072276 (1,117)	0,079729 (1,319)	0,086325 (1,643)
$\Delta \ln K_{,t}$	0,029323 (0,086)	0,21379 (0,866)	0,17459 (0,736)	0,19696 (1,243)
$\Delta \ln X$	-0,045611 (-0,354)	-0,097443 (-1,014)		
$\Delta \ln X_{,t}$	0,38451 (0,912)	0,040111 (0,467)	0,025216 (0,326)	
$\Delta \ln BDR$	0,012659 (0,358)	0,024173 (1,021)	-0,0010265 (-0,087)	
$\Delta \ln BDR_{,t}$	-0,030547 (-0,873)	-0,018453 (-0,885)		
$\ln(X/K)_{,t}$	0,27434 (0,651)			
$\ln(BDR/X)_{,t}$	0,065751 (1,339)			
$\ln X_{,t}$	-0,42032 (-1,074)			
$\ln EK_{,2}$	0,058138 (0,807)	0,015730 (0,297)	0,038427 (0,790)	0,047698 (1,231)
$\Delta \ln EK_{,t}$	0,019739 (0,313)	0,046855 (1,071)	0,033821 (0,817)	0,043695 (1,299)
$\Delta \ln EK_{,2}$	-0,023876 (-0,367)	0,021249 (0,484)	0,017880 (0,448)	0,012606 (0,380)
Trend	0,0070748 (0,907)	-0,0002105 (-0,260)	-0,0003927 (-0,531)	
$\ln(BDR/K)_{,t}$		0,034326 (1,246)	0,011249 (0,687)	0,013021 (1,577)
D1981		0,082893 (3,691)	0,068268 (3,718)	0,067762 (4,284)
R^2	0,684241	0,810064	0,772588	0,764442
RSS	0,00362228	0,00217888	0,00260879	0,00270224
SER	0,0227479	0,0165033	0,0161517	0,0144175
Tester				
AR 1-2	1,5172 [0,3055]	0,032657 [0,9680]	1,8056 [0,2253]	2,3868 [0,1377]
ARCH	0,052506 [0,8278]	0,25191 [0,6336]	0,042188 [0,8424]	0,033544 [0,8580]
Normalitet	7,3553 [0,0253]*	1,9597 [0,3754]	2,8081 [0,2456]	1,7035 [0,4267]
RESET	25,91 [0,0022]**	0,0018378 [0,9670]	3,5558 [0,0920]	1,6398 [0,2246]

**Tabell C8. Sektor 43: Produksjon av metaller
Type 50: Maskiner**

$\Delta \ln K$	(1)	(2)	(3)	(4)
Konstant	1,0989 (0,166)	0,036002 (0,349)	0,11804 (2,229)	0,11205 (6,112)
$\Delta \ln K_{,t}$	0,10367 (0,342)	0,24016 (0,845)		
$\Delta \ln X$	-0,14482 (-1,125)			
$\Delta \ln X_{,t}$	0,11147 (0,855)	-0,0031478 (-0,034)		
$\Delta \ln BDR$	0,0025212 (0,063)			
$\Delta \ln BDR_{,t}$	-0,020487 (-0,476)			
$\ln(X/K)_{,t}$	0,013012 (0,022)			
$\ln(BDR/X)_{,t}$	0,028095 (0,485)			
$\ln X_{,t}$	-0,10499 (-0,148)			
$\ln EK_{,2}$	-0,016862 (-0,089)	-0,040878 (-0,514)	0,014517 (0,344)	
$\Delta \ln EK_{,t}$	0,036639 (0,388)	0,015120 (0,242)	0,056518 (1,470)	
$\Delta \ln EK_{,2}$	0,076310 (0,729)	0,10058 (1,958)*	0,084159 (2,447)*	0,092013 (3,490)**
Trend	-0,0008352 (-0,041)	-0,0025191 (-2,468)	-0,0027586 (-4,128)	-0,0030689 (-5,095)
$\ln(BDR/K)_{,t}$		0,015966 (1,089)	0,015585 (1,988)	0,021026 (2,819)
D1982			0,060590 (3,824)	0,056465 (3,485)
D1986	0,051872 (1,426)	0,061211 (2,388)	0,065936 (3,934)	0,074273 (4,540)
R^2	0,887588	0,763682	0,885576	0,856492
RSS	0,00238930	0,00502293	0,00243207	0,00305026
SER	0,0199554	0,0213689	0,0142363	0,0147606
Tester				
AR 1-2	0,25529 [0,7864]	1,4871 [0,2767]	0,94243 [0,4217]	0,95559 [0,4120]
ARCH	0,024894 [0,8823]	0,6618 [0,4369]	0,2291 [0,6425]	0,33316 [0,5745]
Normalitet	2,2301 [0,3279]	13,504 [0,0012]**	2,4561 [0,2929]	0,68812 [0,7089]
χ^2				0,312 [0,9302]
RESET	1,7566 [0,2424]	0,003014 [0,9573]	0,32413 [0,5806]	0,0638 [0,8045]

Tabell C9. Panelanalyse

OLS	Art 10 (bygninger)	Art 10 modifisert	Art 50 (maskiner)	Art 50 modifisert	Begge arter	Begge modifisert
Beskrivelse	Alle forklaringsvariable er med. Koeffisientene foran egen kapitalvariablene er pålagt å være konstante over de 4 sektorene.	Brutto driftsresultat (BDR) er utelatt som forklaringsvariabel, og restriksjon om konstant langsiktig forhold mellom realkapital og produksjon. Metallsektor (sektor 43) utelatt.	Alle forklaringsvariable er med. Koeffisientene foran egenkapitalvariablene er pålagt å være konstante over de 4 sektorene.	Brutto driftsresultat (BDR) er utelatt som forklaringsvariabel, og restriksjon om konstant langsiktig forhold mellom realkapital og produksjon. Metallsektor (sektor 43) utelatt.	Alle forklaringsvariable er med. Koeffisientene foran egenkapitalvariablene er pålagt å være konstante over både realkapitalarter og sektorer.	Brutto driftsresultat (BDR) er utelatt som forklaringsvariabel, og restriksjon om konstant langsiktig forhold mellom realkapital og produksjon. Metallsektor (sektor 43) utelatt.
Variable/observ.	39/80	18/60	39/80	18/60	75/160	33/120
$\Delta \ln EK_{1,t}$	-0,020165 (-0,897786)	-0,016914 (-0,877591)	0,034943 (0,997655)	0,056344 (1,37634)	0,00668040 (0,326162)	0,018372 (0,829747)
$\Delta \ln EK_{2,t}$	0,029034 (1,18781)	0,046526 (2,13954)*	0,032933 (0,939232)	0,040536 (0,914407)	0,031806 (1,48656)	0,044940 (1,83559)*
$\ln EK_{2,t}$	-0,028052 (-1,16898)	-0,026508 (-1,49272)	-0,00601950 (-0,145404)	-0,00528522 (-0,110224)	-0,018967 (-0,827889)	-0,018560 (-0,820902)
R^2	0,702281	0,649909	0,727423	0,482658	0,715119	0,512243
RSS	0,013686	0,011782	0,031208	0,048228	0,045910	0,061978
SER	0,018270	0,016749	0,027589	0,033886	0,023240	0,026691
DW	2,09417	1,81133	2,21898	1,88734	2,17964	1,89549
GLS	Art 10	Art 10 modifisert	Art 50	Art 50 modifisert	Begge arter	Begge modifisert
$\Delta \ln EK_{1,t}$	-0,025488 (-1,716)	-0,023012 (-1,675)	0,00881192 (0,514)	0,00744555 (0,412)	-0,012413 (-1,035)	-0,011308 (-0,938)
$\Delta \ln EK_{2,t}$	0,017558 (1,156)	0,028891 (1,967)*	0,00712283 (0,459)	0,013401 (0,714)	0,015681 (1,344)	0,026697 (2,102)*
$\ln EK_{2,t}$	0,00836404 (0,533)	0,00244367 (0,178)	-0,00682203 (-0,462)	-0,021899 (-1,316)	-0,00207933 (-0,184)	-0,011955 (-1,046)
R^2	0,894962	0,834878	0,878660	0,768407	0,877909	0,789032
RSS	0,012016	0,015713	0,019473	0,032348	0,033789	0,050210
SER	0,017119	0,019342	0,021793	0,027752	0,019940	0,024023
DW	2,02734	1,71286	2,13682	1,88030	2,10699	1,84885

De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter

Recent publications in the series Reports

- 97/23 B.K. Wold (ed.): Supply Response in a Gender-Perspective: The Case of Structural Adjustment in Zambia. 1997. 77s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4458-7
- 97/24 I. Seliussen: Utvalsstandardavvik i detalj-omsetningsindeksen. 1997. 30s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4463-3
- 97/25 J.L. Hass: Household recycling rates and solid waste collection fees. 1997. 32s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4470-6
- 98/1 P.Ø. Kolbjørnsen: Statistikk om informasjonsteknologi: Status, behov og utviklingsmuligheter. 1998. 43s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4472-2
- 98/2 A. Bruvoll: The Costs of Alternative Policies for Paper and Plastic Waste. 1998. 30s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4478-1
- 98/3 Ø. Skullerud: Avfallsregnskap for Norge: Metoder og resultater for våtorganisk avfall. 1998. 32s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4524-9
- 98/4 S. Mjelve: Økonomisk vekst og fordeling av inntekt i byene i Vest-Agder og Østfold, 1840-1990. 1998. 37s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4526-5
- 98/5 A.S. Bye og K. Mork: Resultatkontroll jordbruk 1998: Gjennomføring av tiltak mot forurensninger. 1998. 89s. 95 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4397-1
- 98/6 K.R. Gerdrup: Skattesystem og skattestatistikk i et historisk perspektiv. 1998. 59s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4531-1
- 98/7 E. Lofthus og Å. Osmunddalen: Innvandrere og sosialhjelp: Får mer fordi de trenger mer?. 1998. 32s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4533-8
- 98/8 A. Langørgen og R. Aaberge: Gruppering av kommuner etter folkemengde og økonomiske rammebetingelser. 1998. 60s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4535-4
- 98/9 A. Thomassen og R. Jensen: Kvadratmeterpriser for skolebygg. 1998. 24s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4539-7
- 98/10 K. Ibenholt og H. Wiig: Massebalanse i den makroøkonomiske modellen MSG-EE. 1998. 49s. 110 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4541-9
- 98/11 H. Bild, J.E. Finnvold, K.K. Lie, R. Nordhagen og A. Schjalm: Hvordan møter småbarnsfamiliene helsetjenesten? 1998. 99s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4550-8
- 98/12 D. Roll-Hansen: Informasjonsteknologi i lærerutdanninga. 1998. 56s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4554-0
- 98/13 A. Langørgen: Virkninger av lokalt bosettingsmønster på kostnader i kommunal tjenesteyting. 1998. 32s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4555-9
- 98/14 Ø. Landfald og M. Bråthen: Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak: Dokumentasjon og analyse. 1998. 53s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4561-3
- 98/15 T.I. Tysse og N. Keilman: Utvandring blant innvandrere 1975-1995. 1998. 160s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4581-8
- 98/16 S. Blom: Levekår blant ikke-vestlige innvandrere i Norge. 1998. 81s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4582-6
- 98/18 K. Lund: Inntektsfordelinga i den norske landbruksbefolkninga og fordelingseffektar av direkte støtteordningar. 1998. 46s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4585-0
- 98/19 H.K. Reppen: Bruk av folkebibliotek 1998. 1998. 46s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4586-9
- 98/20 Ø. Landfald og M. Bråthen: Registerbasert evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak 1996: Overgang til jobb og utdanning. 1998. 48s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4596-6
- 98/21 J. Møen: Produktivitetsutviklingen i norsk industri 1980-1990 - en analyse av dynamikken basert på mikrodata. 1998. 85s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4597-4

B

Returadresse:
Statistisk sentralbyrå
Postboks 8131 Dep.
N-0033 Oslo

STATISTISK SENTRALBYRÅ

4-7/06

Publikasjonen kan bestilles fr

Statistisk sentralbyrå
Salg-og abonnementservice
Postboks 1260
N-2201 Kongsvinger

Telefon: 22 00 44 80
Telefaks: 22 86 49 76

eller:
Akademika – avdeling for
offentlige publikasjoner
Møllergt. 17
Postboks 8134 Dep.
N-0033 Oslo

Telefon: 22 11 67 70
Telefaks: 22 42 05 51

ISBN 82-537-4602-4
ISSN 0806-2056

Pris kr 100,- inkl. mva.

STATISTISK SENTRALBYRÅ



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway