

# Interne notater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

85/34

28. august 1985

Energisubstitusjon i en regionmodell

av

Kjetil Tunglund

## INNHOLD

	Side
A. Innledning .....	1
B. Bakgrunn og formål .....	1
C. Nærmere om REGION og MSG .....	2
D. Problemstilling .....	4
E. Teoretisk del .....	5
- Tilpasningen .....	6
- Tregheter i tilpasningen .....	7
F. Empirisk del .....	9
- Valg av sektor og fylke .....	9
- Data .....	9
- Stokastisk utforming og resultater .....	10
G. Oppsummering .....	13
Vedlegg	
1. - Utledning av tilpasningsbetingelser .....	15
- Forklaring til resultatlistene .....	15
- Signifikanstest .....	16
- Konfidensintervall .....	16
2. - Resultatlistene for langtidsmodell, F1 .....	17
- Resultatlistene for korttidsmodell, F2 .....	24
- Grunnlagsdata .....	31
3. Nærmere om ulik føyning mellom fylkene .....	35
Litteraturliste .....	39

## A. INNLEDNING

Statistisk Sentralbyrås regionale analysemodell REGION er blitt benyttet som framskrivingsmodell ved oppstilling av regionale energiprognoiser.

Det arbeides for tiden med å forbedre REGION-modellen fordi den nå ikke er i stand til å ta hensyn til substitusjon mellom energivarer. Dette notatet, som også er godkjent som spesialoppgave ved Sosialøkonomisk embedseksamen, presenterer et opplegg for estimering av substitusjon mellom energivarer i REGION.

I avsnitt B nevnes litt om bakgrunnen for arbeidet, mens avsnitt C tar for seg modellen REGION og forholdet den står i til MSG. Avsnitt D presiserer problemstillingen, mens avsnitt E gjør rede for den teoretiske basis som regresjonsmodellen bygger på. I avsnitt F blir estimeringene foretatt og resultatene presentert.

## B. BAKGRUNN OG FORMÅL

I 1979 avsluttet Forskningsavdelingen i SSB første del av arbeidet med en modell for regional kryssløpsanalyse. Modellen fikk navnet REGION. Den ble utviklet med utgangspunkt i datagrunnlaget til det fylkesfordelte nasjonalregnskapet for 1973. I løpet av første halvår 1982 ble REGION oppdatert på grunnlag av data fra fylkesfordelt nasjonalregnskap 1976. Samtidig med oppdateringen ble sektor- og vareinndelingen revidert og det ble foretatt noen mindre endringer i modellutformingen. I modellutviklingsarbeidet har det vært lagt vekt på at REGION skal kunne brukes som en ettermodell til MSG for å regionalisere nasjonale perspektivberegninger. Den er derfor egnet til å analysere fylkesvise konsekvenser av ulike forutsetninger om utviklingen på nasjonalt nivå. Dokumentasjon av modellen er gitt i Skoglund, T. (1980).

Til REGION er det utviklet to ettermodeller. Den ene beregner fylkesfordelt etterspørsel etter arbeidskraft med ulik utforming. Den andre beregner fylkesfordelt etterspørsel etter energivarer. Det er bruken av den sistnevnte jeg skal se nærmere på her. Den tar utgangspunkt i produksjonsveksten i de ulike næringene og knytter den sammen med energiforbruket i basisåret, som er gitt i fylkesfordelt energiregnskap 1980 (se Ljones, A. og Jansrud, R (1982)). Det forutsettes et fast forhold mellom produksjonsvolum og innsats av hver energivarer. Konsekvensen av en slik forutsetning er at når elektrisitet og olje står i et fast forhold til produksjonsvolum, så vil de også stå i et fast forhold til hverandre. Det fortøner seg som en noe drastisk forutsetning at energivarer ikke skal kunne substituere hverandre i produksjon av energi, særlig sett på bakgrunn av de substitusjoner som faktisk er foretatt i forbindelse med de kraftige oljeprisøkningene på 1970-tallet.

Når substitusjonsvirkningene av en prisendring skal analyseres er det hensiktsmessig å splitte effektene opp, for bedre å kunne angi hvilket stadium i denne prosessen man studerer.

- a) Økt pris på en energivarer fører til at den nåværende tilpasning ikke lenger er optimal. Det vil lønne seg å endre sammensetningen av energivarerene.
- b) Prisøkningen fører også umiddelbart til at pris på energi totalt øker, derfor vil det være hensiktsmessig å substituere energi mot andre innsatsfaktorer.
- c) Økningen i prisen på totalenergi vil øke enhetskostnaden på produktet slik at produsenten endrer skalatilpasningen. Det vil igjen påvirke energiinnsatsen.

Alle disse virkningene burde bygges inn i modellen. Jeg skal begrense meg til å se nærmere på punkt a) og bare studere endring i sammensetning av energivarerene.

Det er i flere år blitt arbeidet med energivaresubstitusjon i MSG. I Bye, T. (1984) blir parametrene reestimert på data fram til 1981. En naturlig konsekvens av konsistensen mellom REGION og MSG ville være å benytte de samme parametrene i REGION som i MSG. Det ville m.a.o. bety en antakelse om at tilpasningen er lik i alle fylker.

Formålet med denne spesialoppgaven er å lage et opplegg for estimering av fylkesvise parametre, og å undersøke om tilpasningen kan variere fra fylke til fylke slik at nasjonale MSG-tall ikke bør brukes på fylkesnivå i REGION.

## C. NÆRMERE OM REGION OG MSG

Modellen REGION er utviklet for analyse av nærings- og sysselsettingsutviklingen i fylkene på mellomlang og lang sikt. Den er oppbygd som en tradisjonell kryssløpsmodell med de vanlige relasjonene for vareinnsatsleveranser. I tillegg inneholder den relasjoner for privat konsum og investeringer. Den har 30 fylkesfordelte produksjonssektorer og dessuten 5 fylkesfordelte sektorer for offentlig forvaltning.

Ved modellutformingen ble det lagt vekt på at modellen skal kunne brukes i et nært samspill med den makroøkonomiske modellen MSG. Man bygde derfor opp REGION som en fylkesvis oppdeling av kryssløpskjernen i MSG. Kryssløpskjernen i REGION består derfor av 20 delmodeller, en for hvert fylke samt en ekstra til bruk for variable som vanskelig lar seg fylkesfordele. Dette gjelder f.eks. aktiviteten i sektorene "Utenriks sjøfart", "Utvinning og rørtransport av råolje og naturgass" og "Boring etter råolje og naturgass". Store deler av "post- og telesektoren" samt "Innenlands samferdsel" er også blitt ført opp med aktivitet i ekstrasfylket.

For å oppnå samsvar mellom REGION-beregnete og MSG-beregnete tall er det lagt inn en justeringsmekanisme. De variable i fylkene justeres proporsjonalt i en spesiell iterasjonsmodell (jf. fig. 1, kilde: Skoglund, T. (1981)).

De viktigste endogene variable i REGION er bruttoprodukt og sysselsetting, begge fordelt på sektorer og fylker. Modellen gir også tall for investeringer og privat konsum fordelt på fylker.

De fleste eksogene variable er nasjonale størrelser som enten er eksogene eller endogene i MSG. For vareinnsats og investeringer i offentlig sektor kan fylkesutviklingen imidlertid også gis eksogent. I tabellen nedenfor er det gitt en oversikt over alle eksogene variable i REGION og hvordan disse inngår i MSG.

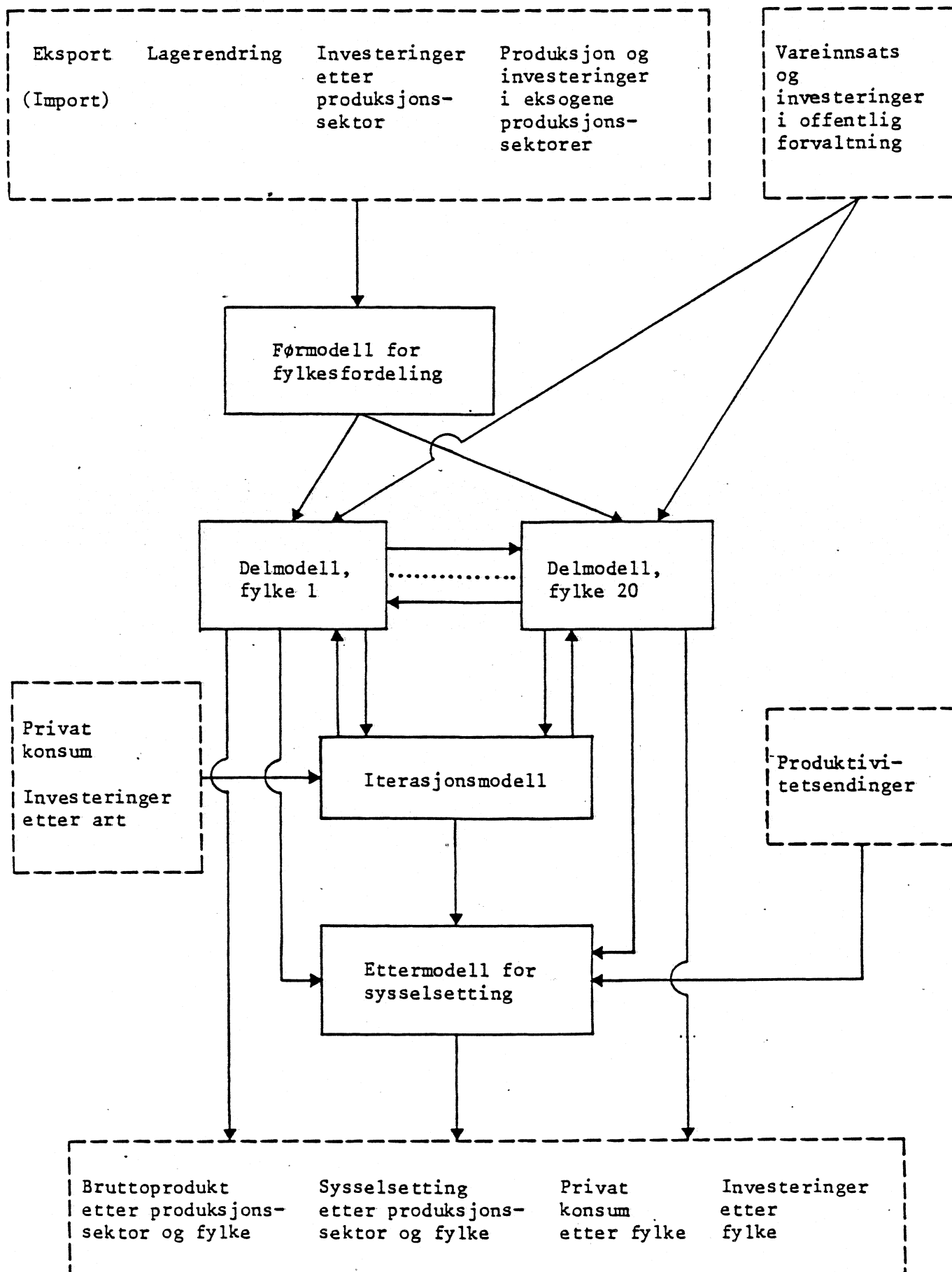
Denne nære konsistensen mellom REGION og MSG gjør at REGION er spesielt egnet til å analysere fylkesvise konsekvenser av ulike forutsetninger om utviklingen på nasjonalt nivå. Det er dermed også av stor betydning at denne konsistensen ikke brytes når det åpnes for substitusjoner mellom energivarer i REGION-modellen. Jeg er derfor avhengig av å legge mitt opplegg nær opptil den framgangsmåte som ble valgt da substitusjon mellom energivarer ble implementert i MSG 4, jf. Bye, T. (1984).

Tabell 1. Oversikt over eksogene variable i REGION. Kilde: Skoglund, T. (1980)

Variabel	Antall	Behandling av MSG
Produksjon i eksogene produksjonsaktiviteter <sup>1</sup>	3	Gis eksogent
Bruttoinvesteringer i eksogene produksjonsaktiviteter <sup>1</sup>	3	Gis eksogent <sup>2</sup>
Vareinnsats i offentlige produksjonsaktiviteter	5x20	Nasjonale tall bestemmes ut fra eksogene anslag på brutto-utgifter til konsumformål
Bruttoinvesteringer i offentlige produksjonsaktiviteter	5x20	Nasjonale tall gis eksogent <sup>2</sup>
Eksport, hele landet	30	Eksogent
Lagerendring, hele landet	30	Endogent <sup>3</sup>
Sluttleveringsnivå, hele landet	16	Endogent
Eksport av brukt realkapital	2	Gis eksogent
Utlendingers konsum i Norge	1	Gis eksogent
Sysselsetting i eksogene produksjonsaktiviteter <sup>1</sup>	3	Gis eksogent <sup>2</sup>
Bruttoinvesteringer	30	Gis endogent
Produktivitetsendringer	30	Gis endogent
Produktivitetsendringer i offentlige prod.aktiviteter	5	Gis eksogent <sup>2</sup>

<sup>1</sup>Oppført i ekstrasfylket. <sup>2</sup>Kan også bestemmes endogent. <sup>3</sup>Kan også gis eksogent.

Figur 1. Variable og delmodeller i REGION



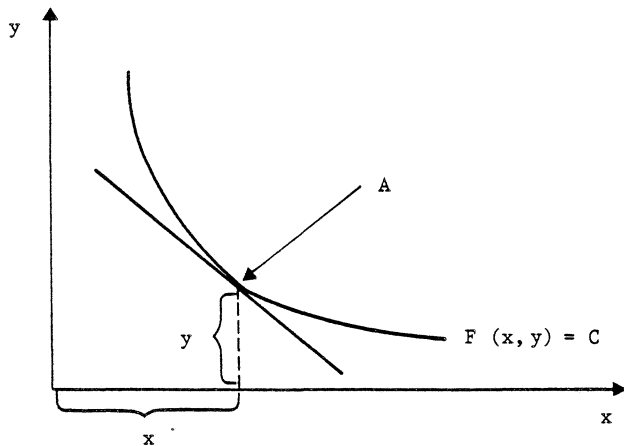
## D. PROBLEMSTILLING

En sentral størrelse til å beskrive substitusjon mellom innsatsfaktorer er substitusjonselastisiteten. Den er definert som:

$$\sigma_{xy} = \text{El} \frac{F'_1 \left(\frac{y}{x}\right)}{F'_2}$$

Jf. Sydseter, K., bind I, side 301.

Figur 2.



Hvis vi befinner oss i punkt A, så vil  $\sigma_{xy}$  fortelle hvor mye  $y/x$  endres dersom det skjer en bevegelse langs isokvanten så langt bort fra A at  $\frac{F'_1}{F'_2}$  endres med en prosent. I figur 2 er hellningen til tangenten i pkt. A lik  $-\frac{F'_1}{F'_2}$  og vi ser at størrelsen på  $\sigma_{xy}$  vil avhenge av hvor punkt A er i utgangspunktet.

Jeg antar at prisens betydning for hvorledes en produsent tilpasser seg er kjent. Dersom  $F(x,y)$  er en produktfunksjon, vil det optimale sted å "plassere" A være der hvor stigningsgraden  $F(x_A, y_A)$  er lik forholdet mellom prisene på  $x$  og  $y$ , gitt at  $F(x,y) = c$ .

Tabell 2 viser nedenfor at prisforholdet varierer mellom fylkene. Det skulle tilsi at faktorforholdet er forskjellig. Spørsmålet blir nå om utslaget av en prisendring vil gi like relative utslag i hvert fylke eller om isokvantene har ulik hellning, dvs.  $\sigma_{xy}$  er ulik i fylkene.

Tabell 2. Forholdet mellom pris på elektrisitet PE og olje Po for REGION-sektor 08, noen utvalgte år.  
(PE/Po)

	-77	-78	-79	-80	-81	-82
Østfold .....	0,161638	0,164452	0,134264	0,105388	0,095455	0,101068
Hedmark .....	0,177072	0,189225	0,160448	0,129628	0,111619	0,116775
Oppland .....	0,190013	0,197089	0,151284	0,127345	0,097888	0,120982
Vestfold .....	0,165857	0,174156	0,175824	0,128391	0,118264	0,135866
Rogaland .....	0,212256	0,202155	0,165091	0,114558	0,092033	0,098363
N-Trøndelag .....	0,162645	0,172377	0,145899	0,117202	0,109735	0,169636
Troms .....	0,237433	0,254901	0,221467	0,139727	0,127454	0,128217

Som jeg senere skal komme tilbake til er også hastigheten som substitusjonene skjer med av betydning for substitusjonselastisiteten. De bakenforliggende variablene som styrer denne hastigheten kan også variere fra fylke til fylke.

La meg illustrere betydningen av dette med et tenkt eksempel. Sett at MSG estimerer substitusjonselastisiteten til kraftkrevende industri til 0,25. La oss så anta at prisen på elektrisitet stiger slik at Pe/Po går opp med 1% og at denne sektoren samlet i Nordland for enkelhets skyld, samtidig foretar en skalaendring slik at oljeforbruket blir uendret. Da vil forbruket av elektrisitet i denne sektoren i Nordland gå ned med 0,25%. Det høres ikke mye ut men det utgjør 11,46 GWh og det tilsvarer ca. 18% av el-forbruket til kraftkrevende industri i Oppland. Det kan godt tenkes at substitusjonselastisiteten i dette tilfelle vil være nær null i Nordland og kanskje over 0,5 i Oppland. Eksempelet sier noe om hvor stort det relative utslaget av feil elastisitet i prognosene kan bli dersom det regionale tyngdepunktet er skjevt. Det er nettopp denne regionale differensieringen vi er ute etter å tallfeste noe mer nøyaktig.

Problemstillingen kan etter dette formuleres på følgende måte:

Er det realistisk å anta at substitusjonselastisiteten for en produksjonssektor er lik over hele landet eller må vi regne med forskjell fra fylke til fylke.

#### E. TEORETISK DEL

Produksjonsmodellen i MSG-4 innebærer at det er substitusjon mellom de fire aggregerte innsatsfaktorene realkapital (K), arbeidskraft (L), energi (U), og annen vareinnsats (M). Energi blir "produsert" av energivarene elektrisitet (E) og olje (F). Det er forutsatt substitusjonsmuligheter mellom disse. Produksjonsstrukturen i en sektor kan da skrives (jfr. Bye (1984)):

$$E1.a \quad X = F(K,L,M,U)$$

$$E1.b \quad U = G(E,F)$$

$$E1 \quad X = F(K,L,M,G,(E,F))$$

(E1) er en makro produktfunksjon for en næring. Den tilsvarende funksjon for samme sektor, men på fylkesnivå, antar jeg kan skrives:

$$E2.a \quad x_j = f_j(K_j, L_j, M_j, U_j) \quad j = \text{alle fylker}$$

$$E2.b \quad u_j = g_j(E_j, F_j)$$

$$E2 \quad x_j = f_j(K_j, L_j, M_j, g_j, (E_j, F_j))$$

Som det ble vist i avsnitt C er det en streng konsistens mellom E1 og E2. Jeg skal ikke komme nærmere innpå hvordan E2 bør aggregeres for at denne konsistensen skal bli bevart. Jeg skal i denne spesialoppgaven bare konsentrere oppmerksomheten om de enkelte  $u_j$ -funksjonene og lar derfor også problemet med aggregeringen av disse ligge.

Det er stort sett det samme teoretiske begrepsapparatet og tankegang som ligger bak estimeringen i hver sektor. Jeg vil derfor ikke tape noen verdifulle teoretisk betraktninger dersom jeg bare tar for meg en sektor.

Tilpasningen:

Jeg vil nå kort skissere det resonnementet jeg vil gjøre bruk av. Produktfunksjonen for energi i en sektor i et fylke kan skrives: (jeg sløyfer fotskriften)

$$E3 \quad U = g(E, F)$$

Vi antar at produsenten har som tilpasningsformål å minimere kostnadene når produksjonen av energi holdes konstant. Det gir de tradisjonelle 1. ordens betingelsene

$$E4 \quad \frac{g'_E}{g'_F} = \frac{P_E}{P_F}$$

Jeg velger å spesifisere E3 med en relativt tradisjonell og velkjent produktfunksjon i denne sammenheng, nemlig en CES-funksjon. Denne antas å ha en tilstrekkelig fleksibel form med konstant substitusjonselastisitet. Da har vi:

$$E5 \quad U = (\delta E^{-\rho} + (1-\delta)F^{-\rho})^{-\frac{1}{\rho}}$$

Her er  $\rho$  og  $\delta$  konstanter. Utledning av tilpassningsbetingelsene er gjort nærmere rede for i vedlegg 1, her gjør jeg bruk av resultatet:

$$E6 \quad \frac{E}{F} = \left( \frac{P_E}{P_F} \cdot \frac{1-\delta}{\delta} \right)^{-\frac{1}{\rho-1}}$$

Fra avsnitt D har vi at:

$$\sigma_{EF} = E1 \frac{g'_E}{g'_F} \left( \frac{F}{E} \right)$$

som når vi tar hensyn til E4 gir

$$\sigma_{EF} = E \ln \frac{PE}{PF} \left(\frac{E}{F}\right)^{-1}$$

som gir:

$$E7: \quad \sigma_{EF} = E \ln \frac{PE}{PF} \left(\frac{PE}{PF} \cdot \frac{1-\delta}{\delta}\right)^{-\frac{1}{\rho-1}} = \frac{1}{\rho+1}$$

Vi ser altså at  $\sigma_{EF}$  er konstant. Innsatt i E6 gir dette:

$$E8: \quad \frac{E}{F} = \left(\frac{PE}{PF} \cdot \frac{1-\delta}{\delta}\right)^{-\sigma_{EF}}$$

Dersom vi nå setter E8 på logaritmiske form får vi en relasjon som er enkel å estimere:

$$E9: \quad \ln\left(\frac{E}{F}\right) = -\sigma_{EF} \ln\left(\frac{PE}{PF}\right) - \sigma_{EF} \ln\left(\frac{1-\delta}{\delta}\right)$$

Nå har jeg altså kommet frem til en relasjon som på en enkel måte uttrykker sammenhengen mellom faktorforholdet og substitusjonselastisiteten mellom dem. Ved å estimere direkte på forholdet E/F uten å gå veien om etterspørselsfunksjonene omgår jeg problemet med måling av totalenergi U. Den kan tolkes som nyttiggjort energi og må ikke forveksles med totalt forbruk av energivarer, som er E + F.

Tregheter i tilpasningen

Jeg har til nå resonert som om tilpassingen av olje og elektrisitetssammensetningen kunne skje momentant. Det kan i en del tilfelle være en urealistisk forutsetning. Det kan ta tid å endre sammensetningen, f.eks dersom man må foreta nyinvesteringer, produsenten kan være usikker på prisutviklingen, han kan velge å tømme eventuelle lagre før han foretar omstilling osv.

Dette kan bygges inn i modellen på ulike måter. Vi kan f.eks endre oppbyggingen av E9 til en partial-adjustment-modell. Det må i tilfelle gjøres med å innføre et skille mellom ønsket og realisert sammensetning. Partial adjustment går ut på at forskjell mellom ønsket,  $(E/F)_t$  og realisert,  $(E/F)_{t-1}$ , sammensetning vil bli delvis redusert i hver periode:



$$(*) \ln(E/F)_t - \ln(E/F)_{t-1} = (1-\beta)(\ln(E/F)_t^\beta - \ln(E/F)_{t-1}^\beta)$$

$$0 \leq \beta \leq 1$$

Ønsket sammensetning vil være kjennetegnet ved den "langsiktig" optimale sammensetningen i E9.

Setter vi inn for  $\ln(E/F)_t^\beta$  fra E9 og ordner får vi:

$$E10: \ln\left(\frac{E}{F}\right)_t = -\sigma(1-\beta)\ln\left(\frac{PE}{PF}\right)_t + \beta\ln\left(\frac{E}{F}\right)_{t-1} - \sigma(1-\beta)\ln\left(\frac{1-\delta}{\delta}\right)$$

Antilogaritmen til E10 gir:

$$E11: \left(\frac{E}{F}\right)_t = \left(\frac{PE}{PF}\right)^{-\sigma(1-\beta)} \left(\frac{1-\delta}{\delta}\right)^{-\sigma(1-\beta)} \cdot \left(\frac{E}{F}\right)_{t-1}^\beta$$

Substitusjonselastisiteten nå blir:

$$S_{EF} = E1_{\frac{PE}{PF}} \left(\frac{E}{F}\right)_t = E1_{\frac{PE}{PF}} \left(\frac{E}{F}\right)^{-1} = \sigma_{EF}(1-\beta)$$

$S_{EF}$  kan her kalles den kortsiktige substitusjonselastisiteten, mens  $\sigma_{EF}$  er elastisiteten i den opprinnelige produktfunksjonen og gjelder for tilpassningen på lang sikt.

Relasjon E10 er altså en modell som beskriver endring i tilpassningen for en periode til en annen som følge av en initial prisendring. Situasjonen der  $(E/F)_t = (E/F)_{t-1}$ , m.a.o. skjer det ingen endring i tilpassningen, kan vi betegne som likevekt. Ved innsetting i E11 kan det vises at E11 reduseres til E8:

$$\left(\frac{E}{F}\right)_t = \left(\frac{PE}{PF}\right)^{-\sigma(1-\beta)} \cdot \left(\frac{1-\delta}{\delta}\right)^{-\sigma(1-\beta)} \left(\frac{E}{F}\right)_t^\beta \quad \Rightarrow \quad \left(\frac{E}{F}\right)_t^{(1-\beta)} = \left(\frac{PE}{PF}\right)^{-\sigma(1-\beta)} \cdot \frac{1-\delta}{\delta}^{-\sigma(1-\beta)}$$

Forkorting av  $(1-\beta)$  gir E8

## F: EMPIRISK DEL

Valg av sektor og fylke:

Som jeg tidligere har vært inne på så er det stort sett det samme resonnement som ligger bak estimeringen i hver sektor. Det kan imidlertid tenkes at noen sektorer vil kreve en noe anderledes utforming av relasjonene. Torstein Bye drøfter dette nærmere i Bye, T(1984) og tester også hvilken relasjon som må ansees som den "beste" i hver sektor på nasjonalt nivå. Variasjonene mellom de enkelte relasjonene er ikke av en slik karakter at de velter om på tankegangen jeg har ført til torgsher. Jeg tror derfor et opplegget ikke taper særlig på at jeg velger i estimere på bare en sektor. Jeg har da valgt blant sektorer som kom ut med likning E10 som "beste" relasjon hos Bye, T(1984) etter å ha eliminert alle sektorer som ikke hører inn under industrien. Det ble gjort av datahensyn som jeg skal komme tilbake til. I tillegg måtte den sektoren som ble valgt være oppført med forbruk av en viss størrelse i flere fylker.

Etter disse krav falt valget til slutt på REGION-sektor nr 8 (MSG nr 26):

"Produksjon av trevarer".

For å begrense dataarbeidet estimerte jeg bare på noen utvalgte fylker. Jeg sørget da for å få med fylker fra ulike landsdeler. Fylkene som ble valgt var: 01 Østfold, 04 Hedmark, 05 Oppland, 07 Vestfold, 11 Rogaland, 17 Nord-Trøndelag og 19 Troms.

Data:

I MSG4 har en til nå benyttet følgende innhold i de to varene elektrisitet og olje:

a) El (E) = Fast + tilfeldig kraft

b) Olje (F) = Fyringsoljer (eksklusive fyringsparafin, inklusive autodiesel).

Hovedkilden til fylkesvise energiforbrukstall er SSB's energidatabase som bygger på Energiregnskapet (jfr. Ljones, A (1982)) og fylkesvist energiregnskap (jfr. Ljones, A og Jansrud, R (1983)).

Energidatabasen inneholder nasjonale tall for årene 1961 - 1982, mens den bare inneholder komplett sett av fylkesdata for perioden 1979 - 1982.

Energiregnskapet tar, for industrisektorenes vedkommende, utgangspunkt i industristatistikken. Den inneholder også fylkestall. For tiden arbeides det med å tilrettelegge fylkestallene i industristatistikken og overføre dem til Energidatabasen. Foreløpig er dette arbeidet gjort ferdig for perioden 1977 - 1982. Denne perioden er noe kort, spesielt med tanke på at jeg har med en lagget variabel i regresjonslikningen. Likevel tror jeg denne tidsrekken kan brukes til å si noe om problemstillingen i denne oppgaven, nemlig regionale ulikheter. Det er imidlertid grunn til å være forberedt på resultater som ikke samsvarer godt med MSG-tall, spesielt vil dette gjelde treghetsleddet. Perioden jeg vil estimere på, dekker imidlertid en epoke med stor prisvridning (jfr. prissjokk i 1979) slik at det er litt informasjon å trekke konklusjoner på grunnlag av. Det er imidlertid altså grunn til å vokte seg mot for bastante konklusjoner.

Energidatabasen inneholder både mengde- og verditall. Dermed har vi også implisitt prisen. Jeg har benyttet løpende priser siden det er forholdet mellom prisene på hvert tidspunkt som inngår i modellen.

Stokastisk utforming

Langtidsmodell:

Relasjon E9 estimeres på formen:

$$F1: \ln\left(\frac{E}{F}\right)_t = K_1 \cdot \ln\left(\frac{PE}{PF}\right)_t + K_2 + \mu_t$$

Her er :

$$K_1 = -\sigma$$

$$K_2 = -\sigma \ln\left(\frac{1-\delta}{\delta}\right)$$

$\mu_t$  er et stokastisk restledd som forutsettes å oppfylle følgende krav:

$$F1 a) : E\mu_t = 0$$

$$F1 b) : \text{var } u_t = c, \text{ konstant}$$

$$F1 c) : \text{kovar}(\mu_i, \mu_q) = 0 \text{ for } i \neq q$$

$$F1 d) : \text{kovar}(\mu_t, \ln\left(\frac{PE}{PF}\right)_t) = 0$$

Jeg estimerer  $K_1$  og  $K_2$  med minste kvadraters metode som når F1a - F1d er oppfylt vil gi de forventningsrette estimatorene med minst mulig varians. Resultatene fra denne estimeringen vises i tabell F1 nedenfor og i vedlegg 2.

Her ser vi at estimatene for  $\sigma$ ,  $K_1$ , er gode i Hedmark, Rogaland og Troms. Oppland og N-Trøndelag har svakere forklaringskraft,  $R^2$ , og er ikke signifikant forskjellige fra null på 10% nivå. I Østfold og Vestfold får vi ikke forklart noe særlig av sammenhengen. Vedlegg 3 går nærmere inn på ulikhetene i nivået på  $R^2$ . Alle  $K_2$ -ene er signifikante og viser ulik størrelse. Det indikerer at tilpasningen faktisk har vært forskjellig i utgangspunktet.

Durbin-Watson observatoren, DW, tyder på avhengighet i restleddene, særlig i fylkene 01, 04, 17 og 19. Det tyder på feil spesifisert funksjonsform. Noe av dette får vi rettet opp ved innføring av treghetsledd.

Kortsiktsmodell:

Relasjon E10 estimeres på formen:

$$F2: \ln\left(\frac{E}{F}\right)_t = A \cdot \ln\left(\frac{PE}{PF}\right)_t + B \cdot \ln\left(\frac{E}{F}\right)_{t-1} + C + \varepsilon_t$$

Her er:

$$A = -\sigma(1-\beta)$$

$$B = \beta$$

$$C = -\sigma(1-\beta)\ln\left(\frac{1-\delta}{\delta}\right)$$

TABELL F1: RESULTATER FRA ESTIMERINGENE

LANGTIDSMODELL RELASJON F1:

.....

FYLKE	K1	K2
01 ØSTFOLD	-0.092238 ( 0.199)	2.554620 ( 0.428)
04 HEDMARK	-0.972803 ( 0.014)	0.915086 ( 0.081)
05 OPPLAND	-0.093722 ( 0.046)	2.531630 ( 0.092)
07 VESTFOLD	-0.288690 ( 0.274)	1.355030 ( 0.531)
11 ROGALAND	-0.867329 ( 0.029)	1.111390 ( 0.060)
17 N-TRØND.	-0.519426 ( 0.237)	1.689890 ( 0.469)
19 TROMS	-0.674566 ( 0.059)	0.720332 ( 0.107)

FYLKE	RSQ	DW	SSR
01 ØSTFOLD	0.066686	1.818390	0.024827
04 HEDMARK	0.999380	0.867054	0.036410
05 OPPLAND	0.585369	2.903000	0.001710
07 VESTFOLD	0.271989	2.176450	0.029279
11 ROGALAND	0.996658	3.036900	0.001171
17 N-TRØND.	0.613790	1.757580	0.029317
19 TROMS	0.977879	1.650300	0.004459

## TABELL F2: RESULTATER FRA ESTIMERINGENE

## KORTTIDSMODELL RELASJON F2:

.....

FYLKE	A	B	C
01 ØSTFOLD	-0.752605 ( 0.734)	-1.714650 ( 1.827)	5.849470 ( 3.536)
04 HEDMARK	-0.971167 ( 0.809)	-0.019984 ( 0.809)	1.022110 ( 0.722)
05 OPPLAND	-0.169567 ( 0.064)	-0.114700 ( 0.077)	2.680710 ( 0.128)
07 VESTFOLD	-0.350042 ( 0.300)	0.244028 ( 0.777)	0.771550 ( 1.961)
11 ROGALAND	-0.967148 ( 0.063)	-0.098169 ( 0.058)	1.173750 ( 0.060)
17 N-TRØND.	-0.698817 ( 0.243)	-0.470625 ( 0.335)	2.609460 ( 0.771)
19 TROMS	-0.594309 ( 0.072)	0.172718 ( 0.116)	0.546211 ( 0.148)

FYLKE	SIGMA	RSQ	DW	SSR
01 ØSTFOLD	0.277238	0.352002	1.260600	0.017237
04 HEDMARK	0.952140	0.999818	1.187170	0.010662
05 OPPLAND	0.152119	0.801298	3.400850	0.000820
07 VESTFOLD	0.463036	0.306307	2.628980	0.027899
11 ROGALAND	0.880692	0.990607	3.220090	0.000488
17 N-TRØND.	0.475184	0.805605	2.620020	0.014757
19 TROMS	0.718387	0.989566	3.090140	0.002103

et er et stokastisk restledd med de samme forutsetninger som gjelder for  $\mu_t$  i Fla - F1d.

Resultatene fra estimeringen er gjengitt i tabell F2 ovenfor og i vedlegg 2. Estimaten på den kortsiktige substitusjonselastisiteten, A, synes fremdeles å være gode for Hedmark, Rogaland og Troms. I disse fylkene har vi fått bra føyning og t-testen gir klar forkastning av hypotesen om  $A = 0$  (jfr. vedlegg 1 side 3). Oppland og N-Trøndelag er fremdeles usikre, men vi har oppnådd betydelig bedre føyning med treghetsledd i modellen. A-ene i disse fylkene er begge signifikante på 12% nivå (Jfr. PROB>T side 10 og 13 vedlegg 2). I tabell F3 er det gjengitt konfidensintervall for noen A-er.

Treghetsleddet må etter disse estimeringene sies å ha noe varierende betydning. Vi har ikke fått noen signifikante B-er, hverken på 10 eller 15%-nivå. I tillegg får vi "galt" fortegn på B i de fleste fylkene, dvs at den langsiktige substitusjonselastisiteten, sigma i tab. F2, er mindre enn den kortsiktige. Det må sees på bakgrunn av den korte tidsperioden jeg har til å estimere på, som jeg var inne på tidligere i dette avsnittet.

Tabell F3: Konfidensintervall for A. Konfidensgrad = 0,90.  
Se vedlegg 1 s3.

---

Oppland .....	- 0,3568,	0,0176
Rogaland .....	- 1,1536,	-0,780
Troms .....	- 0,8060,	-0,3820

---

Bortsett fra i Østfold og Vestfold er konstantleddene positive og signifikante i alle fylkene.

Av tabell F3 ser vi at intervallene for Rogaland og Troms går inn i hverandre. Konfidensgraden er satt så lavt som 0,9 for å vise at selv med såpass vide intervaller får vi ikke noe overlapping av intervallene for Oppland og Troms.

#### G: OPPSUMMERING

Utgangspunktet for denne spesialoppgaven er den bruken man gjør av analysemodellen REGION når det beregnes regionale energiprognoser. Å anta et fast forhold mellom energibærere som er teknisk substituerbare er en for drastisk forutsetning. For å løse dette problemet arbeides det med å implementere substitusjonsmuligheter mellom olje og elektrisitet i REGION. Det arbeidet må gjøres i samsvar med det opplegg som er valgt i MSG. Spørsmålet er imidlertid om man må estimere nye verdier på parametrene eller om MSG-tall kan benyttes på fylkesnivå i REGION. Det blir det gjort forsøk på å besvare i denne spesialoppgaven. Den kan samtidig tjene som et opplegg til hvordan parametrene i REGION kan estimeres på fylkesnivå.

Ved å gjøre bruk av en CES-produktfunksjon kom jeg fram til en modell der substitusjonselastisiteten mellom el. og olje er den sentrale parameteren. Estimaten på denne parameteren varierer fra fylke til fylke. Det er imidlertid forhold som taler for en utvidelse av modellen til også å omfatte et treghetsledd. Denne påstanden blir støttet av estimeringen ved at vi får bedre føyning med korttidsmodellen og dessuten mindre avhengighet i restleddene.

Estimatene med korttidsmodellen er gode i tre fylker og kan godkjennes under tvil i Oppland.

Resultatene, datamengden tatt i betraktning, må sies å være gode nok til at vi på grunnlag av tabell F2 kan trekke den konklusjon at substitusjonselastisiteten varierer fra fylke til fylke i sektoren "Produksjon av trevarer", og at MSG-tall derfor ikke bør brukes når REGION blir benyttet til energiprognoseformål.



Utleddning av tilpasningsbetingelsen:

Produsenten minimerer kostnaden  $P_E \cdot E + P_F \cdot F$  gitt at:

$$U = [\delta E^{-\rho} + (1-\delta)F^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}} = U^0 \quad (\text{konstant})$$

Lagrangefunksjonen gir:

$$L(E,F) = P_E E + P_F F - \lambda \{ [\delta E^{-\rho} + (1-\delta)F^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}} - U^0 \}$$

1. Ordens betingelser for minimum av  $L(E,F)$ :

$$\text{I: } \frac{\partial L}{\partial E} = P_E - \lambda \left\{ \left(-\frac{1}{\rho}\right) [\delta E^{-\rho} + (1-\delta)F^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}-1} \delta(-\rho)E^{-\rho-1} - 0 \right\} = 0$$

$$\text{II: } \frac{\partial L}{\partial F} = P_F - \lambda \left\{ \left(-\frac{1}{\rho}\right) [\delta E^{-\rho} + (1-\delta)F^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}-1} (1-\delta)(-\rho)F^{-\rho-1} - 0 \right\} = 0$$

Kombinasjon av I og II gir:

$$\frac{P_E}{P_F} - \frac{\delta}{(1-\delta)} \cdot \frac{E^{-\rho-1}}{F^{-\rho-1}} = 0$$

$$\left(\frac{E}{F}\right)^{-\rho-1} = \frac{P_E}{P_F} \cdot \frac{(1-\delta)}{\delta}$$

$$\frac{E}{F} = \left( \frac{P_E}{P_F} \cdot \frac{(1-\delta)}{\delta} \right)^{-\frac{1}{\rho-1}}$$

Forklaring til resultatlistene:

På øvre del av listen står relasjonene som er estimert, h.h.v.:

$$Yaabb = Paabb * K1 + K2$$

og

$$Yaabb = A*Paabb + B*Yaabb + C$$

her er:

$$Y = \ln(E/F)t$$

$$P = \ln(PE/PF)t$$

$$X = \ln(E/F)t-1$$

aa = tosifret sektorhode

bb = tosifret fylkeshode

Nederste del av listen gir en tabell for estimatene på koeffisientene. Første kolonne gir estimater, andre kolonne gir standardavvik, tredje kolonne beregner t-verdi, og 4. kolonne gir sannsynligheten for at koeffisienten er null. Den gir m.a.o. nivået der hypotesen om A=0 ikke kan



forkastes.  $t$ -verdien som blir beregnet er verdier av den stokastiske variable  $T$  som f.eks. for  $\hat{A} = :$

$$*1 : T = \frac{\hat{A}}{S} \sqrt{(n-3) m_{pp} (1-r_{px}^2)}$$

der  $S$  er standardavvik jf. HTA s. 178.

Denne  $T$ -variabelen er  $t$ -fordelt med  $n-3$  frihetsgrader og brukes til å teste hypoteser om  $A=0$  og til konstruksjon av konfidensintervall.

#### Signifikanstest:

$H_0: A=0, A \neq 0$

Forkast  $H_0$  med nivå  $\varepsilon$  når  $|t| \geq t_{1-\varepsilon/2, n-3}$

$t_{1-\varepsilon/2, n-3}$  er  $1-\varepsilon/2$ -fraktilen i  $t$ -fordelingen med  $n-3$  frihetsgrader

#### Konfidensintervall:

Tar utgangspunkt i \*1:

$$P(t_{\varepsilon/2, n-3} \leq \frac{\hat{A} - A}{S} \sqrt{(n-3) m_{pp} (1-r_{px}^2)} \leq t_{\varepsilon/2, n-3}) = 1-\varepsilon$$

$$P(t_{\varepsilon/2, n-3} \cdot \frac{\hat{A}}{T} \leq \hat{A} - A \leq t_{\varepsilon/2, n-3} \cdot \frac{\hat{A}}{T}) = 1-\varepsilon$$

som gjør at:

$$[\hat{A}(1 - \frac{t_{\varepsilon/2, n-3}}{T}), \hat{A}(1 + \frac{t_{\varepsilon/2, n-3}}{T})]$$

er et konfidensintervall med konfidens grad lik  $1-\varepsilon$ .





NEW MODEL: LSMOD2 FYLKE: 05 OPPLAND

NONLINEAR LEAST SQUARES

RELATIVE SSR AND COEFFICIENT CONVERGENCE  
3 ITERATIONS

MODEL NAME: LSMOD2

1 : Y8805 = P8805\*K1+K2

NOB = 5                      NOVAR = 2  
RANGE: 1978 TO 1982  
RSQ =                      0.585369    CRSQ =                      0.447159  
F(1/3) =                    4.23535     PROBF =                    0.131749  
SER =                      0.023878    SSR =                      0.00171  
DW(0) =                    2.903        COND =                      17.1525  
MAX:HAT =                   0.719896    RSTUDENT =                   3.80988  
DFFITS =                    4.45361

COEF	ESTIMATE	STER	TSTAT	PROB> T
K1	-0.093722	0.045592	-2.0557	0.13204
K2	2.53163	0.091895	27.5493	0.

NLS: .

























GRUNNDATA:

Verdi elektrisitet

DATVE

ROW	FYLKE	77	78	79
1	1.	3806.	4260.	4491.
2	4.	16052.	20023.	23397.
3	5.	6833.	7326.	9044.
4	7.	4134.	4646.	5364.
5	11.	2670.	3223.	3665.
6	17.	3792.	4304.	4956.
7	19.	2032.	2487.	2820.

ROW	80	81	82
1	5335.	6236.	6065.
2	27897.	30613.	34580.
3	10963.	11667.	12554.
4	6289.	7163.	8922.
5	4245.	4882.	5111.
6	5420.	5661.	6593.
7	3104.	3627.	3675.

DO COMMAND: .



## Mengde olje

DATMO

ROW	FYLKE	77	78	79
1	1.	2131.	2153.	1867.
2	4.	10665.	10817.	10736.
3	5.	5798.	3345.	4071.
4	7.	5469.	6168.	6924.
5	11.	1841.	1685.	1467.
6	17.	2624.	2438.	2064.
7	19.	2812.	3048.	3126.

ROW	80	81	82
1	1966.	1900.	1954.
2	11981.	9341.	9349.
3	4502.	3999.	3838.
4	6171.	6378.	5961.
5	1136.	1010.	1027.
6	2145.	1741.	1713.
7	2427.	2210.	2143.

DO COMMAND: .

## Mengde elektrisitet

1

TROLL COMMAND: .do prtmat(datme,0,list'1);

DATME

ROW	FYLKE	77	78	79
1	1.	29241.	31403.	31209.
2	4.	133334.	151825.	165143.
3	5.	54467.	49695.	60995.
4	7.	40022.	42562.	40022.
5	11.	17773.	20649.	20863.
6	17.	31357.	33246.	34864.
7	19.	15348.	16304.	17076.

ROW	80	81	82
1	32063.	31963.	27629.
2	175068.	167029.	168985.
3	66823.	64115.	58191.
4	42562.	43356.	45522.
5	23180.	24199.	23091.
6	34217.	29189.	21223.
7	18326.	18208.	18178.

DO COMMAND: .

## Verdi olje

```
!EDIT:  
.file
```

```
TROLL COMMAND: .do prtmat(datvo,0,list'1');
```

## DATVO

ROW	FYLKE	77	78	79
1	1.	1716.	1776.	2001.
2	4.	7251.	7539.	9480.
3	5.	3828.	2502.	3990.
4	7.	3406.	3866.	5278.
5	11.	1303.	1301.	1561.
6	17.	1951.	1831.	2011.
7	19.	1568.	1824.	2331.

ROW	80	81	82
1	3104.	3881.	4244.
2	14728.	15338.	16383.
3	5800.	7434.	6844.
4	7102.	8910.	8599.
5	1816.	2214.	2311.
6	2899.	3077.	3137.
7	2942.	3454.	3379.

```
DO COMMAND: .
```

Om ulik føyning mellom fylkene:

Vi kan dele fylkene inn i tre grupper etter størrelsen på  $R^2$ .

Lav  $R^2$  : Østfold, Vestfold.  
 Middels  $R^2$  : Nord-Trøndelag, Oppland.  
 Høy  $R^2$  : Hedmark, Rogaland, Troms.

Jeg har tatt ett fylke fra hver gruppe og plottet inn observasjoner av  $P$  ( $= \ln(PE/PF)$ ) og  $Y$  ( $= \ln(E/F)$ ) samt regresjonslinjen fra tabell F1, se figurene nedenfor.

Figurene illustrerer hvorfor  $R^2$  må bli forskjellig. I Vestfold ligger observasjonsparene "klumpet" sammen i en klynge og ingen av punktene ligger på linjen. Hellningen på linjen kan virke tilfeldig. Man kan f.eks. godt tenke seg at bare ett ekstra punkt, som forøvrig er i "tråd" med de andre observasjonene i den forstand at det havner midt i klyngen, vil kunne endre hellningen på linjen ganske mye.

I Oppland ser det ut som om vi har fått ett punkt som avviker fra linjen og dermed "trekker" den til seg. Uten observasjonene i -81 hadde vi faktisk fått en vannrett linje, dvs. en substitusjonselastisitet lik null og  $R^2 = 1$ .

I Rogaland har vi fått observasjoner av  $P$  som ligger relativt langt fra hverandre og punktene avviker svært lite fra regresjonslinjen.

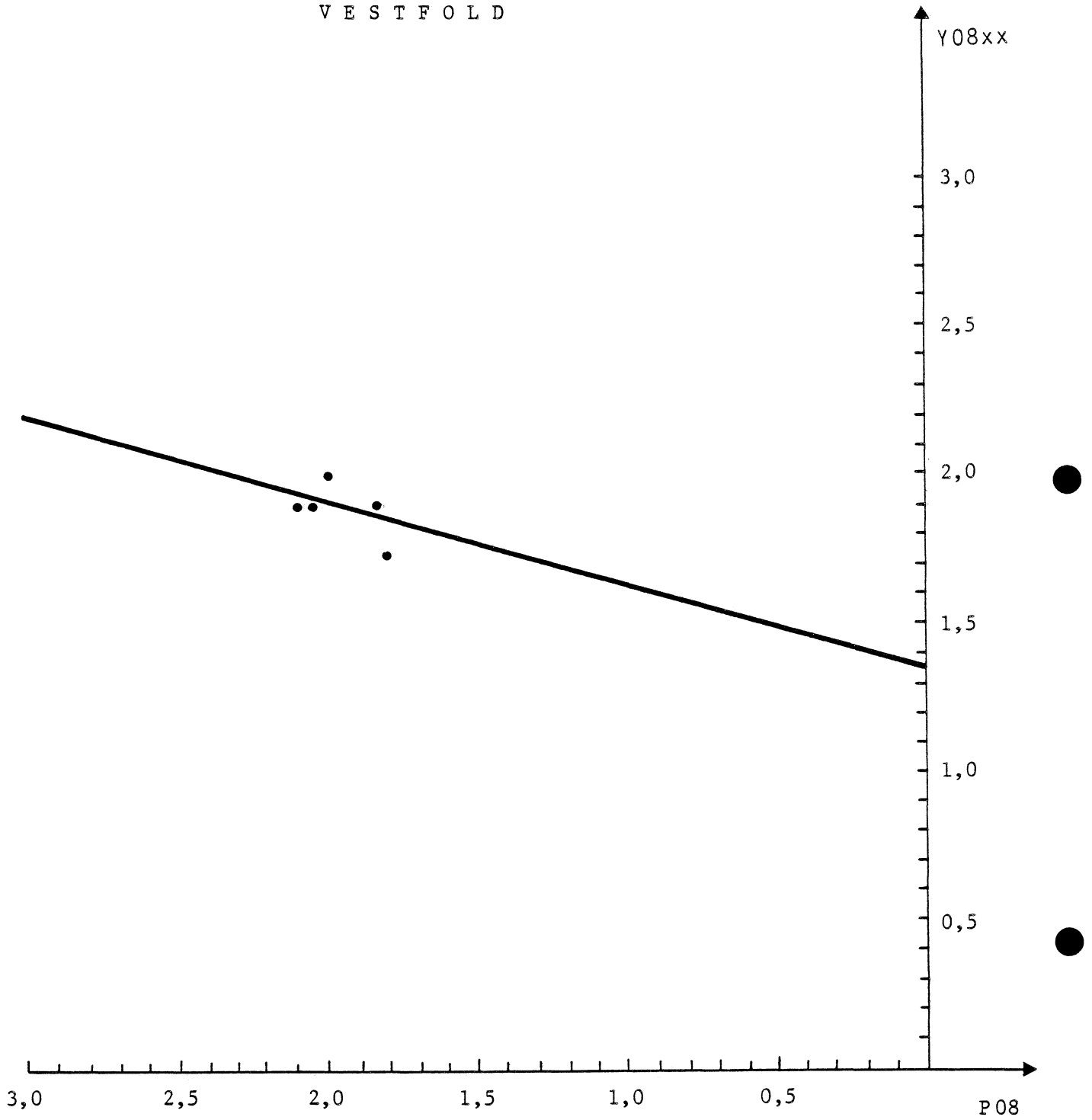
Det viser seg at observasjoner i de andre fylkene i hver gruppe er av samme art som de jeg har trukket fram her. Vi kan altså si at i de fylkene hvor  $R^2$  er svært lav så er observasjonene samlet i en klynge og det er vanskelig å gi noen forklaring på sammenhengen mellom  $P$  og  $Y$ .

For fylkene med middels  $R^2$  får vi derimot mer spredning av observasjonsparene i  $P$ - $Y$ -planet. Den manglende føyningen her skyldes noen få observasjoner med  $P$ -verdi har yttergrensene for  $P$ 's variasjonsområde. Disse avviker fra regresjonslinjen og "vipper" dermed denne mot seg slik at flere andre punkt også vil avvike fra linjen.

Noe upresist kan vi si at forskjellen mellom disse to gruppene ligger i at i fylker med lav  $R^2$  "avviker" alle punktene, mens i den andre gruppen er det noen få punkt i ytterkanten, med betydning for hellningen på linjen, som "avviker".

Plausible forklaringer på denne lave  $R^2$  kan være de som er nevnt i avsnitt E, side 19. Disse går på at tilpasningen, omstillingen av  $E/F$  til et nytt prisnivå, tar tid og at korrelasjonen mellom de momentane variable derfor blir lav. Tabell F2 viser også at føyningen bedres betraktelig for fylkene med middels  $R^2$ , og for Østfold, når vi innfører treghetsledd. Det er imidlertid grunn til å advare mot forsøk på å bedre føyningen med å innføre flere høyresidevariable og dermed tro at man har forklart sammenhengen mellom høyre og venstresidevariablene bedre. Vi har vanligvis at den empiriske korrelasjonskoeffisienten blir større jo flere variable man korrelerer med, fordi restvariansen stadig blir mindre (eller iallefall ikke større) jf. H.T.A. b II, s. 190.

## V E S T F O L D



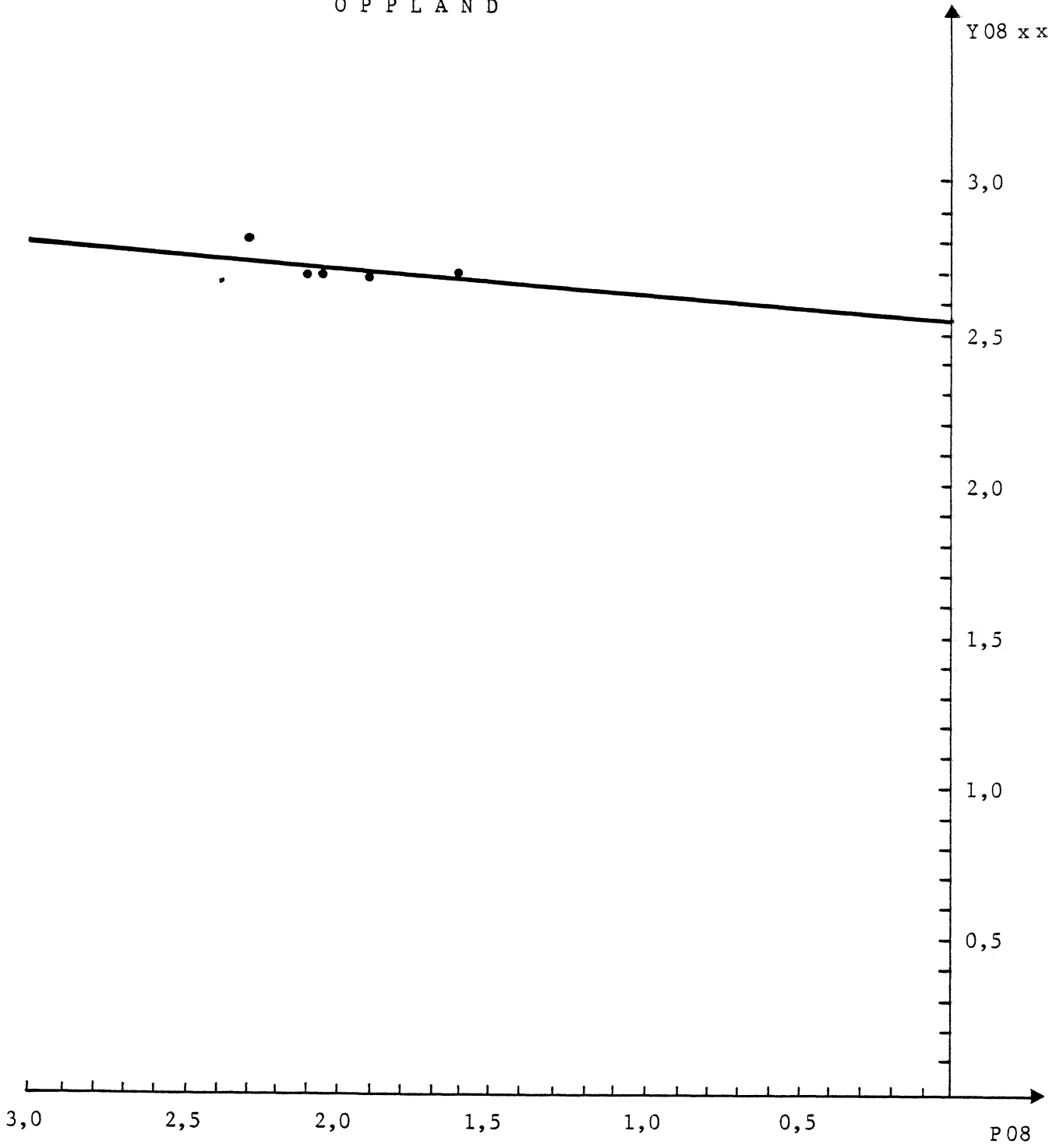
År: 1978 . -79 -80 -81 -82

Obs: (-1.75, 1.9) (-1.7, 1.75) (-2.05, 1.9) (-2.1, 1.9) (-2.0, 2.0)

Reg. linje:  $\gamma_{0807} = -0.2887 P0807 + 1.3550$

$R^2 = 0.2719$

## O P P L A N D



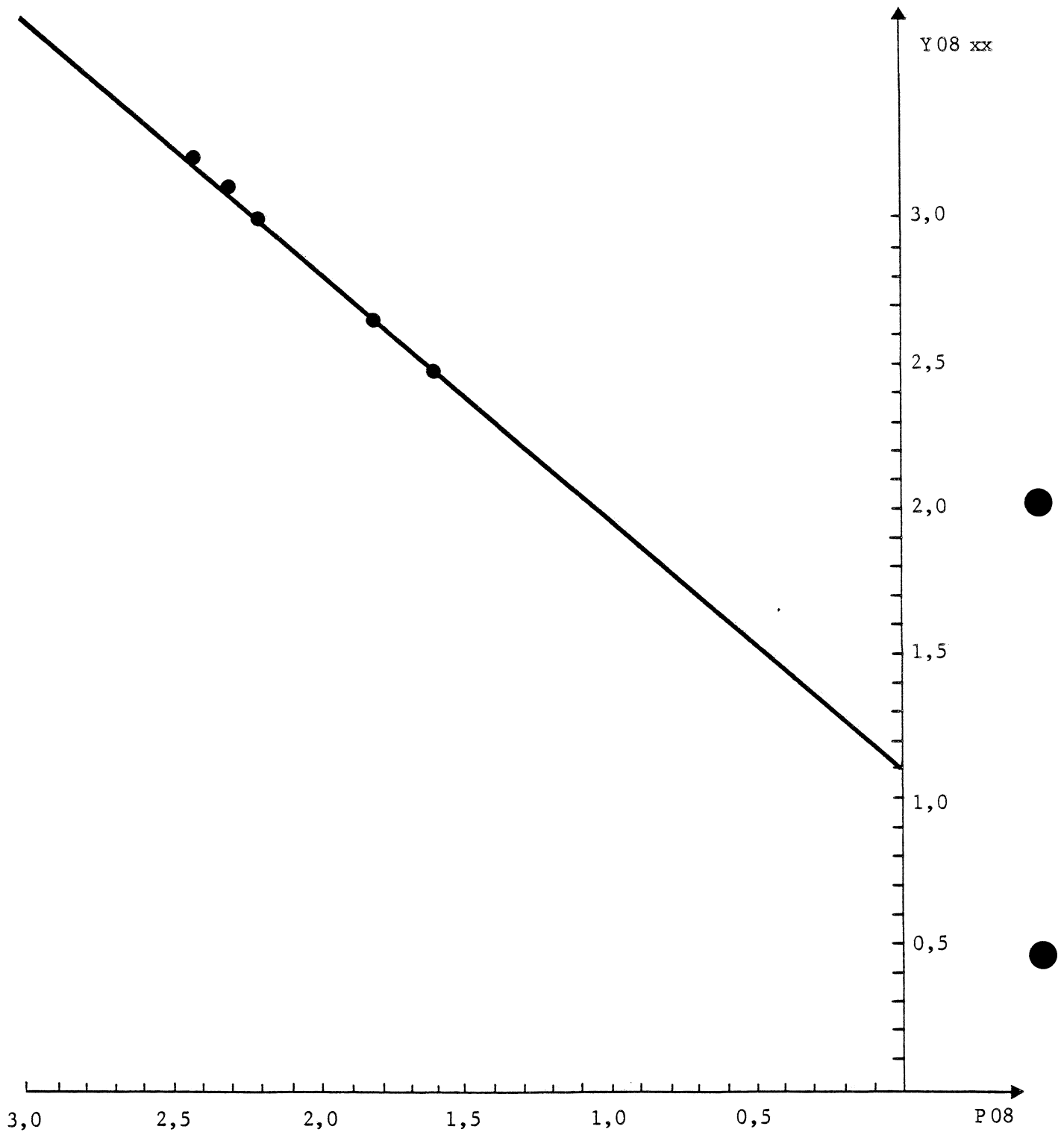
År:            1978                    -79                    -80                    -81                    -82

Obs: (-1.6, 2.7) (-1.9, 2.7) (-2.06, 2.7) (-2.3, 2.8) (-2.1, 2.7)

Reg. linje:  $\gamma_{0805} = -0,0937 P0805 + 2.5316$

$R^2 = 0.5854$

## R O G A L A N D



År:            1978            -79            -80            -81            -82

Obs: (-1.6, 2.5) (-1.8, 2.65) (-2.2, 3.0) (-2.4, 3.2) (-2.3, 3.1)

Reg. linje:  $\gamma 0811 = -0.8673 P0811 + 1.111$

$R^2 = 0.9966$

## Litteraturliste

- Bye, T. (1984): Energisubstitusjon i næringssektorene i en makromodell. Rapporter 84/2, Statistisk Sentralbyrå.
- Stølen, N. M. og Strøm, S. (1979): Substitusjonsmuligheter mellom energivarer. Rapporter 79/11, Statistisk Sentralbyrå.
- Skoglund, T. (1980): Region. En modell for regional kryssløpsanalyse. Artikler 122, Statistisk Sentralbyrå.
- Koren, P.R. (1978): Etterspørselen etter energi i tjenesteytende næringer. Artikler 110, Statistisk Sentralbyrå.
- Thonstad, T. (1964): To eksempler på analytiske produktfunksjoner. Memo 1.6. 1964 fra Sosialøkonomisk Institutt.
- Ljones, A. (1982): Ressursregnskap for energi. Dok.notat nr. 4. Interne Notater 82/21, SSB.
- Ljones, A. og Jansrud, R. (1983): Ressursregnskap for energi. Dok.not. nr. 5, fylkesvise energiregnskap 1980. Interne Notater 83/13, SSB.
- Skoglund, T. (1981): Utprøving av modellen REGION mot fylkesfordelte nasjonalregnskapsdata for perioden 1973 - 1976. Rapporter 81/29, SSB.