

# Interne notater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

89/29

18. august 1989

## Husholdningenes bruk av energi

av

Brita Bye

### Innhold

1	Innledning	1
2	Modellen	2
3	Stokastisk utforming av modellen	4
4	Datamaterialet	8
5	Estimerings- og testresultater - tradisjonell modell	10
6	Utvidelser av modellen	12
7	Konklusjon	16
	Appendiks	18

# 1 Innledning

I forbindelse med arbeidet med "energidelen" i den makroøkonomiske modellen MODAG W, har vi her sett nærmere på husholdningenes etterspørsel etter elektrisitet og olje til oppvarmingsformål, og herunder sammensetningen av elektrisitets- og oljeforbruket. Vi betrakter ulike relasjoner som beskriver substitusjonen mellom elektrisitet og olje for denne sektoren og tester ulike hypoteser om tregheter i tilpasningen.

De siste 10-15 årene har det skjedd store endringer i prisforholdet mellom de to energibærerne. Fra 1973 til 1985 ble prisen på fyringsoljer nærmere sjudoblet. Elektrisitetsprisen hadde en jevn vekst, og ble om lag firedoblet i løpet av perioden, i følge Energimeldingen [12]. Regnet i nyttiggjort energi har prisen for fyringsoljer vært høyere enn prisen på elektrisitet fra og med 1979. Veksten i elektrisitetsforbruket har i hele perioden vært høyere enn veksten i totalt energiforbruk. Fyringsoljeforbruket har sunket både relativt sett og absolutt.

Det er nær sammenheng mellom prisen på henholdsvis elektrisitet og fyringsolje og sammensetningen av forbruket av de to energibærerne. Fram til 1982 endret bruken av elektrisitet og olje seg i favør av den energibæreren som relativt sett var blitt billigere, selv om det tok tid før brukerne reagerte på endringer i prisforholdet [11]. Etter 1982 har forbruket av elektrisitet økt kraftig relativt sett til tross for at olje er blitt relativt billigere. Dette kan delvis skyldes tregghet i tilpasningen til endrede priser blant annet fordi det trengs nytt oppvarmingsutstyr hvis en skal gå over fra å bruke olje til å bruke elektrisitet til oppvarming. Den viktigste årsaken er imidlertid at en stor del av elektrisitetsforbruket går til andre formål enn oppvarming. Kjøp av varige konsumgoder som for eksempel husholdningsmaskiner, økte sterkt i perioden 1982 - 1986. Fordi beholdningen av varige konsumgoder som bruker elektrisitet har økt kraftig, er andelen av elektrisitetsforbruket som går til andre formål enn oppvarming økende. I dagens datamateriale skilles det ikke mellom elektrisitet som går til ulike formål. Det er en svakhet ved denne og tidligere analyser hvor en har sett på husholdningenes etterspørsel etter energi til oppvarmingsformål, at data for forbruk av elektrisitet består av totalt elektrisitetsforbruk. Dette kan være av stor betydning for de estimerte parametrene og blant annet føre til feilestimering av framtidig elektrisitetsforbruk.

Husholdningenes etterspørsel etter energi til oppvarmingsformål foregår i to trinn. Først bestemmer husholdningen hva slags oppvarmingsutstyr den vil ha, og deretter blir det bestemt hvor intensivt dette utstyret skal brukes. På kort sikt er oppvarmingsutstyret gitt og husholdningen kan bare ta beslutninger om trinn to, mens på lang sikt velger husholdningen også oppvarmingsutstyr. Valg av type utstyr er et diskret valg, mens utnyttelsesgraden kan hele tiden endres. Det er utviklet metoder for analyser av slike diskret-kontinuerlig valg prosesser. For å kunne gjennomføre slike analyser må en blant annet ha tilgang til data for oppvarmingsutstyr og hvor mye energi som går til oppvarmingsformål.

I dette notatet beskrives en enkel analyse av husholdningenes energietterspørsel der en ser bort fra teorien om diskret-kontinuerlig valg og manglende formålsdata for elektrisitetsforbruket. Det er nå startet opp et prosjekt i Olje- og energigruppa der en skal se

nærmere på husholdningenes energietterspørsel med utgangspunkt i disse problemstillingene.

Husholdningene tilpasser seg altså under ulike betingelser på kort og lang sikt. På kort sikt er substitusjonsmulighetene avhengig av det eksisterende oppvarmingsutstyret, men på lang sikt kan dette utstyret skiftes ut slik at substitusjonsmulighetene er større på lang enn på kort sikt. Blant annet som følge av usikkerhet i prisutviklingen, har flere husholdninger installert såkalte kombinerte anlegg som kan bruke både elektrisitet og fyringsolje. En del husholdninger bruker også fast brensel i form av ved til oppvarming. Vi vil her også se nærmere på betydningen av vedforbruket. De fleste som benytter ved til oppvarming har det som tilleggsoppvarming der elektrisitet eller fyringsolje er hovedoppvarmingskilde.

I løpet av estimeringsperioden 1962 - 1986 har prisforholdet mellom elektrisitet og olje endret seg betydelig. Fram til 1973 var prisforholdet nesten konstant, mens det fra 1973/74 har vært betydelige endringer. Modellen som benyttes blir testet på data for de to periodene for å undersøke om den beskriver sammenhengene på en tilfredsstillende måte i begge periodene.

## 2 Modellen

I MODAG W bestemmes husholdningenes etterspørsel etter konsumvarer av et sett av lineære utgiftsrelasjoner [1]. Det er da tatt utgangspunkt i et lineært utgiftssystem der en har følgende nyttefunksjon [6]

$$W(X_1, \dots, X_n, X_U) = \prod_{i=1}^n \left( \frac{X_i - \gamma_i}{\beta_i} \right)^{\beta_i} \left( \frac{X_U - \gamma_U}{\beta_U} \right)^{\beta_U} \quad (2.1)$$

der  $\beta_i > 0$  for  $i = 1, \dots, n, U$ , og  $\gamma_i$  er en form for minstekvantumspareparameter. Nyttefunksjonen (2.1) er separabel i energivaren ( $X_U$ ), som er et aggregat av elektrisitet ( $X_E$ ) og olje ( $X_F$ ).

$$X_U = X_U^*(X_E, X_F) \quad (2.2)$$

Det forutsettes at nyttefunksjonen (2.2) er homotetisk. Følgende restriksjon gjelder for  $\beta$ -ene;

$$\sum_{i=1}^n \beta_i + \beta_U = 1$$

Budsjettbetingelsen er gitt ved

$$\sum_{i=1}^n P_i X_i + P_U X_U = Y_C \quad (2.3)$$

der  $Y_C$  er total forbruksutgift.

Av førsteordensbetingelsene for nyttemaksimering gitt budsjettbetingelsen, følger etterspørselsfunksjonene.

$$X_i = \gamma_i + \beta_i \frac{(Y_C - \sum_{k=1}^n P_k \gamma_k - P_U \gamma_U)}{P_i} \quad (2.4)$$

$$i = 1, \dots, n$$

$$X_U = \gamma_U + \beta_U \frac{(Y_C - \sum_{i=1}^n P_i \gamma_i - P_U \gamma_U)}{P_U} \quad (2.5)$$

Etterspørselen etter energi avhenger av løpende total konsumutgift, prisen på andre varer og prisen på energi.

Forutsetningene om svak separabilitet i (2.1) og homotetisk nyttefunksjon for energi, innebærer at nyttemaksimerende varesammensetning kan oppnås i en to-trinns prosess ved først å optimere sammensetningen av elektrisitet og olje innenfor energiaggregatet, dvs. kostnadene ved bruk av energi minimeres. Deretter optimeres sammensetningen av energi og andre varer i det lineære utgiftssystemet [5].

I MODAG W er energi et CES-aggregat av elektrisitet og olje. Det er tatt utgangspunkt i følgende nyttefunksjon

$$X_U = [\delta (\frac{X_E}{\delta})^{-\rho} + (1 - \delta) (\frac{X_F}{1 - \delta})^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}} \quad (2.6)$$

der  $\delta$  er fordelingsparameter og  $\rho$  er substitusjonsparameter. Nyttefunksjonen (2.6) er homogen av grad 1.

Total utgift til kjøp av energi er gitt ved

$$P_E X_E + P_F X_F = Y_U \quad (2.7)$$

Minimering av (2.7) for gitt nyttenivå  $X_U = X'_U$  gir levekostnadsfunksjonen

$$C(P_E, P_F, X_U) = X'_U [\delta P_E^{\frac{\rho}{\rho+1}} + (1 - \delta) P_F^{\frac{\rho}{\rho+1}}]^{\frac{\rho+1}{\rho}} \quad (2.8)$$

(2.8) gir uttrykk for totale utgifter til kjøp av energi. Utgifter til kjøp av energi pr. nytteenhet kan tolkes som en pris på energi. Av (2.8) følger da

$$P_U = [\delta P_E^{\frac{\rho}{\rho+1}} + (1 - \delta) P_F^{\frac{\rho}{\rho+1}}]^{\frac{\rho+1}{\rho}} \quad (2.9)$$

Parametrene i (2.9) må estimeres for å finne  $P_U$ .

Ved å invertere levekostnadsfunksjonen (2.8) for gitt utgiftsnivå  $C = C^* = Y_U$  finner en den indirekte nyttefunksjonen [14].

$$W(P_E, P_F, Y_U) = Y_U [\delta P_E^{\frac{\rho}{\rho+1}} + (1 - \delta) P_F^{\frac{\rho}{\rho+1}}]^{-\frac{\rho+1}{\rho}} \quad (2.10)$$

Av Roy's identitet følger etterspørselsfunksjonene etter henholdsvis elektrisitet og olje.

$$X_E = -Y_U P_U \frac{-\rho}{\rho+1} \delta P_E^{\frac{-1}{\rho+1}} \quad (2.11)$$

$$X_F = -Y_U P_U \frac{-\rho}{\rho+1} (1 - \delta) P_F^{\frac{-1}{\rho+1}} \quad (2.12)$$

Ved å betrakte forholdet mellom de to energibærerne vil  $Y_U$  og  $P_U$  elimineres.

$$\frac{X_E}{X_F} = \left(\frac{\delta}{1-\delta}\right) \left(\frac{P_E}{P_F}\right)^{\frac{-1}{\rho+1}} \quad (2.13)$$

Substitusjonselastisiteten mellom de to energibærerne er gitt ved

$$\sigma = -\left(\frac{\partial(\frac{X_E}{X_F})}{\partial(\frac{P_E}{P_F})}\right) \left(\frac{\frac{P_E}{P_F}}{\frac{X_E}{X_F}}\right) = \frac{1}{\rho+1} \quad (2.14)$$

Relasjon (2.13) kan skrives på logaritmeform

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right) = \ln\left(\frac{\delta}{1-\delta}\right) - \sigma \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right) \quad (2.15)$$

Parametrene i (2.15) kan estimeres fra observerte data, og  $P_U$  kan da beregnes ved (2.9), og inngå i det lineære utgiftssystemet.

### 3 Stokastisk utforming av modellen

Relasjon (2.15) kan oppfattes som en langsiktig sammenheng som beskriver forholdet mellom bruk av elektrisitet og olje, mens det på kort sikt vil være en viss treghetsstruktur i tilpasningen til en ny likevektssituasjon etter at det har skjedd initiale endringer i forklaringsvariablene. Det er rimelig å anta at forholdet mellom forbruket av elektrisitet og olje i et år avhenger av prisforholdet mellom de to energibærerne i inneværende år, og flere tidligere år fordi husholdningenes kapitalutstyr i form av beholdningen av varige konsumgoder som husholdningsmaskiner og oppvarmingssystem, er gitt på kort sikt. Det vil kunne gå flere år fra en eventuell endring i prisforholdet til husholdningene har endret sitt kapitalutstyr slik at effektene på forholdet mellom forbruk av elektrisitet og olje er uttømt. I mangel av en modell som eksplisitt tar hensyn til sammenhengen mellom varige konsumgoder og energibruk, vil vi her nøye oss med å betrakte en tradisjonell Distributed lag modell, se [9], [2].

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right) = a + \sum_{i=0}^T b_i \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-i} + v_t \quad (3.1)$$

der

$$a = \ln\left(\frac{\delta}{1-\delta}\right) \quad (3.2)$$

$$b_i = -\sigma\alpha_i \quad i = 0, 1, \dots, n \quad (3.3)$$

og  $v_t$  er et restledd.

Etter T perioder er hele effekten av en prisendring uttømt slik at

$$\sum_{i=0}^T \alpha_i = 1 \quad (3.4)$$

(3.3) og (3.4) gir da

$$b = \sum_{i=0}^T b_i = \sum_{i=0}^T -\sigma \alpha_i = \sigma \quad (3.5)$$

Restleddet  $v_t$  inneholder eventuelle utelatte variable. Hvis disse endres systematisk vil  $v_t$  være korrelert med restledd fra tidligere perioder, slik at det følger en form for autoregressiv prosess. I denne analysen antas det at restleddet  $v_t$  følger en første ordens autoregressiv prosess.

$$v_t = \theta v_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

der  $\varepsilon_t$  er et stokastisk restledd med forventning  $E\varepsilon_t = 0$  og varians  $\sigma_{\varepsilon_t}$ , og er ukorrelert med restledd fra tidligere perioder.

For å forenkle analysen så en får færre parametre å estimere, antas det at hele effekten av en prisendring i modell (3.1) er uttømt etter to perioder. Relasjonene (3.1) og (3.6) gir da

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t &= a + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + b_1 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-1} + b_2 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-2} \\ &+ \theta \ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_{t-1} - \theta a - \theta b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-1} - \theta b_1 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-2} \\ &- \theta b_2 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-3} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.7)$$

(3.7) kan skrives som

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t &= a_0 + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + b_1 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-1} + b_2 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-2} + \theta \ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_{t-1} \\ &+ k_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-1} + k_1 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-2} + k_2 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-3} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.8)$$

der

$$a_0 = a(1 - \theta) \quad (3.9)$$

$$k_i = -\theta b_i, \quad i = 0, 1, 2 \quad (3.10)$$

La

$$b' = \sum_{i=0}^2 b_i + \sum_{i=0}^2 k_i \quad (3.11)$$

Sammen med (3.5) og (3.10) gir (3.11)

$$b' = -\sigma(1 - \theta) \quad (3.12)$$

Vi får da følgende uttrykk for substitusjonselastisiteten

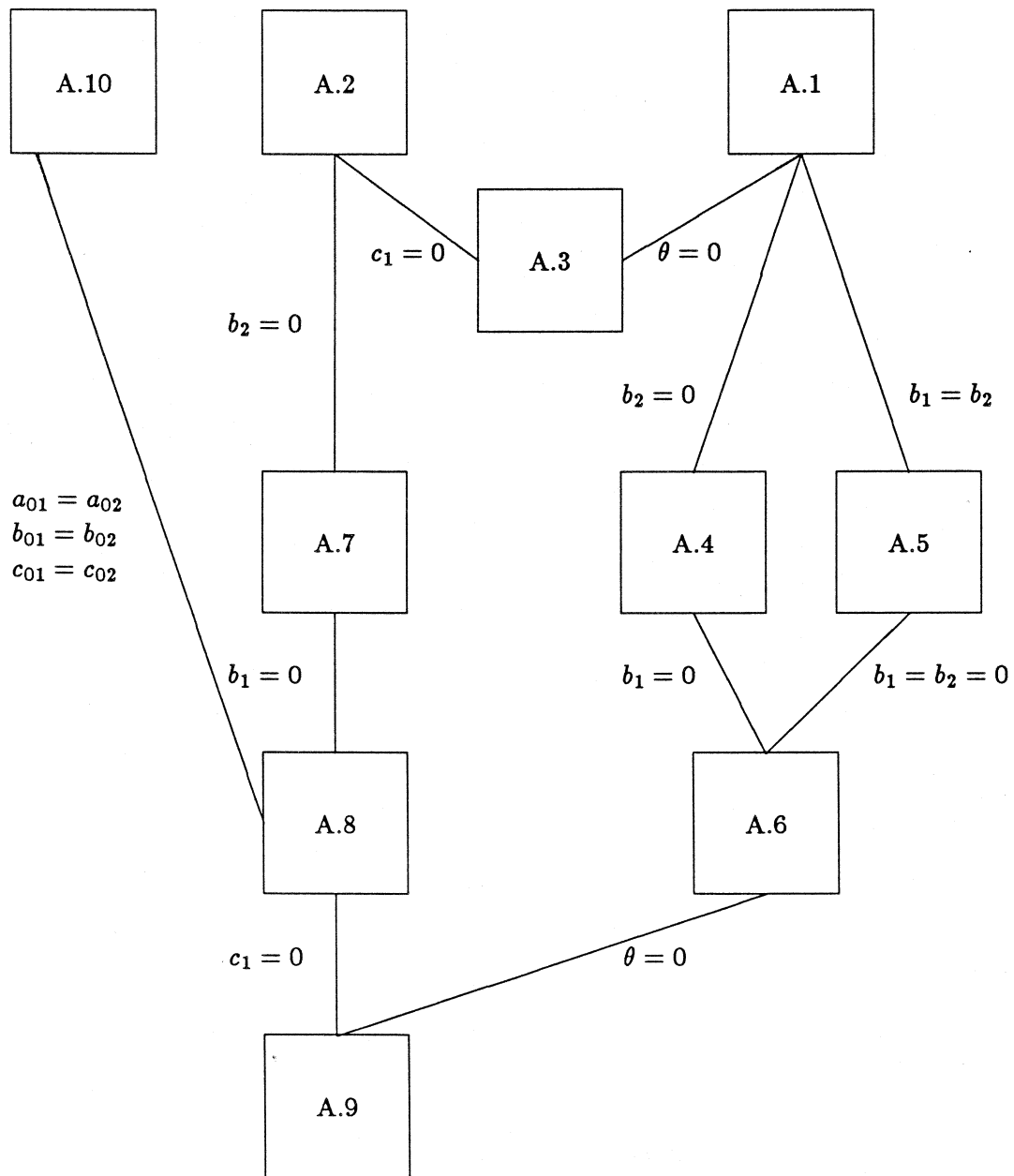
$$\sigma = \frac{-b'}{1 - \theta} \quad (3.13)$$

Hvis  $k_0, k_1, k_2$  og  $\theta$  er uavhengige parametre slik at sammenhengen (3.10) ikke gjelder, vil relasjon (3.8) være en mer generell relasjon enn (3.7). Det vil ikke være mulig å identifisere parametrene  $b_1, b_2, k_0$  og  $k_1$  i (3.8), men bare to bruttoparametre,  $(b_1 + k_0)$  og  $(b_2 + k_1)$ , fordi det bare er to variable  $\ln(\frac{P_2}{P_1})_{t-1}$  og  $\ln(\frac{P_2}{P_1})_{t-2}$  som skal bestemme fire parametre. For å kunne estimere relasjonen må det legges restriksjoner på parametrene. Ved å legge ulike restriksjoner på parametrene og "teste" de forskjellige relasjonene mot hverandre, kan en finne ut hvilken relasjon som best forklarer substitusjonen mellom elektrisitet og olje. De ulike relasjonene kan testes mot hverandre ved å bruke en metode for testing av "nestede hypoteser". Dette innebærer at en tester relasjoner som ligger under hverandre i et skjema, der en relasjon som ligger under en annen innebærer nullrestriksjoner på parametrene i relasjonen som ligger over. De estimerte relasjonene med ulike koeffisientrestriksjoner er gitt i appendikset. Figur 3.1 viser test-skjemaet for de nestede hypotesene med restriksjonene som gjelder i de forskjellige relasjonene. For slike nestede hypoteser kan en benytte følgende testobservator [8]

$$C_{ij} = T \ln\left(\frac{SSR_i}{SSR_j}\right) \sim \chi_{v_j - v_i}^2 \quad (3.14)$$

der T er antall observasjoner,  $SSR_i$  er summen av de kvadrerte avvik i relasjon i, og  $v_i$  er antall frihetsgrader i relasjon i. Fotskrift i representerer nullhypotesen  $H_i$ , mens fotskrift j representerer den alternative hypotesen  $H_j$ , der  $H_i$  er en underhypotese av  $H_j$ .  $H_i$  forkastes hvis  $C_{ij}$  er større enn tilsvarende verdi i den teoretiske kji-kvadratfordelingen.

Figur 3.1 Testskjema. De nestede hypotesene ligger under hverandre i figuren.

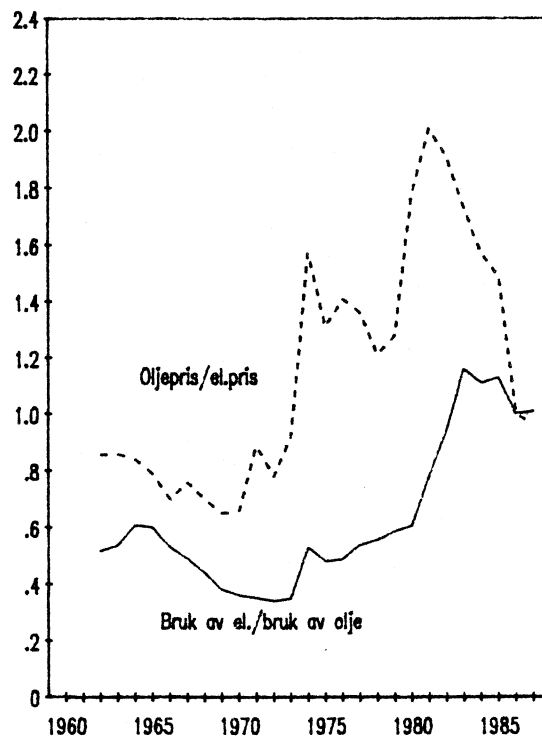




## 4 Datamaterialet

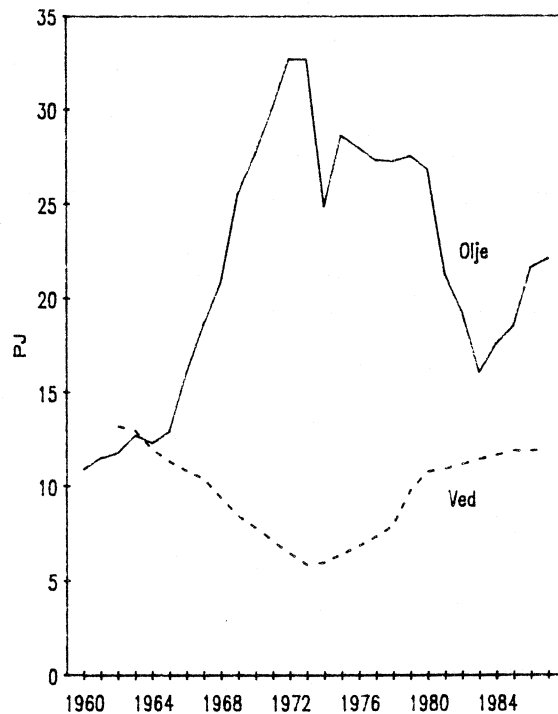
Beregningene er foretatt på data for husholdningenes totale forbruk av elektrisitet og fyringsolje (fyringsoljer og fyringsparafin) og tilhørende priser for perioden 1962 - 1986. Det er nær sammenheng mellom prisene på de to energibærerne og sammensetningen av energiforbruket. Figur 4.1 viser at bruken av elektrisitet og olje har endret seg i favør av den energibæreren som relativt sett har blitt billigere. Figuren indikerer også at det tar tid før brukerne reagerer på endringer i prisforholdet. Etter 1982 har forbruket av elektrisitet økt kraftig i forhold til olje, selv om olje er blitt relativt sett billigere. Dette kan delvis skyldes treghet i tilpasningen til prisendringer, for eksempel fordi en trenger nytt oppvarmingsutstyr hvis en vil gå over fra å bruke olje til elektrisitet. Den viktigste årsaken er imidlertid at en økende del av elektrisitetsforbruket går til andre formål enn oppvarming. Kjøp av varige konsumgoder som f.eks. husholdningsmaskiner, økte sterkt i perioden 1982 - 1986. Samlet elektrisitetsforbruk var i 1986 29 TWh. Dataene er hentet fra Energiregnskapet som bygger på Elektrisitetsstatistikken og Petroleumsstatistikken. Når det gjelder data for bruk av elektrisitet er det i dagens tilgjengelige datamateriale ikke skilt mellom bruk av elektrisitet til ulike formål. Dette må ansees som en klar svakhet når det er bruk av elektrisitet til oppvarmingsformål som skal analyseres.

Figur 4.1. Utviklingen i forholdet mellom pris på og bruk av elektrisitet og olje. 1962-1987. 1986=1



Deler av husholdningenes oppvarmingsbehov dekkes med vedfyring. I 1962 var forbruket av ved regnet i nyttiggjort energi om lag 13 PJ, mens det tilsvarende oljeforbruket var 12 PJ. Figur 4.2. viser at vedforbruket ble mer enn halvert fra begynnelsen av 1960-tallet og fram til den første oljekrisen i 1973. I samme periode var det en sterk økning i både oljeforbruket og totalt energiforbruk, og i 1973 var oljeforbruket 32.6 PJ og vedforbruket om lag 6 PJ. Økningen i oljeprisene fra 1974 og fram til 1980/81 førte til en kraftig reduksjon i oljeforbruket. Samtidig økte vedforbruket til nærmere 11.5 PJ. Økningen har fortsatt på 80-tallet, og forbruket av ved var i 1986 bare 10 prosent lavere enn det var i 1962. Dette tilsvarer om lag 3.5 TWh nyttiggjort energi. I 1986 tilsvarte oljeforbruket om lag 6 TWh.

Figur 4.2. Utviklingen i bruk av olje og ved. 1960-1986. PJ



Forbruk av ved (i 1000  $fm^3$ ) er hentet fra Ressursregnskap for skog [10]. Dette bygger på beregninger av samlet vedforbruk i husholdningene som består av både kjøpt og egenprodusert ved der blant annet også sjøhogst og skrapmateriale inngår [13]. Usikkerheten knyttet til disse beregnede dataene er anslått til +/- 20 prosent i året. Spesielt er det stor usikkerhet knyttet til beregningene av sjøhogst, men også til andelen av kjøpt ved. Det finnes i dag ingen data for priser på ved.

## 5 Estimerings- og testresultater - tradisjonell modell

Resultater fra estimering av de ulike relasjonene, se Appendix, er gitt i tabell 5.1. Relasjonene er estimert over perioden 1962-1986. I modellene der prisforholdet for flere tidligere år inngår som forklaringsvariable ((A.1),(A.2),(A.3),(A.4),(A.5),(A.7)), gir estimeringen ikke-signifikante koeffisienter. Det kan være en indikasjon på at prisforholdet følger en trend, og at vi derfor får problemer med multikollinearitet. Ikke-signifikante koeffisienter kan også skyldes utelatelse av andre relevante variable. Figur 4.1. viste at sammenhengen mellom endringer i relative priser og forholdet mellom bruk av elektrisitet og olje endret seg radikalt i 1982. Dette kan være en følge av endringer i andre variable. I modellene hvor det antas ingen autokorrelasjon, indikerer DW-observatoren at restleddene følger en første ordens autoregressiv prosess. Alle modellene har gjennomgående høy forklaringskraft målt ved  $R^2$ , bortsett fra (A.9) og (A.3). Disse modellene har også autokorrelasjon i restleddet i følge DW-observatoren. Resultatene viser at modell (A.8) som er en modell med vanlig Koyck-lag, forklarer substitusjonen mellom elektrisitet og olje rimelig godt. Koeffisientene har "riktige" fortegn og er signifikante, og substitusjonselastisiteten mellom elektrisitet og olje er 1.98. Om lag en tredjedel av effekten ved en prisendring kommer i løpet av det første året. I følge  $R^2$  forklares om lag 94 prosent av variasjonen i datamaterialet, SSR er lav og DW-observatoren viser ingen autokorrelasjon i restleddet. Når forbruksforholdet fra foregående år er forklaringsvariabel, innbærer det at prisforholdene fra alle tidligere år indirekte inngår som forklaringsvariable.

Tabell 5.1. Estimeringsresultater

Modell	$a_0$	$b_0$	$b_1$	$b_2$	$c_1$	$\sigma$	$\theta$	$R^2$	SSR	DW
(A.1)	1.691 (...)	-0.418 (...)	-0.193 (...)	-0.123 (...)		0.90	0.972 (...)	0.94	0.255	1.53
(A.2)	0.081 (0.138)	-0.468 (0.128)	0.212 (0.170)	0.015 (0.146)	0.938 (0.104)	3.88		0.95	0.167	2.02
(A.3)	1.310 (0.048)	0.121 (0.251)	-0.316 (0.363)	-0.696 (0.281)		0.89		0.72	0.914	0.83
(A.4)	3.943 (...)	-0.402 (...)	-0.171 (...)			0.57	0.992	0.93	0.276	1.37
(A.5)	1.604 (1.517)	-0.417 (0.136)	-0.157 (0.155)			0.57	0.966	0.94	0.244	1.56
(A.6)	0.176 (8.956)	-0.403 (0.123)				0.40	1.021 (0.163)	0.91	0.293	1.37
(A.7)	0.087 (0.111)	-0.464 (0.119)	0.224 (0.149)		0.935 (0.083)	3.69		0.94	0.169	2.07
(A.8)	0.205 (0.081)	-0.307 (0.059)			0.845 (0.060)	1.98		0.94	0.188	2.05
(A.9)	1.317 (0.063)	-0.676 (0.168)				0.67		0.42	1.961	0.18

Modell	$a_{01}$	$a_{02}$	$b_{01}$	$b_{02}$	$c_{11}$	$c_{12}$	$\sigma_1$	$\sigma_2$	$R^2$	SSR	DW
(A.10)	0.054 (0.161)	0.148 (0.125)	-0.507 (0.252)	-0.463 (0.136)	1.028 (0.136)	0.834 (0.070)	-18.11	3.23	0.99	0.155	2.42

Stabiliteten i koeffisientene er undersøkt ved å forkorte estimeringsperioden med 2-3 år henholdsvis i begynnelsen og slutten av perioden. Det viser seg at koeffisientene i flere av modellene er lite stabile ved endringer i datamaterialet. Dette gjelder også for modellen (A.8). Ustabile koeffisientestimerer tyder på at substitusjonselastisiteten har endret seg over estimeringsperioden. Ved hjelp av modell (A.10) er det mulig å teste dette. Der er observasjonsperioden delt i to, en periode før OPEC I (1973/74) og en periode etter. Estimeringsperiodene kan være noe korte (1962-1973) og (1974-1986), men alle koeffisientene er signifikante. For perioden 1962-1973 blir estimatet for  $c_1$  større enn 1 og substitusjonselastisiteten får dermed galt fortegn, noe som viser at modellen ikke beskriver denne perioden på en tilfredsstillende måte. Når det gjelder den siste perioden (1974-1986) har alle koeffisientene riktig fortegn og substitusjonselastisiteten blir 3.23. Disse resultatene kan være en følge av at det i den første perioden var liten endring i det relative prisforholdet, og dermed foregikk det egentlig ingen substitusjon. Endringer i forbruksforholdet skyldtes i vesentlig grad andre faktorer som for eksempel prisen på ulike former for oppvarmingsutstyr og kjøp av husholdningsmaskiner, enn utviklingen i prisforholdet. Figur 4.2 viste at vedforbruket sank fram til 1973, samtidig som forbruket av fyringsolje og -parafin økte sterkt. Dette kan tyde på at flere husholdninger erstattet vedovner med parafinbrennere eller oljefyringsanlegg. I tillegg var det absolutt sett dyrere å bruke elektrisitet enn olje. I denne perioden var det også vekst i antall kvadratmeter oppvarmet boligflate som førte til en generell økning i energiforbruket. I den andre perioden har det vært til dels store endringer i det relative prisforholdet, noe som har forårsaket substitusjon.

De empiriske testobservatorene er gjengitt i tabell 5.2. Verdiene i den teoretiske  $\chi^2$ -kvadratfordelingen ved 5 prosents signifikansnivå er 3.84 ved en frihetsgrad og 5.99 ved to frihetsgrader. Ved å sammenlikne de empiriske testobservatorene med de tilsvarende verdier i den teoretiske  $\chi^2$ -kvadratfordelingen får vi forkastning av de "nestede" hypotesene (A.3) og (A.9). Disse har også lavest forklaringskraft målt ved  $R^2$ , i tillegg til at DW-observatoren viser autokorrelasjon. Når det gjelder de andre hypotesene må en legge vekt på modellens forklaringskraft, målt ved  $R^2$  og SSR, i tillegg til om koeffisientene er signifikante for å finne den beste modellen.

Tabell 5.2. Empiriske testobservatorer

$C_{(A.3)(A.1)}$	31.91
$C_{(A.3)(A.2)}$	42.49
$C_{(A.4)(A.1)}$	1.98
$C_{(A.5)(A.1)}$	-1.10
$C_{(A.6)(A.4)}$	1.49
$C_{(A.6)(A.5)}$	4.57
$C_{(A.7)(A.2)}$	0.30
$C_{(A.8)(A.7)}$	2.66
$C_{(A.9)(A.8)}$	58.62
$C_{(A.9)(A.6)}$	47.52
$C_{(A.8)(A.10)}$	4.82

Modell (A.8) har som tidligere omtalt god forklaringskraft. Den er en underhypotese av (A.10), (A.7) og (A.2). Testen gir ingen forkastning av (A.8). Modell (A.6) der bare prisforholdet fra inneværende periode inngår som forklaringsvariabel i tillegg til at det forutsettes første ordens autokorrelasjon i restleddet, er en underhypotese av (A.4) og (A.5). Testen gir forkastning av (A.6) mot (A.5), men ikke mot (A.4). Sammen med lavere forklaringskraft og autokorrelasjon i restleddet fører dette til at hypotesen (A.6) "forkastes", og (A.8) ansees for å være den beste modellen.

## 6 Utvidelser av modellen

Analysen i kapittel 5 viste at den modellen som ble valgt ikke forklarer endringer i forholdet mellom bruk av elektrisitet og bruk av olje i husholdningene på noen god måte. Som nevnt innledningsvis har det de siste årene vært en sterk økning i privat konsum, og spesielt i etterspørselen etter varige konsumgoder som bl.a. husholdningsmaskiner som bruker elektrisitet. Dette er varer med forholdsvis høy inntektselastisitet. Det er derfor mye som tyder på at inntektselastisiteten for elektrisitet til oppvarming er til dels betydelig lavere enn inntektselastisiteten for elektrisitet anvendt i varige konsumgoder. I modellen som er analysert i kapittel 5 er det implisitt forutsatt at disse to inntektselastisitetene er like. I det eksisterende datamaterialet skilles det ikke mellom forbruk av elektrisitet til ulike formål. Den inntektselastisiteten som beregnes for elektrisitet måler derfor ikke bare virkningen på bruken av elektrisitet til oppvarming, og det er rimelig å anta at inntektselastisiteten for elektrisitet er forskjellig fra inntektselastisiteten for fyringsolje hvor hele forbruket går til oppvarming. En partiell økning i privat konsum virker derfor ikke nøytralt på elektrisitets- og oljeforbruket. På bakgrunn av dette vil vi her undersøke om endringer i totalt konsumnivå har påvirket den relative etterspørselen etter elektrisitet og olje for eventuelt å få et bedre anslag på substitusjonsvirkningen av endringer i prisforholdet.

Forbruket av fast brensel burde i prinsippet inngå i husholdningenes nyttefunksjon for energi. Det er imidlertid svært vanskelig å finne gode data for pris på ved. Som et alternativ har en her valgt å undersøke om vedforbruket kan være en forklaringsfaktor for substitusjonen mellom elektrisitet og olje.

For å analysere effektene av utviklingen i henholdsvis privat konsum og vedforbruket på etterspørselen etter elektrisitet og olje, kan begge variablene innføres i nyttefunksjonen (2.6), [3]. Den generelle nyttefunksjonen for energi blir nå

$$X_U = \left( \delta \left( \frac{X_E}{g_E(C_P) f_E(V) \delta} \right)^{-\rho} + (1 - \delta) \left( \frac{X_F}{g_F(C_P) f_F(V) (1 - \delta)} \right)^{-\rho} \right)^{\frac{-1}{\rho}} \quad (6.1)$$

der  $C_P$  er privat konsum og  $V$  er vedforbruk. Funksjonene  $g_i(C_P)$  og  $f_i(V)$  vil ta vare på eventuelle "skjevheter" som privat konsum og forbruk av ved kan føre til i etterspørselsforholdet, dvs. om eventuelle endringer i variablene  $C_P$  og  $V$  gir en like stor endring i forbruket av henholdsvis elektrisitet og olje relativt sett, eller om forholdet endres. Minimering av total energiutgift (2.7) for gitt nyttenivå når nyttefunksjonen er gitt ved (6.1), se kapittel 2, gir følgende uttrykk for forbruksforholdet mellom elektrisitet og olje.

$$\frac{X_E}{X_F} = \left(\frac{\delta}{1-\delta}\right) \left(\frac{g_E(C_P)}{g_F(C_P)} \frac{f_E(V)}{f_F(V)}\right)^{\sigma+1} \left(\frac{P_E}{P_F}\right)^{-\sigma} \quad (6.2)$$

(6.2) kan skrives på logaritmeform.

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right) = \ln\left(\frac{\delta}{1-\delta}\right) + (\sigma+1) \ln\left(\frac{g_E(C_P)}{g_F(C_P)}\right) + (\sigma+1) \ln\left(\frac{f_E(V)}{f_F(V)}\right) - \sigma \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right) \quad (6.3)$$

For å kunne estimere en slik relasjon må  $g_i(C_P)$  og  $f_i(V)$  formuleres eksplisitt. Vi velger følgende spesifikasjoner av de to funksjonene [7].

$$g_i(C_P) = C_P^{(1-\frac{\alpha_i}{1+\sigma})} \quad (6.4)$$

$$f_i(V) = V^{(1-\frac{\beta_i}{1+\sigma})} \quad (6.5)$$

$$i = E, F$$

Funksjonene som tar vare på eventuelle effekter på hver av de to energibærerne av endringer i henholdsvis privat konsum og vedforbruket, avhenger av substitusjonselastisiteten mellom elektrisitet og olje, og en spesifikk parameter, henholdsvis  $\alpha$  og  $\beta$ . Denne parameteren sier noe om størrelsen på effekten. Jo større denne parameteren er, jo større vil effekten på etterspørselen etter de to energibærerne være og dermed effekten på nyttenivået. Funksjonene i (6.4) og (6.5) innebærer at variablene  $C_P$  og  $V$  begge vil inngå lineært i den relative etterspørselsfunksjonen.

Relasjonene (6.3), (6.4) og (6.5) gir da

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right) = a_0 + (\alpha_F - \alpha_E) \ln C_P + (\beta_F - \beta_E) \ln V - \sigma \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right) \quad (6.6)$$

der

$$a_0 = \ln\left(\frac{\delta}{1-\delta}\right)$$

Ved estimering av relasjon (6.6) vil det ikke være mulig å identifisere de fire parametrene  $\alpha_E$ ,  $\alpha_F$ ,  $\beta_E$  og  $\beta_F$  som inngår i (6.4) og (6.5), men bare to bruttoparametre  $\alpha = \alpha_F - \alpha_E$  og  $\beta = \beta_F - \beta_E$ . For å kunne identifisere begge parametrene i henholdsvis  $\alpha$  og  $\beta$  må det gjøres forutsetninger om størrelsen på en av dem eller eventuelt forholdet mellom dem. Ved å estimere  $\alpha$  og  $\beta$  får en her undersøkt om privat konsum og forbruk av ved virker nøytralt på den relative etterspørselen etter elektrisitet og olje. Den substitusjonselastisiteten som fremkommer viser substitusjonen mellom elektrisitet og olje når det er tatt hensyn til faktorer som virker ikke-nøytralt på etterspørselsforholdet.

Resultatene i kapittel 5 viste at relasjon (A.8) der forbruksforholdet fra året før inngår som en forklaringsvariabel, rimelig godt forklarte endringene i forbruksforholdet. Innføring av privat konsum og forbruk av ved som eksogene variable i (A.8) gir følgende relasjon

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t = a_0 + \alpha \ln(C_P)_t + \beta \ln V_t + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + c_1 \ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_{t-1} + \epsilon_t \quad (6.7)$$

$\epsilon_t$  er et stokastisk restledd med forventning  $E\epsilon_t = 0$  og varians  $\sigma_{\epsilon_t}^2$ .

Estimeringsresultatene er gitt i tabell 6.1. Hverken privat konsum eller vedforbruket viser seg å være signifikante forklaringsvariable. Datamaterialet viser en positiv trendutvikling i privat konsum og vedforbruket fra og med 1973, mens prisforholdet har en negativ utvikling. Resultatene kan tyde på at disse variablene kan uttrykkes som lineære transformasjoner av hverandre, eller at andre relevante variable ikke er med i relasjonen. For å undersøke om privat konsum og forbruk av ved er av betydning for forbruksforholdet mellom de to energibærerne, kan problemet med multikollinearitet løses ved å innføre privat konsum og vedforbruk hver for seg i relasjon (A.8). Det estimeres da følgende to underhypoteser av relasjon (6.7).

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t = a_0 + \alpha \ln(C_P)_t + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + c_1 \ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_{t-1} + \epsilon_t \quad (6.8)$$

der  $\beta = 0$  i relasjon (6.7).

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t = a_0 + \beta \ln V_t + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + c_1 \ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_{t-1} + \epsilon_t \quad (6.9)$$

der  $\alpha = 0$  i relasjon (6.7).

Estimeringsresultatene viser at begge modellene har god forklaringskraft målt ved  $R^2$ , og alle koeffisientene er signifikante. Substitusjonselastisiteten blir 3.78 for relasjon (6.8) og 1.17 for relasjon (6.9). Relasjon (A.8) ga en substitusjonselastisitet på 1.98. Innføring av privat konsum i relasjonen fører dermed til en stor økning i substitusjonselastisiteten. Fortegnet på parameteren til privat konsum er negativt slik at en økning i privat konsum vil føre til en reduksjon i forholdet mellom forbruk av elektrisitet og olje. Dette virker lite rimelig sett på bakgrunn av den økningen som har vært både i elektrisitetsforbruk og i kjøp av varige konsumgoder i løpet av estimeringsperioden. En av årsakene til dette kan være at privat konsum og prisforholdet er negativt korrelert i store deler av estimeringsperioden, og det er derfor vanskelig å skille effektene av de to variablene fra hverandre.

Relasjon (6.9) der vedforbruket inngår som forklaringsvariabel, gir en substitusjonselastisitet lik 1.17 som er vesentlig lavere enn i relasjon (A.8) der vedforbruket ikke var med. Det betyr at en 1 prosents økning i forholdet mellom prisen på elektrisitet og prisen på olje gir om lag en 1 prosents reduksjon i forholdet mellom forbruk av elektrisitet og forbruk av olje. Parameteren til vedforbruket er positiv, som viser at ved substitueres mot olje. Vedforbruket sank fram til 1973 og samtidig økte oljeforbruket, mens etter 1973 har vedforbruket igjen økt og oljeforbruket har sunket, se kapittel 4. Ved å ta med vedforbruket får vi skilt ut effekten av den substitusjonen som skjer mellom olje og ved,

men fordi vi mangler data for prisen på ved er det ikke mulig å måle noen substitusjonselastisitet mellom olje og ved. Når oljeprisen øker blir noe av reduksjonen i oljeforbruket erstattet med ved, og virkningen på forbruket av elektrisitet blir derfor mindre.

Tabell 6.1. Estimeringsresultater

Modell	$a_0$	$\alpha$	$\beta$	$b_0$	$c_1$	$\sigma$	$R^2$	SSR	DW
(6.7)	0.770 (2.731)	-0.142 (0.172)	0.157 (0.154)	-0.397 (0.080)	0.777 (0.132)	1.78	0.955	0.150	2.244
(6.8)	3.096 (1.496)	-0.255 (0.132)		-0.414 (0.078)	0.896 (0.062)	3.98	0.953	0.159	2.37
(6.9)	-1.382 (0.780)		0.239 (0.117)	-0.353 (0.060)	0.698 (0.090)	1.17	0.953	0.156	2.08

En annen faktor som også kan komplisere bildet, er utslag av ekstreme temperaturforhold. På begynnelsen av 1980-tallet var det flere vintre med lange kuldeperioder. Den sterke økningen i vedforbruket i disse årene kan være en følge av at husholdningene har utnyttet eksisterende kapitalutstyr for oppvarming med elektrisitet og/eller olje som innsatsfaktor fullt ut, og brukt ved i tillegg under de mest ekstreme kuldeperiodene.

Relasjonene (6.8) og (6.9) er begge underhypoteser av relasjon (6.7), og relasjon (A.8) er en underhypotese av de to unestede hypotesene (6.8) og (6.9). De ulike hypotesene kan testes mot hverandre ved å benytte samme testmetode som i kapittel 5. (6.8) og (6.9) utgjør hver sin nullhypotese mot den alternative hypotesen (6.7), mens (A.8) er nullhypotesen som testes mot de alternative hypotesene (6.8) og (6.9). De empiriske testobservatorene er gitt i tabell 6.2., og tilsvarende verdi i den teoretiske  $\chi^2$ -fordelingen er 3.84. Test av "beste relasjon" gir forkastning av modell (A.8), men ikke forkastning av modellene (6.8) og (6.9). Modell (6.8) gir "urimelige" resultater som kan skyldes multikollinearitet. Estimeringsresultatene tyder på at modell (6.9) der vedforbruket inngår som forklaringsvariabel på en rimelig god måte forklarer endringene i forholdet mellom bruk av elektrisitet og olje.

Tabell 6.2. Empiriske testobservatorer

$C_{(6.8)(6.7)}$	1.46
$C_{(6.9)(6.7)}$	0.98
$C_{(A.8)(6.8)}$	4.19
$C_{(A.8)(6.9)}$	4.66



## 7 Konklusjon

Vi har her analysert ulike "modeller" for husholdningenes energietterspørsel. Estimeringsresultatene viser at parametrene varierer sterkt avhengig av hvilken hypotese som legges til grunn. Substitusjonselastisiteten mellom elektrisitet og olje reduseres blant annet fra 1.98 til 1.17 når vedforbruket taes med som en forklaringsvariabel, i tillegg til relative priser og forbruksforholdet fra året før. Testresultatene viser at denne modellen best forklarer endringene i forholdet mellom bruk av elektrisitet og bruk av olje. Størrelsen på substitusjonselastisiteten er av stor betydning når det utarbeides prognoser for energietterspørselen i husholdningene.

En videreføring av arbeidet som er omtalt i dette notatet, vil være å analysere den to-trinns prosessen som bestemmer husholdningenes etterspørsel etter energi med utgangspunkt i teorien for diskret-kontinuerlig valg. For å kunne gjennomføre dette må vi ha data for forbruk av elektrisitet fordelt på tekniske formål ( i husholdningsmaskiner o.l.) og oppvarmingsformål. I kapittel 4 ble det påpekt en del svakheter ved det eksisterende datamaterialet, spesielt mangelen på et formålsregnskap for energi. Det kan derfor være behov for å gjennomføre en ny utvalgsundersøkelse av husholdningenes energibruk, der det legges vekt på å innhente opplysninger om oppvarmingssystem og beholdning av elektrisitetsspesifikt utstyr.

På lengre sikt bør det være et siktemål å knytte en slik diskret-kontinuerlig valg modell for husholdningenes energietterspørsel til et generelt konsumetterspørselssystem i de makroøkonomiske modellene. Private husholdninger står for om lag 30 prosent av samlet elektrisitetsforbruk og 10 prosent av fyringsoljeforbruket. Det er derfor viktig å ha gode modeller for denne sektorens energietterspørsel for å kunne utarbeide gode energiprognoser.

## Referanser

- [1] R. Bergan, Å. Cappelen, S. Longva og N. M. Stølen, *MODAG A - A Medium Term Annual Macroeconomic Model of the Norwegian Economy, Discussion Paper no. 18, SSB 1986*
- [2] T. Bye, *Energisubstitusjon i næringssektorene i en makromodell, Rapporter 84/2, SSB 1984*
- [3] T. Bye og P. Frenger, *Factor substitution, Non-homotheticity and Technical change in the Norwegian production sectors, Upublisert notat, SSB 1988*
- [4] Å. Cappelen, *Substitusjon mellom elektrisitet og olje i husholdningene, Upublisert notat, SSB 1988*
- [5] A. Deaton and J. Muellbauer, *Economics and consumer behavior, 1989*
- [6] P. Frenger *Consumer demand for energy in EMOD - MODAG, Upublisert notat, SSB 1985*
- [7] P. Frenger, *Upublisert notat, SSB 1985*
- [8] D. F. Hendry, *Stochastic specification in an aggregate demand model of the United Kingdom, Econometrica, Vol. 42, No. 3, May 1974*
- [9] G. S. Maddala, *Econometrics, 1986*
- [10] E. Næsset, *Ressursregnskap for skog 1970-1985, Rapporter 88/11, SSB 1988*
- [11] *Naturressurser og miljø 1987, Rapporter 88/1, SSB 1988*
- [12] *Norges fremtidige Energibruk og -produksjon, St. meld. nr. 38 (1987-88), OED 1987*
- [13] A. Rosland, *Forbruk av fast brensel i husholdninger 1960-1980, Rapporter 82/11, SSB 1982*
- [14] H. R. Varian, *Microeconomic Analyses, Second Edition, 1984*

## Appendiks

Relasjonene som estimeres og testes mot hverandre er følgende;

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t = a_0 + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + b_1 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-1} + b_2 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-2} + v_t \quad (\text{A.1})$$

der

$$v_t = \theta v_{t-1} + \varepsilon_t$$

(A.1) tilsvarer (3.8), men med følgende restriksjoner mellom parametrene;

$$k_0 = -\theta b_0$$

$$k_1 = -\theta b_1$$

$$k_2 = -\theta b_2$$

Estimeres ved generaliserte minste kvadraters metode der restleddene følger en første ordens autoregressiv prosess. (SCC NLS i TROLL).

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t = a_0 + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + b_1 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-1} + b_2 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-2} + c_1 \ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.2})$$

Forutsetter;

$$k_0 = k_1 = k_2 = 0 \text{ i relasjon (3.8)}$$

$$(c_1 = \theta)$$

Estimeres ved vanlig minste kvadraters metode (OLS i TROLL).

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t = a_0 + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + b_1 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-1} + b_2 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-2} + \varepsilon_t \quad (\text{A.3})$$

Forutsetter;

$$\theta = 0 \text{ i relasjon (A.1) eller}$$

$$c_1 = 0 \text{ i relasjon (A.2).}$$

Estimeres ved OLS, og testes mot relasjonene (A.1) og (A.2).

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t = a_0 + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + b_1 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-1} + v_t \quad (\text{A.4})$$

der

$$v_t = \theta v_{t-1} + \varepsilon_t$$

Forutsetter;

$b_2 = 0$  i relasjon (A.1).

Estimeres ved SCC NLS, og testes mot relasjon (A.1).

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t = a_0 + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + b_1 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-1} + \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-2} + v_t \quad (\text{A.5})$$

der

$$v_t = \theta v_{t-1} + \varepsilon_t$$

Forutsetter;

$b_1 = b_2$  i relasjon (A.1).

Estimeres ved SCC NLS, og testes mot relasjon (A.1).

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t = a_0 + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + v_t \quad (\text{A.6})$$

der

$$v_t = \theta v_{t-1} + \varepsilon_t$$

Forutsetter;

$b_1 = 0$  i relasjon (A.4), eller  $b_1 = b_2 = 0$  i relasjon (A.5).

Estimeres ved SCC NLS, og testes mot relasjon (A.4) og relasjon (A.5).

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t = a_0 + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + b_1 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_{t-1} + c_1 \ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.7})$$

Forutsetter;

$b_2 = 0$  i relasjon (A.2)

Estimeres ved OLS, og testes mot relasjon (A.2).

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t = a_0 + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + c_1 \ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.8})$$

Forutsetter;

$b_1 = 0$  i relasjon (A.7).

Estimeres ved OLS, og testes mot relasjon (A.7) og relasjon (A.10).

$$\ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t = a_0 + b_0 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + \varepsilon_t \quad (\text{A.9})$$

Forutsetter;

$c_1 = 0$  i relasjon (A.8), eller  $\theta = 0$  i relasjon (A.6).

Estimeres ved OLS, og testes mot relasjon (A.6) og relasjon (A.8).

I tillegg er det estimert en relasjon hvor substitusjonselastisiteten forutsettes å være forskjellig i to perioder, der den første perioden går fra 1962 til 1973 og den andre perioden fra 1974 til 1985. I den første perioden er prisforholdet tilnærmet konstant, mens i den andre øker prisen på olje relativt til elektrisitet. Ved å estimere en slik relasjon er det mulig å teste om de drastiske prisendringene som har skjedd i den siste perioden har ført til endringer i tidligere tiders gyldighetsområde, dvs. om substitusjonselastisiteten er forskjellig i de to periodene.

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_t = & a_{01}Z_1 + a_{02}Z_2 + b_{01}Z_1 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t + b_{02}Z_2 \ln\left(\frac{P_E}{P_F}\right)_t \\ & + c_{11}Z_1 \ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_{t-1} + c_{12}Z_2 \ln\left(\frac{X_E}{X_F}\right)_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (\text{A.10})$$

der

$$Z_1 = \begin{cases} 1 & \text{i perioden 1962 - 1973} \\ 0 & \text{i perioden 1974 - 1986} \end{cases}$$

$$Z_2 = \begin{cases} 0 & \text{i perioden 1962 - 1973} \\ 1 & \text{i perioden 1974 - 1986} \end{cases}$$

Estimeres ved OLS.