




ARTIKLER

105



**HUSHOLDNINGENES ETTERSPOERSEL
ETTER ELEKTRISITET
1966-1975**

Av Jon Błaalid og Sigmund Log

**THE DEMAND FOR ELECTRICITY
BY HOUSEHOLDS
1966 - 1975**

OSLO 1977

STATISTISK SENTRALBYRA

ARTIKLER FRA STATISTISK SENTRALBYRA NR. 105

**HUSHOLDNINGENES ETTERSPOESEL
ETTER ELEKTRISITET
1966-1975**

Av Jon Blaalid og Sigmund Log

**THE DEMAND FOR ELECTRICITY
BY HOUSEHOLDS
1966 - 1975**

OSLO 1977

ISBN 82-537-0801-7

Side 32. Fotnotene skal være:

1) Residual variasjonskoeffisient er det estimerte residuale standardavvik dividert med den venstresidevariables gjennomsnitt. 2) kWh pr. innbygger.

* ved et punktestimat betyr at estimatet har "riktig" fortegn, og er signifikant forskjellig fra null ved 5 prosent sannsynlighetsnivå.

1) The coefficient of residual variation is the standard error of estimate divided by the mean of the dependent variable. 2) kWh per capita.

** by an estimate means that the estimate has "right" sign and is significant different from zero at 5 per cent level.*

FORORD

I denne artikkelen presenteres resultater fra en analyse som viser hvordan etterspørselen etter elektrisitet i husholdninger og jordbruk varierer med pris- og inntektsutviklingen i perioden 1966-1975. Videre er det undersøkt om oljekrisen vinteren 1973/74 førte til markerte endringer i etterspørselen etter elektrisitet.

I tabellvedlegget gis fylkesvise tall for elektrisitetsforbruket i husholdning og jordbruk 1965-1975. Tall for årene før 1973 er utarbeidd på grunnlag av primærmateriale til den årlige elektrisitetsstatistikken.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 22. desember 1977

Petter Jakob Bjerve

PREFACE

This article presents an analysis of the demand for electricity by households and agriculture, and its dependency on variations in prices and incomes for the period 1966-1975. It is also examined whether or not the oilcrisis (winter 1973/74) caused a marked change in the demand for electricity.

In the appendix, tables giving figures on the consumption of electricity in each county for the years 1965-1975 are included. The data for 1965-1972 are calculated on basis of unpublished information of the annual electricity statistics.

Central Bureau of Statistics, Oslo, 22 December 1977

Petter Jakob Bjerve

INNHold

	Side
1. Innledning	7
2. Det teoretiske grunnlaget for modellen	7
2.1. Husholdningenes elektrisitetsbruk	7
2.2. Etterspørsel etter varige forbrugsgoder	8
2.3. Om bruken av kombinerte tverrsnitt- og tidsseriedata	10
2.4. Valg av partiell modell	11
2.5. Marginal- eller gjennomsnittspriser	12
3. Modell og estimeringsmetode	13
3.1. Mikronivå: Den enkelte konsument	13
3.2. Makronivå: Husholdningene i fylket	18
3.3. Estimeringsmetode	21
4. Datamaterialet	24
4.1. Oversikt over datamaterialet	24
4.2. Vurdering av datamaterialet	25
5. Empiriske resultater	29
6. Oppsummering	37
Referanser	38
Engelsk sammendrag	39
Tabellvedlegg	41

S t a n d a r d t e g n

- . Tall kan ikke forekomme
- Null
- 0,0 Mindre enn en halv av den brukte enhet
- * Foreløpig tall

CONTENTS

	Page
1. Introduction	7
2. Some theoretical considerations	7
2.1. The use of electric energy in households	7
2.2. The demand for durable goods	8
2.3. On the use of combined cross section and time series data	10
2.4. The choice of partial model	11
2.5. Marginal or average prices	12
3. The model and method of estimation	13
3.1. Micro level: The consumer	13
3.2. Macro level: The households in the county	18
3.3. Method of estimation	21
4. The data basis	24
4.1. Survey of the data	24
4.2. Comments on the data basis	25
5. Empirical results	29
6. Summary	37
References	38
English summary	39
Appendix of tables	41

Explanation of Symbols

- . Category not applicable
- Nil
- 0,0 Less than half of unit
employed
- * Provisional or preliminary figure

1. INNLEDNING

For planleggingsformål innen energisektoren er det nødvendig å ha kjennskap til virkningene på energiforbruket av endringer i markedsforholdene og ulike økonomisk-politiske tiltak.

Denne artikkelen behandler en forholdsvis enkel dynamisk relasjon for husholdningenes etterspørsel etter elektrisk kraft. I kapittel 5 gis anslag på pris- og inntektselastisitetene.

For årene før 1973 har ikke opplysninger om elektrisitetsforbruket på fylkesnivå vært tilgjengelige. I forbindelse med vår analyse er primærmateriale i Byrådet bearbeidd slik at vi har kunnet benytte tidsserier med data på fylkesnivå ved estimeringen av koeffisientene.

2. DET TEORETISKE GRUNNLAGET FOR MODELLEN

2.1. Husholdningenes elektrisitetsbruk

Husholdningene bruker elektrisitet til koking, oppvarming av vann, belysning og drift av ulike husholdningsapparater som fjernsyn, radio, støvsuger, kjøleskap, vaskemaskin osv. Videre oppgir 28 prosent av de spurte ved Boforholdsundersøkelsen 1973 [9] at de har elektrisitet som viktigste type oppvarming. Ideelt sett bør en operere med forskjellige etterspørselsfunksjoner, alt etter hvilket anvendelsesområde av elektrisiteten det dreier seg om. Således vil prisendringer på elektrisitet ha en helt annen innvirkning på etterspørselen til oppvarming (spesielt hvis det er muligheter for substitusjon med andre energibærere), enn på etterspørsel til koking. Hver husholdning har kun én måler for elektrisitetsforbruket. I Byråets statistikk fins dermed bare opplysninger om husholdningenes totale elektrisitetsforbruk. Det er gjort enkelte forsøk¹⁾ på å måle elektrisitetsforbrukets fordeling på koking, oppvarming, belysning m.v. i utvalgte husholdninger. (Utvalget av husholdninger i denne undersøkelsen er imidlertid lite og noe spesielt.)

Inntil noe mer omfattende statistikk eller undersøkelser foreligger, må en basere seg på tall for totalt elektrisitetsforbruk i hver husholdning. Ved spesifikasjonen av modellen og tolkningen av resultatene vil vi - til en viss grad - ta hensyn til elektrisitetens forskjellige bruksområder.

1) Se [15].

2.2. Etterspørsel etter varige forbruksgoder

Økningen i elektrisitetsetterspørselen har nær sammenheng med etterspørselen etter elektrisk utstyr ("elektrisk utstyr" omfatter i denne artikkelen både elektriske husholdningsapparater og elektrisk oppvarmingsutstyr). Dersom en husholdning som følge av økt inntekt anskaffer dypfryser, vil dette isolert sett føre til økt forbruk av elektrisk kraft.

Et felles trekk ved de vanligste dynamiske modellene for etterspørsel etter varige forbruksgoder, er at de postulerer en reaksjons- eller tilpasningsmodell for husholdningens "atferd". Eksempelvis består "stock adjustment"-modellen¹⁾ av to elementer:

- (i) en relasjon mellom ønsket beholdning av varige forbruksgoder (likevektsbeholdningen) og eksogene priser og inntekt.
- (ii) en tilpasningsmekanisme mellom likevektsbeholdninger og faktisk beholdning av varige forbruksgoder.

Tilpasningsmekanismen postuleres ofte ved relasjonen

$$B_t - B_{t-1} = \rho (B_t^* - B_{t-1}) + \varepsilon_t,$$

hvor B_t og B_{t-1} er faktisk beholdning på tidspunktene t og $t-1$. B_t^* er likevektsbeholdningen definert ved (i) og ρ er en tilpasningsparameter. ε_t er et stokastisk restledd.

Stone og Rowe [16] antar i tillegg at den eksisterende beholdning depresierer med en eksogent gitt depresieringsfaktor. Houthakker og Taylor's modell [5] har mange likhetspunkter med Stone og Rowe's modell, men legger i tillegg vekt på det akkumulerte konsum- og vanedannelsesmomentet: Den faktiske atferden avhenger av verdien på de predeterminerte variabler (f.eks. beholdningen av varige forbruksgoder) på tidspunktene t , $t-1$, $t-2$, ... osv., men med avtagende vekt jo lenger tilbake i tiden en kommer.

De dynamiske tilpasningsmodellene som er skissert ovenfor antar indirekte at tilpasningen til likevektsbeholdningen skjer kontinuerlig. Dette er en rimelig antagelse hvis husholdningens planleggingshorisont er kort og beslutninger kan tas og effektueres med relativt kort mellomrom²⁾.

1) Se Johnston [6], kapittel 10-2. 2) "Stock adjustment"-modellen ble trolig opprinnelig postulert av L. A. Metzler [8] for å forklare bevegelser i lagerbeholdningene i bedriftene. Det er rimelig å anta at lagerbeslutninger tas med relativt korte mellomrom eller tilnærmet kontinuerlig.

Fisher og Keyser [4], finner imidlertid at "stock adjustment"-modellen ikke er særlig velegnet til å beskrive tilpasningsmønsteret ved etterspørsel etter elektriske husholdningsartikler og derved langtidsetterspørsel etter elektrisitet. For den enkelte husholdning vil beslutningen om valg av oppvarmingsteknologi (dvs. kjøp av oppvarmingsutstyr) og kjøp av elektriske husholdningsapparater neppe bli tatt fortløpende, men trolig heller med jevne og til dels lange mellomrom.

Det vil være mer nærliggende å anta at det man kan kalle ny etterspørsel etter elektrisk utstyr, vil være gjenstand for kontinuerlig tilpasning. Ny etterspørsel defineres da som forskjellen mellom faktisk etterspørsel etter elektrisk utstyr på tidspunkt t , og den etterspørsel en ville hatt ved uendret oppvarmingsteknologi og uendret beholdning av husholdningsartikler. "Ny" etterspørsel etter elektrisk utstyr representerer dermed kjøp av nytt elektrisk utstyr for å dekke nye behov. Dette er det grunnleggende for Balestra [1], som studerer gassetterspørselen i USA.

På planleggingstidspunktet vil substitusjonsmulighetene ved valg av oppvarmingsteknologi (utstyr) være åpenbare. De relative priser, og forventninger om utviklingen i disse, på ulike energibærere vil bli trukket eksplisitt inn i beslutningsprosessen. Etter at en beslutning om oppvarmingsteknologi er tatt, vil substitusjonsmulighetene som regel være mer begrenset, og betydningen av endringer i relative priser vil være mindre¹⁾.

Tilsvarende resonnement kan også anlegges for ny etterspørsel etter elektriske husholdningsartikler. Husholdningsartiklene byttes ut for å erstatte utslitte og umoderne varer ("depresiering"). Samtidig økes beholdningen av elektriske artikler til dekning av nye behov ("netto-investering").

De fleste husholdninger i Norge har valgt å basere seg på flere oppvarmingsteknologier på samme tidspunkt (jfr. tabell 1). Det kan derfor hevdes at begrepet "ny etterspørsel" etter husholdningsutstyr er av mer teoretisk enn praktisk interesse.

Ved enhver modellbetraktning og estimering av parametrene i modellen står en overfor problemene med 1) Hvilke variable skal inkluderes (det er svært mange variable som kan tenkes å ha betydning) og 2) Hvordan få fram hvilken betydning - på en interessant variabel (her energi-forbruk) - de enkelte årsaksfaktorene har. Økningen i elektrisitetforbruket kan f.eks. skyldes overgang fra olje og ikke økt beholdning av elektrisk husholdningsutstyr. Dette vil vi komme nærmere inn på i kapittel 3.1.

1) Det kan selvfølgelig tenkes at stor usikkerhet m.h.t. prisutvikling (og leveransesikkerhet) fører til at husholdningene "sikrer seg", dvs. installerer utstyr som innebærer større substitusjonsmuligheter. Dette er ikke minst et spørsmål om installasjonskostnadenes andel av driftskostnadene.

Tabell 1. Husholdningenes valg av oppvarmingsmåte. Prosent. 1973
Households by heating system. Percentages. 1973

Elektrisk oppvarming	Elektrisk oppvarming pluss tilleggsoppvarming	Andre oppvarmingsmåter pluss elektrisk tilleggsoppvarming	Andre oppvarmingsmåter	I alt
<i>Electric heating</i>	<i>Electric heating and supplementary heating</i>	<i>Other heating systems and electric supplementary heating</i>	<i>Other heating systems</i>	<i>Total</i>
10	18	39	33	100

K i l d e : NOS Boforholdsundersøkelsen 1973, tabell 30.
Source: NOS Survey of Housing Conditions 1973, table 30.

Det tilgjengelige observasjonsmaterialet er imidlertid neppe tilstrekkelig til å avgjøre om det er en "stock adjustment"-modell eller en "ny etterspørsel"-modell som har generert dataene. Begge modellene vil omfatte de samme variablene, men koeffisientene har forskjellig tolkning. Vi har derfor et identifikasjonsproblem. I tillegg vil den stokastiske restleddsstrukturen ikke nødvendigvis bli den samme i de to modellene.

2.3. Om bruken av kombinerte tverrsnitts- og tidsseriedata

Vi har valgt å bruke en kombinert tverrsnitts-tidsrekkeanalyse. Datagrunlaget er årlige observasjoner for hvert fylke i perioden 1966-1975. Ved en kombinert tverrsnitts-tidsrekkeanalyse får vi altså 190 observasjonssett. Kombinert tverrsnitts-tidsrekkeanalyse er valgt av to årsaker. For det første varierte prisen på elektrisitet relativt lite fra 1967 til 1973. Vi vil derfor neppe få bestemt priselastisiteten ved en ren tidsrekkestudie. Det er imidlertid sterk variasjon i elektrisitetsprisen mellom fylkene. Denne variasjonen kan utnyttes ved kombinert tverrsnitts-tidsrekkeanalyse. For det andre er det nødvendig å ha forholdsvise mange observasjonssett hvis en skal ha håp om å få skarpt bestemte koeffisienter i etterspørselsfunksjonen.

Bruken av kombinerte tverrsnitts- og tidsrekke-data innebærer at ulike typer av data kombineres ved estimeringen. Samme modell kan ikke uten videre forklare variasjonen over tverrsnittsdimensjonen og variasjonen over tidsseriedimensjonen. Det kan da oppstå betydelige tolknings- og spesifikasjonsproblemer.

Vi har forsøkt å ta hensyn til disse problemene både ved valg av modell og estimeringsmetode.

Studier¹⁾ har vist at man kan få ulike resultater på estimatene, alt etter hva slags type data en bruker.

1) Bruken av kombinerte tverrsnitts- og tidsrekke-data ved estimering av dynamiske relasjoner er behandlet i Ringstad [13] og Balestra og Nerlove [2].

Dette kan skyldes at treghetsmekanismer gjør seg gjeldende, altså at tilpasningen tar tid. Denne tregheten kan f.eks. bestå i at det er forbundet med kostnader å tilpasse seg til nye verdier av variable. Men selv om det tas eksplisitt hensyn til slike mekanismer ved dynamiske relasjoner, har vi ingen garanti for at den reaksjonsmekanisme eller lagstruktur vi har postulert, er den riktige.

Videre kan utelatte forklaringsvariable vise forskjellig grad av korrelasjon med de inkluderte forklaringsvariablene i den estimerte relasjon. Virkningene av slike utelatte variable vil inngå i restleddet.

Det meste av variasjonen i den avhengige variabelen vil vi anta blir forklart av modellen som her er en enkel relasjon. Den uforklarte del av variasjonen kommer til uttrykk ved residualvariasjonen (restleddet). Denne variasjonen kan bestå av komponenter som er spesifikke for hver av de to dimensjonene (tid og tverrsnitt) i tillegg til en felleskomponent. Ved modellformuleringen og estimeringen har vi i noen grad forsøkt å ta hensyn til dette.

2.4. Valg av partiell modell

I tradisjonell etterspørselsteori antas det at husholdningen maksimerer sin nytte innenfor en ramme som bl.a. er bestemt ved husholdningsinntekten og prisene individet står overfor. Etterspørselen etter et konsumgode vil således være en funksjon av husholdningens inntekt og i prinsippet prisene på alle godene som er av betydning for husholdningens nytte. Siden prisene på andre goder inngår i etterspørselsfunksjonen for et bestemt gode, bør etterspørselsrelasjon for et konsumgode estimeres innenfor et totalt sett av etterspørselsrelasjoner. Bare på den måten får en tatt hensyn til at forbrukssammensetningen bestemmes simultant. En slik simultan modell vil imidlertid komplisere analysen betydelig. Særlig når vi har en kombinert tverrsnitts- og tidsrekkeanalyse.

Rødseth og Strøm [14] analyserer husholdningens energiforbruk innenfor et totalt sett av etterspørselsrelasjoner. De andre varegruppene - foruten energi - er brukt av privatbil, bruk av offentlige transportmidler og til sist alt annet forbruk av varer og tjenester. Et av resultatene i denne analysen er at flere av parametrene som i prinsippet skal ta vare på kryssvirkningene mellom de ulike relasjonene, ikke har fått estimerte verdier som er signifikant forskjellig fra null med 5 prosent sannsynlighetsnivå. Vi tillater oss derfor å operere med en partiell modell. Det antas dermed at andre priser (enn de vi har spesifisert) betyr lite for elektrisitetsforbruket.

2.5. Marginal- eller gjennomsnittspriser

De priser som inngår i tradisjonelle etterspørselsfunksjoner er marginalpriser. Tariffsystemet for elektrisitet skaper problemer ved økonometriske analyser av elektrisitetsetterspørselen. Konsumentene står nemlig ikke overfor en tilpasning av elektrisitetsforbruket til gitte priser. Tariffstype må først velges. Hvis f.eks. H4-tariffen¹⁾ er valgt, vil marginalprisen være konstant. Ved H3-tariffen²⁾ endres marginalprisene betydelig, avhengig av om forbruksøkningen tas som ordinært forbruk eller overforbruk. I tillegg kan ulike størrelser for fastabonnementet velges. Gjennomsnittsprisene vil, for begge tariffenes vedkommende, være avhengig av forbruket.

Vi kan derfor ikke beregne én marginalpris som settes inn i modellen. Ideelt sett burde kanskje isteden både en gjennomsnittspris og en indikator på marginalprisen inngå i modellen. Det kan også diskuteres hvorvidt prisene skal beregnes på grunnlag av oppgitte tariff typer eller kalkuleres ex post. Se f.eks. Taylor [17].

Vi bruker gjennomsnittspriser fra Elektrisitetsstatistikken [10]. Dette kan være meget tvilsomt hvis husholdningene faktisk tilpasser sitt forbruk etter marginalprisene. I tillegg kommer vi opp i et klassisk problem: Gjennomsnittspris (ex ante) og elektrisitetsforbruket bestemmes simultant. Bruk av minste kvadraters metode i slike tilfeller gir inkonsistente estimatorene.

Vårt forsvar for å bruke gjennomsnittsprisen er følgende: Både oppbyggingen av tariffsystemet og regningene til konsumentene er kompliserte og vanskelige å forstå. Vi tror at de aller fleste har store vansker med å tilpasse seg "etter marginalprisen". Tvert imot er det antagelig totalsummen på regningen samt totalforbruket av elektrisitet - altså gjennomsnittsprisen - som har vært avgjørende. Konsumentene tilpasser seg altså etter det de tror (gjennomsnittsprisene er.

Behovet for marginalprisberegninger i analysen faller bort.

Men vi har ikke med dette løst simultanitetsproblemet. Hvis det er slik at gjennomsnittsprisene (ex ante) er avhengige av forbruket, vil gjennomsnittsprisen være korrelert med restleddet. Bruk av minste kvadraters metode gir da inkonsistente estimatorene. Hvor stor skjevhet (bias) vi får på estimatene er det vanskelig å si noe om. Sammenhengen mellom forbruk og gjennomsnittspris (ex ante) blir dessuten mer komplisert på et aggregert nivå (fylkesnivå).

1) Tariff med abonnementsavgift og fast pris pr. kWh. 2) Tariff med abonnementsavgift, fast avgift pr. kW og pris pr. kWh innenfor fastabonnementet, samt høyere pris pr. kWh på overforbruk.

3. MODELL OG ESTIMERINGSMETODE

3.1. Mikronivå: Den enkelte husholdning

Det teoretiske grunnlaget for den økonomiske modellen er i hovedtrekk trukket opp i kapittel 2.

Modellen som presenteres har mange felles trekk med en studie av Balestra [1], om etterspørselen etter naturgass i husholdningssektoren i USA.

Vi ser i første omgang på en tilfeldig husholdning og bruker følgende symboler:

- Q_t : husholdningens temperaturkorrigerte etterspørsel etter elektrisk kraft i periode t
- X_t : husholdningens faktiske etterspørsel etter elektrisk kraft i periode t
- B_t : husholdningens beholdning av elektrisk husholdningsutstyr ved utgangen av periode t. B_t omfatter både elektriske husholdningsapparater og elektrisk oppvarmingsutstyr (f.eks. panelovner)
- P_t^e : gjennomsnittlig elektrisitetspris i periode t, deflatert med konsumprisindeksen
- P_t^o : veid gjennomsnitt av pris på alternative energikilder for oppvarming, deflatert med konsumprisindeksen
- P_t^u : prisindeks for elektrisk husholdningsutstyr i periode t, deflatert med konsumprisindeksen
- R_t : husholdningens disponible realinntekt i periode t
- n_t : antall personer i husholdningen
- G_t : graddagstallet i periode t
- r: depresieringsfaktor for elektrisk husholdningsutstyr

Temperaturkorrigert forbruk av elektrisk kraft defineres som den del av faktisk forbruk som er uavhengig av temperaturen¹⁾. Dette forbruket er en ikke-observerbar variabel. Anta videre at det er følgende sammenheng mellom temperaturkorrigert forbruk og beholdningen av elektrisk husholdningsutstyr.

1) Dette er en noe upresis definisjon. Sammenhengen mellom faktisk og temperaturkorrigert forbruk vil bli nærmere behandlet seinere.

$$(1) \quad Q_t = \eta_t B_t + u'_t, \quad t=1, \dots, T,$$

hvor u'_t er et stokastisk restledd som tar vare på effekten av målefeil i Q_t , utelatte forklaringsvariable og feilspesifisert "funksjonsform". Restleddets egenskaper vil vi komme tilbake til. Måleenheten for Q_t kan være kWh, og B_t kan tenkes målt ved maksimal effekt i watt for kjøleskap, komfyr, lysarmatur, panelovner osv. η_t betegner utnyttelsen (temperaturkorrigert) av det elektriske utstyret i periode t . En kan f.eks. omregne utnyttelsen til antall timer det elektriske utstyret er utnyttet maksimalt.

Det kan være vanskelig å si noe konkret om systematiske endringer i utnyttelsesgraden. Det må være rimelig å anta at sammensetningen av det elektriske utstyret vil endres ved endringer i f.eks. inntekten. Beholdningen består dels av utstyr som f.eks. fryseboks og kjøleskap. Disse bruker i stor grad en konstant mengde elektrisk kraft og utnyttelsesgraden er høy. Når inntekten øker vil husholdningen anskaffe utstyr som f.eks. oppvaskmaskin og TV, hvor utnyttelsesgraden antas å være lavere. Isolert sett er det rimelig å tolke dette dithen at etterhvert som husholdningens inntekt øker og sammensetningen av det elektriske utstyret endres, skjer det en systematisk reduksjon i utnyttelsesgraden. På den annen side er det rimelig å forutsette at f.eks. innetemperaturen - innenfor visse grenser - reguleres opp når inntekten øker. Flere rom blir oppvarmet, belysningen øker osv. Dette taler for en økning i utnyttelsesgraden ved økning i husholdningsinntekten. Andre faktorer som påvirker utnyttelsen av det elektriske utstyret kan være prisen på elektrisitet, prisen på fyringsolje og parafin og antall personer i husholdningen. Det finnes ikke tilstrekkelige data for B_t til å beregne η_t . I det følgende vil vi derfor sette η_t uavhengig av t ¹⁾. (1) blir da:

$$(2) \quad Q_t = \eta B_t + u'_t, \quad t=1, \dots, T.$$

En ny variabel, Q_t^* , defineres som forskjellen mellom temperaturkorrigert forbruk i periode t og det forbruk (temperaturkorrigert) en ville hatt dersom den resterende beholdning ved utgangen av periode t ble utnyttet som på tidspunkt $t-1$. Vi har altså

$$(3) \quad Q_t^* = Q_t - (1-r) Q_{t-1}, \quad t=1, \dots, T$$

og ved bruk av (2) får vi videre

$$(4) \quad Q_t^* = \eta [B_t - B_{t-1} + rB_{t-1}] + [u'_t - (1-r) u'_{t-1}], \quad t=1, \dots, T.$$

1) Dette er ingen vesentlig forutsetning for modellen. Dersom vi alternativt antok at utnyttelsesgraden er avhengig av elpris, oljepris, inntekten og antall personer i husholdningen, vil etterspørselsfunksjonen bli identisk lik den vi kommer fram til. Tolkingen av koeffisientene blir imidlertid noe annerledes.

Leddet

$$(5) \quad (B_t - B_{t-1}) + rB_{t-1}$$

i (4) uttrykker bruttoøkningen i beholdningen av husholdningsutstyr fra utgangen av $t-1$ til utgangen av periode t . Husholdningens etterspørsel er primært rettet mot konsumtjenestene fra husholdningsutstyret, men vi antar at konsumtjenestene er proporsjonale med beholdningen. På det grunnlaget kan vi si at det er bruttoøkningen som er gjenstand for økonomisk tilpasning.

Bruttoøkningen, uttrykt ved (5), består av to deler. Leddet $(B_t - B_{t-1})$ gjelder nettoøkningen i beholdningen, altså kjøp av nytt elektrisk utstyr for å dekke nye behov. Leddet rB_{t-1} representerer depresieringen i perioden, altså anskaffelse av nytt elektrisk utstyr for å erstatte nedslitt og umoderne utstyr. Det antas at r er lik i hele perioden 1965-75. Det er imidlertid klart at r kan endres som følge av f.eks. betydelige konjunkturedringer. I "dårlige tider" vil folk antageligvis nøle med å kvitte seg med en komfyr selv om den er relativt gammel.

Følgende faktorer vil påvirke ny etterspørsel etter elektrisk husholdningsutstyr:

i) Anskaffelse av eventuelt nytt elektrisk utstyr for å erstatte nedslitt utstyr. I hvilken grad det gamle utstyret blir erstattet med nytt (elektrisk) utstyr vil selvsagt avhenge av typen utstyr. Det er stort sett bare til oppvarming mulig å velge annet enn elektrisk utstyr. For andre formål (belysning, koking og husholdningsapparater ellers), må en regne med at det utslitte utstyret byttes med nytt elektrisk utstyr som har omtrent samme effekt som det gamle uansett prisen på elektrisk kraft, husholdningsinntekt osv.¹⁾ For oppvarmingsformål derimot antas at elektrisitetsprisen, oljeprisen og prisen på elektrisk utstyr bestemmer kjøpet av elektrisitetsutstyr (og derved nytt elektrisitetsforbruk) for å erstatte nedslitt utstyr. Det kan argumenteres for at også prisen på oljefyringsanlegg, parafinovner o.l. bør tas med som bestemmende for kjøpet. Imidlertid vil en anta at prisen på oljeutstyr har vært av mindre betydning i perioden. I tillegg fins ikke tilfredsstillende data som viser prisutviklingen og variasjonen mellom landsdelene.

1) Det kan tenkes at prisutviklingen vil motivere husholdningene til å redusere beholdningen av elektriske husholdningsartikler. Da vil husholdningene etterspørre mindre enn det som trengs for å dekke depresieringen.

ii) Dersom husholdningen kjøper nytt el-utstyr for å dekke nye behov, vil elektrisitetsforbruket på kort sikt øke. For husholdningsutstyr vil f.eks. nyanskaffelsen av vaskemaskin, dypfryser, tørkeskap, oppvaskmaskin påvirke el-forbruket. Større bolig vil medføre at husholdningen kjøper mer lysarmatur, mer (eventuelt elektrisk) oppvarmingsutstyr. De viktigste variable som påvirker kjøpet av nytt el-utstyr antas å være: elektrisitetsprisen, oljeprisen, prisen på elektrisk utstyr, antall personer i husholdningen og husholdningens inntekt. Dessuten vil den initiale beholdning være av betydning, men denne vil igjen være bestemt av priser og inntekt i tidligere år. Størrelsen på boligen kan òg inkluderes, men det vil antagelig være en nær sammenheng mellom inntekt og antall personer i husholdningen på den ene side og boligstørrelsen på den annen side. Boligstørrelsen tas derfor ikke med som selvstendig variabel. Spesielt for anskaffelsen av oppvarmingssystem kan det tenkes at forventningene om framtidige energipriser er av betydning. En har imidlertid ikke funnet noen god måte å ta hensyn til variable som gir uttrykk for disse forventningene.

På dette grunnlag antas at bruttoøkningen i beholdningen av elektrisk husholdningsutstyr er en funksjon av elektrisitetsprisen, oljeprisen, prisen på elektrisk husholdningsutstyr, husholdningsinntekten og antall personer i husholdningen. Sammenhengen mellom disse variable antar vi kan uttrykkes ved en lineær relasjon:

$$(6) \quad [B_t - B_{t-1} + rB_{t-1}] = \alpha'_0 + \alpha'_1 P_t^e + \alpha'_2 P_t^o + \alpha'_3 P_t^u \\ + \alpha'_4 n_t + \alpha'_5 R_t + u''_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

hvor u''_t er et stokastisk restledd. (6) kombinert med (3) og (4) gir følgende uttrykk for temperaturkorrigert forbruk.

$$(7) \quad Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t^e + \alpha_2 P_t^o + \alpha_3 P_t^u \\ + \alpha_4 n_t + \alpha_5 R_t + (1-r) Q_t \\ + U_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

hvor $n\alpha'_i = \alpha_i$ ($i = 0, 1, \dots, 5$)

og $U_t = [u'_t - (1-r) u'_{t-1}] + nu''_t$.

Parametrene foran de variable viser virkningen på Q_t av marginale endringer i de enkelte høyresidevariabler. Alle parametrene - med unntak av $(1-r)$ - er sammensatte, dels av virkningen på bruttoøkningen i beholdningen av elektrisk husholdningsartikler ved marginale endringer i de forklaringsvariable, dels av parameteren η . Når estimeringsresultatene skal analyseres kan det være nyttig å ta hensyn til denne sammensetningen av parametrene $\alpha_0, \dots, \alpha_5$. Det stokastiske restleddet i relasjon (7) er sammensatt av restledd fra de tidligere relasjonene (4) og (6) og utnyttelsesparameteren η . Dette kan ha betydning for valg av restledds-spesifikasjon.

Ulike klimafaktorer som temperatur, vind, globalstråling og skydekke vil også ha innvirkning på det faktiske elektrisitetsforbruket. I det videre vil vi anta at det er temperaturen som er den sentrale klimafaktor. Anta at sammenhengen mellom faktisk og temperaturkorrigert forbruk kan uttrykkes ved

$$(8) \quad X_t = Q_t + \theta G_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

hvor G_t er graddagstallet i periode t . Graddagstallet gir uttrykk for differensen mellom utetemperaturen og en antatt innnetemperatur på 17°C . Denne differensen er summert for alle dager hvor utetemperaturen er mindre enn 11°C om høsten og 9°C om våren. Når vi lar fotskrift j betegne husholdning nr. j , vil (8) innsatt i relasjon (7) gi:

$$(9) \quad X_{jt} = X_{j0} + \alpha_{j1} P_{jt}^e + \alpha_{j2} P_{jt}^o + \alpha_{j3} P_{jt}^u \\ + \alpha_{j4} \eta_{jt} + \alpha_{j5} R_{jt} + \theta_j G_{jt} \\ + (1-r) (X_{jt-1} - \theta_j G_{jt-1}) + u_{jt},$$

$$t = 1, \dots, T$$

$$j = 1, \dots, H.$$

Alle variable er observerbare. Relasjonen er videre dynamisk ved at temperaturkorrigert elektrisitetsforbruk i periode $t-1$ inngår på høyresiden. U_t er som nevnt et stokastisk restledd hvis egenskaper vil bli spesifisert seinere.

3.2. Makronivå: Husholdningene i fylket

Det finnes, så vidt vi kjenner til, ikke data for husholdninger som gjør det mulig å estimere relasjon (9). På fylkesplan fins derimot nødvendige data. Den etterspørselsrelasjonen som vil bli estimert på grunnlag av tidsrekker av fylkesdata, er derfor en aggregert versjon av (9).

Ved estimering på aggregerte relasjoner kan det oppstå problemer med aggregeringsskjevhet i estimatene med mindre svært restriktive forutsetninger er oppfylt.

Relasjon (9) er etterspørselsrelasjonen til husholdning nr. j. Hvis denne summeres over alle husholdningene i fylket, får vi følgende etterspørselsrelasjon for fylke nr. i:

$$(10) \quad \bar{X}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{it}^e + \alpha_2 P_{it}^o + \alpha_3 P_{it}^u \\ + \alpha_5 \bar{R}_{it} + \theta G_{it} \\ + (1-r) (\bar{X}_{i,t-1} - \theta G_{i,t-1}) + U_{it},$$

$$i = 1, \dots, 19$$

$$t = 1, \dots, T,$$

hvor strek over variabel betegner tall pr. innbygger.

Ved summeringen er følgende forutsetninger lagt til grunn:

(a) Prisene varierer ikke mellom ulike deler av fylket:

$$\left. \begin{array}{l} P_{jit}^e = P_{it}^e \\ P_{jit}^o = P_{it}^o \\ P_{jit}^u = P_{it}^u \end{array} \right\} \begin{array}{l} j = 1, \dots, H \\ \text{for } i = 1, \dots, 19 \\ \text{og } t = 1, \dots, T \end{array}$$

(b) Den "deriverte" av etterspørselen m.h.p. antall personer i husholdningen er den samme for alle husholdninger:

$$\alpha_{j4} = \alpha_4 \text{ for alle } j = 1, \dots, H.$$

(c) Den deriverte av etterspørselen m.h.p. inntekten er lik i alle husholdninger:

$$\alpha_{j5} = \alpha_5 \text{ for alle } j = 1, \dots, H.$$

(d) Videre er følgende sammenhenger lagt til grunn (gjelder for alle $i = 1, \dots, 19$):

$$N_t = \sum_{j=1}^H n_{jt}$$

$$\bar{X}_t = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^H X_{jt}$$

$$\bar{R}_t = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^H R_{jt}$$

$$G_t = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^H G_{jt}$$

$$U_t = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^H U_{jt}$$

$$\alpha_0 = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^H \alpha_{j0} + \alpha_4$$

$$\alpha_1 = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^H \alpha_{j1}$$

$$\alpha_2 = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^H \alpha_{j2}$$

$$\alpha_3 = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^H \alpha_{j3}$$

Alle parametrene $\alpha_0 - \alpha_5$ forutsettes å være like for hvert fylke.

Strengt tatt vil α_0 , α_1 , α_2 og α_3 endre verdi over tiden. Men det er forsvarlig å anta at de ikke endrer verdi så sant det ikke både forekommer betydelige endringer i befolkningen i fylket og det er stor forskjell mellom koeffisientene for "gammel" og "ny" befolkning.

Dessuten forutsetter vi at antall personer pr. husholdning holder seg tilnærmet konstant¹⁾.

1) Tallet på antall personer pr. husholdning har trolig sunket noe i perioden 1966-1975, jfr. Byråets Forbruksundersøkelse 1967 og 1973. Endringene er imidlertid ikke større enn at vår forutsetning er akseptabel.

Det er åpenbart at disse forutsetningene ikke er oppfylt. I neste kapittel vil vi se at prisene på elektrisitet og olje varierer betraktelig innenfor hvert fylke. Likedan vil forutsetning (c) neppe være i overensstemmelse med de faktiske forhold. Trolig vil de ulike husholdningene reagere forskjellig på endringer i inntekten alt etter hvor stor inntekt de har på forhånd. Dette er momenter som gjør at aggregeringsskjevheter i estimaten kan være tilstede. Men i den utstrekning det er stabilitet i inntektsfordelingen vil denne tendensen bli motvirket.

Parametrene i relasjon (10) tolkes som effekten på elektrisitetsforbruket ved marginale endringer i de høyresidevariable. For alle fylkene har vi at

$$\frac{\partial \bar{X}_t}{\partial P_t^e} = \alpha_1 \quad \frac{\partial \bar{X}_t}{\partial P_t^o} = \alpha_2$$

$$\frac{\partial \bar{X}_t}{\partial P_t^u} = \alpha_3 \quad \frac{\partial \bar{X}_t}{\partial \bar{R}_t} = \alpha_5$$

$$\frac{\partial \bar{X}_t}{\partial G_t} = \theta$$

Disse parametrene vil vi betegne som kortidsvirkning av endringer i de høyresidevariable.

Relasjon (10) er en inhomogen differenslikning av 1. orden. Langtidsvirkningen av en endring i en av de høyresidevariable, f.eks. elektrisitetsprisen vil være:

$$(11) \quad \frac{\partial \bar{X}_{t+\tau}}{\partial P_t^e} = \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{\partial \bar{X}_{t+\tau}}{\partial P_t^e} = \alpha_1 \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-r)^\tau = \frac{\alpha_1}{r} \text{ når } |1-r| < 1.$$

$\frac{\partial \bar{X}_{t+\tau}}{\partial P_t^e}$ er den marginale virkning i år $t+\tau$ av prisendringen i år t . Vi har

da følgende langtidsvirkninger av marginale endringer i forklaringsvariablene:

$$\frac{\partial \bar{X}}{\partial P_t^c} = \frac{\alpha}{r} \quad \frac{\partial \bar{X}}{\partial P_t^o} = \frac{\alpha_2}{r}$$

$$\frac{\partial \bar{X}}{\partial P_t} = \frac{\alpha_3}{r} \quad \frac{\partial \bar{X}}{\partial \bar{R}_t} = \frac{\alpha_5}{r}$$

1) Se f.eks. Knut Sydsæther: Matematisk Analyse, Bind I, side 442.

Slik etterspørselsrelasjonen er utformet, har temperaturen bare korttidsvirkning. Dette er nødvendig for at modellen skal gi et rimelig bilde av de forhold som påvirker elektrisitetsforbruket i husholdningene.

Prisene og inntektene har både kort- og langtidsvirkninger. Virkningene på lang sikt er avhengig av størrelsen på r , som vi tidligere har tolket som depresieringsfaktor for elektriske husholdningsartikler. En liten r betyr at det elektriske utstyret har lang levetid. I et slikt tilfelle vil det ta forholdsvis lang tid før en viss del av langtidsvirkningen er effektuert. Jo høyere r er, jo kortere tid vil det ta før den totale effekten på etterspørselen ved en endring i priser og inntekt vil være effektuert.

3.3. Estimeringsmetode

Det stokastiske restleddet i relasjon (10) skal ta vare på effekten av eventuelle målefeil, utelatte forklaringsvariable, feilspesifisert funksjonsform og ikke-konstante parametre. Restleddet spesifiseres på to alternative måter:

$$(12) \left\{ \begin{array}{l} \text{(i)} \quad EU_{it} = 0 \\ \text{(ii)} \quad EU_{it} U_{ks} = \begin{cases} \sigma_u^2 & \text{for } i=k \\ & \text{og } t=s \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \\ \text{(iii)} \quad \text{Restleddet er normalfordelt} \end{array} \right.$$

og

$$(13) \left\{ \begin{array}{l} \text{(i)} \quad U_{it} = u_i + v_{it} \\ \text{(ii)} \quad EU_{it} = u_i \\ \text{(iii)} \quad Ev_{it} v_{ks} = \begin{cases} \sigma_u^2 & \text{for } \begin{cases} i=k \\ t=s \end{cases} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \\ \text{(iv)} \quad \text{Restleddet er normalfordelt} \end{array} \right.$$

Begge spesifikasjonene gjelder for alle t .

I spesifikasjonen gitt ved (12) er restleddet normalfordelt, det har forventning null, konstant varians og ingen seriekorrelasjon¹⁾. I kapittel 2.3. ble det nevnt at bruken av kombinerte datatyper innebar at restleddet kan bestå av ulike komponenter som var spesifikke for hver av dimensjonene. Spesifikasjonen (12) tar ikke hensyn til dette. Her inngår begge datatypene på "likeverdig" måte.

I spesifikasjonen gitt ved (13) er restleddet dekomponert i en spesifikk fylkeskomponent og en felleskomponent. Fylkeskomponenten μ_i ($i=2, \dots, 19$) er ikke-stokastisk. Restleddet, som er normalfordelt, har en forventningsverdi som er forskjellig fra fylke til fylke, men det har fremdeles konstant varians og ingen seriekorrelasjon.

Fylkeskomponenten tar i prinsippet vare på de faktorer som varierer fra fylke til fylke og som har innflytelse på elektrisitetsforbruket, men som ikke er spesifisert som primære forklaringsvariable. Den viktigste faktoren her er muligens sammensetningen av boligmassen m.h.t. alder og boligtyper. Eldre boliger vil som regel være dårligere isolert enn nyere boliger. Energiforbruket - og derav elektrisitetsforbruket - i en blokkleilighet og en enebolig av samme størrelsesorden, vil være forskjellig. Tabell 2 viser at andelen av blokkleiligheter varierer fra 69,9 prosent i Oslo til 1,4 prosent i Finnmark. Andelen av boliger med byggeår 1950-1970 varierer fra 66,3 prosent i Finnmark til 37,1 prosent i Aust-Agder.

I relasjon (10) inngår leddet $(\bar{X}_{i,t-1} - \theta G_{i,t-1})$ som én variabel, og inkluderer den ukjente parameteren θ . Hvis vi i (10) løser opp parentesene på høyresiden får vi:

$$\begin{aligned}
 (14) \quad \bar{X}_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 P_{it}^e + \alpha_2 P_{it}^o \\
 &+ \alpha_3 P_{it}^u + \alpha_5 \bar{R}_{it} + \theta G_{it} \\
 &+ (1-r) \bar{X}_{i,t-1} + \rho G_{i,t-1} \\
 &+ U_{it}, \quad \begin{cases} t = 1, \dots, T \\ i = 1, \dots, 19, \end{cases}
 \end{aligned}$$

1) Jfr. det som er sagt om restleddets sammensetning etter relasjon (7). Hvis restleddene U'_t og U''_t ($t = 1, \dots, T$) hver for seg har de egen-skapene som er gitt ved (12), vil restleddet U_t bl.a. være serie-korrelert. Se Johnston [6].

Tabell 2. Boliger i blokk etter fylke og boliger etter byggeår og fylke. Prosent. 1970 *Dwellings in block of flats by county and dwellings by period of construction and county. Percentages. 1970*

Fylke <i>County</i>	Boliger i blokk <i>Dwellings in block of flats</i>	Boliger etter byggeår <i>Dwellings by period of construction</i>						Uoppgitt <i>Not reported</i>
		I alt <i>Total</i>	Byggeår <i>Period of construction</i>					
			1910 og før <i>and before</i>	1911- 1930	1931- 1950	1951- 1970		
Hele landet <i>The whole country</i>	17,6	100,0	20,7	13,0	19,1	46,9	0,3	
Østfold	6,7	100,0	25,9	13,2	15,5	45,8	0,0	
Akershus	12,5	100,0	12,7	13,0	13,3	60,6	0,4	
Oslo	69,9	100,0	21,9	12,3	24,6	41,0	0,2	
Hedmark	4,1	100,0	21,9	13,7	19,9	44,4	0,1	
Oppland	2,5	100,0	21,1	13,6	21,7	43,4	0,2	
Buskerud	6,9	100,0	24,5	14,7	17,3	43,4	0,1	
Vestfold	4,3	100,0	25,6	14,4	16,3	43,6	0,1	
Telemark	6,5	100,0	24,9	15,6	16,4	42,9	0,2	
Aust-Agder	1,8	100,0	38,8	9,3	14,4	37,1	0,4	
Vest-Agder	9,3	100,0	23,0	8,9	16,8	50,5	0,8	
Rogaland	4,4	100,0	19,2	14,6	17,3	48,6	0,3	
Hordaland	21,4	100,0	21,6	14,5	18,2	45,1	0,6	
Sogn og Fjordane	2,5	100,0	24,0	14,8	19,1	41,7	0,4	
Møre og Romsdal .	6,6	100,0	21,1	13,5	20,6	44,4	0,4	
Sør-Trøndelag ...	17,3	100,0	22,9	12,7	16,6	47,6	0,2	
Nord-Trøndelag ..	1,8	100,0	20,3	12,6	23,2	43,8	0,1	
Nordland	4,4	100,0	12,4	11,5	21,9	54,0	0,2	
Troms	4,7	100,0	8,6	10,1	20,6	60,4	0,3	
Finmark	1,4	100,0	1,5	2,1	29,8	66,3	0,3	

K i l d e: NOS Folke- og boligteiling 1970, Hefte V, boligstatistikk, tabell 7.

Source: NOS Population and Housing Census 1970, Vol. V, Housing Statistics, table 7.

der

$$(15) \quad \rho = - (1-r)\theta.$$

Relasjon (14) er autoregressiv ettersom en lagget verdi av den endogene variable opptrer på høyresiden. Bruk av minste kvadraters metode på en autoregressiv modell gir asymptotisk forventningsrette estimater når restleddene er ukorrelerte¹⁾. Antall observasjoner er såpass mange at det er rimelig å anta at forventningsskjevheten ikke er av særlig betydning. Videre kan det vises²⁾ at introduksjonen av flere eksogene forklaringsvariable reduserer forventningsskjevheten til de estimerte parametrene.

Relasjon (14) er bl.a. pålagt restriksjonen (15). Det gjør at parametrene θ og $(1-r)$ er overidentifisert. Vi vil estimere relasjonen, uten restriksjonen (15), og så teste om restriksjonen automatisk er oppfylt. I tillegg estimeres relasjonen med restriksjonen som bibetingelse. Dette gir imidlertid i prinsippet større residualvarians enn i det tilfellet hvor den første metoden brukes ved estimering.

4. DATAMATERIALET

4.1. Oversikt over datamaterialet

Det tilgjengelige datamaterialet er noe begrenset på fylkesnivå. Det har derfor i stor grad vært nødvendig med supplerende beregninger. Datamaterialet og beregningsmetoder er vist i tabellvedlegget.

Datagrunnlaget er årlige observasjoner for hvert fylke i perioden 1966-1975³⁾ for følgende variable:

- (i) forbruk av elektrisitet pr. innbygger og gjennomsnittlig pris på elektrisitet levert til husholdninger. Datakildene er for 1973-1975 NOS Elektrisitetsstatistikk og for 1965-1972 er det primærmateriale i Byrået.
- (ii) gjennomsnittlig pris på fyringsolje nr. 1 og parafin. Kilder er NOS Statistisk årbok, Statistisk månedshefte og materiale fra Prisdirektoratet.
- (iii) prisindeks for elektriske husholdningsartikler (delindeks i konsumprisindeksen) publisert i Statistisk månedshefte.
- (iv) disponibel inntekt pr. innbygger. Kilder er NOS Skattestatistikk og materiale fra Rikstrygdeverket som er gjengitt dels i NOS Statistisk Årbok, dels i Rikstrygdeverkets årsberetninger.
- (v) graddagstall som indikator på temperaturen. Meteorologisk institutt beregner graddagstallet for noen få observasjonssteder i landet.

Priser og inntekt er deflatert med konsumprisindeksen.

1) Hvis fylkeskomponenten u_{ij} var stokastisk, ville det oppstått autokorrelasjon i restleddet under spesifisering (13). 2) Se Malinvaud [7], s. 463. 3) 1965-1975 for elektrisitetsforbruk og graddagstall.

4.2. Vurdering av datamaterialet

Ved vurdering av kvaliteten av dataene er det nødvendig å svare på følgende spørsmål: Hvordan samsvarer dataene som blir brukt med de dataene som tilsvarer en teoretisk riktig definisjon av de variable? Eller mer spesielt: 1. Hvordan er modellens variable definert og hva er definisjonene på de variable vi har observasjoner for? 2. Er dataene observasjoner av de definerte variable, eller har oppgavegiverne gitt gale tall, m.a.o.:

Er det målefeil i de høyresidevariable?

Visse typer av målefeil kan være et alvorlig problem ettersom bruk av minste kvadraters metode i slike tilfeller gir inkonsistente estimater. Målefeil i venstresidevariabelen, elektrisitetsforbruk pr. innbygger, vil bli tatt vare på av det stokastiske restleddet, men siden modellen er dynamisk vil denne variabelen også inngå på høyresiden.

I det følgende skal vi ta for oss dataene for de enkelte variablene:

4.2.1. Husholdningens forbruk av elektrisitet

Forbruksgrupperingen i elektrisitetsstatistikken er slik at elektrisitetsforbruket i tillegg til husholdningene også omfatter forbruk i jordbrukssektoren og forbruk i fritidshus. Jordbrukssektoren er det i dag vanskelig å skille ut ettersom de fleste gårdsbruk bare har én måler. Fritidshus derimot har egne målere slik at det i framtiden vil være mulig å skille ut disse som egen sektor.

Tabell 3 er hentet fra Folke- og bolig telling 1970 [11]. Det går fram av denne at for flere fylkers vedkommende ligger en stor del av fritidshusene utenfor det fylket hvor eieren bor. For vår analyse har dette den konsekvens at husholdningens inntekt og en del av husholdningens elektrisitetsforbruk blir registrert i ulike fylker. Dette - sammen med at jordbruket er inkludert i dataene - gir opphav til en systematisk målefeil i denne venstresidevariabel. (Lagget verdi av denne variabel inngår også på høyresiden i etterspørselsrelasjonen.)

Tabell 3. Tallet på fritidshus etter eierens bostedsfylke og tallet på fritidshus, etter beliggenhet. 1970 *Number of holiday houses by the county of residence of the owner and number of holiday houses, by location. 1970*

Fylke <i>County</i>	Tallet på fritidshus etter eierens bostedsfylke <i>Number of holiday houses by the county of residence of the owner</i>		Tallet på fritidshus etter beliggenhet <i>Number of holiday houses by location</i>
	I alt <i>Total</i>	Av dette: Fritidshusets beliggenhet utenfor fylket ¹⁾ <i>Of which: Location of the holiday house outside the county¹⁾</i>	
Hele landet <i>The whole country</i>	190 138	84 185	190 138
Østfold	8 360	1 629	13 245
Akershus	14 936	12 644	13 999
Oslo	44 797	43 222	1 532
Hedmark	8 282	992	14 201
Oppland	8 918	1 087	19 196
Buskerud	11 167	3 039	20 564
Vestfold	5 340	1 751	11 101
Telemark	8 156	1 085	11 172
Aust-Agder	2 502	270	6 583
Vest-Agder	5 635	1 488	6 209
Rogaland	10 935	2 334	9 119
Hordaland	8 676	1 046	17 236
Bergen	8 792	8 704	107
Sogn og Fjordane	3 534	231	4 659
Møre og Romsdal	8 201	647	8 667
Sør-Trøndelag ...	12 773	2 891	11 101
Nord-Trøndelag ..	4 677	340	6 343
Nordland	8 598	407	8 840
Troms	3 134	250	3 294
Finmark	2 725	128	2 711
Utlandet <i>Foreign countries</i>	225
Uoppgitt <i>Not reported</i>	34

1) Omfatter ikke fritidshus i utlandet og fritidshus hvor beliggenhet er uoppgitt.

1) Does not contain holiday houses in foreign countries and holiday houses where location is not reported.

K i l d e: NOS Folke- og bolig telling 1970, Hefte V, boligstatistikk, tabell 21.

Source: NOS Population and Housing Census 1970, Vol. V, Housing Statistics, table 21.

4.2.2. Gjennomsnittlig pris på elektrisitet levert til husholdningene

En av forutsetningene ved aggregering over husholdningene innen et fylke var at elektrisitetsprisene ikke varierer innen fylket. Av tabell 5 framgår det at dette ikke er riktig. Tabellen viser at prisvariasjonene på elektrisitet innen det enkelte fylke er mer markant enn mellom de ulike fylkene. Dette leder til aggregeringsskjevhet i parametrene estimert på grunnlag av fylkesdata.

Tabell 4. Høyeste, laveste og gjennomsnittlig pris på elektrisitet levert til husholdninger, etter fylke. Priser eksklusive merverdiavgift. 1975 *Highest, lowest and average price on electric energy delivered to households, by county. Prices excl. value added tax. 1975*

Fylke <i>County</i>	Gjennom- snitt <i>Average</i>	Høyeste <i>Highest</i>	Laveste <i>Lowest</i>
Hele landet <i>The whole country</i>	8,52	15,54	3,48
Østfold	10,45	15,54	8,34
Akershus	9,14	12,77	8,14
Oslo	6,95	6,95	6,95
Hedmark	10,40	13,48	6,91
Oppland	8,89	11,86	7,32
Buskerud	10,30	13,56	5,10
Vestfold	8,80	12,39	5,55
Telemark	7,54	11,14	3,48
Aust-Agder	8,97	9,53	6,10
Vest-Agder	7,09	10,75	6,20
Rogaland	7,87	11,69	3,50
Hordaland	7,74	10,15	4,83
Sogn og Fjordane	8,18	13,26	4,30
Møre og Romsdal	9,27	13,46	6,49
Sør-Trøndelag	8,36	14,32	7,13
Nord-Trøndelag	9,25	9,63	7,97
Nordland	8,31	10,27	6,20
Troms	8,53	10,21	8,05
Finnmark	10,23	11,70	9,54

K i l d e: NOS Elektrisitetsstatistikk 1975 og primærmateriale i Byrået.
Source: NOS Electricity Statistics 1975 and unpublished data in the Central Bureau of Statistics.

4.2.3. Fylkespriser på olje

I dag finnes ingen tilgjengelig statistikk over gjennomsnittlig pris på oljeprodukter levert til boligoppvarming i de ulike fylkene. Av den grunn er det vanskelig å vurdere den beregningsmetode for fylkespriser som er beskrevet i tabellvedlegget. Men ettersom prisfastsettingen i stor grad er administrativ, er det rimelig å anta at de prisene som er beregnet i tabellvedlegget kan være gode indikatorer.

Også i dette tilfellet vil prisene variere ganske betraktelig innen hvert fylke p.g.a. tilleggene for kjørekostnader.

4.2.4. Prisindeks for elektriske husholdningsartikler

Den prisindeks som er brukt i analysen er delindeksen for konsumgruppen "komfyrer, kjøleskap og annet elektrisk utstyr" i konsumprisindeksen. Denne indeksen skal i prinsippet gi uttrykk for prisendringen for vedkommende konsumgruppe for hele landet.

Eventuelle prisforskjeller mellom fylkene for denne konsumgruppen er det ikke tatt hensyn til. Det er ikke foretatt analyser som gir tilstrekkelig grunnlag til å lage egne prisindekser for hvert fylke.

4.2.5. Disponibel inntekt

En "riktig" definisjon av disponibel inntekt er bl.a. vist i vedlegg 3 i Biørn [3], og består i:

Disponibel inntekt
 = disponibel arbeidsinntekt og overføringer
 + avkastning av finansiell formue (evt. minus gjeldsrenter)
 + beregnet avkastning på konsumkapital
 + prisgevinst (evt. - tap) på finansiell formue
 + verdistigning (evt. - tap) på konsumkapital

Begrepet "antatt inntekt" slik det er definert i Skattestatistikken skal i prinsippet resultere i en disponibel inntekt slik denne er definert ovenfor, når man korrigerer antatt inntekt for skatter og trygdepremier til det offentlige og overføringer fra det offentlige. Her er det tre innvendinger:

For det første er en del av de såkalte nullskattytere holdt utenfor Skattestatistikken. Dette er skattepliktige som ikke blir ilagt skatt ved kommuneskattelikningen fordi skattegrunnlaget er for lavt.

For det andre er en del overføringer fra det offentlige til private husholdninger ikke medregnet i våre beregninger av disponibel inntekt, (jfr. tabellvedlegget).

Og for det tredje er tallene i Skattestatistikken basert på oppgaver fra skattelikningen. De inntekter som oppgis av den enkelte skattyter kan være mindre enn den egentlige inntekten. I tillegg er de tre siste komponentene i den "riktige" inntekt ovenfor i stor utstrekning skattefrie, iflg. skattelovene.

Alt dette skulle tilsi at nivået for "riktig" disponibel inntekt antageligvis er høyere enn det våre beregninger viser. Det springende punkt er imidlertid hvor sterkt endringene i de to variable er korrelert. Det er grunn til å anta at de er høyt korrelert.

4.2.6. Graddagstall

Hvorvidt graddagstallet er en god temperaturindikator og hvorvidt (8) kan sies å representere sammenhengen er svært vanskelig å vurdere. Bare spesielle undersøkelser hvor alle andre forbruksmotiverende faktorer enn temperaturen holdes konstant, kan si oss noe om dette.

Graddagstallet er bare utregnet for noen få observasjonssteder og disse må da nødvendigvis representere store geografiske områder. Selv om det nok er stor grad av korrelasjon mellom temperaturen på ulike steder innen hvert område, ville det være ønskelig med graddagstall for flere observasjonssteder.

5. EMPIRISKE RESULTATER

Relasjon (14) vil bli estimert, dels på grunnlag av hele observasjonsperioden 1966-1975, dels på grunnlag av perioden 1966-1973. Situasjonen med hensyn til energiforbruket var meget spesiell vinteren 1973/74 (oljekrisen). Vi vil derfor undersøke om elektrisitetsforbruket i årene etter oljekrisen, altså i 1974 og 1975, er influert av faktorer som ikke ivaretas av modellen.

Parametrene i den stokastiske modellen (14) og (12) er estimert ved minste kvadraters metode. Parametrene i modellen gitt ved (14) og (13) er estimert ved kovariansanalyse, idet det er ført inn en binær variabel for hvert fylke¹⁾²⁾ med unntak av det fylket som er representert ved konstantleddet α_0 i (14).

1) Den binære variabel Y_k for fylke nr. k er definert ved

$$Y_k = \begin{cases} 1 & \text{når } i=k \\ 0 & \text{når } i \neq k \end{cases} \quad i=2, \dots, 19$$

2) Det er kanskje mer korrekt å si at vi har estimert to ulike modeller med samme estimeringsmetode, idet kovariansanalyse innebærer bruk av minste kvadraters metode.

Resultatene av estimeringen er vist i tabell 5. Det første vi noterer er at parameterrestriksjonen

$$(15) \quad \rho = - (1-r) \theta$$

må sies å være oppfylt med god tilnærming ved bruk av minste kvadraters metode. Ved bruk av restleddsspesifikasjon (13) og kovariansanalyse er restriksjon ikke oppfylt¹⁾.

Videre ser vi at resultatene i ganske stor grad er ømfintlig overfor valg av modell. Ved overgang fra minste kvadraters metode til kovariansanalyse legger vi spesielt merke til at den deriverte av elektrisitetsetterspørselen m.h.p. elektrisitetsprisen (koeffisienten til P_t^e) øker i absolutt verdi. Inntektsparameteren (jfr. \bar{R}_t) blir ved kovariansanalyse signifikant forskjellig fra null og parameteren foran lagget elektrisitetsetterspørsel (dvs. \bar{X}_{t-1}) reduseres betydelig. Kovariansanalyse gir noe bedre føyning målt ved den multiple korrelasjonskoeffisienten. Den residuale variasjonskoeffisienten er i begge tilfellene 3-4 prosent. Dette tilsvarer noenlunde økningen pr. år i elektrisitetsforbruk pr. innbygger i husholdninger og jordbruk i den aktuelle perioden²⁾.

Tabell 5 viser videre at estimatene ikke er særlig ømfintlige overfor valg av observasjonsperiode. Et unntak er den deriverte av elektrisitetsforbruket m.h.p. oljepris (koeffisientene til P_t^o). I tilfellet med minste kvadraters metode og observasjonsperiode 1966-1973, har dette estimatet dessuten negativt fortegn.

1) Dette kunne formelt vært testet ved en likelihood - ratiotest. Se f.eks. Malinvaud [7], kap. 5, §8. 2) Vi har ikke formelt testet eksistensen av spesifikke tids- og/eller fylkeskomponenter. Det kan gjøres ved vanlige F-tester. I Ringstad [12] er slik testing gjennomført.

Tabell 5. Dynamisk etterspørselsrelasjon for elektrisk kraft i husholdninger og jordbruk estimert på tidsserier av fylkesdata
Dynamic demand equation for electric energy in households and agriculture estimated on time series of county data

Relasjon <i>Equation</i>	(14) og <i>and</i> (12)	(14) og <i>and</i> (13)		
Estimeringsmetode <i>Method of estimation</i>	Vanlig minste kvadraters metode <i>Method of ordinary least-squares</i>		Kovariansanalyse <i>Covariance analysis</i>	
Observasjonsperiode <i>Period of observation</i>	1966- 1973	1966- 1975	1966- 1973	1966- 1975
P_t^e	-38,79* (13,12)	-32,85* (11,31)	-43,71* (18,19)	-56,89* (16,11)
P_t^o	-3,41 (4,68)	3,29* (1,16)	0,07 (4,42)	1,60 (1,22)
P_t^u	-0,46 (2,38)	-2,66 (1,64)	3,71 (4,66)	0,85 (3,73)
Variabel <i>Variable</i>				
\bar{R}_t	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	0,23* (0,05)	0,16* (0,03)
G_t	0,17* (0,03)	0,18* (0,03)	0,06 (0,05)	0,10* (0,04)
\bar{X}_{t-1}	0,89* (0,04)	0,91* (0,03)	0,40* (0,07)	0,52* (0,06)
G_{t-1}	-0,16* (0,03)	-0,17* (0,03)	-0,15* (0,04)	-0,13* (0,04)
Restriksjon <i>Restriction</i>				
ρ	-0,16	-0,17	-0,15	-0,13
$\rho = -(1-r)\theta$	-0,15	-0,16	-0,02	-0,05
Multipel korrelasjons- koeffisient <i>Coefficient of multiple correlation</i>	0,96116	0,97053	0,97649	0,98018
Residual variasjons- koeffisient ¹⁾ <i>Coefficient of residual variation¹⁾</i>	4,14%	3,79%	3,46%	3,28%

Tabell 5 (forts.). Dynamisk etterspørselsrelasjon for elektrisk kraft i husholdninger og jordbruk estimert på tidsserier av fylkesdata *Dynamic demand equation for electric energy in households and agriculture estimated on time series of county data*

Relasjon		(14) og (12)		(14) og (13)	
Equation		and		and	
Estimeringsmetode		Vanlig minste kvadraters metode		Kovariansanalyse	
Observasjonsperiode		1966-	1966-	1966-	1966-
		1973	1975	1973	1975
Konstant-	Hele landet	1 085	801		
ledd ²⁾	Østfold ...			-529	80
<i>Intercept</i> ²⁾	Akershus ..			-363	268
	Oslo			-1 002	-243
	Hedmark ...			-156	376
	Oppland ...			412	759
	Buskerud ..			-354	217
	Vestfold ..			-331	262
	Telemark ..			251	641
	Aust-Agder			-204	390
	Vest-Agder			150	600
	Rogaland ..			61	559
	Hordaland .			-452	140
	Sogn og Fjordane ..			60	468
	Møre og Romsdal ...			13	515
	Sør-Trøndelag			-172	374
	Nord-Trøndelag			202	661
	Nordland ..			209	609
	Troms			333	680
	Finmark ..			-176	288

1) Residual variasjonskoeffisient er det estimerte residuale standard-avvik dividert med den venstresidevariables gjennomsnitt. 2) kWh pr. innbygger ved et punkt estimat betyr at estimatet har "riktig" fortegn, og er signifikant forskjellig fra null ved 5 prosent sannsynlighetsnivå.

1) The coefficient of residual variation is the standard error of estimate divided by the mean of the dependent variable. 2) kWh per capita by an estimate means that the estimate has "right" sign and is significant different from zero at 5 per cent level.

I tabell 6 er det vist resultater fra en estimering hvor en binær variabel brukes for å skille årene 1974 og 1975 fra 1966-1973.

Vi definerer for alle $i = 1, \dots, 19$

$$(16) \quad Z_{it} = \begin{cases} 1 & \text{for } t = 1974 \text{ og } 1975 \\ 0 & \text{for } t = 1966 - 1973 \end{cases}$$

Vi postulerer m.a.o. at strukturen gitt ved parametrene i modellen er den samme i hele observasjonsperioden 1966-1975, men nivået i elektrisitetsforbruket, gitt ved konstantleddene, er forskjellig i perioden 1966-1973 og perioden 1974-1975. Hypotesen går altså ut på at etterspørselsfunksjonen får et skift i 1973/74. Resultatet av estimeringen viser at parameteren foran den binære variable ikke er forskjellig fra null med 5 prosent sannsynlighetsnivå, verken ved bruk av minste kvadraters metode eller ved bruk av kovariansanalyse. Hypotesen om et skift i etterspørselen må forkastes.

Estimering av relasjon (14) uten å ta hensyn til parameterrestriksjonen, innebærer at vi ikke tar hensyn til all den informasjon vi har på forhånd ved estimeringen. Relasjon (10) inngår lagget temperaturkorrigert forbruk ($\bar{X}_{i,t-1} - \theta G_{i,t-1}$) som én variabel på høyresiden.

Vi har derfor estimert parametrene også i denne modellen. Ved estimeringen har vi brukt en iterativ prosess idet vi har latt parameteren θ i uttrykket for lagget temperaturkorrigert forbruk anta ulike verdier. Som estimat er valgt den θ -verdi som gir minst standardavvik på restleddet. Relasjon (10) med restleddsspesifikasjon (13) er estimert dels for perioden 1966-1973, dels for perioden 1966-1975. I siste tilfellet er relasjonen estimert både med og uten den binære variabel Z_{it} gitt ved (16).

Resultatet av estimeringen er vist i tabell 7. De verdier av θ som gjør at θ foran G_t og θ foran G_{t-1} er like, varierer fra 0,10 for perioden 1966-1973 til 0,20 for perioden 1966-1975 og binær variabel ikke er tatt med. Videre merker vi oss at estimatet på parameteren foran prisindeksen på elektrisk husholdningsutstyr (P_t^H), er høyst signifikant forskjellig fra null, og svært stor i absolutt verdi sammenliknet med de relasjoner som er estimert tidligere. Estimatet på parameteren foran disponibel realinntekt er ikke signifikant forskjellig fra null og har dessuten uventet fortegn. Estimatet på parameteren foran lagget temperaturkorrigert forbruk er svært lav, sammenliknet med tidligere estimeringer. Den residuale variasjonskoeffisient ligger på over 4,5 prosent. Dette er godt over den årlige vekst i elektrisitetsforbruket pr. innbygger i de to aktuelle periodene.

Tabell 6. Dynamisk etterspørselsrelasjon for elektrisk kraft i husholdninger og jordbruk estimert på tidsrekker av fylkesdata¹⁾.
 Bruk av binær variabel for å ta vare på et skift fra 1966-1973 til 1974-1975 *Dynamic demand equation for electric energy in households and agriculture estimated on time series of county data¹⁾. Use of dummy variable to include a shift from 1966-1973 to 1974-1975*

Relasjon <i>Equation</i>		(14) ^{og} and (12)	(14) ^{og} and (13)
Estimeringsmetode <i>Method of estimation</i>		Vanlig minste kvadraters metode <i>Method of ordinary least-squares</i>	Kovariansanalyse <i>Covariance analysis</i>
Konstant- ledd <i>Intercept</i>	1966-1973 1974-1975	906,36 1 015,56	
Variabel <i>Variable</i>	P_t^e	-35,16** (11,49)	-54,30** (16,84)
	P_t^o	-0,07 (3,21)	3,27 (3,33)
	P_t^u	-1,27 (2,05)	1,46 (3,90)
	\bar{R}_t	0,00 (0,01)	0,18** (0,04)
	G_t	0,17** (0,03)	0,10** (0,04)
	\bar{X}_{t-1}	0,90** (0,03)	0,52** (0,06)
	G_{t-1}	-0,15** (0,03)	-0,14** (0,04)
	Z_t	109,20 (97,68)	-60,71 (112,35)
Restriksjon <i>Restriction</i>	ρ	-0,15	-0,14
$\rho = -(1-r)\theta$	$-(1-r)\theta$	-0,15	-0,05
Multipel korrelasjons- koeffisient <i>Coefficient of multiple correlation</i>		0,97074	0,98022
Residual variasjons- koeffisient <i>Coefficient of residual variation</i>		3,78%	3,28%

1) Se noter i tabell 5.

1) See notes in table 5.

Tabell 7. Dynamisk etterspørselsrelasjon for elektrisk kraft i husholdninger og jordbruk estimert på tidsrekker av fylkesdata¹⁾.
 Estimeringsmetode: Kovariansanalyse med parameterrestriksjon
Dynamic demand equation for electric energy in households and agriculture estimated on time series of county data¹⁾. Method of estimation: Covariance analysis with restriction on the parameter θ

Relasjon Equation	(10) og and (13)	1966-1975		
		U/binær variabel ²⁾ Without dummy variable ²⁾	M/binær variabel ²⁾ With dummy variable ²⁾	
Observasjonsperiode Period of observation	1966- 1973			
	P_t^e	-28,44 (15,57)	-31,09* (15,19)	-40,42* (14,74)
	P_t^o	-8,75 (5,82)	6,40* (1,50)	-6,95 (3,71)
	P_t^u	-24,37* (-3,40)	-29,82* (2,34)	-23,08 (2,84)
Variabel Variable	\bar{R}_t	-0,01 (0,00)	-0,01 (0,00)	-0,01 (0,00)
	G_t	0,10 (0,05)	0,20* (0,04)	0,15* (0,05)
	$Q_{t-1}^{3)}$	0,19* (0,05)	0,31* (0,05)	0,27* (0,05)
	$Z_t^{2)}$			430,71* (109,24)
Multipel korrelasjons- koeffisient Coefficient of multiple correlation		0,95309	0,95760	0,96129
Residual varia- sjonskoeffisient Coefficient of residual variation		4,81%	4,75%	4,55%

1) Jfr. noter til tabell 5. 2) Den binære variabel Z_t er definert i teksten. 3) Q_{t-1} er lagget temperaturkorrigert forbruk: $Q_{t-1} = (\bar{X}_{t-1} - \theta G_{t-1})$.

1) See notes in table 5. 2) The dummy variable Z_t is defined in the text.

3) Q_{t-1} is lagged electricity consumption corrected for temperature:

$$Q_{t-1} = (\bar{X}_{t-1} - \theta G_{t-1}).$$

I det foregående har vi estimert to dynamiske modeller for etter-spørsel etter elektrisk kraft i husholdninger og jordbruk. Ingen av disse modellene og/eller estimeringsmetodene synes å være gode nok til å få bestemt signifikante estimater for alle parametrene simultant.

Estimatene foran er gitt på tilvekstform (derivert form). For å finne gjennomsnittlige pris- og inntektselastisiteter for perioden 1966-1975 må vi korrigerer estimatene med gjennomsnittsverdiene av de variable i samme periode.

De variable har følgende gjennomsnittsverdier for perioden 1966-1975:

Elektrisitetsforbruk pr. innbygger:	3 828 kWh
Elektrisitetspris:	9,28 øre/kWh
Oljepris:	64,2 øre/liter
Inntekt pr. innbygger:	11 976 kroner
Graddagstall:	3 778

Kovariansanalysen av relasjon (14) for årene 1966-1975 gav signifikante estimater både på koeffisientene foran elektrisitetspris og inntekt. Føyningen var god. Elastisitetene framgår av tabell 8.

Tabell 8. Elastisiteter fra kovariansanalysen 1966-1975 (tabell 5)
Elasticities from the covariance analysis 1966-1975 (table 5)

Elastisiteten av el-forbruket med hensyn på: <i>The elasticity of electric energy consumption regarding:</i>	Kort sikt <i>Short run</i>	Lang ¹⁾ sikt <i>Long¹⁾ run</i>
Elektrisitetspris <i>Electricity price ..</i>	-0,14	-0,29
Oljepris <i>Oil price</i>	+0,03 ²⁾	+0,06 ²⁾
Inntekt <i>Income</i>	+0,50	+1,04
Graddagstall <i>Number of degree days ...</i>	+0,10	. ³⁾

1) Depresieringsfaktoren for det elektriske utstyret er satt lik 0,48 (jfr. tabell 5). 2) Dette estimatet ble ikke signifikant forskjellig fra null ved 5 prosent sannsynlighetsnivå. Ved vanlig minste kvadraters metode 1966-1975 (tabell 5) ble koeffisienten imidlertid skarpt bestemt. De tilsvarende elastisiteter m.h.p. oljepris - beregnet med depresieringsfaktor lik 0,48 - er +0,06 på kort sikt og +0,13 på lang sikt. 3) Parameteren foran graddagstallet kan bare gis mening på kort sikt.

1) *The depreciation parameter for the electric appliances is 0.48 (see table 5).* 2) *This estimate was not significant different from zero at 5 per cent level. By ordinary least-squares 1966-1975 (table 5) the coefficient was significant. The corresponding elasticities in regard to oil price - calculated with depreciation parameter equal to 0.48 - is +0.06 in the short run and +0.13 in the long run.* 3) *The parameter corresponding to the number of degree days is possible to interpret only on a short run basis.*

Estimatet på parameteren θ foran graddagstallet ligger i området 0,10-0,20. Ser vi på relasjonen $\bar{X}_t = \bar{Q}_t + \theta G_t$ ($t = 1, \dots, T$) betyr dette at den del av faktisk elektrisitetsetterspørsel som skyldes at utetemperaturen er lavere enn 17°C , altså $\bar{X}_t - \bar{Q}_t$ ($t = 1, \dots, T$) utgjør mellom 10 prosent og 20 prosent av graddagstallet. Når alle andre faktorer enn graddagstallet holdes konstant, betyr dette at når graddagstallet øker med 100 enheter vil elektrisitetsforbruket pr. innbygger øke med mellom 10 og 20 kWh. Graddagstallet øker med om lag 100 enheter når utetemperaturen synker med ca. 3,3 grader pr. dag i 30 dager.

Depresieringsraten r , gir uttrykk for tregheten i tilpasningen til nye verdier av de eksogene variable. Jo høyere depresieringsraten er, jo hurtigere går tilpasningen. Hvis det gir et skarpt skille mellom *ex ante* og *ex post* substitusjonsmuligheter vil r kunne tolkes som depresieringsrate. I det tilfellet er det bare mulig å legge om energiforbruket når det elektriske utstyret erstattes med nytt. Som vi så tidligere¹⁾ har godt over halvparten av husholdningene basert seg på kombinert oppvarming. Dette skulle innebære større substitusjonsmuligheter enn den rene tekniske depresieringen gir uttrykk for. Parameteren r vil heller være et uttrykk for substitusjonsmulighetene og treghetsmomentet ved tilpasningen til nye verdier av de eksogene variable. Et estimat på om lag 0,5 er dermed ikke urimelig. En slik verdi betyr at den langsiktige effekten av en endring i en av de eksogene variable er dobbel så stor som den kortsiktige effekten. Det vil igjen si at det vil ta 3-4 år å få effektuert 90 prosent av den totale langsiktige effekten.

6. OPPSUMMERING

Analysen bekrefter at elasticiteten av elektrisitetsforbruket m.h.p. inntekten er høy. Samtidig framgår det klart at elasticiteten m.h.p. elektrisitetsprisen ikke er ubetydelig slik det av og til hevdes. Vår modell og estimeringsmetode(r) var imidlertid ikke gode nok til å få bestemt alle koeffisientene i etterspørselsrelasjonen simultant.

Bruk av kovariansanalyse innebærer at hvert fylke blir representert ved en binær variabel. Disse variable skal ta vare på individuelle fylkeseffekter. I Balestra og Nerlove [8] argumenteres det for at en slik bruk av binære variable ikke er særlig velegnet i en dynamisk relasjon. Det at vi har en lagget endogen variabel på høyresiden gjør det vanskelig, om ikke umulig, å skille den individuelle fylkeseffekten fra effekten av den laggede variabel. En mer raffinert versjon av restleddsspesifikasjonen (13) blir forsøkt i en annen analyse [8]. Dette kan være et mulig utgangspunkt for videre analyse av husholdningers etterspørsel etter elektrisk kraft på grunnlag av det foreliggende datamaterialet.

1) Jfr. tabell 1 i kapittel 2.

REFERANSER

- [1] Balestra, Pietro: "The Demand for Natural Gas in the United States". NHPC, Amsterdam 1967
- [2] Balestra, P. and M. Nerlove: "Pooling cross section and time series data in the estimation of a dynamic model: The demand for natural gas". *Econometrica*, 1966
- [3] Biørn, Erik: "Estimering av makro-konsumfunksjoner for etterkrigs-tiden: Metodespørsmål og empiriske resultater". Artikler nr. 63 fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo 1974
- [4] Fisher, F. M. and C. Kaysen: "A Study in econometrics: The demand for Electricity in the United States". NHPC, Amsterdam 1962
- [5] Houthalkker, H. S. and Lester D. Taylor: "Consumer Demand in the United States, 1929-1970". Harvard University Press, Cambridge 1966
- [6] Johnston, J.: "Econometric Methods". McGraw-Hill, New York, 1960
- [7] Malinvaud, E.: "Statistical Methods of Econometrics". NHPC, Amsterdam 1966
- [8] Metzler, L. A.: "The Nature and Stability of Inventory Cycles". *The Review of Economics and Statistics*, 1941
- [9] NOS Boforholdsundersøkelsen 1973. Statistisk Sentralbyrå, Oslo 1974
- [10] NOS Elektrisitetsstatistikk, Statistisk Sentralbyrå
- [11] NOS Folke- og bolig telling 1970, Hefte V, boligstatistikk. Statistisk Sentralbyrå, Oslo 1975
- [12] Ringstad, Vidar: "Estimating Production Functions and Technical Change from Mikro Data". *Samfunnsøkonomiske studier* nr. 21. Statistisk Sentralbyrå, Oslo 1971
- [13] Ringstad, Vidar: "On the estimation of dynamic relations from combined cross section time series data. Artikler nr. 87 fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo 1976
- [14] Rødseth, Asbjørn og Steinar Strøm: "The demand for energy in Norwegian households with special emphasis on the demand for electricity". Memorandum from Institute of Economics, University of Oslo, Oslo 29 April 1976
- [15] Solum, Nils Olav og Ole Andreas Songe-Møller: "Småhusoppvarming. Energiforbruk og kostnader". Norges Byggforskningsinstitutt, Rapport nr. 81. Oslo 1974
- [16] Stone, Richard and D. A. Rowe: "The market demand for durable goods". *Econometrica* 1957
- [17] Taylor, Lester D.: "The Demand for electricity: a survey". *The Bell Journal of Economics*, 1975 (1)

ENGLISH SUMMARY

In this analysis we attempt to estimate a dynamic demand equation for electric energy in households and agriculture. The data are time series of each county in the period 1966-1975. The equation enables us to estimate short-run as well as long-run price - and income - effects.

The equation is

$$\begin{aligned} \bar{X}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 P_{it}^e + \alpha_2 P_{it}^o + \alpha_3 P_{it}^u \\ & + \alpha_4 \bar{R}_{it} + \theta G_{it} \\ & + (1-r) (\bar{X}_{i,t-1} - \theta G_{i,t-1}) + U_{it} \end{aligned}$$

where $i=1, \dots, 19$ denotes county and $t=1, \dots, T$ denotes year. \bar{X}_{it} is consumption of electric energy in households and agriculture per capita.

P_{it}^e : price on electric energy delivered to households and agriculture

P_{it}^o : price on fuel oil no. 1 and kerosene

P_{it}^u : price index on electric household appliances

\bar{R}_{it} : disposal income per capita

G_{it} : number of degree days (indicates outdoor temperature)

All price and income variables are deflated by the consumer price index

U_{it} is a stochastic error term which in the first model is normally distributed with zero mean, constant variance and no serial correlation. In the second model, the error term is decomposed into a non-stochastic county-specific component, and a stochastic common component which is normally distributed with zero mean, constant variance and no serial correlation.

The term in brackets on the right handside of the equation is lagged consumption of electric energy corrected for temperature. The parameter θ is incorporated in this term as well as in front of the variable G_t . This involves a linear restriction on the parameter θ .

At first the equation is estimated without this restriction and with the two error-term specifications mentioned above. The results are presented in tables 5 and 6.

Second, the equation is estimated with the parameter restriction involved. These results are presented in table 7.

None of these models seem sufficient to make simultaneous estimates of all the parameters in the model. The main results are presented in table 8. The short and long run elasticities are:

Elasticity of electric energy consumption regarding	Short run elasticities	Long run elasticities
Electricity price	-0,14	-0,29
Oil price	+0,06	+0,13
Income	+0,50	+1,04

The models are also estimated with a dummy variable representing the years 1974 and 1975. The reason for this is to take into account the possibility of a shift in the demand caused by the oil crisis (winter 73/74). The estimate corresponding to this dummy variable is not significantly different from zero at 3 per cent level, except in the model with parameter restriction.

T a b e l l e d l e g g
Appendix of tables

INNHold

	Side
A. TABELLKOMMENTARER	
1. Elektrisitetsforbruk og elektrisitetspriser i sektoren hus- holdninger og jordbruk. 1965-1975. Kommentar til tabellene 1-4	44
2. Kommentar til beregning av oljepriser etter fylke. 1966-1975	52
3. Prisindeks for elektrisk husholdningsutstyr	56
4. Kommentar til beregning av disponibel inntekt pr. innbygger, etter fylke	57
5. Graddagstall	64

B. TABELLREGISTER

	Side
1. Forbruk av elektrisk kraft i husholdninger og jordbruk etter fylke. 1965-1975. Verdi eksklusive merverdiavgift fra 1/1 1970	45
2. Gjennomsnittspriser på elektrisk kraft levert til husholdninger og jordbruk, etter fylke. 1965-1975. Øre/kWh	47
3. Priser på elektrisk kraft levert til husholdninger og jordbruk, etter fylke, deflatert med konsumprisindeksen. 1965-1975. Øre/kWh. Inklusive merverdiavgift. 1974-priser	50
4. Forbruk av elektrisk kraft pr. innbygger i husholdninger og jordbruk, etter fylke. 1965-1975. kWh pr. år	51
5. Transporttillegg etter fylke. Inklusive omsetningsavgift og merverdiavgift. Øre/l	53
6. Gjennomsnittlige maksimalpriser på fyringsolje nr. 1 og detaljpriser på fyringsolje nr. 1 og parafin. 1966-1975. Priser inklusive omsetningsavgift og merverdiavgift. Øre/l ..	54
7. Sammenveide priser på fyringsolje nr. 1 og parafin, etter fylke. Inklusive omsetningsavgift og merverdiavgift. 1966-1975. Øre/l	54
8. Sammenveide priser på fyringsolje nr. 1 og parafin etter fylke, deflatert med konsumprisindeksen. Priser inklusive omsetningsavgift og merverdiavgift. 1966-1975. Øre/l. 1974-priser	55
9. Prisindeks forelektrisk husholdningsutstyr. 1966-1975. 1974=100	56
10. Inntekt etter skatt for forskottspliktige og sjøfolk, etter fylke. 1966-1975. Mill.kr	60
11. Overføringer fra det offentlige gjennom folketrygden og barnetrygden. 1966-1975. Mill.kr	61
12. Disponibel inntekt pr. innbygger, etter fylke. 1966-1975. Kr	62
13. Disponibel inntekt pr. innbygger, etter fylke, deflatert med konsumprisindeksen. 1974-priser. 1966-1975	63
14. Antall graddager etter observasjonssted. 1965-1975	65

INDEX OF TABLES

	Page
1. Consumption of electric energy in households and agriculture, by county. 1965-1975. Value excl. of value added tax after 1/1 1970	45
2. Average prices on electric energy delivered to households and agriculture, by county. 1965-1975. Øre per kWh	47
3. Prices on electric energy delivered to households and agriculture, by county, deflated by the consumer price index. 1965-1975. Øre per kWh. Inclusive of value added tax. 1974-prices	50
4. Consumption of electric energy per capita in households and agriculture, by county. 1965-1975. kWh per year	51
5. Addition for transport, by county. Inclusive of turnover tax and value added tax. Øre per liter	53
6. Average maximum prices on fuel oil no. 1 and retail prices on fuel oil no. 1 and kerosene. 1966-1975. Prices inclusive of turnover tax and value added tax. Øre per liter	54
7. Retail prices on fuel oil no. 1 and kerosene weighed together, by county. Inclusive of turnover tax and value added tax. 1966-1975. Øre per liter	54
8. Retail prices on fuel oil no. 1 and kerosene weighed together, deflated by the consumer price index, by county. Prices inclusive of turnover tax and value added tax. 1966-1975. Øre per liter. 1974-prices	55
9. Price index on electric household appliances. 1966-1975. 1974=100	56
10. Income after taxes for personal tax payers and seamen, by county. 1966-1975. Million kroner	60
11. Transfers from the central government through the national insurance and the family allowances. 1966-1975. Million kroner	61
12. Disposal income per capita, by county. 1966-1975. Kroner ..	62
13. Disposal income per capita, by county, deflated by the consumer price index. 1974-prices. 1966-1975	63
14. Number of degree days by station of observation. 1965-1975 .	65

1. Elektrisitetsforbruk og elektrisitetspriser i sektoren husholdninger og jordbruk. 1965-1975. Kommentar til tabellene 1-4

Elektrisitetsstatistikken ble lagt om fra og med 1973. Fra dette år er det publisert gjennomsnittspriser og forbruk av elektrisitet pr. fylke. For årene 1965 til 1972 er fylkesfordelingen beregnet ut fra primærmateriale i Byrået. De fleste elektrisitetsverk leverer elektrisk kraft til husholdninger og jordbruk kun i det fylket hvor el-verket er registrert. For de elektrisitetsverk som leverer elektrisk kraft til mer enn ett fylke, er fylkesfordelingen for årene 1965-1972 beregnet etter den oppgitte fordelingen i 1973-1975. I Elektrisitetsstatistikken for årene før 1973 er Statskraftverkernes leveranser av anleggskraft inkludert i sektoren husholdninger, jordbruk og eventuelt annet forbruk. I de følgende tabellene er denne kraften trukket ut. Tabellene inkluderer heller ikke forbruk av elektrisk kraft på Svalbard.

For årene 1970-1972 har det vært nødvendig å beregne elektrisitetspriser inklusive merverdiavgift. Et unntak er fylkene Nordland, Troms og Finnmark. Forbruk av elektrisk kraft i husholdninger i disse fylkene er ikke pålagt merverdiavgift.

Merverdiavgiftssatsen for det enkelte fylke vil være omvendt proporsjonal med gjennomsnittsprisen beregnet for husholdninger og jordbruk ekskl. merverdiavgift og slik at en sats på 20 prosent tilsvarende utjevningssatsen. Utjevningssatsen fastsettes av myndighetene og var på 5,75 øre/kWh i 1970-1974 og 8,25 øre/kWh i 1975. I praksis blir merverdiavgiftssatsene for hvert enkelt elektrisitetsverk fastsatt som nevnt ovenfor.

I Elektrisitetsstatistikken for årene 1973-1975 er merverdiavgiften oppgitt, og gjennomsnittlig elektrisitetspris inklusive merverdiavgift for 1970-1972 er beregnet etter dette. Bruk av den beregningsmetode som er nevnt ovenfor på årene 1973-1975 gir følgende gjennomsnittlige avvik mot prisene i Elektrisitetsstatistikken.

1973:	+0,03	øre/kWh
1974:	+0,00	"
1975:	+0,07	"

Avvikene må sies å være ubetydelige.

Tabell 1. Forbruk av elektrisk kraft i husholdninger og jordbruk, etter fylke. 1965-1975. Verdi eksklusive merverdiavgift fra 1/1 1970 *Consumption of electric energy in households and agriculture, by county. 1965-1975. Value excl. of value added tax after 1/1 1970*

	1965		1966		1967		1968		1969		1970	
	Mengde Quantity	Verdi Value	Mengde Quantity	Verdi Value	Mengde Quantity	Verdi Value	Mengde Quantity	Verdi Value	Mengde Quantity	Verdi Value	Mengde Quantity	Verdi Value
	GWh	1 000 kr	GWh	1 000 kr	GWh	1 000 kr	GWh	1 000 kr	GWh	1 000 kr	GWh	1 000 kr
I alt <i>Total</i> ...	11 702	623 731	12 773	701 048	12 934	756 931	13 627	827 075	14 241	903 486	14 977	949 765
Østfold	668	34 846	673	37 807	671	41 609	695	46 895	704	54 973	730	58 474
Akershus	901	53 478	950	59 733	998	65 249	1 093	72 514	1 161	81 637	1 267	90 395
Oslo	1 787	75 840	1 946	86 200	1 895	93 384	1 980	103 468	2 075	108 500	2 147	115 670
Hedmark	503	32 076	546	35 317	518	34 963	561	39 718	557	42 298	634	46 920
Oppland	535	28 737	657	35 288	662	37 186	712	40 532	755	46 002	759	47 600
Buskerud	653	33 466	631	34 808	650	36 946	706	41 347	696	46 663	714	47 611
Vestfold	515	33 161	569	37 020	583	37 609	625	40 493	652	42 440	675	45 077
Telemark	596	30 973	637	34 289	690	39 806	712	43 293	727	42 184	779	41 155
Aust-Agder	248	14 435	261	16 579	245	17 658	251	16 755	273	18 309	287	18 764
Vest-Agder	400	18 014	482	21 900	466	23 924	488	25 161	546	28 033	557	29 110
Rogaland	871	48 588	931	52 528	998	57 472	1 010	59 361	1 069	63 659	1 143	68 095
Hordaland	1 047	51 462	1 138	55 135	1 158	60 431	1 186	65 556	1 284	72 284	1 332	75 451
Sogn og Fjordane	306	13 784	318	14 422	321	17 415	306	18 141	319	19 074	370	21 012
Møre og Romsdal	609	35 145	680	40 729	703	44 461	715	46 331	759	51 394	813	54 097
Sør-Trøndelag ..	661	31 805	707	37 216	718	42 484	749	47 118	787	52 637	806	54 257
Nord-Trøndelag ..	312	20 287	343	22 429	337	22 899	369	25 409	392	31 396	399	31 842
Nordland	677	40 246	774	45 532	778	47 684	839	53 159	847	57 594	894	58 840
Troms	271	16 728	375	23 130	380	23 490	435	27 944	438	29 000	469	29 708
Finnmark	142	10 660	155	10 986	163	12 261	195	13 880	200	15 409	202	15 687

K i l d e : NOS Elektrisitetsstatistikk og materiale i Byrået.

Source: NOS Electricity Statistics and unpublished data in the Central Bureau of Statistics.

Tabell 1 (forts.). Forbruk av elektrisk kraft i husholdninger og jordbruk, etter fylke. 1965-1975. Verdi eksklusive merverdiavgift fra 1/1 1970 *Consumption of electric energy in households and agriculture, by county. 1965-1975. Value excl. of value added tax after 1/1 1970*

	1971		1972		1973		1974		1975	
	Mengde	Verdi	Mengde	Verdi	Mengde	Verdi	Mengde	Verdi	Mengde	Verdi
	GWh	1 000 kr	GWh	1 000 kr	GWh	1 000 kr	GWh	1 000 kr	GWh	1 000 kr
I alt <i>Total</i>	15 063	954 669	15 681	1 060 900	16 480	1 156 292	17 243	1 278 138	18 139	1 545 508
Østfold	730	57 144	771	60 763	784	62 223	833	72 865	855	89 325
Akershus	1 344	94 526	1 407	100 034	1 481	109 776	1 575	119 955	1 650	150 796
Oslo	2 100	109 300	2 150	126 535	2 200	130 700	2 213	133 430	2 265	157 429
Hedmark	596	46 214	629	51 726	652	54 905	721	65 163	728	75 727
Oppland	723	44 445	716	50 298	752	53 910	790	61 350	823	73 143
Buskerud	727	48 740	772	56 638	804	66 776	835	72 796	879	90 588
Vestfold	687	45 917	731	48 366	757	55 086	802	61 136	832	73 231
Telemark	727	37 065	734	41 870	707	42 491	761	48 400	785	59 149
Aust-Agder	270	18 633	328	23 416	366	27 241	369	29 691	410	36 789
Vest-Agder	533	28 311	543	31 602	605	38 327	620	40 562	673	47 695
Rogaland	1 153	69 963	1 231	78 844	1 277	83 275	1 341	93 964	1 429	112 502
Hordaland	1 345	75 668	1 345	84 265	1 499	94 867	1 540	104 014	1 606	124 327
Sogn og Fjordane ...	374	21 111	386	24 121	401	25 390	400	27 347	422	34 489
Møre og Romsdal	845	58 127	875	62 842	934	70 853	959	76 473	1 032	95 690
Sør-Trøndelag	855	57 117	901	65 424	931	66 793	999	76 238	1 094	91 423
Nord-Trøndelag	404	32 273	438	34 806	469	38 294	505	43 602	542	50 138
Nordland	926	61 640	965	66 703	1 004	72 662	1 068	81 425	1 118	92 897
Troms	510	31 727	531	34 576	609	41 907	638	46 346	694	59 248
Finnmark	214	16 748	228	18 071	248	20 816	274	23 381	302	30 922

Tabell 2. Gjennomsnittspriser på elektrisk kraft levert til husholdninger og jordbruk, etter fylke. 1965-1975. Øre/kWh *Average prices on electric energy delivered to households and agriculture, by county. 1965-1975. Øre per kWh*

	1965	1966	1967	1968	1969
Hele landet <i>The whole country</i>	5,33	5,49	5,85	6,07	6,34
Østfold	5,22	5,62	6,20	6,75	7,81
Akershus	5,94	6,29	6,54	6,63	7,03
Oslo	4,24	4,43	4,93	5,23	5,23
Hedmark	6,38	6,47	6,75	7,08	7,59
Oppland	5,37	5,37	5,62	5,69	6,09
Buskerud	5,12	5,52	5,68	5,86	6,70
Vestfold	6,44	6,51	6,45	6,48	6,51
Telemark	5,20	5,38	5,77	6,08	5,80
Aust-Agder	5,82	6,35	7,21	6,68	6,71
Vest-Agder	4,50	4,54	5,13	5,16	5,13
Rogaland	5,58	5,64	5,76	5,88	5,96
Hordaland	4,92	4,84	5,22	5,53	5,63
Sogn og Fjordane	4,50	4,54	5,43	5,93	5,98
Møre og Romsdal	5,77	5,99	6,32	6,48	6,77
Sør-Trøndelag	4,81	5,26	5,92	6,29	6,69
Nord-Trøndelag	6,50	6,54	6,79	6,89	8,01
Nordland	5,94	5,88	6,13	6,34	6,80
Troms	6,17	6,17	6,18	6,42	6,62
Finmark	7,51	7,09	7,52	7,12	7,70

K i l d e: Tabell 1. *Source: Table 1.*

Tabell 2 (forts.). Gjennomsnittspriser på elektrisk kraft levert til husholdninger og jordbruk, etter fylke. 1965-1975. Øre/kWh
Average prices on electric energy delivered to households and agriculture, by county. 1965-1975. Øre per kWh

	1970		1971		1972	
	Eksklusive merverdiavgift <i>Exclusive of value added tax</i>	Inklusive merverdiavgift <i>Inclusive of value added tax</i>	Eksklusive merverdiavgift <i>Exclusive of value added tax</i>	Inklusive merverdiavgift <i>Inclusive of value added tax</i>	Eksklusive merverdiavgift <i>Exclusive of value added tax</i>	Inklusive merverdiavgift <i>Inclusive of value added tax</i>
Hele landet	6,34	7,34	6,34	7,36	6,77	7,79
Østfold	8,01	9,16	7,83	8,98	7,88	9,03
Akershus	7,13	8,28	7,03	8,18	7,11	8,26
Oslo	5,39	6,54	5,20	6,35	5,89	7,04
Hedmark	7,40	8,55	7,75	8,90	8,22	9,37
Oppland	6,27	7,42	6,15	7,30	7,02	8,17
Buskerud	6,67	7,82	6,70	7,85	7,34	8,49
Vestfold	6,68	7,83	6,68	7,83	6,62	7,77
Telemark	5,28	6,43	5,10	6,25	5,70	6,85
Aust-Agder	6,54	7,69	6,90	8,05	7,14	8,29
Vest-Agder	5,23	6,38	5,31	6,46	5,82	6,97
Rogaland	5,96	7,11	6,07	7,22	6,40	7,55
Hordaland	5,66	6,81	5,63	6,78	6,27	7,42
Sogn og Fjordane	5,68	6,83	5,64	6,79	6,25	7,40
Møre og Romsdal	6,65	7,80	6,88	8,03	7,18	8,33
Sør-Trøndelag ..	6,73	7,88	6,68	7,83	7,26	8,41
Nord-Trøndelag .	7,98	9,13	7,99	9,14	7,95	9,10
Nordland	6,58	6,58	6,66	6,66	6,91	6,91
Troms	6,33	6,33	6,22	6,22	6,51	6,51
Finmark	7,77	7,77	7,83	7,83	7,93	7,93

Tabell 2 (forts.). Gjennomsnittspriser på elektrisk kraft levert til husholdninger og jordbruk, etter fylke. 1965-1975.
 Øre/kWh *Average prices on electric energy delivered to households and agriculture, by county. 1965-1975.*
 Øre per kWh

	1973		1974		1975	
	Eksklusive merverdi-avgift	Inklusive merverdi-avgift	Eksklusive merverdi-avgift	Inklusive merverdi-avgift	Eksklusive merverdi-avgift	Inklusive merverdi-avgift
Hele landet	7,02	8,02	7,41	8,43	8,52	9,92
Østfold ..	7,94	9,04	8,75	9,92	10,45	12,04
Akershus .	7,41	8,54	7,62	8,76	9,14	10,77
Oslo	5,94	7,07	6,03	7,17	6,95	8,55
Hedmark ..	8,42	9,59	9,04	10,17	10,40	12,01
Oppland ..	7,16	8,29	7,77	8,90	8,89	10,42
Buskerud .	8,31	9,50	8,71	9,94	10,30	11,99
Vestfold .	7,27	8,34	7,63	8,75	8,80	10,38
Telemark .	6,01	7,10	6,36	7,49	7,54	9,12
Aust-Agder	7,45	8,60	8,06	9,21	8,97	10,65
Vest-Agder	6,33	7,49	6,54	7,71	7,09	8,54
Rogaland .	6,52	7,61	7,01	8,12	7,87	9,38
Hordaland	6,33	7,43	6,76	7,91	7,74	9,26
Sogn og Fjordane .	6,34	7,38	6,83	7,96	8,18	9,71
Møre og Romsdal ..	7,59	8,71	7,97	9,14	9,27	10,91
Sør-Trøndelag	7,18	8,31	7,63	8,79	8,36	9,97
Nord-Trøndelag	8,16	9,40	8,63	9,83	9,25	10,82
Nordland .	7,24	7,26	7,63	7,65	8,31	8,31
Troms	6,88	6,89	7,27	7,28	8,53	8,53
Finnmark .	8,40	8,40	8,53	8,53	10,23	10,23

Tabell 3. Priser på elektrisk kraft levert til husholdninger og jordbruk, etter fylke, deflatert med konsumprisindeksen. 1965-1975. Øre/kWh. Inklusive merverdiavgift. 1974-priser *Prices on electric energy delivered to households and agriculture, by county, deflated by the consumer price index. 1965-1975. Øre per kWh. Inclusive of value added tax. 1974-prices*

	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
Hcle landet <i>The whole country</i>	9,08	9,06	9,24	9,27	9,39	9,83	9,28	9,15	8,77	8,43	8,88
Østfold	8,89	9,27	9,79	10,31	11,57	12,35	11,32	10,61	9,89	9,92	10,78
Akershus	10,12	10,38	10,33	10,12	10,41	11,08	10,32	9,71	9,34	8,76	9,64
Oslo ...	7,22	7,31	7,79	7,98	7,75	8,76	8,01	8,27	7,74	7,17	7,65
Hedmark	10,87	10,68	10,66	10,81	10,16	11,45	11,22	11,01	10,49	10,17	10,75
Oppland	9,15	8,86	8,88	8,69	8,15	9,93	9,21	9,60	9,07	8,90	9,33
Buskerud	8,72	9,11	8,97	8,95	8,97	10,47	9,90	9,98	10,39	9,94	10,73
Vestfold	10,97	10,74	10,19	9,89	8,71	10,48	9,87	9,13	9,12	8,75	9,29
Telemark	8,86	8,88	9,12	9,28	8,59	8,61	7,88	8,05	7,77	7,49	8,16
Øst- Agder ...	9,91	10,48	11,39	10,20	8,98	10,29	10,15	9,74	9,41	9,21	9,53
Vest- Agder ...	7,67	7,49	8,10	7,88	6,87	8,54	8,15	8,19	8,19	7,71	7,65
Rogaland	9,51	9,31	9,10	8,98	7,98	9,52	9,10	8,87	8,33	8,12	8,40
Hordaland	8,38	7,99	8,25	8,44	7,54	9,12	8,56	8,72	8,13	7,91	8,29
Sogn og Fjordane	7,67	7,49	8,58	9,05	8,01	9,14	8,56	8,70	8,07	7,96	8,69
Møre og Romsdal	9,83	9,88	9,98	9,89	9,06	10,44	10,13	9,79	9,53	9,14	9,77
Sør- Trøndelag	8,19	8,68	9,35	9,60	8,96	10,55	9,87	9,88	9,09	8,79	8,93
Nord- Trøndelag	11,07	10,79	10,73	10,52	10,72	12,22	11,53	10,69	10,28	9,83	9,69
Nordland	10,12	9,70	9,68	9,68	9,10	8,81	8,40	8,12	7,94	7,65	7,44
Troms ..	10,51	10,18	9,76	9,80	8,86	8,47	7,84	7,65	7,54	7,28	7,64
Finmark	12,79	11,70	11,88	10,87	10,31	10,40	9,87	9,32	9,19	8,53	9,16

K i l d e: Beregnet på grunnlag av tabell 2 og konsumprisindeksen i NOS Statistisk årbok.

Source: Calculated on the basis of table 2 and the consumer price index in NOS Statistical Yearbook.

Tabell 4. Forbruk av elektrisk kraft pr. innbygger i husholdninger og jordbruk, etter fylke, 1965-1975. kWh pr. år¹⁾ *Consumption of electric energy per capita in households and agriculture, by county, 1965-1975. kWh per year¹⁾*

	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
Hele landet <i>The whole country</i>	3 156	3 416	3 431	3 584	3 713	3 874	3 874	4 003	4 174	4 340	4 537
Østfold	3 194	3 192	3 157	3 238	3 250	3 341	3 297	3 441	3 476	3 673	3 750
Akershus	3 382	3 464	3 538	3 761	3 860	4 058	4 143	4 227	4 352	4 553	4 706
Oslo	3 698	4 009	3 887	4 055	4 249	4 405	4 361	4 503	4 655	4 726	4 872
Hedmark	2 838	3 084	2 929	3 163	3 129	3 551	3 326	3 491	3 606	3 970	3 992
Oppland	3 195	3 906	3 919	4 193	4 418	4 417	4 192	4 111	4 281	4 472	4 633
Buskerud	3 452	3 428	3 390	3 662	3 578	3 637	3 656	3 833	3 960	4 067	4 225
Vestfold	3 129	3 417	3 480	3 688	3 800	3 893	3 917	4 115	4 222	4 442	4 582
Telemark	3 874	4 114	4 429	4 556	4 642	4 964	4 637	4 663	4 490	4 840	4 965
Aust-Agder ...	3 193	3 353	3 139	3 188	3 439	3 580	3 340	4 004	4 426	4 408	4 822
Vest-Agder ...	3 508	4 165	3 968	4 092	4 508	4 527	4 292	4 304	4 733	4 798	5 158
Rogaland	3 492	3 683	3 896	3 885	4 067	4 293	4 291	4 517	4 626	4 799	5 036
Hordaland	2 963	3 188	3 212	3 259	2 496	3 591	3 598	3 566	3 948	4 025	4 171
Sogn og Fjordane	3 033	3 154	3 185	3 031	3 160	3 661	3 705	3 794	3 928	3 912	4 110
Møre og Romsdal	2 813	3 122	3 209	3 239	3 415	3 640	3 777	3 874	4 101	4 180	4 465
Sør-Trøndelag	3 015	3 184	3 194	3 299	3 425	3 492	3 654	3 820	3 915	4 173	4 554
Nord-Trøndelag	2 672	2 929	2 870	3 141	3 323	3 377	3 424	3 677	3 911	4 168	4 432
Nordland	2 780	3 177	3 192	3 434	3 469	3 676	3 843	4 002	4 153	4 402	4 597
Troms ...	2 071	2 843	2 858	3 230	3 225	3 434	3 728	3 845	4 346	4 495	4 845
Finnmark	1 904	2 064	2 156	2 558	2 613	2 645	2 804	2 959	3 190	3 476	3 799

1) Beregnet på grunnlag av folkemengden ved begynnelsen av året. Tilsvarende tall i NOS Elektrisitetsstatistikk: Slutten av året.

1) Calculated on the basis of the population at the beginning of the year. Similar numbers in NOS Electricity Statistics: The end of the year.

Kilde: Tabell 1. Source: Table 1.

2. Kommentar til beregning av oljepriser etter fylke 1966-1975

De to viktigste petroleumsproduktene til boligoppvarming er fyringsolje nr. 1 og parafin. Fordelingen mellom disse to har vært relativt stabil. Ved beregningen av oljeprisene er fordelingen satt til 56 prosent for fyringsolje nr. 1 og 44 prosent for parafin.

Prisdirektoratet fastsetter maksimalpriser for fyringsolje nr. 1. Disse prisene offentliggjøres i Pristidende. Parafin var for den aktuelle perioden ikke underlagt prisregulering¹⁾. Maksimalprisene gjelder levering av et visst kvantum fra tankbil i 0-sonene. 0-sonene er steder hvor det ikke er adgang til å regne tillegg til maksimalprisene for transportkostnader. Utenfor 0-sonene er det adgang til å regne slike tillegg etter satser som fastsettes av Prisdirektoratet.

Inntil 1. september 1973 ble det fastsatt transporttillegg for ca. 3 000 leveringssteder i landet. Etter denne tid blir det fastsatt transporttillegg for hvert postområde.

Ved siden av transporttillegg er det adgang til å ta tillegg til maksimalprisen for levering i småkvanta, dvs. kvanta mindre enn det som maksimalprisen gjelder for. Disse satsene er økende jo mindre kvantum som leveres. Satsene har ikke endret seg vesentlig i den aktuelle perioden.

Beregning av transporttillegg etter fylke

Leveringsstedene - evt. postområdene - i hvert fylke er delt i to grupper: de som ligger i landkommuner og de som ligger i bykommuner. Gjennomsnittlig transporttillegg er så beregnet innen hver av disse to områdetypene. Veid gjennomsnitt for hele fylket framkommer da som gjennomsnittet av de to områdene, med befolkningsandelene som vektor. I fylker uten bykommuner, men med større befolkningskonsentrasjoner er kommuner med over et visst antall innbyggere regnet som byområder. De beregnede transporttilleggene for hvert fylke er vist i tabell 5.

Beregning av oljepris etter fylke

I Statistisk årbok er det gitt detaljpriser for bl.a. fyringsolje nr. 1 og parafin fram til og med 1974. Detaljpriser for 1975 er beregnet ut fra delindeksene for disse to energibærerne i konsumprisindeksen. Disse offentliggjøres i Statistisk månedshefte.

1) Fra 22. oktober 1975 er prisen på parafin regulert i samsvar med maksimalprisen på fyringsolje nr. 1. Se Pristidende nr. 21, 1975.

En annen mulighet kunne være å beregne priser på fyringsolje nr. 1 ved å ta utgangspunkt i maksimalprisene. Gjennomsnittlig maksimalpris for år t blir da ¹⁾:

$$\bar{a}_t = \frac{1}{365} \sum_{i=1}^{365} a_{it},$$

hvor a_{it} er maksimalpris på fyringsolje nr. 1 på dag i og år t . Priser beregnet etter dette prinsipp og detaljpriser er vist i tabell 6.

Det framgår av tabell 6 at detaljpriser for fyringsolje nr. 1 ligger over maksimalprisene for alle år unntatt 1974 og 1975. Det er mulig i og med at detaljprisene er innhentet på en slik måte at de i prinsippet skal gjelde som et gjennomsnitt for hele landet. Transporttillegg og eventuelle tillegg for levering i småkvanta er dermed inkludert i detaljprisene. Maksimalprisene derimot er eksklusive tillegg. Prisene gjelder med andre ord ikke samme vare.

De priser som er brukt i analysen er et veid gjennomsnitt av detaljprisene for fyringsolje nr. 1 og parafin, med vektor henholdsvis 0,56 og 0,44, og med tillegg for transportkostnader for hvert fylke som vist i tabell 5. Tillegg for levering i småkvanta er det ikke tatt hensyn til utover det som eventuelt er inkludert i detaljprisene.

Oljepriser etter fylke - løpende og deflatert med konsumprisindeksen - er vist i tabellene 7 og 8.

Tabell 5. Transporttillegg etter fylke. Inklusive omsetningsavgift og merverdiavgift. Øre/l *Addition for transport, by county. Inclusive of turnover tax and value added tax. Øre per liter*

	1966- 1969	1970- 1972	1973	1974- 1975
Østfold	0,8	0,8	0,8	0,6
Akershus	0,8	0,9	0,9	0,9
Oslo	0,0	0,0	0,0	0,0
Hedmark	3,4	3,6	3,7	3,8
Oppland	3,6	3,8	3,8	3,9
Buskerud	1,9	2,1	2,1	2,1
Vestfold	0,9	0,9	0,9	0,8
Telemark	3,2	3,4	3,7	2,5
Aust-Agder	2,5	2,6	2,5	2,3
Vest-Agder	1,3	1,4	1,4	1,6
Rogaland	1,3	1,3	1,3	1,2
Hordaland	1,4	1,5	1,3	1,0
Sogn og Fjordane	4,5	4,7	4,2	3,1
Møre og Romsdal	1,7	1,8	2,0	2,3
Sør-Trøndelag	1,6	1,7	1,5	1,1
Nord-Trøndelag	2,3	2,4	2,5	2,8
Nordland	2,9	3,1	3,4	4,0
Troms	2,4	2,5	2,6	2,8
Finnmark	3,8	4,0	4,1	4,1

K i l d e: Beregnet på grunnlag av materiale fra Prisdirektoratet.

Source: Calculated on the basis of data from the Price Directorate.

1) Denne beregningsmetoden kan virke tvilsom ettersom forbruket varierer betydelig over året.

Tabell 6. Gjennomsnittlige maksimalpriser på fyringsolje nr. 1 og detaljpriser på fyringsolje nr. 1 og parafin. 1966-1975. Priser inklusive omsetningsavgift og merverdiavgift. Øre/l
Average maximum prices on fuel oil no. 1 and retail prices on fuel oil no. 1 and kerosene. 1966-1975. Prices inclusive of turnover tax and value added tax. Øre per liter

	Fyringsolje nr. 1 <i>Fuel oil no. 1</i>		Parafin <i>Kerosene</i>	Sammen- veide priser <i>Retail prices weighed together</i>
	Gjennom- snittlige maksimal- priser <i>Average maximum prices</i>	Detalj- priser <i>Retail prices</i>	Detalj- priser <i>Retail prices</i>	
1966	24,8	25,8	51,6	37,2
1967	25,9	26,8	52,4	38,1
1968	26,0	26,7	53,6	38,5
1969	25,8	26,6	52,0	37,8
1970	25,8	26,4	53,0	38,1
1971	34,9	35,3	60,0	46,2
1972	32,5	33,2	58,4	44,3
1973	39,1	39,6	65,2	50,9
1974	72,3	72,0	106,2	87,1
1975	67,6	67,0	100,9	81,9

K i l d e: Pristidende og Statistisk årbok.
Source: Price News and Statistical Yearbook.

Tabell 7. Sammenveide priser på fyringsolje nr. 1 og parafin, etter fylke. Inklusive omsetningsavgift og merverdiavgift. 1966-1975. Øre/l *Retail prices on fuel oil no. 1 and kerosene weighed together, by county. Inclusive of turnover tax and value added tax. 1966-1975. Øre per liter*

	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
Østfold	38,0	38,9	39,3	38,6	38,9	47,0	45,1	51,7	87,7	82,5
Akershus	38,0	38,9	39,3	38,6	39,0	47,1	45,2	51,8	88,0	82,8
Oslo	37,2	38,1	38,5	37,8	38,1	46,2	44,3	50,9	87,1	81,9
Hedmark	40,6	41,5	41,9	41,2	41,7	49,8	47,9	54,6	90,9	85,7
Oppland	40,8	41,7	42,1	41,4	41,9	50,0	48,1	54,7	91,0	85,8
Buskerud	39,1	40,0	40,4	39,7	40,2	48,3	46,4	53,0	89,2	84,0
Vestfold	38,1	39,0	39,3	38,7	39,0	47,1	45,2	51,8	87,9	82,7
Telemark	40,4	41,3	41,7	41,0	41,5	49,6	47,7	54,6	89,6	84,4
Aust-Agder ..	39,7	40,6	41,0	40,3	40,7	48,8	46,9	53,4	89,4	84,2
Vest-Agder ..	38,5	39,4	39,8	39,1	39,5	47,8	45,7	52,3	88,7	83,5
Rogaland	38,5	39,4	39,8	39,1	39,4	47,7	45,6	52,2	88,3	83,1
Hordaland ...	38,6	39,5	39,9	39,2	39,6	47,9	45,8	52,2	88,1	82,9
Sogn og Fjordane ..	41,7	42,6	43,0	42,3	42,8	50,9	49,0	55,1	90,2	85,0
Møre og Romsdal ...	38,9	39,8	40,2	39,5	39,9	48,2	46,1	52,9	89,4	84,2
Sør-Trøndelag	38,8	39,7	40,1	39,4	39,8	48,1	46,0	52,4	88,2	83,0
Nord- Trøndelag .	39,5	40,4	40,8	40,1	40,5	48,8	46,7	53,4	89,9	84,7
Nordland	40,1	41,0	41,4	40,7	41,2	49,3	47,4	54,3	90,1	85,9
Troms	39,6	40,5	40,9	40,2	40,6	48,9	46,8	53,5	89,9	84,7
Finnmark	41,0	41,9	42,3	41,6	42,1	50,2	48,3	55,0	91,2	86,0

K i l d e: Tabell 5 og 6. *Source: Table 5 and 6.*

Tabell 8. Sammenveide priser på fyringsolje nr. 1 og parafin, etter fylke, deflatert med konsumprisindeksen. Priser inklusive omsetningsavgift og merverdiavgift. 1966-1975. Øre/l. 1974-priser *Retail prices on fuel oil no. 1 and kerosene weighed together, deflated by the consumer price index, by county. Prices inclusive of turnover tax and value added tax. 1966-1975. Øre per liter. 1974-prices*

	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
Østfold	62,7	61,5	60,0	57,2	52,1	59,3	53,0	56,6	87,7	73,9
Akershus	62,7	61,5	60,0	57,2	52,2	59,4	53,1	56,7	88,0	74,1
Oslo	61,4	60,2	58,8	56,0	51,0	58,3	52,1	55,7	87,1	73,3
Hedmark	67,0	65,6	64,0	61,0	55,8	62,8	56,3	59,7	90,9	76,7
Oppland	67,3	65,9	64,3	61,3	56,1	63,1	56,5	59,8	91,0	76,8
Buskerud	64,5	63,2	61,7	58,8	53,8	60,9	54,5	58,0	89,2	75,2
Vestfold	62,9	61,6	60,0	57,3	52,2	59,4	53,1	56,7	53,9	74,0
Telemark	66,7	65,2	63,7	60,7	55,6	62,5	56,1	59,7	89,6	75,6
Aust-Agder ...	65,5	64,1	62,6	59,7	54,5	61,5	55,1	58,4	89,4	75,4
Vest-Agder ...	63,5	62,2	60,8	57,9	52,9	60,3	53,7	57,2	82,7	74,8
Rogaland	63,5	62,2	60,8	57,9	52,7	60,2	53,6	57,1	88,3	74,4
Hordaland	63,7	62,4	60,9	58,1	53,0	60,4	53,8	57,1	88,1	74,2
Sogn og Fjordane	68,8	67,3	65,6	62,7	57,3	64,2	57,6	60,3	90,2	76,1
Møre og Romsdal	64,2	62,9	61,4	58,5	53,4	60,8	54,2	57,9	89,4	75,4
Sør-Trøndelag	64,0	62,7	61,2	58,4	53,3	60,7	54,1	57,3	88,2	74,3
Nord-Trøndelag	65,2	63,8	62,3	59,4	54,2	61,5	54,9	58,4	89,9	75,8
Nordland	66,2	64,8	63,2	60,3	55,2	62,2	55,7	59,4	90,1	76,9
Troms	65,3	64,0	62,4	59,6	54,4	61,7	55,0	58,5	89,9	75,8
Finmark	67,7	66,2	64,6	61,6	56,4	63,3	56,8	60,2	91,2	77,0

K i l d e: Tabell 7 og NOS Statistisk årbok.
Source: Table 7 and NOS Statistical Yearbook.

3. Prisindeks for elektrisk husholdningsutstyr

Prisindeksen for elektrisk husholdningsutstyr i tabell 9 omfatter konsumgruppe 43 i konsumprisindeksen med basis 1974=100. Denne består av:

- 43 Komfyrer, kjøleskap o.a. elektrisk utstyr
- 431 Komfyrer, kokeplater m.v.
- 432 Støvsugere
- 433 Vaskemaskiner
- 434 Kjøleskap o.l.
- 435 Sy- og strikkemaskiner
- 436 Elektriske varmeovner og andre elektriske apparater

Indeksen med basis 1974=100 er regnet tilbake til 1968. For årene 1966 og 1967 er indeksten med basis 1968=100 brukt, bare omregnet til 1974=100. Denne omfatter samme konsumgruppe som ovenfor med det unntak at glødelamper kommer i tillegg.

Tabell 9. Prisindeks for elektrisk husholdningsutstyr. 1966-1975.
1974=100 *Price index on electric household appliances.*
1966-1975. 1974=100

	Konsumprisindekser <i>Consumer price indices</i>		Delindeks deflatert med konsum- prisindeksen <i>Subindex deflated by the consumer price index</i>
	I alt <i>Total</i>	Delindeks ¹⁾ <i>Subindex¹⁾</i>	
1966	60,6	77	127
1967	63,3	77	122
1968	65,5	77	118
1969	67,5	75	111
1970	74,7	84	112
1971	79,3	86	108
1972	85,1	92	108
1973	91,4	94	103
1974	100,0	100	100
1975	111,7	110	98

1) Delindeksen for gruppe 43: "Komfyrer, kjøleskap og annet elektrisk utstyr".

1) *Subindex for group 43: "Cooking appliances, refrigerators and other electric appliances".*

K i l d e: Statistisk månedshefte.

Source: *Monthly Bulletin of Statistics.*

4. Kommentar til beregning av disponibel inntekt pr. innbygger, etter fylke

Kildematerialet er NOS Skattestatistikk og materiale fra Rikstrygdeverket som dels er gjengitt i NOS Statistisk årbok, dels i årsmeldinger fra Rikstrygdeverket.

Antatt inntekt ved kommuneskattelikningen skal som hovedregel "omfatte alle økonomiske fordeler regnet i penger som den skattepliktige oppnår ved innsats av arbeid og kapital"¹⁾. Dette inntektsbegrep er brukt inntil 1969. Tilsvarende inntektsbegrep for de seinere år er antatt inntekt pluss særfradrag for årene 1970-1972 og nettoinntekt pluss særfradrag for årene 1973-1975. Fra disse inntektsbegrep er trukket de ulike skatter som gjelder for forskottspliktige og sjøfolk de enkelte år. Disse skattetyperne er vist skjematisk på neste side. Forskottspliktige og sjøfolk er også iliknet eiendomsskatt ved kommuneskattelikningen for årene 1966-1971. Denne er ikke tatt med i våre beregninger, dels fordi den er relativt liten, dels fordi det ikke skilles mellom forskottspliktige og sjøfolk på den ene siden og etterskottspliktige på den annen side i Skattestatistikken.

For å komme fram til disponibel inntekt må vi korrigere antatt inntekt ved kommuneskattelikningen for skatter til det offentlige, og kontantoverføringer fra det offentlige til private husholdninger. Det meste av kontantoverføringene administreres av Rikstrygdeverket. Bare slike overføringer er tatt med i våre beregninger av disponibel inntekt. Disse er vist skjematisk på side 59. De viktigste trygdeytelsene som ikke er kommet med er arbeidsledighetstrygd, yrkesskadetrygd, pensjonstrygd for skogsarbeidere og fiskere, krigspensjonering for militære og sivile og de kommunale trygdeytelsene.

Tabell 11 viser antatt inntekt minus direkte skatter til det offentlige. Tabell 12 viser overføringer fra det offentlige til private husholdninger, og i tabellene 13 og 14 er disponibel inntekt pr. innbygger beregnet i løpende og faste priser.

1) Jfr. kapitlet om prinsipper og definisjoner i Skattestatistikken.

Oversikt over de ulike skattetyper for forskottspliktige og sjøfolk som er brukt ved beregning av disponibel realinntekt. 1966-1975

		66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	
Kommuneskatte- likningen	Formuesskatt	[Empty box]										
	Inntektsskatt	[Empty box]										
Statsskatte- likningen	Formuesskatt	[Empty box]				[Empty box]						
	Inntektsskatt	[Empty box]										
	Særskatt til u-hjelp	[Empty box]										
	Skatteutjæmningsavg. på inntekt	[Empty box]				[Empty box]						
	Fellesskatt til skatte- fordelingsfondet	[Empty box]					[Empty box]					
Utlikning til folketrygden	Medlemsavgift til folketrygden	[Empty box]										

K i l d e: NOS Skattestatistikk.

Oversikt over de ulike sosiale trygder administrert av Rikstrygdeverket som er brukt ved beregning av disponibel inntekt. 1966-1975

	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75
- Alderstrygd, utbetalt i grunnpensjon ¹⁾										
- Uføretrygde, utbetalt i året ²⁾										
- Forsørgertrygd for barn, enke- og morstrygd ¹⁾										
- Syketrygd, kontantstønad ²⁾										
Folke-trygden	- Alderspensjon, utbetalt i året ¹⁾									
	- Uførepensjon, utbetalt i året ¹⁾									
	- Pensjon- og overgangsstønad til etterlatte og ugifte mødre ¹⁾									
	- Barnpensjon, utbetalt i året ¹⁾									
	- Syketrygd, kontantstønad ²⁾									
- Barnetrygd ³⁾										

1) Statistisk årbok. 2) Totaltall for landet fra Rikstrygdeverket. Fylkesfordeling beregnet etter befolkningsfordelingen pr. 1. januar 1972.

3) Fylkesfordelte tall fra Rikstrygdeverket for 1968, 1970 og 1974. For de andre årene er fylkesfordelingen beregnet etter oppgitt fordeling i 1970. Totaltall for landet i Statistisk årbok.

Tabell 10. Inntekt etter skatt for forskottspliktige og sjøfolk, etter fylke, 1966-1975. Mill.kr *Income after taxes for personal tax payers and seamen, by county. 1966-1975. Million kroner*

	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
Hele landet <i>The whole country</i> ..	22 984,6	23 934,4	25 400,1	27 629,1	30 828,4	32 745,7	35 073,7	38 045,4	43 528,6	52 555,5
Østfold	1 320,8	1 381,8	1 485,9	1 619,3	1 812,2	1 934,9	2 042,1	2 224,6	2 541,6	3 023,0
Akershus	1 954,6	2 102,4	2 301,4	2 544,7	2 932,1	3 138,7	3 409,3	3 732,4	1 284,8	5 301,8
Oslo	4 345,4	4 479,0	4 663,9	4 981,9	5 535,3	5 671,5	5 901,8	6 233,1	6 897,3	8 136,5
Hedmark	921,1	971,8	1 043,6	1 126,2	1 260,9	1 324,2	1 408,8	1 534,3	1 763,3	2 120,9
Oppland	858,6	901,6	963,6	1 040,2	1 147,5	1 226,8	1 323,7	1 444,3	1 645,6	1 981,7
Buskerud	1 210,6	1 252,8	1 335,4	1 449,5	1 623,9	1 727,4	1 850,2	2 011,3	2 316,2	2 804,0
Vestfold	1 080,7	1 139,4	1 223,0	1 343,9	1 492,0	1 611,3	1 711,8	1 866,3	2 125,1	2 554,3
Telemark	927,4	955,2	995,1	1 077,6	1 184,5	1 243,9	1 323,6	1 433,4	1 669,3	2 047,6
Aust-Agder	427,2	455,6	482,8	532,5	593,7	642,9	684,2	751,9	877,5	1 055,7
Vest-Agder	688,2	724,7	767,3	847,7	942,6	1 005,4	1 079,5	1 184,9	1 366,4	1 675,4
Rogaland	1 505,0	1 588,0	1 687,4	1 833,6	2 018,9	2 171,0	2 344,8	2 573,1	3 343,1	3 792,2
Hordaland	2 185,7	2 259,1	2 391,1	2 614,2	2 903,5	3 091,5	3 312,5	3 606,5	4 120,3	5 000,2
Sogn og Fjordane ...	455,0	463,2	493,2	540,0	605,9	664,5	726,8	785,9	899,5	1 089,0
Møre og Romsdal	1 122,6	1 157,2	1 220,9	1 330,3	1 484,9	1 610,7	1 755,2	1 940,0	2 236,2	2 694,8
Sør-Trøndelag	1 268,8	1 328,8	1 418,0	1 541,9	1 711,8	1 822,4	1 975,1	2 146,7	2 447,3	2 949,3
Nord-Trøndelag	525,8	548,4	589,8	640,8	711,1	757,0	829,6	899,4	1 048,3	1 266,3
Nordland	1 186,5	1 206,8	1 265,7	1 570,0	1 519,8	1 649,4	1 802,4	1 940,6	2 224,2	2 654,4
Troms	628,5	640,4	670,6	747,4	855,0	928,4	1 023,2	1 111,3	1 293,4	1 540,4
Finmark	372,1	378,2	401,4	447,4	492,8	523,8	569,1	625,4	729,2	867,5

K i l d e: NOS Skattestatistikk. *Source: NOS Tax Statistics.*

Tabell 11. Overføringer fra det offentlige gjennom folketrygden og barnetrygden. 1966-1975. Mill.kr *Transfers from the central government through the national insurance and the family allowances. 1966-1975. Million kroner*

	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
Hele landet <i>The whole country</i>	2 461,0	3 056,1	3 482,5	3 997,5	5 488,8	6 037,2	7 234,6	9 288,2	10 488,2	12 028,8
Østfold	139,2	171,9	194,7	225,4	305,1	336,6	411,3	540,1	614,1	712,9
Akershus	146,4	175,4	198,8	232,8	345,7	390,4	470,0	589,9	657,0	764,4
Oslo	333,2	408,1	465,1	543,0	704,8	793,3	942,8	1 236,3	1 418,3	1 623,8
Hedmark	131,6	152,2	173,9	203,3	267,9	299,2	350,5	453,5	512,4	588,2
Oppland	118,1	141,9	161,4	187,2	248,5	274,3	326,3	421,3	474,6	547,7
Buskerud	120,5	154,7	176,8	203,1	271,7	298,5	358,7	467,1	528,7	605,9
Vestfold	112,5	134,1	151,6	173,7	241,8	263,5	333,2	427,1	481,8	552,0
Telemark	116,0	140,3	159,7	182,0	248,0	268,7	328,0	403,2	466,5	535,0
Aust-Agder	65,0	75,8	85,9	97,1	126,9	137,6	166,8	216,5	245,5	278,8
Vest-Agder	83,8	97,6	110,7	127,3	177,9	195,7	235,2	295,8	332,5	379,6
Rogaland	154,6	194,5	221,3	252,9	356,7	387,0	463,7	600,0	691,0	772,6
Hordaland	230,9	288,0	327,5	375,8	527,2	572,0	676,7	860,0	976,6	1 114,0
Sogn og Fjordane	76,6	94,9	106,7	118,1	157,4	167,2	195,9	255,8	285,1	326,0
Møre og Romsdal	153,4	183,0	208,1	233,9	327,2	356,4	425,2	542,7	597,3	690,3
Sør-Trøndelag	150,4	180,0	205,2	234,3	320,7	350,0	430,9	563,8	626,2	722,9
Nord-Trøndelag	85,7	102,5	117,2	131,6	180,2	196,0	231,8	295,9	330,7	380,0
Nordland	108,8	195,5	225,9	254,5	362,6	406,2	477,9	610,0	672,6	777,9
Troms	89,2	110,8	127,4	145,2	205,6	220,0	261,1	328,7	375,3	427,4
Finnmærk	45,1	54,9	64,6	76,3	112,9	124,6	148,6	180,5	202,0	229,4

K i l d e: Rikstrygdeverket. *Source: The National Insurance Institution.*

Tabell 12. Disponibel inntekt pr. innbygger¹⁾, etter fylke. 1966-1975. Kr
Disposal income per capita, by county. 1966-1975. Kroner

	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
Hele landet <i>The whole country</i>	6 806	7 161	7 596	8 247	9 391	9 974	10 787	11 990	13 596	16 155
Østfold	6 925	7 313	7 838	8 509	9 681	10 260	10 951	12 261	13 915	16 385
Akershus	7 661	8 051	8 578	9 233	10 494	10 879	11 653	12 706	14 286	17 301
Oslo ...	9 639	10 072	10 591	11 331	12 814	13 425	14 335	15 808	17 757	20 994
Hedmark	5 946	6 340	6 844	7 474	8 561	9 059	9 764	10 997	12 532	14 856
Oppland	5 807	6 181	6 622	7 182	8 116	8 703	9 473	10 621	12 001	14 238
Buskerud	6 989	7 339	7 845	8 497	9 661	10 188	10 968	12 213	13 857	16 392
Vestfold	7 185	7 590	8 097	8 844	10 000	10 689	11 513	12 793	14 437	17 110
Telemark	6 739	7 030	7 381	8 042	9 129	9 648	10 483	11 663	13 583	16 336
Aust-Agder ..	6 323	6 797	7 199	7 932	8 990	9 655	10 390	11 732	13 416	15 696
Vest-Agder ..	6 671	7 015	7 363	8 049	9 100	9 673	10 420	11 593	13 148	15 750
Rogaland	6 565	6 949	7 342	7 938	8 918	9 520	10 305	11 500	13 363	16 086
Hordaland ...	6 770	7 055	7 466	8 142	9 247	9 800	10 577	11 761	13 320	15 880
Sogn og Fjordane	5 272	5 542	5 939	6 516	7 547	8 240	9 069	10 201	11 584	13 782
Møre og Romsdal	5 858	6 109	6 461	7 041	8 108	8 793	9 653	10 902	12 351	14 646
Sør-Trøndelag	6 392	6 716	7 150	7 726	8 751	9 283	10 201	11 398	12 839	15 286
Nord-Trøndelag	5 222	5 545	6 009	6 549	7 528	8 076	8 909	9 962	11 380	12 462
Nordland	5 317	5 743	6 097	6 654	7 736	8 531	9 456	10 546	11 939	14 113
Troms ..	5 441	5 673	5 907	6 569	7 761	8 394	9 301	10 266	11 757	13 738
Finmark	5 555	5 732	6 102	6 847	7 918	8 497	9 314	10 359	11 814	13 798

1) Beregnet på grunnlag av folkemengden ved begynnelsen av året.

1) Calculated on the basis of the population at the beginning of the year.

K i l d e: Tabell 10 og 11. Source: Table 10 and 11.

Tabell 13. Disponibel inntekt pr. innbygger, etter fylke, deflatert med konsumprisindeksen. 1974-priser. 1966-1975
Disposal income per capita, by county, deflated by the consumer price index. 1974-prices. 1966-1975

	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
Hele landet <i>The whole country</i>	11 231	11 313	11 597	12 218	12 572	12 578	12 676	13 118	13 596	14 463
Østfold	11 427	11 553	11 966	12 606	12 960	12 938	12 868	13 415	13 915	14 669
Akershus	12 642	12 719	13 096	13 679	14 048	13 719	13 693	13 902	14 286	15 489
Oslo	15 906	15 912	16 169	16 787	17 154	16 929	16 845	17 295	17 757	18 795
Hedmark	9 812	10 016	10 449	11 073	11 461	11 424	11 474	12 032	12 532	13 300
Oppland	9 583	9 765	10 111	10 640	10 865	10 975	11 132	11 620	12 001	12 747
Buskerud	11 533	11 594	11 977	12 588	12 933	12 847	12 888	13 362	13 857	14 675
Vestfold	11 856	11 991	12 362	13 102	13 387	13 479	13 529	13 997	14 437	15 318
Telemark	11 120	11 106	11 269	11 914	12 221	12 166	12 266	12 760	13 583	14 625
Aust-Agder	10 434	10 738	10 991	11 751	12 035	12 175	12 209	12 836	13 416	14 052
Vest-Agder	11 008	10 082	11 241	11 924	12 182	12 198	12 244	12 684	13 148	14 100
Rogaland	10 833	10 978	11 209	11 760	11 938	12 005	12 109	12 582	13 863	14 401
Hordaland	11 172	11 145	11 398	12 062	12 379	12 358	12 429	12 868	13 320	14 217
Sogn og Fjordane	8 700	8 755	9 067	9 653	10 103	10 390	10 657	11 161	11 584	12 338
Møre og Romsdal	9 667	9 651	9 864	10 431	10 854	11 088	11 343	11 928	12 351	13 112
Sør-Trøndelag	10 548	10 610	10 916	11 446	11 715	11 706	11 987	12 470	12 839	13 685
Nord-Trøndelag	8 617	8 760	9 174	9 702	10 091	10 184	10 469	10 899	11 380	12 052
Nordland	8 774	9 073	9 308	9 858	10 356	10 758	11 112	11 538	11 939	12 635
Troms	8 979	8 962	9 018	9 732	10 390	10 585	10 929	11 232	11 757	12 299
Finmark	9 167	9 055	9 316	10 144	10 600	10 715	10 945	11 334	11 814	12 353

K i l d e: Tabell 12 og NOS Statistisk årbok. *Source: Table 12 and NOS Statistical Yearbook.*

5. Graddagstall

For den aktuelle periode har Meteorologisk institutt beregnet graddagstall for åtte observasjonssteder på ulike steder i landet. Dette er svært lite hvis man ønsker en brukbar temperaturindikator for hvert fylke. Vi har latt hvert observasjonssted representere ett eller flere fylker. Et unntak er Troms og Finnmark. Observasjonssteder her er Tromsø og Karasjok. Tromsø ligger ved kysten, men Troms fylke har en vesentlig del av befolkningen i indre strøk. Karasjok ligger i indre strøk i Finnmark, mens befolkningen er stort sett bosatt langs kysten. Disse to observasjonsstedene gir derfor neppe noen god indikator på temperatur i hvert av de to respektive fylkene. Som graddagstall for Troms og Finnmark har vi derfor brukt et veid gjennomsnitt av graddagstallene for Tromsø og Karasjok, med befolkningsandelene pr. 1. januar 1972 i de to fylkene som vektor.

Tabell 14. Antall graddager etter observasjonssted. 1965-1975 *Number of degree days by station of observation.*
1965-1975


Fylke <i>County</i>	Observasjonssted <i>Station of observation</i>	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
Østfold	Oslo	3 945	4 206	3 718	4 007	3 989	4 165	3 541	3 665	3 677	3 234	3 348
Akershus												
Oslo												
Hedmark												
Oppland												
Buskerud												
Vestfold												
Telemark	Kr. sand S	3 433	3 693	3 107	3 402	3 521	3 714	2 964	3 166	3 087	2 775	2 915
Aust-Agder												
Vest-Agder												
Rogaland	Stavanger	3 067	3 204	2 969	3 060	3 112	3 200	2 778	2 932	2 969	2 495	2 706
Hordaland	Bergen	2 974	3 232	2 807	3 019	3 049	3 156	2 764	2 830	2 971	2 456	2 734
Sogn og Fjordane	Kr. sund N	3 195	3 627	3 012	3 471	3 354	3 391	3 123	3 082	3 315	2 857	2 998
Møre og Romsdal												
Sør-Trøndelag	Trondheim	4 134	4 597	3 789	4 169	4 112	4 168	3 780	3 781	3 965	3 478	3 706
Nord-Trøndelag												
Nordland												
Troms	Tromsø	6 111	6 176	5 742	6 383	5 574	6 845	5 865	5 019	5 790	4 987	5 808
Finmark												
	Tromsø	5 350	5 466	4 868	5 731	4 813	6 906	5 085	4 461	5 111	4 537	5 293
	Karasjok	7 464	7 441	7 294	7 541	6 928	6 735	7 253	5 984	6 998	5 783	6 723

Utkommet i serien ART

Issued in the series Artikler fra Statistisk Sentralbyrå (ART)

- Nr. 94 Erik Garaas: En modell for analyse av skatter ved forskjellige definisjoner av inntekt *A Model for Analysis of Taxes and Alternative Definitions of Income* 1977 59 s. kr 11,00 ISBN 82-537-0725-8
- " 95 Petter Longva: Energibruk i Norge *Energy Use in Norway* 1977 49 s. kr 9,00 ISBN 82-537-0733-9
- " 96 Odd Aukrust: Inflation in the Open Economy: A Norwegian Model *Inflasjon i en åpen økonomi: En norsk modell* 1977 67 s. kr 11,00 ISBN 82-537-0737-1
- " 97 Idar Møglestue: Allmennlærerutdanning og yrke En analyse av tall fra Folketelling 1970 *General Teacher Training and Occupation An Analysis of Data from Population Census 1970* 1977 66 s. kr 11,00 ISBN 82-537-0743-6
- " 98 Tor Fr. Rasmussen: Pendling i Norge 1970 *Commuting in Norway* 1970 1977 84 s. kr 11,00 ISBN 82-537-0754-1
- " 99 Inger Gabrielsen: Aktuelle skattetal 1977 *Current Tax Data* 1977 59 s. kr 9,00 ISBN 82-537-0770-3
- " 100 Sigurd Høst: Mediabruk som fritidsaktivitet *The Use of Mass Media as a Leisure Activity* 1977 33 s. kr 9,00 ISBN 82-537-0778-9
- " 101 Hilde Bojer: *The Effect on Consumption of Household Size and Composition* Konsum og husholdningens størrelse og sammensetning 1977 35 s. kr 9,00 ISBN 82-537-0788-6
- " 102 Odd Skarstad: Levestandard for private husholdninger *Standard of Living for Private Households* 1977 64 s. kr 11,00 ISBN 82-537-0789-4
- " 105 Jon Blaaid og Sigmund Log: Husholdningenes etterspørsel etter elektrisitet 1966-1975 *The Demand for Electricity by Households* 1977 66 s. kr 11,00 ISBN 82-537-0801-7

Fullstendig oversikt over tidligere nummer av serien Artikler finnes i nr. 100.



Publikasjonen utgis i kommisjon hos
H. Aschehoug & Co. og Universitetsforlaget, Oslo,
og er til salgs hos alle bokhandlere
Pris kr 11,00

Omslag trykt hos Grøndahl & Søn Trykkeri, Oslo