

RAPPORTER

85/20

**INSIDENS - EN MODELL FOR ANALYSE
AV FORDELINGSVIRKNINGER AV
ENDRINGER I AVGIFTER OG SUBSIDIER**

AV
VIDAR KNUDSEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 85/20

**INSIDENS - EN MODELL FOR ANALYSE AV
FORDELINGSVIRKNINGER AV ENDRINGER I
AVGIFTER OG SUBSIDIER**

AV
VIDAR KNUDSEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO — KONGSVINGER 1985

ISBN 82-537-2239-7
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE

Økonomisk og statistisk teori og analyse

ANDRE EMNEORD

Skattemodell

FORORD

På begynnelsen av 70-tallet ble det i Statistisk Sentralbyrå utviklet et regneprogram for analyse av fordelingsvirkninger av endringer i avgifter og subsidier. I denne rapporten presenteres en oppdatert og noe endret versjon av dette beregningsopplegget. For å illustrere bruken av opplegget er det også tatt med noen regneeksempler.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 8. juli 1985

Arne Øien

INNHOOLD

	Side
1. Innledning	7
2. Modellutforming	7
2.1. Det teoretiske grunnlaget for modellen	7
2.2. Kompensasjonsbeløp	8
2.3. Valg av modellspesifikasjon	10
2.4. En fullstendig modellspesifikasjon	13
3. Data og estimering	15
3.1. Datagrunnlaget	15
3.2. Estimering av modellen	15
3.3. Estimeringsresultater	16
4. Eksempler på bruk av modellen	23
4.1. Forutsetninger i modellopplegget	23
4.2. Spesielle anvendelser av modellen	23
4.3. Virkninger av endringer i avgifter og subsidier	25
4.3.1. Behandling av systemet for avgifter og subsidier	26
4.3.2. Fjerning av avgifter og subsidier på forbruksvarer	27
4.3.3. Fjerning av moms på matvarer	33
5. Videre arbeid med INSIDENS	36
Referanser	38
Vedlegg	39
I. Varegruppering i beregningsopplegget	39
II. Koder for husholdningstyper, yrkesstatus og bosted	40
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP)	41

1. INNLEDNING

I takt med det økende omfang av den offentlige sektor, har interessen omkring fordelingsvirkningene av virksomheten i denne sektoren økt. Med fordelingsvirkninger forstås her virkninger for ulike mikroenheter, f.eks. individer eller husholdninger. Disposisjonene i den offentlige sektor får betydning for enkeltindividene på flere vis. Mange av disse virkningene kan være vanskelige å observere og måle. Dette gjelder f.eks. endel komponenter av det offentlige konsumet, som utgifter til undervisning, utgifter til forsvar, o.l. På andre områder er mulighetene større for å måle fordelingsvirkningene. Et slikt område er avgifter og subsidier på forbruksvarer. Slike indirekte skatter, positive og negative, utgjør en betydelig del av offentlige inntekter og utgifter. Her har vi et omfattende empirisk materiale i form av forbrukerundersøkelsene som gir detaljerte opplysninger om forbruksmønster på husholdningsnivå. Videre har vi på dette området en brukbar teoretisk ramme som fordelingsvirkningene kan studeres innenfor.

På denne bakgrunn er det i Byrået laget en modell, INSIDENS, for å analysere fordelingsvirkninger av endringer i avgifter og subsidier (se Biørn (1971), Biørn (1975) og Biørn og Garaas (1976)). Modellen bygger på ideen om at slike fordelingsvirkninger kan leses ut av en tabell for kompensasjonsbeløp, dvs. beløp som, hvis de ble gitt konsumentene etter en hypotetisk skatteendring, ville oppveie nyttevirkingen av denne. Modellen består av et sett estimerte etterspørselsrelasjoner samt et opplegg for behandling av systemet for avgifter og subsidier. Hovedvekten i denne rapporten er lagt på de sidene av modellen som er endret siden forrige modellversjon samt noen eksempler på bruk av modellen. En mer teknisk brukerveiledning for den nye versjonen, er gitt i Knudsen (1984b).

I kapittel 2 gis en beskrivelse av modellutformingen. Dette inkluderer en kort redegjørelse for modellens teoretiske grunnlag, samt en presis beskrivelse av utformingen av etterspørselsrelasjonene i den nåværende modellversjonen. I kapittel 3 gjennomgås datagrunnlaget og estimeringsmetoder. Her presenteres også summariske estimeringsresultater. I kapittel 4 følger så endel eksempler på bruk av modellen. Dette omfatter to sett endringer i skatter og subsidier og noen andre anvendelser. I kapittel 5 oppsummeres endel svake sider ved modellen, og det foreslås områder for videre arbeid.

2. MODELLUTFORMING

Modellen skal som nevnt kunne brukes til å beregne virkingen på disponibel inntekt for forskjellige husholdningstyper av endringer i prisene på forbruksvarer, i første rekke som følge av avgifts- og subsidieendringer. Denne problemstillingen kan omformes til et spørsmål om hvor stort inntektstilskudd (positivt eller negativt) som oppveier nyttevirkingen for de enkelte husholdningene av skatteendringer via konsumprisene.

2.1. Det teoretiske grunnlaget for modellen

Det er tatt utgangspunkt i en enkel statistisk teori der total forbruksutgift oppfattes som gitt for den enkelte husholdning.¹⁾ Vi skal betrakte husholdningen som beslutningsenhet. En nærmere diskusjon av individ kontra husholdning som konsument, finnes i Rødseth (1985).²⁾ Vi betrakter en typisk husholdning som anvender sin totale forbruksutgift R til kjøp av n varer med kvanta X_1, \dots, X_n og priser p_1, \dots, p_n , slik at

$$(2.1). \quad R = \sum_{j=1}^n p_j X_j$$

¹⁾ En generalisering av dette opplegget, der også formuesakkumulasjon trekkes inn, finnes i Biørn og Garaas (1976), app.A.

Vi ser bort fra skillet mellom varige og ikke-varige goder, slik at kjøpet av en vare er lik forbruket av varen i perioden. Vi forutsetter at husholdningen maksimerer sin nytteindikatorfunksjon gitt ved

$$(2.2) \quad U = U^*(X_1, \dots, X_n, N)$$

der N er antall husholdningsmedlemmer. Funksjonen U^* antas å være kontinuerlig og å ha kontinuerlige deriverte av 1. og 2. orden. Formuleringen (2.2) innebærer at det bare er antall husholdningsmedlemmer som skiller ulike husholdninger fra hverandre med hensyn til behovsstruktur, og er en sterk forenkling. Alternativt kunne N stå for en vektor som representerte ulike variable som karakteriserer sammensetningen av husholdningen. For enkelhets skyld skal vi holde fast ved den første tolkningen ved utledning av modellen. Seinere skal vi imidlertid innføre visse utvidelser på dette punktet.

Etterspørsel etter vare j kan nå skrives som en funksjon av prisene, total forbruksutgift samt antall husholdningsmedlemmer:

$$(2.3) \quad X_j = f_j(p_1, \dots, p_n, R, N), \quad j = 1, \dots, n$$

$$(2.4) \quad U = U^*(X_1(p_1, \dots, p_n, R, N), \dots, X_n(p_1, \dots, p_n, R, N)) = U(p_1, \dots, p_n, R, N)$$

der vi har fått uttrykt nyttenivået som en funksjon av prisene, total forbruksutgift samt antall husholdningsmedlemmer. Det er hensiktsmessig å ha nyttefunksjonen på formen (2.4) ved seinere utledninger av formler for kompensasjonsbeløp o.l.

2.2. Kompensasjonsbeløp

Modellen tar sikte på å beregne hvor stort inntektstilskudd (positivt eller negativt) som er nødvendig for at husholdningen skal opprettholde uendret nyttenivå etter en endring i prisene. Med utgangspunkt i (2.4) kan denne problemstillingen uttrykkes analytisk på følgende måte:

Hvor stort må kompensasjonsbeløpet K være for at følgende relasjoner skal være oppfylt:

$$(2.5) \quad U(p_1^0, \dots, p_n^0, R^0, N) = U(p_1^1, \dots, p_n^1, R^0 + K, N) = U^0$$

der p_1^0, \dots, p_n^0 angir prisene på de n varene før prisendring, p_1^1, \dots, p_n^1 angir prisene etter prisendring, R^0 angir total forbruksutgift for husholdningen før kompensasjon, mens $R^0 + K$ angir den forbruksutgift som er nødvendig for at prisendringen ikke skal føre til endret nyttenivå for husholdningen. Forutsetningen om uendret nyttenivå definerer implisitt total forbruksutgift og dermed etterspørselsrelasjonene som en funksjon av prisene (og det gitte nyttenivået U^0):

$$(2.6) \quad R = R(p_1, \dots, p_n, N, U^0)$$

$$(2.7) \quad X_j = G_j(p_1, \dots, p_n, R(p_1, \dots, p_n, N, U^0), N), \quad j = 1, \dots, n$$

R er levekostnadsfunksjonen, mens G_j er de kompenserte etterspørselsfunksjonene.

La ϵ_{ij} være elastisiteten av etterspørselen etter vare i m.h.p. pris j under uendret nyttenivå (Slutskyelastisiteten). Ved små prisendringer vil da indifferente forbrukskvanta etter prisendring tilnærmet kunne beregnes ved 1. ordens tilnærmelsen:

$$(2.8) \quad X_i^1 = X_i^0 + X_i^0 \sum_{j=1}^n \epsilon_{ij} \frac{p_j^1 - p_j^0}{p_j^0} = X_i^0 \left[1 + \sum_{j=1}^n \epsilon_{ij} \frac{p_j^1 - p_j^0}{p_j^0} \right]$$

der toppskrift 0 og 1 betegner hhv. situasjonen før og etter prisendringen. Kompensasjonsbeløpet $K1$, beregnet ved 1. ordens tilnærmelsen ovenfor, vil være

$$(2.9) \quad K1 = \sum_{i=1}^n p_i^1 X_i^1 - \sum_{i=1}^n p_i^0 X_i^0 = \sum_{i=1}^n p_i^1 X_i^0 - \sum_{i=1}^n p_i^0 X_i^0 + \sum_{i=1}^n p_i^1 X_i^0 \sum_{j=1}^n \epsilon_{ij} \frac{p_j^1 - p_j^0}{p_j^0}$$

Beregningen av kompensasjonsbeløpet $K1$ fordrer kjennskap til Slutskyelastisitetene. Et alternativt mål for kompensasjonsbeløpet fås ved å benytte Laspeyres' indeks. Ved beregning etter denne metoden er det tilstrekkelig å ha kjennskap til forbrukskvanta før prisendringen. Kompensasjonsbeløpet beregnes etter følgende formel:

$$(2.10) \quad K2 = \sum_{i=1}^n p_i^1 X_i^0 - \sum_{i=1}^n p_i^0 X_i^0$$

$K2$ gir uttrykk for hvor stort inntekstilskudd husholdningen må tilføres etter prisendringen for at den skal kunne kjøpe samme kvantum av alle varene som før prisendringen. Kompensasjon etter $K2$ gir dermed overkompensasjon for husholdningen, fordi den ved å vri forbruket kan oppnå en velferdsgevinst. $K2$ framkommer forøvrig også hvis $\epsilon_{ij} = 0$, for alle i, j .

Fra konsumentteorien følger at en viktig egenskap ved kompensasjonsbeløpet er at det er homogent av grad 1 i prisene. Dette innebærer at når alle prisene øker like mye i prosent, så går de nødvendige utgiftene for å oppnå et gitt nyttenivå opp med samme prosentsats, se Rødseth (1985). Alle de 4 metodene til å beregne kompensasjonsbeløp som er beskrevet foran oppfyller denne egenskapen. Anta at alle priser får en relativ endring på k . Når C er totalutgiften, får vi at

$$K1 = \sum_{i=1}^n (1+k) p_i^0 X_i^0 - \sum_{i=1}^n p_i^0 X_i^0 + \sum_{i=1}^n (1+k) p_i^0 X_i^0 \sum_{j=1}^n \epsilon_{ij} \cdot k$$

$$= \sum_{i=1}^n p_i^0 X_i^0 (1+k-1) = K \cdot C,$$

Siden $\sum_{j=1}^n \epsilon_{ij} = 0$, se Serck-Hansen (1975), formel (V.15). Videre får vi at

$$K2 = \sum_{i=1}^n (1+k) p_i^0 X_i^0 - \sum_{i=j}^n p_i^0 X_i^0 = k \cdot C$$

Vi ser dermed at når alle priser får en relativ endring på k , så blir begge kompensasjonsbeløp samme andel k av totalutgiften.

2.3. Valg av modellspesifikasjon

Ved tidligere beregninger (se f.eks. Biørn og Garaas (1976)) er forbrukssammensetningen på beregningstidspunktet før skatteomleggingen anslått ved en toskrittmetode. Først er etterspørselsrelasjoner, parametrisert som tredjegradspolynomer i total forbruksutgift, benyttet til å estimere forbrukssammensetningen og utgiftselastisiteter i basisåret. Ved hjelp av utgiftselastisitetene og et eksogent anslag for pengenes grensenyttefleksibilitet er Cournot og Slutsky-elastisitetene beregnet v.h.a. det såkalte "complete scheme", se Frisch (1959). På grunnlag av Cournot-elastisitetene og utviklingen i de ulike vare- og tjenestepriener har deretter forbruksutgiftstallene blitt ajourført til beregningstidspunktet. Dette er nærmere beskrevet i Biørn og Garaas (1976).

Endringer i datagrunnlaget har gjort det aktuelt å endre beregningsopplegget. Tidligere ble forbruksdata fra et utvalg av personlige husholdninger innhentet med flere års mellomrom, og utgiftselastisitetene ble estimert på grunnlag av sist tilgjengelige forbruksundersøkelse. Siden 1975 har det blitt gjennomført løpende forbruksundersøkelser, samtidig som utvalget er blitt betydelig redusert. Den endrede informasjonstilgangen gjør det nødvendig med endringer i opplegget i forhold til tidligere.

Utgangspunktet for modellutformingen er etterspørselsfunksjonen for den typiske husholdning, gitt ved (2.3). Det er ønskelig å komme fram til en parametrisering av etterspørselsfunksjonene som (i) tilfredsstillende komsumentteoriens restriksjoner på funksjonene og (ii) er fleksible når det gjelder føyning til datamaterialet. Ved tidligere undersøkelser har det vist seg at tredjegradspolynomer i total konsumutgift har gitt en god føyning til tverrsnittsdata. Det er derfor valgt å ta utgangspunkt i en 3. ordens Taylorutvikling i total forbruksutgift og antall husholdningsmedlemmer av etterspørselsrelasjonene:

$$(2.11) \quad C_i = \alpha_{i0}^* + \alpha_{i1}^* \cdot N + \alpha_{i2}^* \cdot N^2 + \alpha_{i3}^* \cdot N^3 + (\beta_{i0}^* + \beta_{i1}^* \cdot N + \beta_{i2}^* \cdot N^2) \cdot C \\ + (\gamma_{i0}^* + \gamma_{i1}^* \cdot N) C^2 + \delta_{i0}^* \cdot C^3 + u_i \\ = a_i^* + \beta_i^* \cdot C + \gamma_i^* \cdot C^2 + \delta_i^* \cdot C^3 + u_i \quad \text{der } i = 1, \dots, n$$

C_i er utgift til vare nr. i , $C = \sum_{i=1}^n C_i$ er total konsumutgift og N er antall husholdningsmedlemmer.

α^* -ene, β^* -ene, γ^* -ene og δ^* -ene er koeffisienter som tar vare på prisvirkninger og andre faktorer som påvirker forbruksmønsteret. u_i er et stokastisk restledd som tar vare på individuelle "tilfeldige" variasjoner i utgiftsbeløpene.

En ulempe ved etterspørselsrelasjonene (2.11) er at de ikke kan avledes eksakt av et sett nyttefunksjoner. Dette betyr blant annet at integrabilitetsbetingelsen ikke er oppfylt.¹

For at (2.11) skal gjelde for alle verdier av C , må koeffisientene oppfylle følgende betingelser (oppsummeringsbetingelsene):

$$(2.12) \quad \sum_{i=1}^n \alpha_i^* = \sum_{i=1}^n \gamma_i^* = \sum_{i=1}^n \delta_i^* = 0$$

$$\sum_{i=1}^n \beta_i^* = 1$$

¹ Integrabilitetsbetingelsen, som av og til kalles symmetribetingelsen, er nærmere beskrevet i Deaton and Muellbauer (1980), s. 49-50 og Barten (1977), 2c.

I tillegg pålegger teorien den restriksjonen at etterspørselsrelasjonen (2.11) tilfredsstillers homogenitetsbetingelsene, dvs. at etterspørselen etter en vare er homogén av grad 0 i priser og total forbruksutgift. Da må α_i^* , β_i^* , γ_i^* og δ_i^* være homogene funksjoner av prisene hhv. av grad 1, 0, -1 og -2. En spesifisering som tilfredsstillers disse betingelsene er:

$$(2.13) \quad \alpha_i^* = \alpha_i P$$

$$\beta_i^* = \beta_i$$

$$\gamma_i^* = \frac{\gamma_i}{P}$$

$$\delta_i^* = \frac{\delta_i}{P^2}$$

der P er en prisindeks homogén av grad 1 i prisene på de n varene, og dessuten

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = \sum_{i=1}^n \gamma_i = \sum_{i=1}^n \delta_i = 0$$

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

Ved en modellspesifisering som (2.13) blir endringer i relative priser behandlet nokså summarisk. Prisendringer har betydning for forbrukssammensetningen bare i den utstrekning de påvirker prisindeksen P .

La P være en Laspeyresindeks som er homogén av grad 1 i prisene på de n varene:

$$(2.14) \quad P = \sum_{j=1}^n \omega_j \frac{p_j}{p_j^0}$$

ω_j , $j = 1, \dots, n$, er vektorer som summerer seg til 1. La videre ε_{ij} og e_{ij} være hhv. Slutsky- og Cournotelastisiteten for vare i m.h.p. pris på vare j . Ved å elastisitere etterspørselsfunksjonene (2.11), når prisspesifikasjonen er gitt ved (2.13) og (2.14), får vi

$$-1 + \frac{p_i}{P} \omega_i (1 - E_i), \quad i = j$$

$$(2.15) \quad e_{ij} = \frac{p_j}{P} \omega_j (1 - E_i), \quad i \neq j$$

når p_j er normalisert til 1.

$$(2.16) \quad \varepsilon_{ij} = \begin{cases} -1 + \frac{p_i}{p} \omega_i + (A_i - \frac{p_i}{p} \omega_i) E_i, & i = j \\ \frac{p_j}{p} \omega_j + (A_j - \frac{p_j}{p} \omega_j) E_i, & i \neq j \end{cases}$$

der E_i er Engel-elastisiteten og A_i er budsjettandelen for vare i ($A_i = C_i/C$), $i = 1, \dots, n$. Av (2.16) er det lett å se at integrabilitetsbetingelsen, eller betingelsen om Slutsky-symmetri som den ofte kalles, ikke er oppfylt for våre etterspørselsfunksjoner. Betingelsen om Slutsky-symmetri kan formuleres som at Slutsky-elastisitetene skal være parvis forbundet på følgende måte:

$$(2.17) \quad \frac{\varepsilon_{ij}}{A_j} = \frac{\varepsilon_{ji}}{A_i}$$

Av (2.16) ses lett at dette generelt ikke er oppfylt i vårt tilfelle.

Økt pris på vare j vil føre til økning i prisindeksen P , og dermed til lavere realdisponibelt utgiftsbeløp. Leddet $\frac{p_j}{p} \omega_j (1-E_i)$ i (2.15) angir hvordan reduksjonen i totalt realdisponibelt utgiftsbeløp fører til økt/reduisert etterspørsel etter vare i . Hvis utgiftselastisiteten E_i er mindre enn 1, vil økning/reduksjon i realdisponibelt utgiftsbeløp som følge av en reduksjon/økning i p_j bidra til redusert/økt kjøp av varen. (2.16) angir hvordan etterspørselen etter vare i endres ved en prisendring på vare j , dersom prisendringen blir kompensert slik at nyttenivået ikke endres. Etterspørselen etter vare i vil øke dersom budsjettandelen til vare j er større enn virkningen av prisendringen for vare j på prisindeksen P .

Hvis virkningen på prisindeksen P av en prisendring for en vare er relativt liten, og varen teller relativt lite i forbruket, har vi

$$-1 \text{ for } i = j$$

$$(2.18) \quad \varepsilon_{ij} \approx \varepsilon_{ij} \approx 0 \text{ for } i \neq j$$

I dette tilfellet får vi altså at når prisen på vare j endres med én prosent, endres kjøpet av varen i motsatt retning med tilnærmet én prosent, mens kjøpet av alle andre varer er tilnærmet uendret.

Som nevnt foran var den direkte foranledning til omleggingen av modellopplegget at forbruksundersøkelsene ble lagt om fra periodiske til løpende undersøkelser. Siden prisene derfor viser variasjon over det materialet modellen estimeres på, ble det nødvendig å bringe prisvariable eksplisitt inn i etterspørselsfunksjonene. Det er flere fordeler forbundet med å endre modellopplegget slik det er beskrevet i dette avsnittet. For det første gir det nye opplegget et bedre grunnlag for å beregne forbrukssammensetningen på et framtidig tidspunkt. Dersom forbruksstrukturen i estimeringsperioden holder seg, er det bare å sette inn ønskede verdier for forklaringsvariablene på et gitt tidspunkt og anslag for forbrukssammensetningen følger så "automatisk" av etterspørselsfunksjonene. Det gamle opplegget innebar, som nevnt foran, bruk av anslag for pris- og inntektselastisiteter. I tillegg til at slike anslag er usikre, får vi her også inn den feilkilden at forutsetningen om konstante elastisiteter bare er en brukbar tilnærming for små inntekts- og prisendringer. For større endringer blir metoden derfor ubrukelig. En annen fordel med det nye opplegget er at vi ikke trenger anslag for pengenes grensenyttefleksibilitet. Slike anslag vil være beheftet med stor usikkerhet, og det er tvilsomt å anta at denne størrelsen er lik for alle husholdningstyper og totalutgiftsnivåer, se forøvrig Biørn og Garaas (1976) s 57.

¹ At $\frac{p_j}{p} \omega_j$ nettopp er virkningen av prisendringen for vare j på prisindeksen P , sees ved å elastisitere

P m.h.p. p_j , og normalisere P_j^0 til 1.

2.4. En fullstendig modellspesifikasjon

Det er valgt å estimere etterspørselsrelasjonene på formen

$$(2.19) \quad A_i = \frac{C_i}{C} = \alpha_i^* \frac{1}{C} + \beta_i^* + \gamma_i^* \cdot C + \delta_i^* \cdot C^2 + u_i \quad \text{der } i = 1, \dots, n$$

u_i er et stokastisk restledd som gir uttrykk for individuelle "tilfeldige" variasjoner i utgiftsbeløpene.

Fordelen ved å estimere parametrene på formen (2.19) framfor (2.11), er at formen (2.19) reduserer mulighetene for heteroskedastisitet, dvs. at restleddsvariansen varierer med husholdningens totale forbruksutgift.¹

Prisene er i etterspørselsrelasjonene representert ved (2.13).

Ved utledningen av etterspørselsfunksjonene for en typisk husholdning, gitt ved (2.3), antok vi at det var prisene, total forbruksutgift og antall personer i husholdningen som hadde betydning for etterspørselen. I tillegg til antall husholdningsmedlemmer vil det, som nevnt i avsnitt 2.1, være rimelig å anta at også en rekke andre karakteristika ved husholdningene har betydning for nyttestrukturen og derfor burde inngå i nyttefunksjonen (2.2). Aktuelle variable her vil være alderssammensetning, antall inntektstakere, bosted og yrkesstatus. I praksis er det imidlertid begrenset hvor mange forklaringsvariable vi kan ta med. Med gitt sampelstørrelse er det slik at jo flere forklaringsvariable vi har med jo flere parametre må estimeres og jo færre frihetsgrader får vi ved estimeringen. Det gjelder derfor å ta med så mange forklaringsvariable at vi får forklart en rimelig stor del av variasjonen i forbruksmønsteret, samtidig som vi ikke tar med flere enn at vi har frihetsgrader nok til å få rimelig presise estimater. Dette blir selvsagt et avveinings spørsmål. Utvalget av forklaringsvariable er selvsagt også begrenset av hvilke spørsmål som stilles i forbruksundersøkelsene. På grunnlag av dette er det valgt å la tre andre faktorer inngå som forklaringsvariable for forskjeller i forbrukssammensetning, nemlig bostedsstrøk og hovedinntektstakers yrkesstatus og husholdningstype.

I tråd med Biørn og Garaas (1976) har vi valgt å spesifisere etterspørselsrelasjonene som

$$(2.20) \quad A_i = (\alpha_{i0} + \alpha_{i1} \cdot N + \alpha_{i2} \cdot N^2 + \alpha_{i3} \cdot N^3) \cdot \left(\frac{C}{p}\right)^{-1} \\ + \beta_{i0} + \sum_{j=1}^3 \beta_{ij}^y \cdot y_j + \sum_{j=1}^2 \beta_{ij}^b \cdot b_j + \sum_{j=1}^{10} \beta_{ij}^h \cdot h_j + B_{i2} \cdot N^2 \\ + (\gamma_{i0} + \gamma_{i1} \cdot N) \cdot \frac{C}{p} \\ + u_i$$

der 1. gradsleddet for N i Taylorutviklingen, $\beta_i^* \cdot N$, er erstattet med 15 ledd med binære variable som representerer husholdningstype. Dette er gjort for å kunne analysere virkninger for ulike husholdningstyper. Videre er konstantleddene forsynt med binærvariable. y_1 , y_2 og y_3 er binære variable som representerer yrkesstatusgruppe (basis ikke yrkesaktive):

¹ Se Cramer (1971), sec 68.

$$y_1 = \begin{cases} 1 & \text{hvis hovedinntektstaker er selvstendig i jordbruk, skog og fiske} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$y_2 = \begin{cases} 1 & \text{for selvstendige utenom jordbruk, skog og fiske} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$y_3 = \begin{cases} 1 & \text{for lønnstakere} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

b_1 og b_2 er binære variable som representerer lokaliseringen av husholdningen (basis er tettbygd strøk ellers).

$$b_1 = \begin{cases} 1 & \text{hvis husholdningen er bosatt i spredtbygd strøk} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$b_2 = \begin{cases} 1 & \text{hvis husholdningen er bosatt i Oslo, Bergen eller Trondheim} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

h_1, \dots, h_{10} er binære variable som representerer husholdningstype (basis andre husholdninger med 6 eller flere personer).

$$h_1 = 1 \text{ for enslige, } 0 \text{ ellers}$$

$$h_2 = 1 \text{ for ektepar uten barn, } 0 \text{ ellers}$$

$$h_3 = 1 \text{ for ektepar med 1 barn under 16 år, } 0 \text{ ellers}$$

$$h_4 = 1 \text{ for ektepar med 2 barn under 16 år, } 0 \text{ ellers}$$

$$h_5 = 1 \text{ for ektepar med 3 barn under 16 år, } 0 \text{ ellers}$$

$$h_6 = 1 \text{ for ektepar med 4 barn under 16 år, } 0 \text{ ellers}$$

$$h_7 = 1 \text{ for andre husholdninger med 2 personer, } 0 \text{ ellers}$$

$$h_8 = 1 \text{ for andre husholdninger med 3 personer, } 0 \text{ ellers}$$

$$h_9 = 1 \text{ for andre husholdninger med 4 personer, } 0 \text{ ellers}$$

$$h_{10} = 1 \text{ for andre husholdninger med 5 personer, } 0 \text{ ellers}$$

Parametriseringen gitt ved (2.20) innebærer at forskjeller i yrkesstatus og boligstrøk forutsettes å gi seg utslag i konstantleddet, mens forskjeller i husholdningstype blir tatt vare på dels i konstantleddet, dels ved at antall personer inngår som 1., 2. og 3. gradsledd i funksjonene.

Ved å elastisitere etterspørselsfunksjonene (2.20) m.h.p. totalutgiftene, finner vi at utgiftselastisitetene kan skrives som

$$(2.21) \quad E_j = \frac{g_j + \beta_{j2} \cdot N^2 + 2 \cdot C (\gamma_{j0} + \gamma_{j1} N) + 3 \cdot \delta_{j0} \cdot C^2}{A_j}$$

$$\text{der } g_j = \beta_{j0} + \sum_{i=1}^3 \beta_{ji}^y y_i + \sum_{i=1}^2 \beta_{ji}^b b_i + \sum_{i=1}^{10} \beta_{ji}^h h_i$$

3. DATA OG ESTIMERING

3.1. Datagrunnlaget

Datagrunnlaget for modellen er de løpende forbruksundersøkelsene i 1979, 1980 og 1981¹. Materialet omfatter i alt 4 145 observasjoner. En andel på om lag 25 prosent av de husholdningene som trekkes ut et år, blir spurt om å delta også neste år, dvs. at utvalget er roterende. Datagrunnlaget kunne ha vært utvidet ved å ta med materiale fra tidligere forbruksundersøkelser (som nevnt i avsnitt 2.3. ble løpende forbruksundersøkelser med roterende utvalg innført allerede i 1975). Imidlertid kan det være tvilsomt å anta at etterspørselsstrukturen er uendret over så mange år. Dette er grunnen til at det bare er tatt med data for de tre siste tilgjengelige årgangene av forbruksundersøkelsene.

I de løpende forbruksundersøkelsene innhentes regnskapsoppgaver over utgifter til kjøp av varer og tjenester i løpet av en 14-dagers periode. For enkelte varer som gjennomgående kjøpes nokså sjelden, blir istedet husholdningenes utgifter i løpet av kalenderåret registrert ved intervju. Av flere årsaker kan kjøpsutgiftstallene i forbruksundersøkelsen gi et misvisende bilde av de enkelte husholdningers faktiske utgifter i undersøkelsesåret. Oppgaver over en så kort periode som 14 dager trenger ikke gi et riktig bilde av kjøpsutgiftene på årsbasis. Videre kan det registrerte beløp for enkelte varegrupper være lavere enn det data for omsetning skulle tilsi. Slik underrapportering observeres særlig for tobakk og alkohol. For det tredje vil kjøpstidspunktet ofte avvike fra konsumtidspunktet, ved at lagervariasjoner spiller inn. Dette problemet gjelder særlig for varige forbruksgoder. Som en løsning på dette problemet er kjøp av egne transportmidler (forbruksundersøkelsenes utgiftsgruppe nr. 61) utelatt også i denne versjonen av INSIDENS. Hovedbegrunnelsen for å behandle transportmidler annerledes enn andre varige goder, er at kjøpsutgiften for transportmidler viser særlig store individuelle variasjoner, uten at vi kan anta at det er tilsvarende variasjoner i tjenestestrømmen fra bilkapitalen.²

I modellen er total konsumutgift (ekskl. gruppe 61) inndelt i 41 utgiftsgrupper. Grupperingen (se vedlegg I) er dannet ved aggregering av forbruksundersøkelsens ca 150 varegrupper på tre-sifret nivå. Inndelingen samsvarer med inndelingen i MODIS IV³). Modellen kan derfor brukes som ettermodell til MODIS IV der en ser virkningen for forskjellige husholdningstyper av endringer i prisene.

3.2. Estimering av modellen

Parametrene i modellen er som nevnt foran estimert ved hjelp av data fra forbruksundersøkelsene i 1979, 1980 og 1981. Prisindeksen som inngår i relasjonene er representert ved konsumprisindeksen. Det er benyttet kvartalsvise prisindekser, definert som gjennomsnittlig konsumprisindeks over et kvartal⁴. (1979 = 100). For husholdninger med bokføringsperiode i et bestemt kvartal, er forbruksutgiften deflatert med prisindeksen i denne perioden. Da kjøp av egne transportmidler ikke inngår i totalutgiftsbegrepet, vil konsumprisindeksen ikke være homogen av grad 1 i prisene på varene som inngår. Dette medfører at etterspørselsrelasjonene ikke helt tilfredsstiller homogenitetsbetingelsen (se kap. 2.3.).

Modellen er estimert ved minste kvadraters metode. Hvis restleddene ω_i er uavhengige og identisk fordelt, med forventning 0 og varians σ_i^2 for alle verdier av høyresidevariablene, vil metoden gi beste lineære forventningsrette estimatorer (Gauss-Markov's teorem).

Ved at etterspørselsfunksjonene er estimert på budsjettandelsform venter vi at det skal være sikrere å forutsette konstant restleddsvarians, enn om vi hadde brukt utgift som vestresidevariabel. Dette er nærmere diskutert i Biørn og Jansen (1982), app. B. Forutsetningen om at restleddene for de forskjellige husholdningene er ukorrelerte kan være tvilsom. Utvalget i forbruksundersøkelsene er roterende, slik at et visst antall husholdninger blir representert i utvalget to ganger. Det er sannsynlig at restleddene for disse husholdningene viser korrelasjon, f.eks. pga. husholdningsspesifikke restleddskomponenter.

¹ Forbruksundersøkelsene er nærmere omtalt i Statistisk Sentralbyrå (1981) og Statistisk Sentralbyrå (1984). ² Dette er nærmere drøftet i Biørn og Garaas (1976), s. 44-45. ³ MODIS IV er nærmere beskrevet i Bjerkholt og Longva (1980). ⁴ I Biørn og Jansen (1982) er det nyttet prisindekser for 14 dagers perioder. Her diskuteres økonometriske problemer omkring ufullstendige tverrsnitts-/tidsseriedata nærmere.

3.3. Estimeringsresultater

I tabell 3.1. er det gitt en summarisk karakteristikk av føyningsegenskapene til de estimerte budsjettandelsrelasjonene. Det er gjengitt gjennomsnittlige budsjettandeler og budsjettandelenes standardavvik, samt estimatene for restleddenes standardavvik og de multiple korrelasjonskoeffisientene. Mellom standardavviket for budsjettandelen for gruppe i , S_i , estimatet for det residuale standardavviket, σ_i , og den multiple korrelasjonskoeffisienten, R_i , gjelder sammenhengen

$$\frac{\sigma_i}{S_i} = \left[(1 - R_i^2) \frac{n}{n-k} \right]^{\frac{1}{2}}$$

der k er antall estimerte parametre (24 for hver relasjon, se formel (2.20)). Et annet ofte brukt mål på føyning, er den residuale variasjonskoeffisienten. Denne er definert som forholdet mellom residuelt standardavvik og gjennomsnittsverdien for venstresidevariabelen. Størrelsen fås dermed ved å dividere tallene i 3. kolonne i tabell 3.1. med de tilsvarende tallene i tabellens 1. kolonne.

Selv med en så komplisert funksjonsform som vi har valgt, er føyningen relativt dårlig. Den multiple korrelasjonskoeffisienten varierer en del, men ligger gjennomgående rundt 0.2. Det residuale standardavviket er mindre enn budsjettandelens standardavvik for alle gruppene, men for de gruppene der føyningen er dårligst er ikke forskjellen så stor. For de fleste varene er den residuale variasjonskoeffisienten større enn 1, dvs. at gjennomsnittlig størrelse på det estimerte restleddet er større enn gjennomsnittlig verdi for budsjettandelen. Det er dermed store individuelle variasjoner i forbruksmønsteret som vi ikke får tatt hensyn til. Her må imidlertid tas i betraktning at vi estimerer på budsjettandelsform; det er sannsynlig at føyningen, målt ved R^2 eller residual variasjonskoeffisient, ville blitt bedre hvis vi hadde brukt utgift som venstresidevariabel. Best føyning får vi for matvarer og bolig, lys og brensel. Dårligst føyning får vi for mer varige forbruksgoder som klær og skotøy og møbler og husholdningsartikler.

Tabell 3.1. Summariske estimeringsresultater

Vare- og tjenestegruppe	Gjennomsnittlig budsjettandel	Standardavvik for budsjettandel	Residualt standardavvik	Multipel korrelasjonskoeffisient
01 - Mel, gryn og bakervarer	0.0241	0.0218	0.0189	0.4989
02 - Kjøtt, kjøttvarer og flesek	0.0626	0.0697	0.0689	0.1716
03 - Fisk og fiskevarer	0.0178	0.0227	0.0219	0.2820
04 - Melk, fløte, hermetisk melk og melkepulver	0.0246	0.0215	0.0160	0.6731
05 - Ost og egg	0.0203	0.0185	0.0167	0.4374
06 - Smør	0.0028	0.0061	0.0059	0.3147
07 - Margarin, spiseolje o.l.	0.0061	0.0087	0.0079	0.4317
08 - Friske grønnsaker	0.0097	0.0115	0.0112	0.2292
09 - Frisk frukt og bær	0.0176	0.0252	0.0248	0.1961
10 - Tørket frukt, konservert frukt og grønnsaker	0.0140	0.0146	0.0143	0.2218
11 - Poteter og varer av poteter	0.0081	0.0176	0.0172	0.2075
12 - Sukker, kaffe, te, kakao og kokesjokolade	0.0212	0.0231	0.0205	0.4702
13 - Andre matvarer	0.0196	0.0182	0.0177	0.2449
14 - Selters, brus o.l.	0.0073	0.0109	0.0108	0.1613
15 - Øl	0.0072	0.0192	0.0191	0.1150
16 - Vin, brennevin og sprit	0.0098	0.0275	0.0268	0.2281
17 - Tobakk	0.0151	0.0237	0.0234	0.1829
18 - Bekledningsartikler	0.0681	0.0828	0.0816	0.1865
19 - Tøyer og garn	0.0076	0.0218	0.0218	0.0891
20 - Skotøy og skoreparasjoner	0.0176	0.0429	0.0426	0.1531
21 - Bolig	0.1405	0.1178	0.1124	0.3073
22 - Elektrisitet	0.0435	0.0387	0.0291	0.6623
23 - Brensel	0.0183	0.0307	0.0291	0.3280
24 - Møbler, gulvtepper, tekstiler og utstyrsvarer mv.	0.0399	0.0676	0.0668	0.1763
25 - Elektriske husholdningsapparater	0.0139	0.0324	0.0322	0.1121
26 - Kjøkkenutstyr, glass, dekketøy mv. ..	0.0257	0.0427	0.0422	0.1628
27 - Diverse tjenester, forsikring og leid hjelp til hjemmet	0.0123	0.0366	0.0361	0.1900
28 - Helsepleie	0.0196	0.0563	0.0556	0.1661
29 - Bensin og olje	0.0469	0.0583	0.0550	0.3382
30 - Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	0.0368	0.0880	0.0852	0.2606
31 - Bruk av offentlige transportmidler ..	0.0258	0.0528	0.0520	0.1846
32 - Porto, telefon og telegram	0.0164	0.0556	0.0550	0.1598
33 - Varige fritidsgoder	0.0244	0.0679	0.0676	0.1203
34 - Sportsutstyr, leketøy, grammofonplater mv. og blomster	0.0255	0.0469	0.0463	0.1777
35 - Offentlig forestillinger, TV- og radiolisens, lotteri, tipping mv. ...	0.0306	0.0496	0.0491	0.1526
36 - Bøker og aviser, ukeblader og tidsskrifter	0.0237	0.0373	0.0371	0.1231
37 - Skolegang	0.0024	0.0259	0.0257	0.1479
38 - Hårpleie, kosmetiske preparater, tannkrem, skjønnhetspleie, toalett-såpe og andre toalettartikler	0.0204	0.0266	0.0265	0.1279
39 - Reiseeffekter, smykker, ur, skrivemateriell og andre varer	0.0106	0.0350	0.0346	0.1812
40 - Restauranter, pensjonater og hoteller	0.0400	0.0687	0.0661	0.2837
41 - Tjenester fra forsikring og andre tjenester	0.0019	0.0220	0.0214	0.2346

For å få et kompakt uttrykk for hva estimeringsresultatene impliserer for forbruksatferden til ulike husholdningstyper, har vi i tabellen 3.2. - 3.5 gjengitt budsjettandeler og utgiftselastisiteter. Disse er altså beregnet på grunnlag av de estimerte etterspørselsfunksjonene, ved å sette inn ulike verdier for husholdningstype- og totalutgiftsvariablene. Under disse beregningene er dummy-variablene for bosted og hovedinntektstakers yrkesstatus satt lik sine respektive sampel-gjennomsnitt. I tillegg til at slike tabeller gir verdifull informasjon om forbruksmønsteret til ulike husholdningstyper, kan de også avdekke egenskaper ved den funksjonsformen som er valgt for etterspørselsfunksjonene. Dette kan vi bl.a. gjøre ved å se hvordan budsjettandeler og utgiftselastisiteter varierer med de høyreside-variable.

I tabell 3.2 har vi gjengitt beregnede budsjettandeler for en husholdning som består av ektepar med ett barn, for ulike totalutgifter. Selv om disse anslagene er beheftet med usikkerhet, kan vi observere endel interessante trekk. Som ventet faller budsjettandelen med økende totalutgift for alle matvaregrupper. Det samme gjelder bolig, elektrisitet og brensel. Det motsatte forløpet finner vi for varegrupper som bekleddingsartikler og skotøy, møbler, kjøkkenutstyr, varige fritidsgoder, helsepleie, reiser og restauranter. Den funksjonsformen som er valgt åpner imidlertid også for mer kompliserte "forløp". For øl finner vi f.eks. høyest budsjettandel for de midlere utgiftsnivåene. Det samme gjelder offentlige forestillinger og bøker.

I tabell 3.3 har vi vist hvordan de beregnede budsjettandelene varierer med husholdningstype. Beregningene gjelder husholdninger med total forbruksutgift på 100 000 kroner. Vi kan umiddelbart se at det er vanskeligere å finne klare trekk her enn når vi så på variasjon med totalutgiften. For matvarer er det imidlertid et gjennomgående trekk at budsjettandelene øker med økende husholdningsstørrelse. Om vi bare ser på barnefamilie blir denne tendensen enda klarere. Dette gjelder særlig mel, gryn og bakevarer, melk, ost og egg, grønnsaker og sukker, kaffe og te. For vin, brennevin og sprit og møbler får vi motsatt tendens; her synker budsjettandelen med husholdningens størrelse. For de andre varegruppene er det vanskeligere å trekke klare konklusjoner.

I tabell 3.4 og 3.5 har vi gjengitt utgiftselastisiteter (Engelastisiteter) beregnet etter formel (2.21). I tabell 3.4 har vi vist hvordan utgiftselastisitetene varierer med total forbruksutgift. Beregningene gjelder ektepar med ett barn. Vi kan observere endel interessante trekk ved tallene. Vi får gjennomgående små elastisiteter (dvs. klart under 1) for typiske "nødvendighetsvarer" særlig matvarer. For melk ligger f.eks. utgiftselastisiteten på rundt 0.1 for midlere totalutgiftsnivåer. Enda lavere tall finner vi for margarin, spiseolje o.l. For bolig ligger utgiftselastisiteten i nærheten av 1, noe som samsvarer bra med resultater fra andre undersøkelser. Elastisiteter klart større enn 1 finner vi bl.a. for vin, bennevin og sprit, bekleddingsartikler og sko, møbler, reiser og restaurantbesøk. For noen spesielle varegrupper med svært liten budsjettandel, særlig skolegang og tjenester fra finansinstitusjoner, svinger de beregnede utgiftselastisitetene svært for ulike totalutgiftsnivåer, og får av og til svært høye tallverdier. Det er antakelig knyttet spesielt stor usikkerhet til resultatene for disse varegruppene, og vi legger ikke særlig vekt på dem. Videre ser vi at for enkelte varegrupper og enkelte totalutgiftsnivåer får vi negative utgiftselastisiteter, med tildels betydelig tallverdi. Estimeringsresultatene gir altså mulighet for at enkelte varer er "mindreverdige" på enkelte totalutgiftsnivåer. For de fleste vare- og tjenestegruppene finner vi klare sammenhenger mellom beregnet utgiftselastisitet og totalutgiftsnivå. For de fleste varegruppene, bl.a. mat- og drikkevarer, klær, utgifter til drift og vedlikehold av transportmidler, varige fritidsgoder, bøker og restauranter, faller utgiftselastisitetene med økende totalutgiftsnivå. Det motsatte forholdet finner vi for kjøkkenutstyr, bruk av offentlige transportmidler og reiser. For enkelte varegrupper finner vi mer kompliserte forløp. Dette illustrerer igjen at den valgte funksjonsformen er svært fleksibel, og åpner for mange typer av sammenhenger mellom utgiftselastisitet og totalutgiftsnivå.

I tabell 3.5 har vi vist hvordan utgiftselastisitetene varierer med husholdningstype. Beregningen er utført for husholdninger med total forbruksutgift på 100 000 kroner. Akkurat som for budsjettandelene er det her vanskeligere å finne klare mønstre. For matvarer er det imidlertid en tendens til at utgiftselastisitetene øker med økende husholdningsstørrelse.

Tabell 3.2. Budsjettandeler beregnet på grunnlag av de estimerte etterspørselsfunksjonene. Variasjon med total forbruksutgift

Utgiftsgruppe Nr. Navn	Husholdningstype: Ektepar med 1 barn (under 16 år)					
	Total forbruksutgift, kroner					
	50 000	75 000	100 000	125 000	150 000	200 000
1 Mel, gryn og bakevarer	0.0320	0.0245	0.0201	0.0171	0.0148	0.0111
2 Kjøtt, kjøttvarer og flesk .	0.0666	0.0648	0.0626	0.0602	0.0577	0.0526
3 Fisk og fiskevarer	0.0210	0.0179	0.0179	0.0142	0.0128	0.0104
4 Melk, fløte, hermetisk melk og melkepulver	0.0376	0.0236	0.0204	0.0166	0.0140	0.0103
5 Ost og egg	0.0260	0.0208	0.0175	0.0150	0.0130	0.0096
6 Smør	0.0028	0.0021	0.0017	0.0014	0.0011	0.0007
7 Margerin, spiseolje o.l. ...	0.0095	0.0064	0.0049	0.0039	0.0032	0.0023
8 Friske grønnsaker	0.0116	0.0102	0.0092	0.0083	0.0075	0.0060
9 Frisk frukt og bær	0.0207	0.0182	0.0162	0.0144	0.0126	0.0095
10 Tørket frukt, konservert frukt og grønnsaker	0.0171	0.0154	0.0140	0.0129	0.0118	0.0098
11 Poteter og varer av poteter	0.0090	0.0084	0.0078	0.0071	0.0064	0.0051
12 Sukker, kaffe, te, kakao og kokesjokolade	0.0291	0.0220	0.0179	0.0150	0.0127	0.0091
13 Andre matvarer	0.0255	0.0239	0.0225	0.0213	0.0200	0.0177
14 Selters, brus o.l.	0.0090	0.0090	0.0087	0.0084	0.0080	0.0072
15 Øl	0.0059	0.0063	0.0063	0.0062	0.0060	0.0055
16 Vin, brennevin og sprit	0.0026	0.0048	0.0068	0.0086	0.0103	0.0134
17 Tobakk	0.0188	0.0170	0.0154	0.0140	0.0126	0.0101
18 Bekledningsartikler	0.0548	0.0637	0.0686	0.0719	0.0743	0.0773
19 Tøyer og garn	0.0077	0.0084	0.0088	0.0090	0.0092	0.0093
20 Skotøy og skoreparasjoner ..	0.0120	0.0151	0.0169	0.0180	0.0189	0.0201
21 Bolig	0.1624	0.1599	0.1569	0.1540	0.1512	0.1467
22 Elektrisitet	0.0598	0.0446	0.0360	0.0302	0.0256	0.0186
23 Brensel	0.0224	0.0177	0.0146	0.0123	0.0104	0.0072
24 Møbler, gulvtepper, tek- stiler og utstyrsvarer mv.	0.0319	0.0396	0.0451	0.0496	0.0535	0.0603
25 Elektriske husholdnings- apparater	0.0183	0.0170	0.0160	0.0150	0.0141	0.0125
26 Kjøkkenutstyr, glass, dekketøy mv.	0.0230	0.0234	0.0246	0.0261	0.0277	0.0311
27 Diverse tjenester, forsik- ring og leid hjelp til hjemmet	0.0192	0.0211	0.0218	0.0221	0.0223	0.0227
28 Hjelpepleier	0.0112	0.0134	0.0166	0.0200	0.0235	0.0305
29 Bensin og olje	0.0640	0.0633	0.0613	0.0587	0.0557	0.0497
30 Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	0.0119	0.0253	0.0356	0.0443	0.0520	0.0653
31 Bruk av offentlige transportmidler	0.0150	0.0168	0.0185	0.0201	0.0216	0.0292
32 Porto, telefon og telegrammer	0.0082	0.0134	0.0169	0.0197	0.0219	0.0256
33 Varige fritidsgoder	0.0177	0.0230	0.0258	0.0275	0.0287	0.0303
34 Sportsutstyr, leketøy, grama- fonplater mv. og blomster ..	0.0167	0.0222	0.0260	0.0291	0.0317	0.0359
35 Offentlige forestillinger, TV- og radiolisens, lotteri, tipping mv.	0.0274	0.0313	0.0321	0.0316	0.0305	0.0275
36 Bøker, aviser, ukeblad og tidsskrift, skrivemateriell	0.0204	0.0224	0.0227	0.0223	0.0216	0.0198
37 Skolegang	0.0000	0.0007	0.0020	0.0034	0.0048	0.0074
38 Kosmetikk	0.0239	0.0239	0.0233	0.0225	0.0215	0.0195
39 Reiser, smykker mv.	0.0065	0.0087	0.0113	0.0140	0.0167	0.0220
40 Restauranter, hoteller, selskapsreiser	0.0210	0.0270	0.0309	0.0340	0.0365	0.0404
41 Tjenester fra finans- institusjoner	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0015	0.0055

Tabell 3.3. Budsjettandeler beregnet på grunnlag av de estimerte etterspørselsfunksjonene. Variasjon med husholdningstype

		Total forbruksutgift: 100 000 kroner				
Utgiftsgruppe Nr. Navn	Enslige	Husholdningstype				
		Ektepar uten barn	Ektepar med 1 barn	Ektepar med 2 barn	Ektepar med 3 barn	Ektepar med 4 barn
1 Mel, gryn og bakevarer	0.0147	0.0179	0.0201	0.0229	0.0256	0.0288
2 Kjøtt, kjøttvarer og flesk	0.0416	0.0652	0.0614	0.0675	0.0675	0.0770
3 Fisk og fiskevarer	0.0098	0.0187	0.0158	0.0157	0.0159	0.0770
4 Melk, fløte, hermetisk melk og melkepulver	0.0097	0.0178	0.0204	0.0251	0.0159	0.0181
5 Ost og egg	0.0105	0.0179	0.0175	0.0208	0.0214	0.0252
6 Smør	0.0020	0.0029	0.0017	0.0018	0.0018	0.0015
7 Margarin, spiseolje o.l. ...	0.0019	0.0048	0.0049	0.0068	0.0078	0.0083
8 Friske grønnsaker	0.0058	0.0098	0.0092	0.0102	0.0110	0.0137
9 Frisk frukt og bær	0.0112	0.0171	0.0162	0.0192	0.0196	0.0225
10 Tørket frukt, konservert frukt og grønnsaker	0.0101	0.0117	0.0140	0.0156	0.0179	0.0188
11 Poteter og varer av poteter	0.0035	0.0073	0.0078	0.0078	0.0100	0.0071
12 Sukker, kaffe, te, kakao og kokesjokolade	0.0135	0.0197	0.0179	0.0191	0.0207	0.0279
13 Andre matvarer	0.0129	0.0166	0.0225	0.0236	0.0289	0.0310
14 Selters, brus o.l.	0.0045	0.0061	0.0087	0.0081	0.0097	0.0062
15 Øl	0.0087	0.0082	0.0063	0.0065	0.0037	0.0041
16 Vin, brennevin og sprit	0.0157	0.0145	0.0068	0.0060	0.0043	0.0042
17 Tobakk	0.0085	0.0179	0.0154	0.0145	0.0113	0.0141
18 Bekledningsartikler	0.0745	0.0658	0.0686	0.0745	0.0711	0.0697
19 Tøyer og garn	0.0082	0.0082	0.0088	0.0087	0.0068	0.0086
20 Skotøy og skoreparasjoner ..	0.0174	0.0153	0.0169	0.0205	0.0268	0.0198
21 Bolig	0.1634	0.1407	0.1569	0.1707	0.1426	0.1393
22 Elektrisitet	0.0293	0.0347	0.0360	0.0382	0.0375	0.0354
23 Brensel	0.0146	0.0177	0.0146	0.0142	0.0166	0.0093
24 Møbler, gulvtepper, tek- stiler og utstyrsvarer mv. .	0.0563	0.0464	0.0451	0.0402	0.0368	0.0332
25 Elektriske husholdnings- apparater	0.0144	0.0155	0.0160	0.0124	0.0149	0.0123
26 Kjøkkenutstyr, glass, dekketøy mv.	0.0297	0.0303	0.0246	0.0251	0.0277	0.0235
27 Diverse tjenester, forsik- ring og leid hjelp til hjemmet	0.0063	0.0121	0.0218	0.0182	0.0123	0.0157
28 Hjelpepleier	0.0329	0.0204	0.0166	0.0150	0.0179	0.0130
29 Bensin og olje	0.0291	0.0476	0.0613	0.0569	0.0475	0.0622
30 Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	0.0354	0.0445	0.0356	0.0284	0.0398	0.0201
31 Bruk av offentlige transportmidler	0.0384	0.0259	0.0185	0.0156	0.0191	0.0180
32 Porto, telefon og telegrammer	0.0276	0.0175	0.0169	0.0133	0.0071	0.0261
33 Varige fritidsgoder	0.0268	0.0294	0.0258	0.0228	0.0203	0.0177
34 Sportsutstyr, leketøy, grama- fonplater mv. og blomster ..	0.0263	0.0248	0.0260	0.0275	0.0318	0.0265
35 Offentlige forestillinger, TV- og radiolisens, lotteri, tipping mv.	0.0345	0.0329	0.0321	0.0315	0.0337	0.0351
36 Bøker, aviser, ukeblad og tidsskrift, skrivemateriell	0.0270	0.0243	0.0227	0.0243	0.0246	0.0189
37 Skolegang	0.0023	0.0015	0.0020	0.0004	0.0000	0.0000
38 Kosmetikk	0.0172	0.0191	0.0233	0.0232	0.0229	0.0249
39 Reiser, smykker mv.	0.0161	0.0087	0.0113	0.0101	0.0078	0.0095
40 Restauranter, hoteller, selskapsreiser	0.0747	0.0422	0.0309	0.0228	0.0250	0.0168
41 Tjenester fra finans- institusjoner	0.0129	0.0004	0.0000	0.0000	0.0019	0.0008

Tabell 3.4. Utgiftselastisiteter (Engelastisiteter) beregnet på grunnlag av de estimerte etterspørselsfunksjonene. Variasjon med total forbruksutgift

Utgiftsgruppe Nr. Navn	Husholdningstype: Ektepar med 1 barn (under 16 år)					
	Total forbruksutgift, kroner					
	50 000	75 000	100 000	125 000	150 000	200 000
1 Mel, gryn og bakevarer	0.3265	0.3340	0.2985	0.2314	0.1359	-0.1289
2 Kjøtt, kjøttvarer og fleisk .	0.9588	0.9026	0.8510	0.7984	0.7348	0.6103
3 Fisk og fiskevarer	0.5956	0.5879	0.5425	0.4732	0.3806	0.1505
4 Melk, fløte, hermetisk melk og melkepulver	0.1115	0.1181	0.1021	0.0672	0.0154	-0.1313
5 Ost og egg	0.4502	0.4316	0.3644	0.2611	0.1228	-0.2618
6 Smør	0.3345	0.2967	0.1947	0.0320	-0.2005	-1.0139
7 Margarin, spiseolje o.l. ...	0.0537	0.0484	0.0249	-0.0164	-0.0747	-0.2490
8 Friske grønnsaker	0.7175	0.6648	0.5842	0.4828	0.5375	0.0487
9 Frisk frukt og bær	0.7199	0.6378	0.5249	0.3834	0.2072	-0.2707
10 Tørket frukt, konservert frukt og grønnsaker	0.7527	0.7096	0.6443	0.5638	0.4650	0.2387
11 Poteter og varer av poteter	0.8800	0.7690	0.6529	0.5225	0.3679	-0.0180
12 Sukker, kaffe, te, kakao og kokesjokolade	0.3097	0.3018	0.2451	0.1491	0.0149	-0.3829
13 Andre matvarer	0.8646	0.8192	0.7668	0.7088	0.6389	0.4996
14 Selters, brus o.l.	1.0587	0.9433	0.8579	0.7802	0.6961	0.5374
15 Øl	1.2745	1.0754	0.9591	0.8655	0.7699	0.5915
16 Vin, brennevin og sprit	2.8899	2.2894	2.1194	2.0358	1.9597	1.8726
17 Tobakk	0.7874	0.7111	0.5152	0.5005	0.3614	0.0150
18 Bekleddingsartikler	1.4603	1.2954	1.2319	1.1971	1.1597	1.1135
19 Tøyer og garn	1.2703	1.1720	1.1299	1.1050	1.0751	1.0407
20 Skotøy og skoreparasjoner ..	1.7438	1.4339	1.3293	1.2797	1.2381	1.2023
21 Bolig	0.9788	0.9449	0.9237	0.9105	0.8949	0.9017
22 Elektrisitet	0.2745	0.2747	0.2308	0.1519	0.0404	-0.2833
23 Brensel	0.4238	0.3870	0.2935	0.1523	-0.0397	-0.6328
24 Møbler, gulvtepper, tek- stiler og utstyrsvarer mv. .	1.6239	1.4716	1.4348	1.4279	1.4152	1.4209
25 Elektriske husholdnings- apparater	0.8364	0.8010	0.7542	0.7001	0.6334	0.4993
26 Kjøkkenutstyr, glass, dekketøy mv.	0.9666	1.1195	1.2273	1.2087	1.3576	1.4443
27 Diverse tjenester, forsik- ring og leid hjelp til hjemmet	1.3396	1.1551	1.0819	1.0527	1.0395	1.0915
28 Hjelpepleier	1.2316	1.6313	1.8050	1.8841	1.9003	1.9140
29 Bensin og olje	1.0278	0.9231	0.8410	0.7636	0.6780	0.5105
30 Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	3.7719	2.3457	2.0544	1.9327	1.8420	1.7425
31 Bruk av offentlige transportmidler	1.2548	1.3142	1.3584	1.3886	1.3922	1.3974
32 Porto, telefon og telegramme	2.7202	1.9159	1.7168	1.6332	1.5697	1.5056
33 Varige fritidsgoder	1.8652	1.4681	1.3346	1.2787	1.2158	1.1636
34 Sportsutstyr, leketøy, grama- fonplater mv. og blomster ..	1.8577	1.5922	1.5164	1.4860	1.4542	1.4260
35 Offentlige forestillinger, TV- og radiolisens, lotteri, tipping mv.	1.5154	1.1696	0.9966	0.8678	0.7466	0.5283
36 Bøker, aviser, ukeblad og tidsskrift, skrivemateriell	1.3657	1.1132	0.9769	0.8737	0.7743	0.6020
37 Skolegang	0.0000	6.9642	3.7475	3.0474	2.6972	2.3670
38 Kosmetikk	1.0495	0.9488	0.8740	0.8059	0.7309	0.5913
39 Reiser, smykker mv.						
40 Restauranter, hoteller, selskapsreiser	1.5115	1.8581	1.9620	1.9903	1.9690	1.9323
41 Tjenester fra finans- institusjoner	1.7683	1.5164	1.4401	1.4079	1.3753	1.3460
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	8.2290	4.0295

Tabell 3.5. Utgiftselastisiteter (Engelastisiteter) beregnet på grunnlag av de estimerte etter-
 spørselfunksjonene. Variasjon med husholdningstype

Utgiftsgruppe Nr. Navn		Total forbruksutgift: 100 000 kroner					
		Enslige	Husholdningstype				
	Ektepar uten barn		Ektepar med 1 barn	Ektepar med 2 barn	Ektepar med 3 barn	Ektepar med 4 barn	
1	Mel, gryn og bakevarer	0.3253	0.2497	0.2985	0.4322	0.5806	0.7157
2	Kjøtt, kjøttvarer og flesk	0.5091	0.7849	0.8510	0.8789	0.8836	0.8471
3	Fisk og fiskevarer	0.1386	0.5761	0.5425	0.5625	0.5601	0.5479
4	Melk, fløte, hermetisk melk og melkepulver	0.1512	0.1975	0.1021	0.1729	0.2963	0.3753
5	Ost og egg	0.0599	0.4007	0.3644	0.4694	0.5240	0.6588
6	Smør	0.1066	0.3594	0.1947	0.6550	1.0251	1.1523
7	Margarin, spiseolje o.l. ...	-0.2177	0.3139	9 9249	0.0946	0.1188	0.2131
8	Friske grønnsaker	0.3395	0.5743	0.5842	0.6408	0.5982	0.4938
9	Frisk frukt og bær	0.2470	0.5238	0.5249	0.6381	0.7201	0.8579
10	Tørket frukt, konservert frukt og grønnsaker	0.4470	0.5835	0.6443	0.6371	0.6469	0.6432
11	Poteter og varer av poteter	-0.4673	0.3869	0.6529	0.7373	0.5338	-0.8131
12	Sukker, kaffe, te, kakao og kokesjokolade	0.3146	0.3488	0.2451	0.3519	0.4967	0.6872
13	Andre matvarer	0.5799	0.6697	0.7668	0.7719	0.7944	0.7506
14	Selters, brus o.l.	0.5409	0.7319	0.8579	0.9047	1.0090	1.2201
15	Øl	0.7588	0.8581	0.9591	1.0667	1.2404	1.2378
16	Vin, brennevin og sprit	1.5596	1.6016	2.1194	1.9922	2.1078	2.0887
17	Tobakk	0.0792	0.6726	0.6152	0.5214	0.3386	0.5516
18	Bekleddingsartikler	1.1264	1.2112	1.2319	1.2240	1.2773	1.3731
19	Tøyer og garn	1.1834	1.1239	1.1299	1.1547	1.1966	1.0655
20	Skotøy og skoreparasjoner ..	1.3702	1.4917	1.3293	1.1791	1.2150	1.7107
21	Bolig	0.8971	0.9005	0.9237	0.9243	0.8949	0.8547
22	Elektrisitet	0.1529	0,2189	0,2308	0.2799	0.2873	0.2654
23	Brensel	0.2993	0.3747	0.2935	0.4051	0.6212	0.4841
24	Møbler, gulvtepper, tek- stiler og utstyrvarer mv. .	1.3939	1.4847	1.4348	1.3578	1.2577	1.1769
25	Elektriske husholdnings- apparater	0.8996	0.7903	0.7542	0.6591	0.6979	0.6491
26	Kjøkkenutstyr, glass, dekketøy mv.	1.5373	1.3535	1.2273	1.0527	0.9809	1.0316
27	Diverse tjenester, forsik- ring og leid hjelp til hjemmet	0.3525	0.9122	1.0819	1.1837	1.2506	1.0008
28	Hjelpepleier	1.7904	1.9225	1.8050	1.6480	1.5004	1.8495
29	Bensin og olje	0.5960	0.7563	0.8410	0.8696	0.9088	0.9754
30	Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	1.7836	1.7334	2.0544	2.4421	2.0958	3.1656
31	Bruk av offentlige transportmidler	1.1414	1.2305	1.3584	1.4365	1.3388	1.2713
32	Porto, telefon og telegrammer	1.2978	1.6054	1.7168	1.9493	2.7624	1.4443
33	Varige fritidsgoder	0.8791	1.1490	1.3346	1.4172	1.3910	1.2208
34	Sportsutstyr, leketøy, grama- fonplater mv. og blomster ..	1.3526	1.4288	1.5164	1.5822	1.5564	1.6267
35	Offentlige forestillinger, TV- og radiolisens, lotteri, tipping mv.	0.9003	0.9389	0.9962	1.0676	1.1658	1.2857
36	Bøker, aviser, ukeblad og tidsskrift, skrivemateriell	0.8808	0.9318	0.9769	1.0136	1.0688	1.1915
37	Skolegang	2.9256	4.3630	3.7475	15.1367	0.0000	0.0000
38	Kosmetikk	0.7322	0.8286	0.8749	0.8448	0.7927	0.7447
39	Reiser, smykker mv.	1.9114	2.3711	1.9622	2.0308	2.3114	1.9675
40	Restauranter, hoteller, selskapsreiser	1.2126	1.3490	1.4401	1.5290	1.4290	1.5439
41	Tjenester fra finans- institusjoner	2.4298	25.4733	0.0000	0.0000	1.5318	6.5108

4. EKSEMPLER PÅ BRUK AV MODELLEN

I dette kapitlet skal vi vise noen eksempler på anvendelser av INSIDENS. Selv om modellen primært er laget for å studere fordelingsvirkninger av endringer i avgifter og subsidier, kan den også brukes for å analysere en rekke andre spørsmål. Noen slike problemstillinger skal vi komme tilbake til i avsnitt 4.2. I avsnitt 4.3. skal vi så gjennomgå og kommentere resultatene fra to eksperimenter med endringer i avgifter og subsidier. Først skal vi imidlertid peke på endel forhold som tilsier at modellresultatene bør tolkes med varsomhet.

4.1. Forutsetninger i modellopplegget

Utelatelsen av varegruppen "personlige transportmidler" fra modellen er selvsagt et svakt punkt. I den grad den faktiske prisutviklingen for denne varegruppen er ulik den gjennomsnittlige prisstigningen, kan dette få betydning for modellresultatene. Utelatelsen av personlige transportmidler betyr også at vi "mister" en viktig avgiftsgruppe. Modellen gir altså ikke muligheter for å studere virkninger av endringer i f.eks. bilavgiftene.

Som nevnt tidligere er datamaterialet som ligger til grunn for estimeringen av etterspørselsfunksjonene preget av en klar underreportering for tobakk og alkohol. Dette har antakelig påvirket estimeringsresultatene for disse varegruppene, slik at modellens anslag for virkningen av endringer i tobakk- og alkoholavgiftene kan inneholde skjevheter. I hvilken grad dette også påvirker fordelingsvirkningene, dvs. de innbyrdes forhold mellom virkningene for ulike husholdningstyper, er imidlertid mer usikkert.

Ved bruk av INSIDENS forutsettes vanligvis full overveltning av skatter og subsidier, noe som også er gjort i de eksempler som kommenteres nedenfor. Forutsetningen om full overveltning innebærer at vareprisene ekskl. avgifter og subsidier, dvs. produsentprisen, er upåvirket av endringer i avgifter og subsidier, og gjøres i mangel av bedre funderte alternativer. Dersom den faktiske overveltningens graden er svært forskjellig for de ulike varegruppene, kan dette innføre skjevheter i modellresultatene.

I tillegg til disse svakhetene ved modellopplegget, kommer selvsagt at de estimerte etterspørselsrelasjonene er beheftet med en viss usikkerhet. Som nevnt i kap. 3, er føyningen for endel varegrupper relativt dårlig. Usikkerheten vil videre være størst for kombinasjoner av totalutgift og husholdningstype som ligger langt vekk fra sampel- gjennomsnittet. Dette vil si store husholdninger med lav forbruksutgift og små husholdninger med høy forbruksutgift.

4.2. Spesielle anvendelser av modellen

Et biprodukt fra INSIDENS-beregningene er konsumprisindekser differensiert etter total forbruksutgift og husholdningstype. Statistisk Sentralbyrå's konsumprisindeks beregnes ut fra forbruksmønsteret til "gjennomsnittshusholdningen". Husholdninger med et forbruksmønster som avviker betydelig fra det gjennomsnittlige, vil som regel oppleve en prisstigning forskjellig fra den som måles ved den offisielle konsumprisindeksen. Dette vil være tilfellet dersom prisutviklingen varierer for ulike vare- og tjenestegrupper.

Modellen beregner budsjettandeler for de ulike husholdningstypene etter formel (2.20). Konsumprisindekser differensiert etter total forbruksutgift og husholdningstype, beregnes ved

$$(4.1) \quad KPO_{i1} = \sum_j A_{ij1} \cdot PI_j$$

der

KPO_{i1} er konsumprisindeks for en husholdning av type 1 med totalutgift i .

A_{ij1} er budsjettandel for varegruppe j , for husholdningstype 1 med totalutgift i .

PI_j er prisindeks for varegruppe j .

Tilsvarende konsumprisindekser etter skatt beregnes etter formelen

$$(4.2) \quad KP1_{i1} = \sum_j A_{ij1} \cdot P2_j$$

der

$KP1_{i1}$ er konsumprisindeks i beregningsåret, etter skatteomleggingen, for en husholdning av type 1 med totalutgift i

$P2_j$ er prisindeks for varegruppe j i beregningsåret, etter skatteomleggingen.

For hver kombinasjon av totalutgift og husholdningstype bestemmes dermed den differensierte konsumprisindeksen etter skatteomleggingen som forholdet mellom verdien av beregningsårets forbruk i beregningsårets priser etter skatteomleggingen og verdien av det samme forbruket målt i basisårets priser.

Det er nær sammenheng mellom prisindeksene $KP0$ og $KP1$ og kompensasjonsbeløp beregnet etter "Laspeyres-metoden", jf. (2.14). Vi skal vise at relativ endring i de differensierte konsumprisindeksene gir uttrykk for det samme som kompensasjonsbeløp beregnet etter "Laspeyres-metoden" som andel av totalutgift. Vi har at

$$\begin{aligned} \frac{KP1_{i1} - KPO_{i1}}{KPO_{i1}} &= \frac{\sum_j A_{ij1} \cdot P2_j - \sum_j A_{ij1} \cdot P1_j}{\sum_j A_{ij1} \cdot P1_j} \\ &= \frac{\sum_j A_{ij1} (P2_j - P1_j)}{\sum_j A_{ij1} \cdot P1_j} = \frac{\frac{1}{C_{i1}} \sum_j X_{ij1} (P2_j - P1_j)}{\frac{1}{C_{i1}} \sum_j X_{ijk} \cdot P1_j} \\ &= \frac{K1}{C_{i1}} \end{aligned}$$

der det siste uttrykket nettopp er inntektskompensasjon beregnet etter "Laspeyres-metoden", som andel av totalutgiften C_{i1} .

Beregningen av de differensierte konsumprisindeksene KPO_{i1} lider selvsagt under at personlige transportmidler er utelatt fra modellen. Også underreporteringen for tobakk og alkohol samt usikkerheten ved de estimerte etterspørselsfunksjonene tilsier at resultatene fra beregninger av denne typen må tolkes med varsomhet. Allikevel kan slike differensierte konsumprisindekser gi verdifull informasjon om hvordan den faktiske prisutviklingen slår ut for ulike husholdningstyper. Dette er av interesse i forbindelse med beregning av utviklingen i disponibel realinntekt for ulike husholdningstyper, ved utmåling av forskjellige typer overføringer samt ved utforming av systemet for indirekte skatter og subsidier.

Beregninger av denne typen er tidligere publisert bl.a. i NOU (1980) og Knudsen (1984a). Resultatene har som oftest indikert at den offisielle konsumprisindeksen gir et tilnærmet riktig bilde av prisstigningen for de fleste husholdningstyper. I den grad det er avdekket forskjeller i prisstigningen, viser resultatene at husholdninger med lav forbruksutgift er "rammet noe hardere" av prisstigningen enn husholdninger med høy forbruksutgift.

En annen anvendelse av modellen er å lage anslag for kostnadene ved å ha barn. Kostnadene ved å ha barn forstås i denne sammenheng som de ekstra utgifter til varer og tjenester som er spesifisert i INSIDENS, som en husholdning pådrar seg ved å ha barn. En første tilnærming til dette spørsmålet kan være å ta utgangspunkt i budsjettandelen for matvarer. Tanken er at variasjoner i denne budsjettandelen gir uttrykk for tilsvarende variasjoner i husholdningenes nyttenivå. Dette bygger på at de fleste empiriske undersøkelser viser at matvareandelen øker når barnetallet øker, gitt uendret inntekt. Når barnetallet øker uten at inntekten "følger med", kan det tolkes som at den materielle levestandard for husholdningen synker. Da vil altså en stigende matvareandel gå sammen med en lavere materiell levestandard. Et anslag på kostnadene ved å ha barn kan da finnes ved å observere hvor sterk økning i inntekten som må til for å holde matvareandelen uendret når barnetallet øker. Dette er nøyere beskrevet i "Innstilling om Barnefamiliens økonomi" (fra et utvalg oppnevnt ved Kronprinsregentens resolusjon av 10. mai 1968. Innstilling avgitt 25. november 1970. Departementet for familie og forbrukersaker), der det også er gitt anslag for "barnekostnadene" basert på Forbruksundersøkelsen for 1967. INSIDENS gir anslag for budsjettandelene for de ulike vare- og tjenestegruppene, differensiert etter husholdningstype og total forbruksutgift. Det kan da tas utgangspunkt i matvareandelen for en gitt husholdningstype med en gitt total forbruksutgift. En kan så observere hvor mye større total forbruksutgift som trengs for at en husholdning med ett barn mer oppnår samme matvareandel.

Det er klart at dette er en svært forenklet måte å måle kostnadene ved å ha barn. Videre er det rimelig å anta at kostnadene ved å ha barn varierer med alderen til barnet. En mer avansert analyse av kostnader ved å ha barn, der også barnas alder trekkes inn, er gitt i Ray (1983). En grundig analyse av sammenhengen mellom husholdningsstørrelse og -sammensetning og forbruk er gitt i Bojer (1977). Her diskuteres bl.a. begrepet ekvivalente inntekter for husholdninger med ulik størrelse og sammensetning.

Det er her på sin plass å bemerke at vi her bare måler de direkte utleggene i forbindelse med å ha barn. En annen kostnad kan være tapt arbeidsinntekt ved at en av foreldrene må være hjemme for å passe barnet. Dessuten er det selvsagt mange positive sider ved det å ha barn. Allikevel kan denne enkle metoden gi nyttig informasjon om kostnadene ved å ha barn. De kostnadsanslagene som fås ut kan f.eks. brukes til å fastlegge satser for barnetrygd o.l.

4.3. Virkninger av endringer i avgifter og subsidier

I dette avsnittet skal vi gå nøyere inn på et par eksempler på bruk av INSIDENS til dens hovedformål, dvs. analyse av fordelingsvirkninger av endringer i avgifter og subsidier. Vi har tatt utgangspunkt i det skatte- og avgiftssystemet som gjaldt for 1984, og sett på virkningene av to sett endringsforslag. Det ene går ut på å fjerne MOMS på matvarer, det andre å fjerne alle særavgifter og subsidier på varer og tjenester som inngår i modellen. Vi minner her om de temmelig strenge forutsetningene som ligger til grunn for modellopplegget. Vi vil spesielt påpeke at det er forutsatt full overveltning av skatter og subsidier, dvs. at produsentprisene er upåvirket av de endringer som gjøres. Denne forutsetningen er spesielt usikker for de eksperimentene vi skal kommentere, fordi endringene i avgifter og subsidier er såpass store og angår såpass mange varer. Begrunnelsen for å forutsette full overveltning er som tidligere nevnt at vi ikke har bedre funderte alternativer. Vi har i denne omgang ikke undersøkt hvordan alternative forutsetninger om overveltningsgrad påvirker de anslåtte fordelingsvirkningene av skatteendringene.

Et annet forhold som ikke dekkes av modellen er det som kan kalles inntekts- eller etterspørselsvirkninger av skatteendringer. Det er klart at ved såpass sterke endringer i indirekte skatter og subsidier som vi ser på, vil aktivitetsnivået og dermed inntektene i økonomien kunne bli påvirket. I tillegg kan inntektens fordeling på forbruk og sparing endres. Alt i alt betyr dette at det kan være urealistisk å resonnerer på gitt total forbruksutgift når vi studerer virkningene for de ulike husholdningstypene. Inntekts- eller etterspørselsvirkningene av endringer i avgifter og subsidier kan studeres innenfor Byråets makroøkonomiske modeller, som f.eks. MODIS. Det finnes imidlertid foreløpig ingen forbindelse fra makromodellene til INSIDENS som tar vare på slike virkninger.

Endelig må nevnes at endringer i avgifter og subsidier også kan føre til reperkusjoner fra "tilbudssiden" i økonomien. Vi tenker her på endringer i ressursallokeringen, f.eks. produksjonsfaktorenes fordeling på de ulike næringer, investeringsnivå, osv. Dette vil på noe sikt kunne gi inntektsvirkninger, vridninger i relative priser, osv., og derved påvirke de mer langsiktige fordelingsvirkningene av endringer i skattesystemet. Enkelte slike virkninger kunne studeres innenfor modeller som f.eks. MSG.

Vi kan imidlertid ikke gå nærmere inn på dette i denne rapporten.

4.3.1. Behandling av systemet for avgifter og subsidier

Som nevnt tidligere spesifiseres i INSIDENS 41 ulike vare- og tjenestegrupper, ved å aggregere opp de enkelte gruppene i forbruksundersøkelsen. For å kunne koble modellen sammen med systemet for avgifter og subsidier, benyttes grunnmaterialet for konsumprisindeksen. Her spesifiseres omtrent 700 ulike vare- og tjenestegrupper, de såkalte representantvarene. Disse kan aggregeres direkte opp til INSIDENS-inndelingen. Ved å benytte dette materialet, kan vi veie sammen prisendringer på ulike representantvarer for å finne utslagene av endringene i avgifter og subsidier på prisindeksene for de 41 INSIDENS-gruppene. Poenget er her at det oftest er en relativt grei sammenheng mellom subsidie-/avgiftsobjektene og konsumprisindeksens representantvarer. Prisindeks for INSIDENS-gruppe j etter skatteendring, beregnes etter formelen

$$(4.3) \quad P2_j = \sum_i \frac{1}{PIJ0_i} (1 + TIJ2_i) \left(\frac{PIJ1_i}{1 + TIJ1_i} + SIJ2_i - SIJ1_i \right) \frac{W_i}{V_j}$$

der

- $P2_j$ - prisindeks for INSIDENS-gruppe j etter skatteendring
- $PIJ0_i$ - konsumpris på representantvare i i basisåret for konsumprisindeksen
- $PIJ1_i$ - konsumpris på representantvare i i beregningsåret, før skatteendringen
- $TIJ1_i$ - MOMS-sats på representantvare i før skatteendringen
- $TIJ2_i$ - MOMS-sats på representantvare i etter skatteendringen
- $SIJ1_i$ - subsidie-/avgiftssats på representantvare i , før skatteendringen
- $SIJ2_i$ - subsidie-/avgiftssats på representantvare i , etter skatteendringen
- W_i - budsjettandel for representantvare i
- V_j - budsjettandel for INSIDENS-gruppe j

i løper over alle representantvarer som er med i varegruppe j . Formelen er nærmere forklart i Biørn (1975), avsn. 3.

For enkelte avgifter og subsidier er det ingen klar sammenheng mellom avgifts-/subsidieobjekt og representantvarene. I slike tilfeller foretas spesielle beregninger på forhånd for å komme fram til de størrelsene som inngår i formel (4.3). Dette er nærmere beskrevet i Knudsen (1984b).

Konsumprisindeksen etter skatteendringen, beregnes etter formelen

$$(4.4) \quad PIND2 = PIND1 + \sum_j (P2_j - P1_j) \cdot R_j$$

der

- PIND1 - konsumprisindeksen før skatteendringen
 PIND2 - konsumprisindeksen etter skatteendringen
 $P1_j$ - prisindeks for INSIDENS-gruppe nr. j, før skatteendringen
 $P2_j$ - prisindeks for INSIDENS-gruppe nr. j, etter skatteendringen
 R_j - vekt i konsumprisindeksen for INSIDENS-gruppe nr. j.

Siden vektene i disse indeksformlene er basert på forbruksmønsteret til "gjennomsnittshusholdningen", vil prisindeksene være de samme for alle husholdningstyper. Dette er konsistent med at etter-spørselsfunksjonene er estimert på grunnlag av den offisielle konsumprisindeksen, noe som impliserer at husholdningene bare ser på denne størrelsen når de bestemmer sitt forbruk. Som nevnt i avsnitt 2.3, innebærer dette en svært summarisk behandling av relative prisendringer.

En annen forutsetning som implisitt ligger til grunn for formel (4.3), er at alle avgifter/subsidier på varer som "representeres" av samme representantvare endres proporsjonalt. Dette må sies å være en rimelig forutsetning, jf. Biørn og Garaas (1976), avsnitt 3.3.

Endelig må nevnes at formel (4.3) bygger på forutsetningen om full overveltning av avgifter og subsidier. Dette er diskutert nærmere foran. Se også kap. 5.

4.3.2. Fjerning av avgifter og subsidier på forbruksvarer

I dette avsnittet skal vi vise og kommentere resultatene fra et modelleksperiment der vi har fjernet alle avgifter og subsidier på varer som inngår i modellen. En detaljert beskrivelse av systemet for avgifter og subsidier for 1984, finnes i Statistisk Sentralbyrå (1984b). Vi har sett på virkningene av å fjerne følgende avgifter/subsidier.

Avgift/subsidium	Sats i 1984
Subsidium på mel	0,20 kr pr. kilo
Subsidier på kjøtt	
- storfe/kalv	3,01 kr pr. kilo hel slakt
- sau/lam	5,15 " " " " "
- geit/kje	5,15 " " " " "
Subsidier på melk	
- helmelk	1,81 kr pr. liter
- magermelk	1,91 " " "
- kondensert melk	1,06 " " "
Subsidium på ost	6,61 " " kilo
Avgift på sukker	2,50 " " "
Avgift på sjokolade og sukkervarer mv.	8,50 " " "
Avgift på kullsyreholdige alkoholfrie drikker	0,65 " " liter
Avgift på øl	
- <0,7 volumpst.	0,65 " " liter
- 0,7 < volumpst. < 2,5	1,25 " " "
- 2,5 < volumpst. < 4,75	6,15 " " "
- 4,75 < volumpst. < 7,0	9,70 " " "

Avgift/subsidium	Sats i 1984
Avgift på brennevin	
- volumavgift	0,53 kr. pr. volumpst. og liter
- verdiavgift	
- vin med alkoholstyrke under 14 volumpst.	31 prosent
- 14,0 - 21,0 volumpst.	57 "
- brennevin	72 "
Avgift på tobakk	
- sigarer 9 g	2,07 kr pr. mengdeenhet
- sigarer 24 g	5,52 " " "
- sigaretter 10 stk.	5,00 " " "
- sigarettpapir 50 ark	0,40 " " "
- snus 50 g	3,50 " " "
- røyketobakk 50 g	11,60 " " "
- skråtobakk 50 g	3,50 " " "
Avgift på bensin	
- under 94 oktan	1,70 kr pr. liter
- 94 oktan eller høyere	1,75 " " "
Avgift på kosmetiske toalettmidler	40 pst. av prisen fra grossist ved salg til detaljist, merverdiavgift og særavgifter ikke inkludert

Dette ga følgende utslag for delprisindeksene i INSIDENS:

Varegruppe	Relativ endring i prisindeks
01. Mel, gryn og bakervarer	0,053
02. Kjøtt, kjøttvarer og flesk	0,078
04. Melk, fløte, hermetisk melk melkepulver	0,376
05. Ost og egg	0,199
12. Sukker, kaffe, te, kakao og kokesjokolade	-0,102
13. Andre matvarer	-0,064
14. Selters, brus o.l.	-0,090
15. Øl	-0,409
16. Vin, brennevin og sprit	-0,752
17. Tobakk	-0,570
29. Bensin og olje	-0,194
38. Kosmetikk	-0,061

Utslaget på konsumprisindeksen ble beregnet til -0,017, dvs. en reduksjon på 1,7 prosent. Nettovirkningen av denne skatteendringen ble altså en svak nedgang i totalindeksen, men dette skjuler prisøkning for varer der vi har fjernet subsidier og prisreduksjon for varer der vi har fjernet avgifter.

I tabell 4.1 har vi vist virkningene av skatteendringen for ulike husholdningstyper, målt etter "Laspeyres'-metoden". Vi har da brukt formel (2.10), og kompensasjonsbeløpet kan tolkes som hvor mye mer/mindre hver husholdningstype må ut med for å kunne kjøpe akkurat de samme kvanta av hver vare som før skatteendringen. Den beregnede kompensasjonen er vist både i kroner og i prosent av total forbruksutgift. Negative tall betyr at husholdningene "får det bedre" etter skatteendringen, ved at de greier seg med en mindre totalutgift enn før skatteendringen, mens positive tall betyr at husholdningene kommer dårligere ut.

Tabell 4.1. Beregnet inntektskompensasjon, etter "Laspeyres"-metoden ved fjerning av avgifter og subsidier på forbruksvarer. Kroner pr. år

Total forbruks- utgift	Husholdningstype					
	Enslig	Ektepar uten barn	Ektepar med 1 barn under 16 år	Ektepar med 2 barn under 16 år	Ektepar med 3 barn under 16 år	Ektepar med 4 barn under 16 år
40 000	-531,89	-454,12	-192,24	-41,64	272,93	233,10
50 000	-777,16	-753,54	-443,29	-245,29	159,74	96,71
60 000	-1 021,83	-1 053,96	-696,27	-450,63	43,36	-46,84
70 000	-1 265,96	-1 355,26	-949,53	-657,75	-75,46	-194,44
80 000	-1 309,35	-1 656,81	-1 203,72	-866,32	-196,50	-345,25
90 000	-1 751,77	-1 958,99	-1 458,77	-1 076,43	-319,63	-498,77
100 000	-1 993,12	-2 239,55	-1 714,56	-1 287,29	-444,68	-654,92
125 000	-2 590,69	-3 007,43	-2 355,99	-1 817,77	-764,00	-1 056,04
150 000	-3 177,94	-3 749,47	-2 993,66	-2 351,20	-1 090,49	-1 469,29
175 000	-3 750,76	-4 483,12	-3 627,41	-2 885,14	-1 421,95	-1 891,03

Prosent

Total forbruks- utgift	Husholdningstype					
	Enslig	Ektepar uten barn	Ektepar med 1 barn under 16 år	Ektepar med 2 barn under 16 år	Ektepar med 3 barn under 16 år	Ektepar med 4 barn under 16 år
40 000	-1,336	-1,135	-0,481	-0,104	0,682	0,583
50 000	-1,554	-1,507	-0,888	-0,491	0,319	0,193
60 000	-1,703	-1,757	-1,160	-0,751	0,072	-0,078
70 000	1,809	-1,936	-1,356	-0,940	-0,168	-0,278
80 000	-1,887	-2,071	-1,505	-1,083	-0,248	-0,432
90 000	-1,945	-2,177	-1 621	-1,196	-0,355	-0,554
100 000	-1,995	-2,260	-1,715	-1,287	-0,445	-0,655
125 000	-2,073	-2,406	-1,865	-1,454	-0,611	-0,845
150 000	-2,119	-2,500	-1,996	-1,567	-0,727	-0,980
175 000	-2,143	-2,562	-2,073	-1,649	-0,813	-1,081

Som vi ser får vi negative kompensasjonsbeløp for de fleste husholdningstypene. Disse ville dermed ha fordel av en skatteendring av den typen vi ser på her. Årsaken er at virkningen på konsumprisindeksen er beregnet til å være negativ. Denne konklusjonen avhenger imidlertid sterkt av modellforutsetningene, særlig om full overveltning. Siden den beregnede reduksjonen i konsumprisindeksen bare er 1,7 prosent, er det store sjanser for at vi kunne fått motsatt fortegn dersom vi hadde endret litt på noen av forutsetningene. Derimot kan vi legge mer vekt på de innbyrdes forhold mellom kompensasjonsbeløpene for husholdninger med ulik totalutgift og ulikt barnetall.

For det første ser vi at for alle husholdningstyper er det slik at jo høyere den totale forbruksutgift er, jo større fordeler får husholdningene av skatteendringen. Vi ser f.eks. at for ektepar med to barn blir kompensasjonsbeløpet -866 kr for en husholdning med 80 000 kr i total forbruksutgift. Kompensasjonsbeløpet utgjør da 1,1 prosent av totalutgiften. For en tilsvarende husholdning med total forbruksutgift på 175 000 kr blir kompensasjonsbeløpet -2 885 kr, eller 1,6 prosent. Dette forholdet skyldes at husholdninger med lav forbruksutgift har høyere budsjettandel for varer som berøres av skatteendringen enn husholdninger med høy forbruksutgift, og at forskjellen er størst for varer som øker i pris. Dette ses av tabell 4.2, der vi har vist modellresultatene for budsjettandelene til de varene som berøres av skatteendringen.

Tabell 4.2. Beregnede budsjettandeler for ektepar med to barn

Varegruppe	Totalutgift	
	80 000 kr	175 000 kr
01. Mjøl, gryn og bakervarer	0,025	0,015
02. Kjøtt, kjøttvarer og flesek	0,063	0,055
04. Melk, fløte, hermetisk melk og melkepulver	0,029	0,015
05. Ost og egg	0,023	0,014
12. Sukker, kaffe, te, kakao og kokesjokolade	0,021	0,012
13. Andre matvarer	0,024	0,109
14. Selters, brus o.l.	0,008	0,007
15. Øl	0,006	0,006
16. Vin, brennevin og sprit	0,005	0,011
17. Tobakk	0,016	0,010
29. Bensin og olje	0,058	0,048
38. Kosmetikk	0,024	0,020

Vi ser at forskjellene i budsjettandelene for matvarer er særlig store, og for disse varene stiger prisene som følge av fjerning av subsidier. For vin, brennevin og sprit, som synker i pris når avgiftene fjernes, er det "rike" husholdninger som har høyest budsjettandel. For de andre varene, som også synker i pris, er budsjettandelene størst for husholdninger med lav total forbruksutgift, men forskjellene er ikke så store. Ut fra dette kan vi konkludere med at modellresultatene tyder på at den hypotetiske skatteendringen, bortfall av alle avgifter og subsidier på forbruksvarer som spesifiseres i modellen, virker regressivt. Dette betyr at endringen gir størst fordeler for husholdninger med høy totalutgift, sagt på en annen måte: sett i forhold til et system uten avgifter og subsidier er gjeldende system mest fordelaktig for husholdningene med lav totalutgift.

Når det gjelder virkningene for husholdninger med ulikt barnetall, finner vi en tendens til at absoluttverdien av kompensasjonsbeløpet stiger med synkende barnetall. Det samme gjelder kompensasjon målt i prosent av totalutgiften. Dette betyr at skatteendringen gir størst fordeler for husholdninger med få barn. Av tabell 4.1 ser vi f.eks. at et ektepar uten barn, med totalutgift pr 100 000 kr, kan "avgi" 2 260 kr etter skatteendringen uten å komme dårligere ut enn før. Et ektepar med samme totalutgift, men med fire barn under 16 år, kan bare "avgi" 655 kr. For de fleste nivåer på totalutgiften

får vi gunstigst virkning for ektepar uten barn. Gruppen enslige, som bl.a. omfatter mange pensjonister, får et noe mindre gunstig resultat. Vi ser dessuten at for husholdninger med svært lav totalutgift og høyt barnetall, slår skatteendringen negativt ut. Dette ses ved at kompensasjonsbeløpet blir positivt. Som nevnt tidligere skal vi imidlertid være forsiktige med å trekke bastante konklusjoner for husholdninger av denne typen, siden vi har relativt få av dem representert i observasjonsmaterialet. Tallfestingen av etterspørselsrelasjonene for disse er derfor spesielt usikker.

Også forskjeller i virkningene for husholdninger med ulikt barnetall kan forklares ved å se på budsjettandelene for de forskjellige husholdningstypene. I tabell 4.3 har vi vist budsjettandelene for to husholdningstyper som begge har 100 000 kr i totalutgift, den ene består av ektepar uten barn, den andre av et ektepar med fire barn under 16 år.

Tabell 4.3. Beregnede budsjettandeler for husholdninger med 100 000 kr i total forbruksutgift

Varegruppe	Budsjettandel for	
	Ektepar uten barn	Ektepar med 4 barn under 16 år
01. Mjøl, gryn og bakervarer	0,017	0,028
02. Kjøtt, kjøttvarer og flesk	0,065	0,077
04. Melk, fløte, hermetisk melk og melkepulver	0,017	0,034
05. Ost og egg	0,017	0,025
12. Sukker, kaffe, te, kakao og kokesjokolade	0,019	0,027
13. Andre matvarer	0,016	0,031
14. Selters, brus o.l.	0,006	0,006
15. Øl	0,008	0,004
16. Vin, brennevin og sprit	0,015	0,004
17. Tobakk	0,018	0,014
29. Bensin og olje	0,047	0,062
38. Kosmetikk	0,019	0,025

Vi ser at for matvarer er budsjettandelene langt høyere for 4-barnsfamilien enn for det barnløse ekteparet. For drikkevarer og tobakk er derimot forholdet motsatt. Imidlertid ser vi at for bensin og olje og kosmetikk, som begge synker i pris som følge av fjerning av avgifter, er det 4-barnsfamilien som har høyest budsjettandel. Forskjellene for disse varegruppene er imidlertid for små til å oppveie forskjellene for de andre gruppene.

Til slutt i dette avsnittet skal vi vise modellens resultater for kompensasjonsbeløp beregnet ved å ta hensyn til substitusjonsmulighetene i konsumet, dvs. at formel (2.9) er benyttet. Her tas det altså hensyn til at husholdningene kan substituere seg bort fra varer som stiger i pris. Resultatene er vist i tabell 4.4.

Tabell 4.4. Beregnet inntektskompensasjon, etter formel (2.9), ved fjerning av avgifter og subsidier på forbruksvarer. Kroner pr. år

Total forbruks- utgift	Husholdningstype					
	Enslig	Ektepar uten barn	Ektepar med 1 barn under 16 år	Ektepar med 2 barn under 16 år	Ektepar med 3 barn under 16 år	Ektepar med 4 barn under 16 år
40 000	-1 217,06	-1 335,74	-965,85	-885,70	-547,35	-640,24
50 000	-1 614,44	-1 829,00	-1 356,27	-1 226,56	-765,33	-917,41
60 000	-2 012,51	-2 325,41	-1 749,65	-1 555,09	-988,63	-1 198,84
70 000	-2 411,08	-2 624,42	-2 145,18	-1 892,88	-1 211,80	-1 480,55
80 000	-2 809,90	-3 325,11	-2 543,64	-2 233,66	-1 440,90	-1 767,25
90 000	-3 208,70	-3 827,99	-2 943,25	-2 577,38	-1 673,65	-2 057,39
100 000	-3 607,22	-4 329,03	-3 345,00	-2 922,49	-1 909,76	-2 351,69
125 000	-4 600,62	-5 580,71	-4 358,20	-3 792,66	-2 510,74	-3 104,62
150 000	-5 586,61	-6 850,28	-5 369,20	-4 670,62	-3 123,88	-3 875,32
175 000	-6 558,51	-8 073,11	-6 579,00	-5 552,53	-3 745,74	-4 657,76

Prosent

Total forbruks- utgift	Husholdningstype					
	Enslig	Ektepar uten barn	Ektepar med 1 barn under 16 år	Ektepar med 2 barn under 16 år	Ektepar med 3 barn under 16 år	Ektepar med 4 barn under 16 år
40 000	-3,043	-3,339	-2,415	-2,214	-1,368	-1,601
50 000	-3,229	-3,658	-2,715	-2,441	-1,531	1,835
60 000	-3,354	-3,876	-2,916	-2,592	-1,644	-1,998
70 000	-3,444	-4,035	-3,064	-2,704	-1,731	-2,115
80 000	-3,512	-4,156	-3,179	-2,792	-1,801	-2,209
90 000	-3,565	-4,253	-3,276	-2,864	-1,860	-2,286
100 000	-3,607	-4,329	-3,346	-2,922	-1,910	-2,352
125 000	-3,680	-4,455	-3,467	-3,034	-2,009	-2,484
150 000	-3,724	-4 554	-3,579	-3,114	-2,082	-2,564
175 000	-3,748	-4,614	-3,645	-3,175	-2,140	-2,662

Som ventet blir tallverdien av kompensasjonsbeløpene nå større for alle husholdningstypene. Kompensasjonsbeløp beregnet på denne måten gir altså et "bilde" av skatteendringen som er mer fordelaktig for husholdningene enn når vi benytter "Laspeyres-metoden". Dette skyldes at husholdningene kan øke sin nytte etter skatteendringene ved å substituere seg over fra varer som stiger i pris til varer der prisen synker. I forhold til situasjonen med Laspeyres-kompensasjon, der vi forutsetter uendret forbrukssammensetning, kan husholdningene nå gå ytterligere ned i totalutgift uten å få redusert sitt nyttenivå. Vi ser av tabellen at de innbyrdes forhold mellom kompensasjonsbeløpene for ulike husholdningstyper likner svært på tilfellet med Laspeyres-kompensasjon. Dette skyldes at Slutsky-elastisitetene, som benyttes for å anslå substitusjonsvirkningene, er temmelig like for alle husholdningstyper. Som nevnt i avsnitt 2.3 vil den direkte Slutsky-elastisiteten være nær 1 og krysselastisiteten nær null for de fleste varegruppene, noe som følger av modellspesifikasjonen.

Fra et teoretisk synspunkt gir kompensasjonsbeløpene i tabell 4.4 et riktigere uttrykk for virkningen av skatteendringen enn beløpene beregnet ved Laspeyres-metoden. Dette er av særlig betydning når vi får store vridninger i relative priser, fordi substitusjonsvirkningene da må antas å bli tilsvarende store. Imidlertid følger det også større usikkerhet med beregning av kompensasjonsbeløp etter denne metoden. Spesielt kan det være tvilsomt å anta at Slutsky-elastisitetene er konstante over lengre intervaller. Det er derfor vanskelig å avgjøre hvilken av de to metodene som i praksis gir de mest pålitelige resultatene for kompensasjonsbeløpene. Begge beregningsmetoder gir nyttig informasjon, og kan til en viss grad utfylle hverandre ved vurdering av fordelingsvirkningene av hypotetiske skatteendringer. Fra et modellbrukersynspunkt har "Laspeyres-kompensasjonsbeløp" den fordel at de er lettere tolkbare enn beløpene beregnet etter formel (2.9).

4.3.3. Fjerning av MOMS på matvarer

Vi skal til slutt se nærmere på et modelleksperiment der vi har fjernet MOMS på matvarer. Matvarer utgjøres i modellen av varegruppene 1. til 13., se vedlegg 1. Ifølge Statistisk Sentralbyrå (1984b) var det i 1984 full MOMS på alle matvarer. Vi kan da finne utslaget på INSIDENS-delindeksene ved å se på formel (4.3). Vi har altså at $TIJ2_i = 0$ og $SIJ2_i = SIJ1_i$ (ingen endring i særavgifter/subsidier). Relativ endring i prisindeks for INSIDENS-gruppe nr. j blir da

$$\frac{P2_j - P1_j}{P1_j} = \frac{\sum_i \frac{1}{PIJ0_i} \cdot \frac{PIJ1_j}{(1+TIJ1_i)} \cdot \frac{W_i}{V_j} - P1_j}{P1_j}$$

$$= \frac{P1_j}{1+TIJ1_i} - P1_j$$

$$= \frac{P1_j}{P1_j} - P1_j$$

siden $TIJ1_i$ er like for alle i, for matvarer. Vi får nå at

$$\frac{P2_j - P1_j}{P1_j} = \frac{P1_j - P1_j(1+TIJ1_j)}{P1_j(1+TIJ1_j)} = \frac{-TIJ1_j}{1+TIJ1_j}$$

Da MOMS-satsen er 20 pst., blir virkningen av å fjerne MOMS en reduksjon i prisindeksene for matvarer på 16,67 pst. Den beregnede virkningen på konsumprisindeksen er en reduksjon på 3,5 pst. Forutsetningen om full overveltning og ingen endring i andre priser kan være spesielt urealistisk i dette eksperimentet. I motsetning til forrige eksempel gjelder avgiftsendringen her stort sett varer fra én produksjonssektor, jordbrukssektoren, og avgiftsendringen representerer et betydelig provenyutap av størrelsesorden mer enn 6 milliarder kroner. Et tiltak av denne typen vil derfor trolig ledsages av betydelige etterspørsels- og tilbudssidevirkninger, som beskrevet tidligere. Også her må vi derfor tolke virkningen på konsumprisindeksen med forsiktighet, og heller legge mer vekt på å sammenlikne de beregnede kompensasjonsbeløpene for ulike husholdningstyper.

Kompensasjonsbeløpet bergnet etter "Laspeyres-metoden" er gitt i tabell 4.5.

Tabell 4.5. Beregnet inntektskompensasjon, etter "Laspeyres"-metoden, ved fjerning av MOMS på matvarer. Kroner pr. år

Total forbruks- utgift	Husholdningstype					
	Enslig	Ektepar uten barn	Ektepar med 1 barn under 16 år	Ektepar med 2 barn under 16 år	Ektepar med 3 barn under 16 år	Ektepar med 4 barn under 16 år
30 000	-1 328,62	-1 844,24	-1 890,65	-1 965,52	-2 168,10	-2 362,31
40 000	-1 550,84	-2 122,19	-2 225,99	-2 343,54	-2 579,28	-2 870,17
50 000	-1 748,95	-2 480,91	-2 529,98	-2 689,33	-2 955,95	-3 315,40
60 000	-1 923,38	-2 770,07	-2 815,77	-3 005,37	-3 312,94	-3 730,63
70 000	-2 074,56	-3 039,21	-3 082,35	-3 304,50	-3 653,46	-4 118,01
80 000	-2 202,80	-3 287,66	-3 331,02	-3 586,82	-3 979,71	-4 482,44
90 000	-2 308,65	-3 510,53	-3 561,99	-3 853,41	-4 291,98	-4 837,14
100 000	-2 392,27	-3 722,92	-3 775,51	-4 102,25	-4 590,57	-5 179,44
125 000	-2 506,68	-4 151,02	-4 234,21	-4 655,28	-5 274,74	-5 986,80
150 000	-2 490,36	-4 460,91	-4 581,88	-5 114,70	-5 874,48	-6 725,78

Prosent

Total forbruks- utgift	Husholdningstype					
	Enslig	Ektepar uten barn	Ektepar med 1 barn under 16 år	Ektepar med 2 barn under 16 år	Ektepar med 3 barn under 16 år	Ektepar med 4 barn under 16 år
30 000	-4,429	-6,147	-6,382	-6,552	-7,227	-7,874
40 000	-3,877	-5,430	-5,565	-5,859	-6,448	-7,175
50 000	-3,498	-4,962	-5,060	-5,379	-5,912	-6,631
60 000	-3,206	-4,617	-4,693	-5,009	-5,522	-6,218
70 000	-2,964	-4,342	-4,403	-4,721	-5,219	-5,876
80 000	-2,754	-4,110	-4,164	-4,484	-4,975	-5,603
90 000	-2,565	-3,907	-3,958	-4,282	-4,769	-5,375
100 000	-2,392	-3,723	-3,776	-4,102	-4,591	-5,179
125 000	-2,005	-3,321	-3,387	-3,724	-4,220	-4,789
150 000	-1,659	-2,974	-3,055	-3,410	-3,916	-4,483

Siden ingen prisindekser øker som følge av skatteendringen, får vi her negative kompensasjonsbeløp for alle husholdningstyper. Dette betyr altså, ikke uventet, at alle husholdningstyper har "fordel" av MOMS-bortfallet innenfor vår modellramme. Vi ser videre at selv om absoluttverdien av kompensasjonsbeløpene stiger med økende totalutgift, så synker kompensasjonen målt i prosent av totalutgiften. Dette gjelder alle husholdningstyper. Bortfallet av MOMS virker altså progressivt, i den forstand at "fordelen" av skatteendringen øker med synkende totalutgift. Også dette har sammenheng med budsjettandelene for de ulike husholdningstypene. Siden budsjettandelene for matvaregruppene er høyere for lavinntekts- enn for høyinntektsgrupper, er det husholdninger med lav forbruksutgift som har størst fordel av en prisreduksjon på disse varegruppene.

Av tabell 4.5 ser vi videre at fordelene av MOMS-bortfallet øker med økende antall husholdningsmedlemmer. Dette gjelder for alle nivåer på totalutgiften, og har igjen sammenheng med ulikheter i forbruksmønsteret. Matvareandelene er størst for husholdninger med mange medlemmer, og disse husholdningstypene får dermed størst fordel av MOMS-bortfallet. Et annet interessant forhold som kan leses ut fra tabell 4.5, er at gruppen enslige har merkbart mindre fordel av MOMS-bortfallet enn andre husholdningstyper. Hvis vi f.eks. ser på en enslig med 80 000 kr i total forbruksutgift, utgjør kompensasjonsbeløpet 2,75 pst. av totalutgiften. For ektepar uten barn øker dette til 4,1 pst. og for ektepar med to barn til 4,5 pst.

Alt i alt kan vi derfor si at det å fjerne MOMS på matvarer gir samme type fordelingsvirkninger som f.eks. en økning i satsene for barnetrygd. Den relative fordelene av tiltaket (her tolket som kompensasjonsbeløpet i forhold til totalutgiften), er størst for barnerike husholdninger med lav totalutgift. Her må vi imidlertid minne om en viktig modifikasjon. Bortfall av MOMS på matvarer ville føre til et betydelig inntektstap for det offentlige. MOMS-bortfallet ville derfor antakelig måtte ledsages av økning i andre skatteinntekter. De "totale" fordelingsvirkningene ville da kunne bli svært forskjellige fra de som er vist her. Dette ville avhenge av hvilke andre skatter som ble endret. Vi vil her ikke gå næyere inn på dette.

5. VIDERE ARBEID MED INSIDENS

I dette kapitlet skal vi gå nærmere inn på noen felter som det ville være ønskelig å arbeide videre med i INSIDENS-modellen.

Overvelting av avgifter og subsidier

Når modellen benyttes til å beregne fordelingsvirkninger av endringer i avgifts- og subsidie-satser på grunnlag av spesifiserte endringer i disse satsene, må vi eksogent anslå overveltingen. Vanligvis forutsettes full overvelting, med det er teknisk ikke noe i veien for å forutsette bare delvis overvelting og endog "differensiere" overveltingen for de enkelte varene og tjenestene. Grunnen til at overveltingsgraden må fastsettes "utenfor" modellen, er at vi ikke har noen mer kvalifiserte gjetninger om hvordan overveltingen skjer. Dersom vi hadde det, ville det være en smal sak å ta hensyn til dette i modellen. En nærmere undersøkelse av overvelting av subsidier og avgifter i vareprisene ville være et svært forskningsprosjekt i seg selv, og ville hatt langt videre interesse enn bare for INSIDENS-modellen. Selv om det ikke blir satt igang prosjekter rundt dette temaet, kan det være greit å ha det i mente når modellen og modellresultater skal vurderes. I den grad oppdragsgiverne spesifiserer endringer i varepriser direkte, istedetfor å spesifisere endringer i subsidier og avgifter, faller problemet med overveltingsgrad bort i INSIDENS-sammenheng. I den seinere tid er flere av INSIDENS-opdragene basert på slike spesifiserte endringer i vareprisene. Dette har bl.a. sammenheng med at skatteforskningsgruppa har understreket overfor oppdragsgiverne den store usikkerheten som er forbundet med overgangen fra avgifts-/subsidieendringer til vareprisendringer. Denne usikkerheten kommer ikke bare av usikkerhet omkring overveltingsgrad, men har også andre årsaker. Dette kommer jeg tilbake til seinere.

Varige forbrugsgoder

En annen stor svakhet ved INSIDENS-modellen er at den behandler varige og ikke-varige forbrugsgoder likt. Modelloplegget i INSIDENS passer best for ikke-varige goder, der lagervariasjoner og beholdning generelt ikke spiller noen særlig rolle. Når det samme oplegget samtidig benyttes for varige goder, er det ikke overraskende at estimeringen faller klart dårligst ut for disse gruppene. For det mest utpregede varige godet i forbruksundersøkelsen, personlige transportmidler, har vurderingen vært at modelloplegget og datagrunnlaget er så svakt at det ikke er forsvarlig å ha godet med i modellen. Dette er spesielt uheldig siden personlige transportmidler er en viktig beskatningskilde, og der endringer i skattesatsene kan ha betydelige fordelingsvirkninger. Når det gjelder varige forbrugsgoder er det i analysegruppa i den seinere tid, særlig i forbindelse med den makroøkonomiske kvartalsmodellen KVARTS, utført endel teoretisk og empirisk nybrottsarbeid. Det er bl.a. konstruert tilbakegående serier for beholdning av biler og andre varige forbrugsgoder, og det er forsøkt estimert et modelloplegg som tar hensyn til varige goder. Det er mulig at noe av dette kan overføres på INSIDENS, selv om det er store forskjeller i modellene.

Overgang fra avgifts-/subsidieendringer til endringer i vare- og tjenestepriene

Som nevnt over er det ikke bare usikkerhet omkring overveltingsgrad, som gjør overgangen fra avgifts-/subsidieendringer til endringer i vareprisene usikker. Selv om vi forutsetter full overvelting er det fremdeles usikkert hvordan en gitt endring i en avgifts-/subsidiesats slår ut i vareprisene. Årsaken til dette er at det i mange tilfeller ikke er noen klar sammenheng mellom avgifts-/subsidieobjekt og de representantvarene som modellen bruker for å "identifisere" avgifts-/subsidieendringene. Et typisk eksempel på dette er kjøttvarer. Kjøttsubsidiene er spesifisert som kr pr. kilo hel slakt av hhv. storfe og sau/lam og geit/kje. Konsumprisindeksens representantvarer som i modellen brukes som bindeledd mellom avgifts-/subsidieobjektene og de 41 vare- og tjenestegruppene, omfatter derimot varer som skinkesteik, salami, kjøttdeig osv. Spørsmålet er da hvordan endringer i subsidie-satsene for kjøtt "sprer" seg utover prisene på disse varene. For mange av INSIDENS-varegruppene er dette ikke noe stort problem, men det er særlig for kjøttvarer og kosmetikk at svakhetene i beregningsoplegget er store. Når det gjelder kjøttvarer bygger beregningene på opplysninger innhentet fra

Norges kjøtt- og fleskesentral. Det tas utgangspunkt i observasjoner i et basisår for forholdet mellom subsidiesats pr. kg hel slakt og pris pr. enhet representantvare. Disse forholdstallene benyttes i modellen og antas å være konstante. Avgiften på kosmetiske toalettmidler er spesifisert som 40 prosent av prisen fra grossist ved salg til detaljist, merverdiavgift og særavgiften ikke inkludert. Ved INSIDENS-beregninger har en gått ut fra at avgiften utgjør 20 prosent av utsalgsprisen på pudder og leppestift og 22 prosent av utsalgsprisen for de øvrige varer. Dette må betegnes som svært usikkert.

Det er altså særlig disse to varegruppene hvor det trengs nærmere undersøkelser, og i første rekke kjøttvarer da disse har en høyere budsjettandel enn kosmetikk. Dersom oppdragsgiverne spesifiserer endringene i vareprisene direkte, faller dette problemet bort, i den forstand at skatteforskningsgruppa kan konsentrere seg om fordelingsvirkningene av de gitte prisendringene. Spesifiseringen av prisendringene blir da oppdragsgiverens ansvar.

Vare- og tjenestegruppering

Ved oppdatering av modellen, dvs. ved reestimering av modellen på grunnlag av nye data, bør det alltid foretas en vurdering av vare- og tjenestegrupperingen. Modellen har nå 41 vare- og tjenestegrupper. Hovedsynspunktet ved valg av varegrupper har vært at viktige avgifts- og subsidievarer i størst mulig grad bør skilles ut som egne grupper. Dessuten er det lagt vekt på at grupperingen relativt enkelt skal kunne knyttes til konsumvaregrupperingen i nasjonalregnskapet og i MODIS. Et tredje synspunkt var tidligere at varegruppene i størst mulig grad burde være behovsuavhengige i konsumteoriens forstand. Dette har ikke lenger noen betydning, da det nå ikke beregnes priselastisiteter etter Frisch's metode (det såkalte "Complete scheme ..." som bygger på behovsuavhengighet). Dette innebærer at det ikke er så betenkelig å foreta en disaggregering av vareinndelingen som tidligere. Det kan derfor legges større vekt på å skille ut viktige avgifts- og subsidievarer. I den aktuelle situasjonen kunne det vurderes å dele gruppe 12; sukker, kaffe, te, kakao og kokesjokolade, opp i 2 nye grupper, hhv. sukker, og kaffe, te kakao og kokesjokolade. Begrunnelsen for dette er at sukker har vært avgiftsbelagt siden årsskiftet 1981/82, mens kokesjokolade er belagt med en annen avgiftssats.

Testing av estimeringsresultatene

Under arbeidet med denne rapporten er det ikke blitt tid til noen nærmere testing av estimeringsresultatene. Den forrige modellversjonen, som var estimert på grunnlag av data for 1975, -76, -77 og -78, ble relativt omfattende testet. Oppmerksomheten var særlig rettet mot testing av om data indikerte at modellstrukturen var den samme gjennom hele perioden. Modellen ble estimert både på grunnlag av alle dataene under ett, og på data for hvert av årene for seg. Det framkom derved ett sett tallfestede etterspørselsrelasjoner for hvert av de 4 årene. Ved å sette inn det samme settet av verdier for forklaringsvariablene i etterspørselsrelasjonene, fikk en sammenliknbare anslag for utgiftselastisiteter og budsjettandeler for alle varegruppene, for hvert av de 4 årene. Både budsjettandelene og utgiftselastisitetene viste relativt store variasjoner fra år til år. Dette antyder at funksjonsformen er lite tilfredsstillende; spesielt gjaldt dette varige forbruksgoder og elektrisitet. Også nåværende modellversjon burde testes på samme måte, for å få et inntrykk av hvor stabil modellstrukturen er. En test på stabiliteten i modellstrukturen kunne også utføres på mer formell basis. F.eks. ble det på forrige modellversjon utført såkalte Chow-tester på hver av etterspørselsrelasjonene. Denne testen går ut på å sammenlikne estimeringsresultatene fra delperioder med de vi får når vi estimerer over hele perioden. I tilfellet med store endringer i modellstrukturen vil summen av kvadratavvikene fra delperiodeestimeringene være mindre enn summen av kvadratavvikene fra estimering over hele perioden under ett. Dette er nærmere beskrevet i Johnston (1972), side 207.

REFERANSER

- Barten, A.P. (1977): The system of consumer demand functions approach: a review. *Econometrica*, vol. 45, no 1 (januar 1977).
- Biørn, E. (1977): Fordelingsvirkninger av indirekte skatter og subsidier. Artikler fra Statistisk Sentralbyrå nr. 42.
- Biørn, E. (1975): The distributive effects of indirect taxation: an econometric model and empirical results based on Norwegian data. Artikler fra Statistisk Sentralbyrå nr. 77.
- Biørn, E. og Garaas E. (1976): Inntekts- og forbruksbeskatning fra et fordelingssynspunkt - en modell for empirisk analyse. *Samfunnsøkonomiske Studier* nr. 30. Statistisk Sentralbyrå.
- Biørn, E. and Jansen, E. (1982): Econometrics of incomplete cross-section/time-series data: Consumer demand in Norwegian households 1975 - 1977. *Samfunnsøkonomiske Studier* nr. 52. Statistisk Sentralbyrå.
- Bjerkholt, O. and Longva, S (1980): MODIS IV A model for economic analysis and national planning. *Samfunnsøkonomiske Studier* nr. 43. Statistisk Sentralbyrå.
- Bojer, H. (1977): The effect on consumption of household size and composition. Artikler fra Statistisk Sentralbyrå nr. 101.
- Cramer, J.S. (1971): *Empirical econometrics*. North holland/american elsevier, 1971.
- Deaton, A. and Mullbauer, J. (1980): *Economics and consumer behaviour*. Cambridge University Press, 1980.
- Frisch, R. (1959): A complete scheme for computing all Direct and cross Demand Elasticities in a Model with many Sectors. *Econometrica*, vol. 27 (1959) pp. 177 - 196.
- Johnston, J. (1972): *Econometric Methods*. 2nd Edition. Mc Graw - Hill Kogakusha Ltd. Tokyo. 1972.
- Knudsen, V. (1984a): Konsumprisindeksen for ulike husholdninger. *Økonomiske analyser* 84/1. Statistisk Sentralbyrå Oslo. 1984.
- Knudsen, V. (1984b): INSIDENS - en modell for analyse av fordelingsvirkninger av endringer i avgifter og subsidier. Dokumentasjon og brukerveiledning. Interne notater fra Statistisk Sentralbyrå 84/21. Statistisk Sentralbyrå, Oslo 1984.
- NOU (1980): Om grunnlaget for inntektsoppgjørene 1980. Norges offentlige utredninger, Nr. 16, Oslo.
- Ray, R. (1983): Measuring the costs of children. An alternative approach. *Journal of Public Economics* 22 (1983) 89 - 102.
- Rødseth, A. (1985): *Innføring i konsumentteori* - Universitetsforlaget - Oslo. 1985.
- Serck-Hansen, J. (1975): *Teorier for konsumentenes atferd*. Universitetsforlaget 1975.
- Statistisk Sentralbyrå (1981): *Forbruksundersøkelse 1977 - 1979*. NOS B 245. Statistisk Sentralbyrå.
- Statistisk Sentralbyrå (1984a): *Forbruksundersøkelse 1980 - 1982*. NOS B 449. Statistisk Sentralbyrå.
- Statistisk Sentralbyrå (1984b): *Skatter og overføringer til private*. Rapporter nr. 84/11 fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo: 1984.

VAREGRUPPERING I BEREGNINGSSOPPLEGGET

Varegruppe nr.	Omfatter følgende varegrupper i forbruksundersøkelsene 1979, -80 og -81	Vare- og tjenestegruppe
01	001, 002, 003, 004, 005,	Mel, gryn og bakevarer
02	011, 012, 013, 014	Kjøtt, kjøttvarer og flesk
03	021, 022, 023, 024, 025, 026	Fisk og fiskevarer
04	031, 032	Melk, fløte, hermetisk melk og melkepulver
05	034, 035	Ost og egg
06	041	Smør
07	042	Margarin, spiseolje o.l.
08	051, 052	Friske grønnsaker
09	053, 054, 056	Frisk frukt og bær
10	055, 057, 058	Tørket frukt, konservert frukt og grønnsaker
11	061, 062	Poteter og varer av poteter
12	071, 081, 082, 083	Sukker, kaffe, te, kakao og kokesjokolade
13	091, 092, 093	Andre matvarer
14	111	Selters, brus o.l.
15	112	Øl
16	113	Vin, brennevin og sprit
17	121, 122, 123, 124	Tobakk
18	211, 212, 213, 214, 215, 216, 217, 218, 219	Bekledningsartikler
19	221, 222, 223	Tøyer og garn
20	231, 232, 234	Skotøy og skoreparasjoner
21	311, 315, 316	Bolig
22	321	Elektrisitet
23	322, 323, 324	Brensel
24	411, 412, 413, 421, 422	Møbler, gulvtepper, tekstiler og utstyrsvarer mv.
25	431, 432, 433, 434, 435, 436	Elektriske husholdningsapparater
26	441, 442, 443, 444, 451, 452, 453	Kjøkkenutstyr, glass, dekketøy mv.
27	454, 455, 461	Diverse tjenester, forsikring og leid hjelp til hjemmet
28	511, 512, 513, 514, 516	Helsepleie
29	621	Bensin og olje
30	622, 623, 624, 625	Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler
31	631, 632, 633, 634, 635, 636	Bruk av offentlige transportmidler
32	641, 642	Porto, telefon og telegrammer
33	710, 711, 712, 714	Varige fritidsgoder
34	713, 715, 716, 717, 718, 719	Sportsutstyr, leketøy, grammo-fonplater mv. og blomster ..
35	721, 722, 723, 724, 726	Offentlige forestillinger, TV- og radiolisens, lotteri, tipping mv.
36	731, 732, 733	Bøker, aviser, ukeblad og tidsskrift, skrivemateriell
37	741	Skolegang
38	811, 812, 813, 814	Hårpleie, kosmetiske preparater, tannkrem, skjønnhetspleie, toalett-såpe og andre toalettartikler
39	821, 822, 823, 824	Reiseeffekter, smykker, ur og andre varer
40	831, 832, 833	Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l.
41	841, 851	Tjenester fra finansinstitusjoner og andre institusjoner

KODER FOR HUSHOLDNINGSTYPER, YRKESSTATUS OG BOSTED

Husholdningstype:

Kode	Betydning
01	Enslige
02	Ektepar uten barn
03	Ektepar med 1 barn
04	Ektepar med 2 barn
05	Ektepar med 3 barn
06	Ektepar med 4 barn
07	Andre husholdninger med 2 personer
08	Andre husholdninger med 3 personer
09	Andre husholdninger med 4 personer
10	Andre husholdninger med 5 personer
11	Andre husholdninger med 6 eller flere personer
12	Alle husholdninger

Yrkesstaus:

Kode	Betydning
11	Selvstendig næringsdrivende i jordbruk, skogbruk og fiske
12	Selvstendig næringsdrivende ellers
13	Lønnstakere
19	Ikke yrkesaktive
17	Alle

Bosted:

Kode	Betydning
14	Spredtbygd
15	Oslo/Bergen/Trondheim
19	Tettsted ellers
18	Alle

Trykt 1984

- Nr. 84/1 Naturressurser og miljø 1983 Foreløpige nøkkeltall fra ressursregnskapene for energi, mineraler, skog, fisk og areal Sidetall 100 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1993-0
- 84/2 Torstein Bye: Energisubstitusjon i næringssektorene i en makromodell Sidetall 47 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-2042-4
- 84/3 Trygdedes inntekts- og boforhold 1980 Sidetall 89 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2040-8
- 84/4 Jon Åge Vestøl: Kommunale avfallsbehandlingsanlegg Miljøstandard Sidetall 78 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2062-9
- 84/5 Bjørg Moen: Bibliography of Population Studies in Norway Bibliografi over befolkningsstudier i Norge Sidetall 114 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2045-9
- 84/6 Grete Dahl: Folketrygden. Korttidstelsler og stønad ved yrkesskade Sidetall 26 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-2069-6
- 84/7 Tiril Vogt: Social Indicators and Environmental Dimensions Sidetall 33 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-2060-2
- 84/8 Otto Carlsen: Pasientstatistikk 1982 Statistikk fra Det økonomiske og medisinske informasjonssystem Sidetall 61 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2066-1
- 84/9 Herdis Thorén Amundsen: Statistiske metoder for analyse av samvariasjon i kategoriske data Sidetall 228 Pris kr 24,00 ISBN 82-537-2074-2
- 84/10 Audun Rosland: Vannkraftutbygging - Reguleringsinngrep - Virkninger på fisk Sidetall 127 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2102-1
- 84/11 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Arene 1970 - 1984 Sidetall 75 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2081-5
- 84/12 Arne Faye og Helge Herigstad: Friluftsliv i Norge 1970 - 1982 Sidetall 77 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2092-0
- 84/13 Jon Paschen Knudsen: Boligstandard Variasjoner innen og mellom byer Sidetall 66 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2088-2
- 84/14 Erling Siring og Emil Spjøtvoll: Regresjonsanalyse med et stort antall variable Sidetall 55 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2122-6
- 84/15 Sindre Børke: Folke- og bolig telling 1980 Dokumentasjon Sidetall 211 Pris kr 24,00 ISBN 82-537-2112-9
- 84/16 Stein Opdahl: Aleneforeldres levekår og tidsbruk Sidetall 188 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2127-7
- 84/17 Alette Schreiner og Tor Skoglund: Virkninger av oljevirkosomhet i Nord-Norge Sidetall 43 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2118-8
- 84/18 Morten Reymert: Import- og eksportlikninger i KVARTS Utledning, estimering og simulering med likninger for utenrikshandelen Sidetall 83 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2123-4
- 84/19 Børre Nordby: Valg av ferietype Sidetall 53 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2197-8
- 84/20 Arne Ljones: Energiundersøkelsen 1983 Om energibruk og energiøkonomisering i private husholdninger Sidetall 62 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2130-7
- 84/21 Johan Heldal: Kvalitetskontrollundersøkelsen for Folke- og bolig tellingen 1980 Sidetall 115 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2140-4
- 84/22 Sindre Børke: Tilleggsundersøkelsen til Folke- og bolig telling 1980 Om muligheter for å erstatte skjema med registeropplysninger i senere folke- og bolig tellinger Sidetall 61 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2136-6
- 84/23 Roar Bergan: MINK En finansiell ettermodell til MSG En MSG-rapport Sidetall 71 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2138-2
- 84/24 Yngvar Holm: Engrosomsetningsindeks Sidetall 18 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-2141-2
- 84/25 Morten Jensen og Morten Reymert: Kvartalsmodellen KVARTS - modellbeskrivelse og teknisk dokumentasjon Sidetall 87 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2139-0

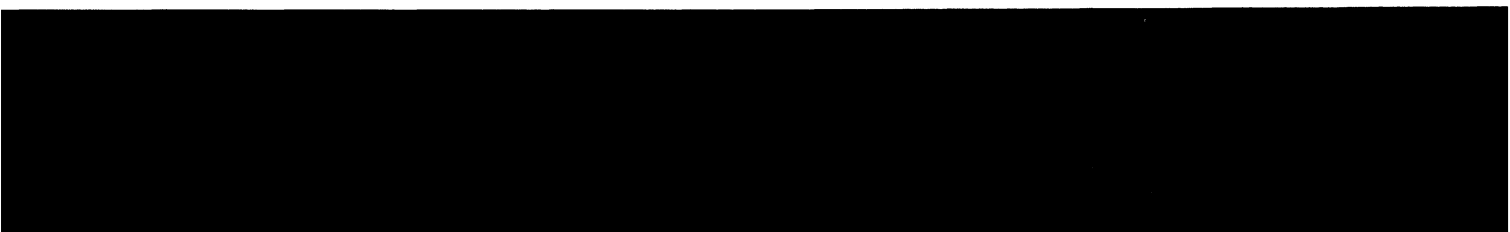
Trykt 1985

- 85/1 Naturressurser og-miljø 1984 Foreløpige nøkkeltall fra ressursregnskapene for miljø, energi, mineraler, skog, fisk og areal Sidetall 94 Pris kr 30,00 ISBN 82-537-2133-1
- 85/2 Aktuelle skattetall 1984 Current Tax Data Sidetall 44 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2142-0
- 85/3 Eva Ivås og Gunnar Sollie: MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1983 Sidetall 268 Pris kr 45,00 ISBN 82-537-2153-6
- 85/4 Lorents Lorentsen og Kjell Roland: Markedet for råolje Historisk utvikling. Teorier og modeller. Prisprognoser Sidetall 58 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2145-5
- 85/5 Morten Reymert og Carl-Erik Schulz: Eksport og markedsstruktur Eksportutvikling og markedsandeler for Norge og andre land 1963 - 77 Sidetall 149 Pris kr 30,00 ISBN 82-537-2155-2
- 85/6 Elisabeth Fadum, Katalin Nagy og Tiril Vogt: Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata: Emnekatalog for ferskvann Sidetall 313 Pris kr 50,00 ISBN 82-537-2159-5
- 85/7 Arne Rideng, Knut Ø. Sørensen og Kjetil Sørli: Modell for regionale befolkningsframskrivninger Sidetall 71 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2162-5
- 85/8 Kjetil Sørli: MATAUK En modell for tilgang på arbeidskraft, revidert modell og framskriving av arbeidsstyrken 1983 - 2000 Sidetall 81 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2163-3
- 85/9 Hilde Olsen, Morten Reymert og Pål Ulla: Det norske nasjonalregnskapet. Dokumentasjonsnotat nr. 20 - Kvartalsvis nasjonalregnskap - Dokumentasjon av beregningsopplegget Sidetall 97 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2167-6
- 85/11 Liv Argel: Avisenes bruk av statistikk Resultater fra en postundersøkelse i oktober 1984 Sidetall 34 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2185-4
- 85/12 Anders Harildstad: Det norske nasjonalregnskapet Dokumentasjonsnotat nr. 19 Arbeidskraftregnskapet - Beregning av arbeidskraftforbruket i varehandel Sidetall 45 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2186-2
- 85/13 Vidar Knudsen: En kvartalsmodell for boliginvesteringer estimert på norske data for perioden 1966 - 1978 Sidetall 46 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2206-0
- 85/14 Hogne Steinbakk og Terje Wessel: Planrekneskap for Møre og Romsdal 1984 - 1995 Hovudresultat Sidetall 56 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2209-5
- 85/15 Tore Høy, Terje Wessel og Hogne Steinbakk: Planrekneskap for Sogn og Fjordane 1984 - 1995 Hovudresultat Sidetall 49 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2210-9
- 85/16 Olav Ljones: Utviklingen av arbeidsmarkedsmodeller i Statistisk Sentralbyrå Sidetall 65 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2216-8
- 85/17 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1970 - 1985 Sidetall 75 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2218-4
- 85/18 Elisabeth Fadum og Tiril Vogt: Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata: Hefte I Arkivdel Sidetall 272 Pris kr 45,00 ISBN 82-537-2227-3
- 85/18 Elisabeth Fadum og Tiril Vogt: Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata: Hefte II Registerdel Sidetall 224 Pris kr 45,00 ISBN 82-537-2227-3
- 85/19 Svein H. Trosdahl: Kommunale og fylkeskommunale utvalg oppnevnt i 1984 for perioden 1984 - 1987 Sidetall 107 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2235-4
- 85/20 Vidar Knudsen: INSIDENS - En modell for analyse av fordelingsvirkninger av endringer i avgifter og subsidier Sidetall 43 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2239-7
- 85/21 Morten Jensen: Kvartalsvise investeringsrelasjoner basert på en utvidet akseleratormodell Sidetall 55 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2237-0
- 85/22 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1980 - 1983 Sidetall 41 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2242-7
- 85/23 Arild Angelsen: Kommunale utbyggingsplaner til industriformål Sidetall 80 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2245-1

Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP) - ISSN 0332-8422 (forts.)

Trykt 1985 (forts.)

- 85/28 Paal Sand og Gunnar Sollie: MODIS-IV Dokumentasjonsnotat nr. 23 Endringer i utgave 83 - 1 Sidetall 79 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2253-2
- 85/29 Roar Bergan og Øystein Olsen: Eksporttilpasning i MODAG A En MODAG-rapport Sidetall 99 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2255-9
- 85/31 Frode Brunvoll: VAR hefte I Statistikk for Vannforsyning, Avløp og Renovasjon Analyse av VAR-data Sidetall 77 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2258-3



Pris kr. 25,00

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



ISBN 82-537-2239-7
ISSN 0332-8422