

Interne notater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

84/21

11. september 1984

INSIDENS - en modell for analyse av fordelingsvirkninger av endringer i avgifter og subsidier. Dokumentasjon og brukerveiledning

av

Vidar Knudsen^{*)}

	Side
1. Innledning	2
2. Modellutforming	2
2.1. Det teoretiske grunnlaget for modellen	2
2.2. Kompensasjonsbeløp	3
2.3. Valg av modellspesifikasjon	4
2.4. En fullstendig modellspesifikasjon	7
3. Data og estimering	8
3.1. Datagrunnlaget	8
3.2. Estimering av modellen	9
3.3. Estimeringsresultater	9
4. Brukerveiledning	11
4.1. Innledning	11
4.2. Nødvendig input	12
4.2.1. Innledning	12
4.2.2. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/DATA	12
4.2.3. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/BASIS	16
4.2.4. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/INDEKS	18
4.2.5. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/K-INDEKS	18
4.2.6. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/SIMSK2 SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/REG-DATA	19
4.2.7. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/INCIDENS	19
4.2.8. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/EXEC	19
4.3. Output fra modellen	19
4.3.1. Innledning	19
4.3.2. Endringer i priser	20
4.3.3. Budsjettandeler og utgiftselastisiteter	23

*) Erik Biørn, Jan Digranes, Inger Gabrielsen og Einar Kleppe har lest gjennom hele eller deler av manuskriptet og bidratt med verdifulle kommentarer. Deler av dette notatet bygger på forarbeider av Einar Kleppe, som også stod for den siste oppdateringen av modellen.

Statistisk sentralbyrå



018276VL0

001.42

I8

84/21

ex. 3

4.3.4. Forbrukstall i basisår og beregningsår	25
4.3.5. Differensierte konsumprisindekser	26
4.3.6. Inntektskompensasjon	28
5. Videre arbeid med INSIDENS	31

Vedlegg

I. Varegruppering i beregningsopplegget	33
II. Koder for husholdningstyper, yrkesstatus og bosted	35
III. Eksempler på modell - input	36
IV. Referanser	39

1. INNLEDNING

I dette notatet gis en dokumentasjon av og brukerveiledning for den nåværende modellversjonen av INSIDENS. Modellen er tidligere dokumentert i Biørn (1971), Biørn (1975) og Biørn og Garaas (1976). Modellen er utviklet for å analysere fordelingsvirkninger av endringer i avgifter og subsidier, og bygger på idéen om at slike fordelingsvirkninger kan leses ut av en tabell for kompensasjonsbeløp. Modellen består av et sett estimerte etterspørselsrelasjoner samt et system for behandling av systemet for avgifter og subsidier. Beregningene er organisert i et regneprogram.

Hovedvekten i dette notatet er lagt på de sidene av modellen som er endret siden forrige modellversjon, og på en mer praktisk innrettet brukerveiledning. Det går derfor i liten grad inn på det teoretiske grunnlaget for modellen; her henvises til tidligere publisert dokumentasjon av modellen.

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 en omfattende brukerveiledning. Det gjennomgås i detalj hva som kreves av forberedende arbeid før en modellkjøring kan foretas, og det gis en uttømmende beskrivelse av de beregninger som foretas. Avsnitt 4.2. redegjør for nødvendig input, dvs. data og spesifikasjoner som modellbrukeren må skaffe til veie og tilrettelegge før modellkjøringer kan foretas. En person med EDB-kompetanse kan her få en rein teknisk anvisning på hvordan modellen skal opereres, uten i særlig grad å måtte forstå/vite noe om modellens oppbygging. I vedlegg III er gitt eksempler på modell-input.

2. MODELLUTFORMING

Modellen skal som nevnt kunne brukes til å beregne virkningen 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 statisk 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 (1982), kap. 9. 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

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

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

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

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

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 alle 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:

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

Etterspørselsfunksjonene (2.3) vil være homogene av grad 0 i priser og total forbruksutgift. Ved innsetting av etterspørselsfunksjonene (2.3) i nytteindikatorfunksjonen (2.2), får vi den indirekte nyttefunksjonen:

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

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 nyttevirksomheter for husholdningen. Forutsetningen om uendret nyttenivå definerer implisitt total forbruksutgift og dermed etterspørselsrelasjonene som en funksjon av prisene (og det gitte nyttenivået U^0):

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

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

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:

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

der toppskrift 0 og 1 betegner hhv. situasjonen før og etter prisendringen. Kompensasjonsbeløpet K_1 , beregnet ved 1. ordens tilnærmelsen over, vil være

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

Beregning 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 inntektstilskudd 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.

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, utvikling i priser og et eksogent anslag for pengenes grensenyttefleksibilitet, har deretter forbruksutgiftstallene blitt ajourført til beregningstidspunktet.

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) tilfredsstiller konsumentteoriens 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:

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

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):

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

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

I tillegg pålegger teorien den restriksjonen at etterspørselsrelasjonene (2.11) tilfredsstiller homogenitetsbetingelsene, dvs. at etterspørselen etter en vare er homogen 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 spesifisasjon som tilfredsstiller 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 homogen 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 modellspesifisasjon som (2.13) blir endringer i relative priser behandlet nokså summarisk. Prisendringer har betydning for forbruks sammensetningen bare i den utstrekning de påvirker prisindeksen P.

La P være en Laspeyrindeks som er homogen 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 prisspesifisasjonen er gitt ved (2.13) og (2.14), får vi

$$(2.15) \quad e_{ij} = \begin{cases} -1 + \frac{p_j}{P} \omega_i (1 - E_i), & i = j \\ \frac{p_j}{P} \omega_j (1 - E_i), & i \neq j \end{cases}$$

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

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

der E_i er Engel-elasticiteten 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-elasticitetene skal være parvis forbundet på følgende måte:

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

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 $\frac{p_j}{P} \omega_j (1 - E_j)$ i (2.15) angir hvordan reduksjonen i totalt realdisponibelt utgiftsbeløp fører til økt/reduisert etterspørsel etter vare i . Hvis utgiftselasticiteten E_j 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

$$(2.18) \quad \epsilon_{ij} \approx \epsilon_{ij} \approx \begin{cases} -1 & \text{for } i = j \\ 0 & \text{for } i \neq j \end{cases}$$

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 elasticiteter bare er en brukbar tilnærmelse 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 , ses ved å elasticitere 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

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

ω_i er et stokastisk restledd som gir uttrykk for individuelle "tilfeldige" variasjoner i utgiftsbe- løpene.

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

Prisene er i etterspørselsrelasjonene representert ved (2.13).

Ved utledningen av etterspørselsfunksjonene for en typisk husholdning, gitt ved (2.3), an- tok vi at det bare 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 be- tydning 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 imid- lertid begrenset hvor mange forklaringsvariable vi kan ta med. Med gitt sampel-størrelse 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 avveiningsspørsmål. Utvalget av forklaringsvariable er selvsagt også begrenset av hvilke spørsmål som stilles i forbruks- undersøkelsene. På grunnlag av dette er det valgt å la to andre faktorer inngå som forklaringsvari- able for forskjeller i forbrukssammensetning, nemlig bostedsstrøk og hovedinntektstakers yrkesstatus. Likning (2.19) kan da skrives som

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

der 1. gradsleddet 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 hushold- ningstyper. y_1 , y_2 og y_3 er binære variable som representerer yrkesstatusgruppe (basis ikke yrkes- aktiv):

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).

$h_1 = 1$ for enslige, 0 ellers

$h_2 = 1$ for ektepar uten barn, 0 ellers

$h_3 = 1$ for ektepar med 1 barn under 16 år, 0 ellers

$h_4 = 1$ for ektepar med 2 barn under 16 år, 0 ellers

$h_5 = 1$ for ektepar med 3 barn under 16 år, 0 ellers

$h_6 = 1$ for ektepar med 4 barn under 16 år, 0 ellers

$h_7 = 1$ for andre husholdninger med 2 personer, 0 ellers

$h_8 = 1$ for andre husholdninger med 3 personer, 0 ellers

$h_9 = 1$ for andre husholdninger med 4 personer, 0 ellers

$h_{10} = 1$ for andre husholdninger med 5 personer, 0 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.

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 sist 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

1) Forbruksundersøkelsene er nærmere omtalt i Statistisk Sentralbyrå (1981) og Statistisk Sentralbyrå (1984).

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 forbruks-goder. Som en løsning på dette problemet er kjøp av egne transportmidler (forbruksundersøkelses 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.¹⁾

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 IV²⁾. 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 kvartal³⁾. (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 homogén 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 restleddsvariens, enn om vi hadde brukt utgift som vønstresidevariabel. 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.

3.3. Estimeringsresultater

I tabell 3.1. er det gitt en summarisk karakteristikk av 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, $\hat{\sigma}_i$, og den multiple korrelasjonskoeffisienten, R_i , gjelder sammenhengen

$$\frac{\hat{\sigma}_i}{S_i} = \sqrt{(1 - R_i^2) \frac{n}{n-k}}$$

1) Dette er nærmere drøftet i Biørn og Garaas (1974), s. 44-45. 2) MODIS IV er nærmere beskrevet i Bjerkholt og Longva (1980). 3) I Biørn og Jansen (1982) er det benyttet prisindekser for 14-dagers perioder. Her diskuteres økonometriske problemer omkring ufullstendige tverrsnitts-/tids-seriedata nærmere.

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 residuall 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	Residuall standardavvik	Multipel korrelasjonskoeffisient
01 - Mel, gryn og bakervarer	0.0241	0.0218	0.0189	0.4989
02 - Kjøtt, kjøttvarer og flesk	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

Tabell 3.1 (forts.). Summariske estimeringsresultater

Vare- og tjenestegruppe	Gjennomsnittlig budsjettandel	Standardavvik for budsjettandel	Residualt standardavvik	Multipel korrelasjonskoeffisient
31 - Bruk av offentlige transportmidler	0.0258	0.0528	0.0520	0.1846
32 - Porto, telefon og telegrammer	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 - Offentlige forestillinger, TV- og radiolisens, lotteri, tipping, mv.	0.0306	0.0496	0.0491	0.1526
36 - Bøker og aviser, ukeblader og tidskrifter	0.0237	0.0373	0.0371	0.1231
37 - Skolegang	0.0024	0.0259	0.0257	0.1479
38 - Hårpleie, kosmetiske preparater, tannkrem, skjønnhetspleie, toalettsåpe og andre toalettartikler	0.0204	0.0266	0.0265	0.1279
39 - Reiseeffekter, smykker, ur, skrive-materiell 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

4. BRUKERVEILEDNING

4.1. Innledning

I de foregående kapitlene er det gitt en beskrivelse av modellens utforming og teoretiske bakgrunn. I dette kapitlet skal vi gå nærmere inn på modellens bruk i praksis. Dette omfatter organisering av regneprogrammet, nødvendig input samt en nærmere beskrivelse av de ulike beregningene som programmet kan utføre. I avsnitt 4.2. gjennomgås nødvendig input, dvs. data og spesifikasjoner som modellbrukeren må skaffe til veie og tilrettelegge før modellkjøringer kan foretas. Meningen er at en person med EDB-kompetanse her skal få en rein teknisk anvisning på hvordan modellen skal opereres uten i særlig grad å måtte forstå/vite noe om modellens oppbygging. I avsnitt 4.3. gjennomgås output fra modellen, dvs. de beregninger og størrelser som modellen produserer. Regneprogrammet beregner langt flere størrelser enn de hovedstørrelsene som er behandlet i kapittel 2 om modellens teoretiske utforming. Utledninger og formler i forbindelse med disse ekstra størrelsene er tatt med i avsnitt 4.3. Dette er gjort for å lette lesingen av kapittel 2. De som bare ønsker en hovedoversikt over modellen kan nøye seg med å lese kapittel 2. En detaljert beskrivelse av alle beregningene som utføres av regneprogrammet finnes i avsnitt 4.3. Først gis imidlertid en kort oversikt over modellens virkemåte, dvs. hva som skjer i løpet av en modellkjøring.

Først utføres en del beregninger for basisåret, dvs. basisåret for konsumprisindeksen (1979 i nåværende versjon). På grunnlag av prisdatabasene og de estimerte etterspørselsfunksjonene, beregnes anslag for budsjettandeler og utgiftselastisiteter for hver vare for brukerspesifiserte familjestørrelser og totalutgiftsnivåer. Deretter utføres de samme beregningene for beregningsåret (og -måneden), dvs. det tidspunktet da endringer i skattesystemet tenkes gjennomført. Videre beregnes forbruksutgift for de enkelte varer og tjenester i basisåret, i beregningsåret (med gjeldende avgifter etc.), i beregningsåret etter skatteomleggingen og i beregningsåret etter skatteomlegging og inntektskompensasjon. Disse beregningene gjøres på grunnlag av spesifikasjoner av endringene i skattesystemet samt grunnlagsmateriale fra konsumprisindeksen. Deretter beregnes konsumprisindekser før og etter skatt, differensiert etter familjestørrelse og totalutgift. Til slutt beregnes inntektskompensasjon både i kroner og i prosent av total forbruksutgift, etter opptil 4 ulike metoder.

4.2. Nødvendig input

4.2.1. Innledning

De data og spesifikasjoner som må til for å foreta modellkjøringer omfatter bl.a. grunnmateriale fra konsumprisindeksen, regresjonsresultater og spesifikasjon av endringer i skatter og subsidier. Disse opplysningene organiseres i ulike data-filer, med navn-struktur:

SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/xxxxxx,

der det siste leddet, her symbolisert ved xxxxxx, identifiserer hver enkelt file. I det følgende gis en nærmere beskrivelse av innholdet i hver enkelt file.

4.2.2. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/DATA

Denne filen omfatter for det første spesifikasjon av endringer i skatter og subsidier. Dessuten inneholder den en del styreparametre for beregningene. Denne filen vil være den som oftest endres ved bruk av modellen. Istedenfor å endre på DATA-filen, kan en lage en ny file med et annet navn enn "DATA", med det ønskede innholdet. Isåfall må navnet også rettes i kjørefilen EXEC, se avsnitt 4.2.8.

I tabellen under gis en presis beskrivelse av filens innhold. Først angis posisjon i filen, ved linje og kolonne. Videre angis variabelbetegnelsen som brukes i regneprogrammet. Til slutt angis innholdet av variabelen.

Linje	Kolonne	Variabel	Innhold
1	1-2	M	Antall utgiftsnivåer beregningene ønskes utført for. M må ikke være større enn 10.
	3-4	NT	06 hvis beregningene ønskes utført for de seks "vanlige husholdningstyper", dvs. typene 01-06. 12 hvis beregningene ønskes utført for alle husholdningstyper. En oversikt over de ulike husholdningstypene er gitt i vedlegg II.
	5-6	IMN	Beregningsmåned (f.eks. angis juni med 07).
	7-8	IAR	Beregningsår (bare to siste siffer, dvs. 1984 angis med 84).
	9	NV	1 hvis resultatene for beregning av kompensasjonsbeløp etter metode 1 ønskes skrevet ut. 0 ellers!).
	10	NVP	1 hvis resultatene for beregning av kompensasjonsbeløp etter metode 2 ønskes skrevet ut. 0 ellers!).
	11	NVPS	1 hvis resultatene for beregning av kompensasjonsbeløp etter metode 3 ønskes skrevet ut. 0 ellers!).
	12	NVPSS	1 hvis resultatene for beregning av kompensasjonsbeløp etter metode 4 ønskes skrevet ut. 0 ellers!).
	13	NEA	1 hvis resultatene for beregning av budsjettandeler og utgiftselastisiteter i basisåret ønskes skrevet ut. 0 ellers.
	14	NAE	1 hvis resultatene for beregning av budsjettandeler og utgiftselastisiteter i beregningsåret ønskes skrevet ut. 0 ellers.
2		M1(I),I1(I)	Husholdningstyper og utgiftsnivåer det ønskes beregnet budsjettandeler og utgiftselastisiteter for (i basis- og beregningsåret). Husholdningstyper angis med verdiene 01, 02, ..., 12. Innholdet av disse kodene er forklart nærmere i vedlegg II.

1) En nærmere beskrivelse av de 4 ulike beregningsmetodene er gitt i avsnitt 4.3.6.

Linje Kolonne Variabel Innhold

			Utgiftsnivåene angis med verdiene 01, 02, ... 10, der 01 er første/laveste utgiftsnivå osv.
			Kol. 1-2 } Første kombinasjon av husholdningstype og utgiftsnivå det ønskes Kol. 3-4 } beregninger for.
			Kol. 5-6 } Andre kombinasjon det ønskes beregninger for osv. Kol. 7-8 }
3		YF(I)	De M utgiftsnivåene regnet i kroner i beregningsåret. Kol. 1- 7: Laveste utgiftsnivå (01). Kol. 8-14: Nest-laveste utgiftsnivå (02) osv.
4		UIND(I)	Relativ vekst i de M utgiftsnivåene fra basisår til beregningsår, med 4 desimaler. F.eks. skrives 25 % vekst som 1.2500. Kol. 1- 7: Vekst laveste utgiftsnivå. Kol. 8-14: Vekst nest-laveste utgiftsnivå osv. Hvis det ønskes lik vekst for alle utgiftsnivåer, er det tilstrekkelig at den felles vekstfaktoren leses i kolonne 1-7. Denne vekstfaktoren er lagt inn for at det skal være mulig f.eks. å la utgiftsnivåene i basis- og beregningsåret være like i faste priser. I såfall kan vekstfaktoren f.eks. settes lik veksten i konsumprisindeksen. En kan imidlertid fritt velge vekstfaktor. Dersom en ønsker beregningene i basis- og beregningsåret utført på grunnlag av utgiftsnivåer som er like i nominelle priser, settes vekstfaktoren til 1, som skrives 1.0000.
5		P(41)	Prisindeks i beregningsåret for varegruppe 41: Tjenester fra forsikring og andre tjenester. Innleses med 4 desimaler i kolonne 1-8. Hvis indekstallet f.eks. er 124.36, skrives variabelen som 1243600. Denne varegruppen inngår ikke i konsumprisindeksen, men er med i forbruksundersøkelsene og inngår derved i modellen. Dette er grunnen til at indeksen må innleses særskilt. Regneprogrammet tilordner automatisk indeksen en vekt på 0 i konsumprisindeksen.
6	1-2 3-4 5-44 45-68	LY LB	På denne linjen angis hvilken kombinasjon av yrkesstatus og boligstrøk beregningene ønskes utført for. Kode for yrkesstatus. Kode for boligstrøk. Om ønskes, navn på yrkesstatusgruppe, eks. "alle". Om ønskes, navn på boligstrøk, eks.: "tettbygd". Kodene for yrkesstatus og boligstrøk er nærmere forklart i vedlegg II. Hvis det spesifiseres navn på yrkesstatusgruppe og/eller boligstrøk, kommer disse med i tabelloverskriftene.
7			På denne linjen spesifiseres, om ønskelig, avgifts/subsidiealternativ, samt tabelltekst. Kol. 1- 4: Alternativ nr., eks. "0002". Kol. 5-80: Tabelltekst.
8			Tabelltekst fortsetter. Hvis det ikke ønskes spesifisert alternativnr. eller tabelltekst, skrives 0.

Resten av filen inneholder input for beregning av avgifter/subsidier for de enkelte varegruppene. Disse beregningene utføres av subrutinen FORSATS. Beregningene er nærmere beskrevet i avsnitt 4.3.2.

Linje Kolonne Variabel Innhold

9	IA(K)	<p>Her angis hva slags endringer som skal foretas for de 41 varegruppene. Type endring angis ved en tallkode som består av ett siffer.</p> <p>Kol. 1. Endringskode for varegruppe 1. Kol. 2. Endringskode for varegruppe 2 osv.</p> <p>Kodene som kan brukes er:</p> <p>0 hvis varegruppen ikke skal ha noen endring (kan her også bruke blank). 1 hvis endringen i varegruppens indeks blir innlest direkte. 2 hvis endringen i varegruppens indeks blir beregnet ved at subsidium/avgift pr. enhet av representantvarene blir innlest. 3 hvis endringen i varegruppens indeks blir beregnet ved at subsidium/avgift pr. enhet av representantvarene blir beregnet etter metode 1. Metode 1 kan kun benyttes for varegruppe 01; mel og gryn og bakervarer. 4 hvis endringen i varegruppens indeks blir beregnet ved at subsidium/avgift pr. enhet av representantvarene blir beregnet etter metode 2. Metode 2 kan kun benyttes for varegruppene 5, 6, 7, 13 og 14. 5 hvis endringen i varegruppens indeks blir beregnet ved at subsidium/avgift pr. enhet av representantvarene blir beregnet etter metode 3. Metode 3 kan kun benyttes for varegruppe 15; øl. 6 hvis endringen i varegruppens indeks blir beregnet ved at subsidium/avgift pr. enhet av representantvarene blir beregnet etter metode 4. Metode 4 kan kun benyttes for varegruppe 16, vin, brennevin og sprit. 7 hvis endringen i varegruppens indeks blir beregnet ved at subsidium/avgift pr. enhet av representantvarene blir beregnet etter metode 5. Metode 5 kan kun benyttes for varegruppene 02, 03, 12 og 29.</p>
---	-------	---

En nærmere beskrivelse av de metodene som er nevnt over, følger i avsnitt 4.3.2. Disse beregningene er organisert i subrutiner, kalt SUB1, SUB2, SUB3, SUB4 og SUB5 for hhv. metode 1, 2, 3, 4 og 5.

Resten av filen inneholder spesifikasjoner av subsidie-/avgiftssatser osv. Det leses bare inn opplysninger for de varegrupper som får endring i avgifts-/subsidiesatser (beregnet eller innlest). Innlesingen foregår etter stigende varegruppenummer. Formatet er fritt, dvs. at det skal være mellomrom eller komma mellom hvert tall. Real-størrelser leses med desimalkomma, integer uten. (Det er bare varegruppenr. og antall representantvarer som er integer nedenfor).

Hvis IA(K) = 1, dvs. at endringen i varegruppens indeks oppgis direkte, leses bare inn

- varegruppens nummer
- innlest endring, f.eks. - 0.1667

Hvis IA(K) > 1, dvs. at endringen i varegruppens indeks beregnes, leses først inn

- varegruppens nummer
- antall representantvarer i varegruppen
- kode som angir om merverdiavgiften ("momsen") er lik for alle representantvarer i gruppen:

Lik momssats leses inn som 1 (variabelen MR i programmet settes lik 1).

Ulik momssats leses inn som 2 (MR settes lik 2).

Hvis MR = 1, oppgis videre sats før og etter endring.

Hvis MR = 2, oppgis momssats i beregningsåret, før skatteomleggingen, for alle representantvarene, og deretter momssats i beregningsåret, etter skatteomleggingen, for alle representantvarene.

Deretter følger forskjellig input, avhengig av metoden som brukes for å beregne subsidium/avgift pr. enhet av representantvarene.

- IA(K) = 2: - Subsidium/avgift pr. enhet av varen for alle representantvarene før skatteomleggingen.
- Subsidium/avgift pr. enhet av varen for alle representantvarene etter skatteomleggingen.
- IA(K) = 3,
IA(K) = 4: - Subsidiesats/avgiftssats pr. kg/liter før skatteomleggingen.
- Subsidiesats/avgiftssats pr. kg/liter etter skatteomlegging.
- IA(K) = 5: - Subsidie-/avgiftssatser før skatteomleggingen i følgende rekkefølge:
- avgift pr. liter for eksport
- avgift pr. liter for brigg
- avgift pr. liter for pils
- Tilsvarende subsidie-/avgiftssatser etter skatteomleggingen.
- IA(K) = 6: - Subsidier/avgifter i følgende rekkefølge (før skatteomlegging):
- volumavgift i øre pr. prosentenheter (med desimalpunktum)
- verdiavgift for vin under 14 prosent
- verdiavgift for vin mellom 14-21 prosent
- verdiavgift for alt over 21 prosent
- Tilsvarende subsidier/avgifter etter skatteomleggingen.
- IA(K) = 7: - Avgift-/subsidiesats før skatteomlegging i følgende rekkefølge:
- A/S 1, A/S 2.
- Tilsvarende etter skatteomleggingen.

A/S 1 og A/S 2 har følgende betydning for de ulike varegruppene:

Kjøtt (varegruppe 02)

A/S 1 - subsidium på storfe

A/S 2 - subsidium på sau/lam, geit/kje

Fisk (varegruppe 03)

A/S 1 - subsidium på bearbeidet fisk

A/S 2 - subsidium på ubearbeidet fisk

Sukker, kaffe, te, kakao og kokesjokolade (varegruppe 12)

A/S 1 - avgift på sukker

A/S 1 - avgift på sjokolade

Bensin (varegruppe 29)

A/S 1 - avgift på superbensin

A/S 2 - avgift på lavoktan bensin

I enkelte tilfeller går INSIDENS-oppdrag ut på at en, istedetfor endringer i subsidie-/avgiftssatser, får oppgitt direkte endringer i markedsprisene på varene, for å analysere fordelingsvirkningene av disse endringene. Modellen har ingen skreddersydd rutine for å lese inn slike endringer, men ved en liten omregning kan de eksisterende rutiner benyttes. Metoden går ut på følgende:

- 1) Sett subsidie-/avgiftssats før skatteendring lik 0.
- 2) Sett subsidie-/avgiftssats etter skatteendring lik prisøkning dividert med gjeldende momssats.
- 3) La momssatsen være uendret.

Nedenfor vises at dette faktisk gir riktig resultat. For en person som bare skal operere modellen er det ikke nødvendig å forstå utledningen.

Ifølge formel (4.3.2.2.), avsnitt 4.3.2., beregnes ny indeks etter formelen

$$P2_j = \frac{1}{\sum_i p_{PJ_i}} (1 + T1J1_i) \left(\frac{P1J0_i}{1 + T1J0_i} + S1J1_i - S1J0_i \right) \frac{\omega_j}{V_j}$$

der symbolene er forklart i avsnitt 4.3.2.

Vi setter nå

$$S1J0_i = 0$$

$$S1J1_i = \Delta P1J_i / (1 + T1J0_i)$$

der $\Delta P1J_i$ er den oppgitte endringen i markedsprisen for vare j.

$$T1J1_i = T1J0_i$$

Da får vi at

$$P2_j = \frac{1}{\sum_i p_{PJ_i}} (P1J0_i + \Delta P1J_i) \frac{\omega_j}{V_j}$$

som gir riktig resultat for $P2_j$ når den nye markedsprisen for vare i er $P1J0_i + \Delta P1J_i$.

4.2.3. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/BASIS

Denne filen inneholder data for de varegruppene der det skal gjøres endringer i avgifter/subsidier. Filen omfatter grunnmateriale fra konsumprisindeksen og spesielle beregningsfaktorer som brukes ved beregning av subsidier og avgifter for de enkelte representantvarene. Endringer i denne filen behøver bare foretas når avgifter/subsidier for en vare som ikke allerede er med i filen skal endres, eller når det skjer endringer i konsumprisindeksens grunnmateriale og/eller de nevnte beregningsfaktorene. Ved beregninger for et nytt beregningstidspunkt, må det sjekkes at innholdet i filen fremdeles er riktig. Nye utgaver av de opplysningene som skal ligge på filen, fås på 5. kontor.

For hver vare leses inn følgende data:

- varegruppenr.
 - antall representantvarer
 - basispriser for alle representantvarene
 - vektor i konsumprisindeksen for alle representantvarene
 - antall sett med beregningsfaktorer
(i nåværende versjon av regneprogrammet kan det være 0, 1 eller 2 sett). Antall sett med beregningsfaktorer vil variere fra vare til vare. Dette blir nærmere forklart nedenfor.
 - evt. beregningsfaktorer
- Beregningsfaktorene vil være av ulike typer for de forskjellige varene og tjenestene, men den felles årsaken til at de må være med er at mengde pr. enhet for de enkelte representantvarene ofte ikke er identisk med de mengdeenhetene avgiftene/subsidiene gjelder for. Når avgift/subsidium pr. enhet for varen skal beregnes, må det korrigeres for slike forskjeller. Et eksempel på en slik forskjell er brus, der avgiften er oppgitt i kr/1 mens representantvarene i konsumprisindeksen har et volum på 0.35 l. Det kan også være andre forhold som gjør det nødvendig å benytte beregningsfaktorer. Nedenfor gis en detaljert oversikt over hva slags beregningsfaktorer som behøves for de ulike varegruppene.

Varegruppe 01; mel, gryn og bakervarer:

Antall sett beregningsfaktorer: 2

1. sett: Representantvarenes vekt i kg.

For representantvarer som ikke får subsidier legges inn 0.0.

2. sett: Representantvarenes melinnhold, andel.

For representantvarer som ikke får subsidier legges inn 0.0.

Varegruppe 02; kjøtt, kjøttvarer og flesk:

Antall sett beregningsfaktorer: 2

1. sett: Forholdet mellom subsidium pr. enhet representantvare og subsidium pr. enhet hel slakt i et "basisår", for alle representantvarer.

2. sett: Hjelpstørrelser som har verdien

1 hvis sats 1 (subsidium på storfe) skal brukes

2 hvis sats 2 (subsidium på sau/lam, geit/kje) skal brukes

0 hvis representantvaren ikke har subsidier.

Varegruppe 03; fisk:

Antall sett beregningsfaktorer: 2

1. sett: Representantvarenes vekter, i kg.

2. sett: Hjelpstørrelser som har verdien

1 hvis sats 1 (subsidium på bearbeidet fisk) skal brukes

2 hvis sats 2 (subsidium på ubearbeidet fisk) skal brukes

0 hvis representantvaren ikke har subsidier.

Varegruppe 5; ost og egg:

Antall sett beregningsfaktorer: 1

1. sett: Representantvarenes vekter, i kg.

Varegruppe 6; smør:

Antall sett beregningsfaktorer: 1

1. sett: Representantvarenes vekter, i kg.

Varegruppe 7; margarin, spiseolje o.l.:

Antall sett beregningsfaktorer: 1

1. sett: Representantvarenes vekter, i kg.

Varegruppe 12; sukker, kaffe, te, kakao og kokesjokolade:

Antall sett beregningsfaktorer: 2

1. sett: Representantvarenes vekter, i kg.

2. sett: Hjelpstørrelser som har verdien

1 hvis sats 1 (avgift på sukker) skal brukes

2 hvis sats 2 (avgift på sjokolade) skal brukes

0 hvis representantvaren ikke har avgift.

Varegruppe 13; andre matvarer:

Antall sett beregningsfaktorer: 1

1. sett: Representantvarenes vektor, i kg.

Varegruppe 14; selters, brus, o.l.:

Antall sett beregningsfaktorer: 1

1. sett: Flaskeinnhold, i liter.

Varegruppe 15; øl:

Antall sett beregningsfaktorer: 1

1. sett: Flaskeinnhold, i liter.

Varegruppe 16; vin, brennevin og sprit:

Antall sett beregningsfaktorer: 2

1. sett: Flaskeinnhold, i liter.

2. sett: Alkoholvolum - andel.

Varegruppe 29; bensin:

Antall sett beregningsfaktorer: 2

1. sett: Representantvarenes innhold, i liter.

2. sett: Hjelpetørrelser som har verdien

1 hvis sats 1 (avgift på superbensin) skal brukes

2 hvis sats 2 (avgift på lavoktan bensin) skal brukes

0 hvis representantvaren ikke har avgift.

Tallene i BASIS-filen leses inn i fritt format.

4.2.4. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/INDEKS

I denne filen legges prisindeksene for alle representantvarene i de varegruppene der det skal foretas endringer i avgifter/subsidier. INDEKS-filen skal dermed inneholde data for de samme varegruppene som BASIS-filen. Ved beregninger for et nytt beregningstidspunkt, må det leses inn nye prisindekser for alle representantvarene.

For hver vare leses inn følgende data:

- beregningsår (siste to siffer, dvs. at 1984 angis med 84)
- beregningsmåned (f.eks. angis april med 04)
- varegruppenr.
- antall representantvarer
- indeksene for alle representantvarene

Tallene leses inn i fritt format.

4.2.5. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/K-INDEKS

I denne filen ligger delindekser fra konsumprisindeksen etter INSIDENS' vareinndeling. Innholdet omfatter delindekser for de 41 varegruppene, total konsumprisindeks, de 41 gruppenes vektor i konsumprisindeksen, samt år og måned. K-INDEKS-filen oppdateres hver måned av 5. kontor.

I tallene fra 5. kontor er data for kjøp av egne transportmidler lagt til varegruppe 41. Som nevnt i avsnitt 4.2.2. erstattes denne indeksen med indeksen for tjenester fra forsikring og andre tjenester. Vekten for denne varegruppen settes lik 0. (Dette innebærer at konsumprisindeksen i modellen ikke blir eksakt homogén av grad 1 i alle delindeksene.)

4.2.6. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/SIMSK2 SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/REG-DATA

I disse to filene ligger regresjonsresultatene, samt enkelte data fra forbruksundersøkelsene som nyttes ved beregningene. Disse filene behøver derfor ikke endres før etterspørselsfunksjonene skal reestimeres på grunnlag av nye data. En beskrivelse av hvordan reestimeringen foretas er gitt i HSæ, 12.9.-83: Oppdatering av INSIDENS. Dette notatet finnes i mappen "Ny INSIDENS" på skatteforskningsgruppa.

4.2.7. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/INCIDENS

Denne filen inneholder selve regneprogrammet. Programmet er skrevet i FORTRAN. Filen omfatter foruten selve hovedprogrammet også subrutinene FORSATS, SUB1, SUB2, SUB3, SUB4 og SUB5.

4.2.8. SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/EXEC

I denne filen ligger de instruksjonene som organiserer kjøringen av modellen. EXEC er altså en rein styrefile. For å få utført en modellkjøring skrives

```
JRN LSSB/SSB03/FRSK$J/EIN/EXEC.
```

Innholdet i filen EXEC er listet nedenfor:

```

A   IDENT   SSB6415XXR3B,SB1521H0B   B.HOBBER T. 597
A   LIMITS  5,32K,,5K
A   OPTION  FORTRAN
A   USE     .GTLIT
A   FORTY
A   REMOTE  AA,DY
A   REMOTE  Px,DY
AA  SELECT(SSB/SSB03/FRSKAJ/EIN/INCIDENS)
A   EXECUTE
A   REMOTE  Px,DY
A   LIMITS  5,32K,,3K
A   PRMFL   01,R,S,SSB/SSB03/FRSKAJ/EIN/SIMSK2
A   PRMFL   02,R,S,SSB/SSB03/FRSKAJ/EIN/VIDAR
A   PRMFL   03,R,S,SSB/SSB03/FRSKAJ/EIN/K-INDEKS
A   PRMFL   04,R,S,SSB/SSB03/FRSKAJ/EIN/BASIS
A   PRMFL   05,R,S,SSB/SSB03/FRSKAJ/EIN/INDEKS
A   PRMFL   06,R,S,SSB/SSB03/FRSKAJ/EIN/REG-DATA
A   REMOTE  08,DY
A   ENDJOB

```

Som nevnt i avsnitt 4.2.2. er det mulig å benytte flere "DATA"-filer med ulike navn, ved å sette inn navnet på den ønskede filen i EXEC-filen. I eksemplet over har vi spesifisert filen SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/VIDAR.

4.3. Output fra modellen

4.3.1. Innledning

Hovedformålet med INSIDENS-modellen er som nevnt å gi tall for inntektskompensasjon for ulike husholdningstyper ved endringer i indirekte skatter og subsidier. I tillegg til dette produserer modellen også en mengde annen output. Mengden av output kan til en viss grad styres av modellbrukeren, jfr. avsnitt 4.2.2. I dette kapitlet gjennomgås nærmere de ulike typer output som modellen gir.

4.3.2. Endringer i priser

Først fås ut en oversikt over de endringer i delindeksene og konsumprisindeksen som følger av endringene i avgifter og subsidier. Det angis også om disse prisendringene er innlest av modellbrukeren eller om de beregnes av modellen. Dersom endringene i delindeksene skal beregnes av modellen, er beregningsmetodene ulike for de ulike varegruppene. I det følgende skal vi gå næyere gjennom de ulike beregningsmetodene.

Dersom prisindeksen for varegruppe j ikke skal ha noen endring (dvs. $IA(K) = 0$, jfr. 4.2.2.), settes ny indeks lik gammel indeks ($P2_j = P1_j$).

Dersom endringen i prisindeksen for varegruppe j skal leses inn (dvs. $IA(K) = 1$), beregnes ny indeks etter formelen:

$$(4.3.2.1) \quad P2_j = (DP12_j + 1) \cdot P1_j$$

der $DP12_j$ er innlest (relativ) endring.

Dersom endringen i prisindeksen for varegruppe j skal beregnes ved at subsidium/avgift pr. enhet av representantvarene blir innlest (dvs. $IA(K) = 2$), beregnes ny indeks etter formelen:

$$(4.3.2.2) \quad P2_j = \frac{1}{\sum_i PPJ_i} (1 + TIJ1_i) \cdot \left(\frac{PIJO_i}{1 + TIJO_i} + SIJ1_i - SIJO_i \right) \cdot \frac{\omega_i}{v_j}$$

der i løper over alle representantvarer som er med i varegruppe j . Her er

- PPJ_i - basisår - konsumpris på representantvare i .
- $TIJ1_i$ - MOMS-sats etter skatteendring, rep.vare i .
- $PIJO_i$ - konsumpris på representantvare i , i beregningsåret før skatteomleggingen.
- $TIJO_i$ - MOMS-sats før skatteomlegging, rep.vare i .
- $SIJ1_i$ - subsidie/avgiftssats etter skatteomlegging for representantvare i .
- $SIJO_i$ - subsidie/avgiftssats før skatteomlegging for representantvare i .
- ω_i - budsjettandel for representantvare i .
- v_j - budsjettandel for varegruppe j .

Jfr. formel (3.3) i Biørn (1975), der det er benyttet en noe annerledes notasjon.

I de tilfellene der subsidium/avgift pr. enhet av representantvarene må beregnes, avhenger beregningsmetoden av hvilken varegruppe det gjelder.

Metode 1 ($IA(K) = 3$)

Denne metoden brukes for varegruppe 01, mel, gryn og bakervarer.

Subsidiesatsen for mel gis i kr/kg. En del representantvarer i gruppen får ikke subsidier; en del får redusert subsidiesats pga. melinnholdet i varen.

Subsidiesats pr. enhet av representantvarene hhv. før og etter skatteomlegging beregnes etter følgende formler:

$$(4.3.2.3) \quad SIJO_i = VK_{i1} \cdot SATS0$$

$$(4.3.2.4) \quad SIJ1_i = VK_{i1} \cdot VK_{i2} \cdot SATS1$$

SATS0 og SATS1 er subsidiesats pr. kg mel hhv. før og etter skatteomlegging, og ligger i DATA-filen. VK_{i1} og VK_{i2} er spesielle beregningsfaktorer som ligger i BASIS-filen, jfr. avsnitt 4.2.3. For varegruppe 01 er det dermed 2 sett beregningsfaktorer.

VK_{i1} , $i = 1, \dots, N_1$ (N_1 er antall representantvarer i varegruppe 01), er representantvare i 's vekt i kg. For representantvarer som ikke får subsidier legges inn 0,0.

VK_{i2} , $i = 1, \dots, N_1$, er representantvarenes melinnhold. For representantvarer som ikke får subsidier legges inn 0,0.

Ny prisindeks for varegruppe 01 beregnes så etter formel (4.3.2.2).

Metode 2 (IA(K) = 4)

Denne metoden brukes for varegruppene 5, 6, 7, 13 og 14.

For varegruppe 1, $l = 5, 6, 7, 13, 14$, beregnes subsidie-/avgiftssats pr. kg/liter av representantvarene hhv. før og etter skatteomlegging etter følgende formler:

$$(4.3.2.5) \quad SIJO_{li} = VK_{li1} \cdot SATSO_{li}$$

$$(4.3.2.6) \quad SIJL_{li} = VK_{li1} \cdot SATSL_{li}$$

$SATSO_{li}$ og $SATSL_{li}$ er subsidie-/avgiftssats pr. kg/liter av vare l , hhv. før og etter skatteomlegging, og ligger i DATA-filen. VK_{li1} er spesielle beregningsfaktorer som ligger i BASIS-filen, jfr. avsnitt 4.2.3. For varegruppene 5, 6, 7, 13 og 14 er det dermed ett sett beregningsfaktorer. For varegruppene 5, 6, 7 og 13 er VK_{li1} vekten til representantvare i , mens for varegruppe 14 er VK_{li1} flaskeinnhold i liter. For representantvarer som ikke har subsidier/avgifter legges inn 0.0.

Ny prisindeks beregnes så for hver av varegruppene etter formel (4.3.2.2).

Metode 3 (IA(K) = 5)

Denne metoden brukes for varegruppe 15, øl.

Avgiftssats pr. enhet av representantvarene hhv. før og etter skatteomlegging beregnes etter følgende formler:

$$(4.3.2.7) \quad SIJO_i = VK_{i1} \cdot SATSF_i$$

$$(4.3.2.8) \quad SIJL_i = VK_{i1} \cdot SATSE_i$$

$SATSF_i$ og $SATSE_i$ er avgiftssats pr. l av representantvare i hhv. før og etter skatteomlegging, og ligger i DATA-filen. ($i =$ eksport, brigg, pils). VK_{i1} er spesielle beregningsfaktorer som ligger i BASIS-filen, jfr. avsnitt 4.2.3. For varegruppe 15 er det dermed ett sett beregningsfaktorer. VK_{i1} er flaskeinnhold i liter for representantvare i .

Ny prisindeks for varegruppen beregnes så etter formel (4.3.2.2).

Metode 4 (IA(K) = 6)

Denne metoden brukes for varegruppe 16, vin, brennevin og sprit.

Avgiftssatsen består her av en volumavgiftssats og en verdiavgiftssats. Volumavgiftssats pr. enhet av representantvarene hhv. før og etter skatteomlegging beregnes etter følgende formler:

$$(4.3.2.9) \quad SVO_i = VK_{i1} \cdot VK_{i2} \cdot SATSF1$$

$$(4.3.2.10) \quad SVL_i = VK_{i1} \cdot VK_{i2} \cdot SATSE1$$

$SATSF1$ og $SATSE1$ er volumavgift pr. prosentenheter alkohol hhv før og etter skatteomlegging, og ligger i DATA-filen. VK_{i1} og VK_{i2} er spesielle beregningsfaktorer som ligger i BASIS-filen, jfr. avsnitt 4.2.3. For varegruppe 16 er det dermed 2 sett beregningsfaktorer. VK_{i1} er flaskeinnhold i liter, mens VK_{i2} er alkoholvolum-andelen.

Verdiavgiftssats pr. enhet av representantvarene hhv. før og etter skatteomlegging beregnes etter følgende formler:

$$\left. \begin{aligned} (4.3.2.11) \quad SWO_i &= SATSF1 \cdot \frac{PIJO_i}{1 + TIJO_i} \\ (4.3.2.12) \quad SW1_i &= SATSE1 \cdot \frac{PIJO_i}{1 + TIJO_i} \end{aligned} \right\} l = 2,3,4.$$

l = 2 angir sats for vin under 14 prosent

l = 3 angir sats for vin mellom 14-21 prosent

l = 4 angir sats for alt over 21 prosent

SATSF1 og SATSE1 er verdiavgift hhv. før og etter skatteomlegging. $PIJO_i/(1 + TIJO_i)$ er konsumpris eksklusive moms før skatteomlegging. Avgift pr. enhet av representantvarene beregnes så som

$$(4.3.2.13) \quad SIJO_i = SVO_i + SWO_i$$

$$(4.3.2.14) \quad SIJ1_i = SVI_i + SW1_i$$

Ny prisindeks for varegruppen beregnes så etter formel (4.3.2.2).

Metode 5 (IA(K) = 7)

Denne metoden brukes for varegruppene 02, 03, 12 og 29.

Felles for disse varegruppene er at de inneholder representantvarer som dekkes av to ulike subsidie-/avgiftssatser, se avsnitt 4.2.2. For representantvarer som dekkes av avgift/subsidium 1, beregnes avgift-/subsidiesats hhv. før og etter skatteomlegging etter følgende formler:

$$(4.3.2.15) \quad SIJO_i = VK_{i1} \cdot SATSF1$$

$$(4.3.2.16) \quad SIJ1_i = VK_{i1} \cdot SATSE1$$

der SATSF1 og SATSE1 er avgift/subsidium 1 hhv. før og etter skatteomlegging. For representantvarer som dekkes av avgift/subsidium 2, beregnes avgift-/subsidiesats hhv. før og etter skatteomlegging etter følgende formler:

$$(4.3.2.17) \quad SIJO_i = VK_{i1} \cdot SATSF2$$

$$(4.3.2.18) \quad SIJ1_i = VK_{i1} \cdot SATSE2$$

der SATSF2 og SATSE2 er avgift/subsidium 2 hhv. før og etter skatteomlegging. VK_{i1} er spesielle beregningsfaktorer, der innholdet varierer mellom varegruppene. I tillegg må det legges inn et annet sett beregningsfaktorer. VK_{i2} , som bestemmer hvilken av de to avgift-/subsidiesatsene som skal brukes. Hvis sats 1 skal brukes settes $VK_{i2} = 1$. Hvis sats 2 skal brukes settes $VK_{i2} = 2$. Hvis representantvaren ikke har subsidier eller avgifter settes $VK_{i2} = 0$. Det er altså 2 sett beregningsfaktorer for varegruppene 02, 03, 12 og 29. Første sett, VK_{i1} , har følgende innhold:

Varegruppe 02:

For denne varegruppen, kjøtt, kjøttvarer og flesk, tas det utgangspunkt i en tidligere observasjon av subsidium pr. hel slakt og subsidium pr. enhet representantvare. Det forutsettes så proporsjonalitet mellom disse to størrelsene, dvs. at forholdet mellom subsidium pr. hel slakt og subsidium pr. enhet representantvare er konstant, og lik det observerte forholdet (i nærværende

modellversjon bygd på opplysninger fra 1981). Hvis vi kaller dette forholdet VK_{i1}^* , får vi at

$$VK_{i1}^* = \frac{SATS}{SIJ_i}$$

der SATS er beregningsårets subsidium pr. hel slakt, mens SIJ_i er beregningsårets subsidium pr. enhet representantvare. Av dette følger at

$$SIJ_i = VK_{i1} \cdot SATS$$

der $VK_{i1} = 1/VK_{i1}^*$.

Det første settet med beregningsfaktorer for varegruppe 02 inneholder altså forholdstallene VK_{i1} .

Varegruppe 03:

VK_{i1} er her representantvarenes vekt.

Varegruppe 12:

VK_{i1} er her representantvarenes vekt.

Varegruppe 29:

VK_{i1} er her representantvarenes innhold i liter.

Til slutt beregnes ny konsumprisindeks etter formelen

$$(4.3.2.19) \quad PIND2 = PIND1 + \sum_j (P2_j - P1_j) R_j$$

der

PIND2 - ny konsumprisindeks

PIND1 - gammel konsumprisindeks (ligger i K-INDEKS-filen)

$P2_j$ - ny delindeks for varegruppe j

$P1_j$ - gammel delindeks for varegruppe j (ligger i K-INDEKS-filen)

R_j - vekt i konsumprisindeksen for varegruppe j (ligger i K-INDEKS-filen).

Siden kjøp av egne transportmidler er utelatt fra beregningene, og vekten til varegruppe 41 er satt lik 0, vil ikke vektene R_j summere seg nøyaktig til 1. Derfor blir heller ikke PIND2 nøyaktig homogen av grad 1 i alle delindeksene.

4.3.3. Budsjettandeler og utgiftselastisiteter

Som nevnt i avsnitt 4.2.2. kan modellbrukeren etter opsjon få skrevet ut resultater fra beregning av budsjettandeler og utgiftselastisiteter både for basisåret og beregningsåret.

Beregningene utføres ved å simulere på etterspørselsfunksjonene (2.23). Som nevnt i avsnitt 4.2.2. må modellbrukeren spesifisere hvilke(n) kombinasjon(er) av husholdningstyper og utgiftsnivåer beregningene ønskes utført for. Videre må en oppgi yrkesstatus og bosted. Hvis en for husholdningstype, yrkesstatus og/eller bosted gir opsjonen "alle", settes dummy-variablene lik sine respektive sampele-gjennomsnitt. Yrkesstatus og bostedsstrøk er ikke klassifikasjonsvariable i modellen, de er med i etterspørselsfunksjonene for å "rendyrke" virkningen av totalutgift og husholdningstype.

Dersom beregningene fører til at noen av budsjettandelene blir negative, settes disse lik 0. For at budsjettandelene fremdeles skal summere seg til 1, nedjusteres de øvrige budsjettandelene proporsjonalt etter formelen

$$(4.3.3.1) \quad A_{j1} = \frac{A_{j1}^*}{\sum_j A_{j1}^*}$$

der

A_{j1} er justert budsjettandel for varegruppe j , husholdningstype 1

A_{j1}^* er tilsvarende ujustert budsjettandel.

Videre beregnes utgiftselastisiteter for alle varegruppene for de gitte kombinasjoner av totalutgift og husholdningstype. Ved å elastisitere etterspørselsfunksjonene (2.23) m.h.p. totalutgiften, finner vi at utgiftselastisitetene kan skrives som

$$(4.3.3.2) \quad E_j = \frac{g_j + \beta_{j2} \cdot N^2 + 2 \cdot C \cdot (\gamma_{j0} + \gamma_{j1} \cdot N) + 3 \cdot \delta_{j0} \cdot C^2}{A_j}$$

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

For varegrupper der den beregnede budsjettandelen blir negativ eller 0, settes utgiftselastisiteten lik 0. For at utgiftselastisitetene fremdeles skal oppfylle betingelsen

$$\sum_j A_j E_j = 1$$

som følger av å elastisitere budsjettbetingelsen m.h.p. totalutgiften, justeres de øvrige utgiftselastisitetene proporsjonalt etter formelen

$$(4.3.3.2) \quad E_{j1} = \frac{E_{j1}^*}{\sum_j A_{j1}^* E_{j1}^*}$$

der

E_{j1} er justert utgiftselastisitet for varegruppe j , husholdningstype 1

E_{j1}^* er tilsvarende ujustert utgiftselastisitet.

For at modellbrukeren skal ha kontroll med hvor mye justeringen av budsjettandeler og utgiftselastisiteter betyr, skrives også ut ujustert sum av utgiftsbeløp beregnet som

$$(\sum_j A_{j1}^*) \cdot C$$

I alle beregninger som hittil er foretatt med modellen, er denne størrelsen blitt svært nær C . Dette indikerer at den proporsjonale justeringen av budsjettandeler betyr lite. Vi får også skrevet ut størrelsen

$$\sum_j A_{j1} E_{j1}^*$$

Størrelsen har til nå alltid kommet ut nær 1, noe som indikerer at den proporsjonale justeringen av utgiftselastisiteter også betyr lite.

Endelig får vi skrevet ut budsjettandeler etter aggregert vareinndeling. Dette gjøres ved

at budsjettandelene for de 41 enkeltgruppene aggregeres opp til 9 hovedgrupper, med betegnelse 100, ..., 108. Beregning av aggregerte budsjettandeler er gjort for å lette lesingen av hovedresultater fra modellen, som f.eks. budsjettandelen for matvarer. En nærmere aggregeringsliste finnes i vedlegg I.

Ved disse beregningene "deflateres" totalutgiften C med den vekstfaktoren UIND som modellbrukeren har spesifisert, jfr. avsnitt 4.2.2. Dersom en har spesifisert en totalutgift i beregningsåret på f.eks. 110 000 kr, og har oppgitt UIND til 10 prosent, vil den totalutgiften som beregningene av budsjettandeler og utgiftselastisiteter i basisåret utføres på grunnlag av, være 100 000 kr. Dette angis også i tabellens overskrift.

I neste omgang utføres helt tilsvarende beregninger for beregningsåret. Her brukes de utgiftsnivåer modellbrukeren har oppgitt, det foretas ingen "deflatering". Endringer i de modellberegnete budsjettandeler og utgiftselastisiteter fra basis- til beregningsår vil, foruten evt. ulike verdier på totalutgiftene, også skyldes endringer i konsumprisindeksen mellom basis- og beregningsår.

4.3.4. Forbrukstall i basisår og beregningsår

Neste sekvens i en ordinær modellutskrift består av forbrukstall for hver varegruppe, for de spesifiserte kombinasjoner av totalutgift og husholdningstype.

Først beregnes forbrukstall i basisåret, målt i basisårets priser. Tallene beregnes etter formelen

$$(4.3.4.1) \quad X_{j1} = A_{j1}^1 \cdot C_i, \quad j = 1, \dots, 41$$

der

X_{j1} er utgift til vare j i basisåret, for husholdningstype 1

A_{j1}^1 er budsjettandel i basisåret til vare j for husholdningstype 1

C_i er spesifisert totalutgift nr. i, (deflatert med den spesifiserte vekstfaktoren).

Videre beregnes forbrukstall i beregningsåret, før skatteomleggingen, målt i basisårets priser. Tallene beregnes etter formelen

$$(4.3.4.2) \quad XP_{j1} = \frac{A_{j1}^2 \cdot C_i}{P1_j}, \quad j = 1, \dots, 41$$

der

XP_{j1} er utgift til vare j i beregningsåret, før skatteomleggingen, for husholdningstype 1

A_{j1}^2 er budsjettandel for vare j i beregningsåret, før skatteomleggingen, for husholdningstype 1

C_i er spesifisert totalutgift nr. i

$P1_j$ er prisindeks for varegruppe j i beregningsåret, før skatteomleggingen.

Neste skritt er beregning av forbrukstall i beregningsåret, etter skatteomlegging, målt i basisårets priser. Tallene beregnes etter formelen

$$(4.3.4.3) \quad XPC_{j1} = \frac{A_{j1}^3 \cdot C_i}{P2_j}$$

der

XP_{j1} er utgift til vare j i beregningsåret, etter skatteomleggingen, for husholdningstype 1.

A_{j1}^3 er budsjettandel for vare j i beregningsåret, etter skatteomleggingen, for husholdningstype 1. A_{j1}^3 beregnes på tilsvarende måte som A_{j1}^1 og A_{j1}^2 , med den relevante konsumprisindeksen, PIND2, innsatt for P .

C_i er spesifisert totalutgift nr. i

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

Endelig beregnes forbrukstall i beregningsåret, etter skatteomlegging, og etter at det er gitt inntektskompensasjon. Inntektskompensasjonen beregnes her etter metode 2 (se avsnitt 4.3.6.), dvs. den såkalte Laspeyres-metoden. Kompensasjonsbeløpet beregnes da etter formelen

$$(4.3.4.4) \quad VP_{i1} = \sum_j XP_{j1} \cdot P1_{j1} \cdot DP12_j$$

der

VP_{i1} er kompensasjonsbeløp for totalutgift nr. i , husholdningstype 1

$XP_{j1} \cdot P1_{j1}$ er utgift til varegruppe j for husholdningstype 1, i beregningsåret, før skatteomlegging, og i beregningsårets priser

$DP12_j$ er relativ endring i prisindeksen for varegruppe j , som følge av skatteomleggingen

$$(DP12_j = P2_j/P1_j - 1).$$

Deretter beregnes budsjettandelene etter skatteomlegging og inntektskompensasjon på vanlig måte, med leddet VP_{i1} tillagt totalutgiften i etterspørselsfunksjonene. Forbrukstallene beregnes så etter formelen

$$(4.3.4.5) \quad XPS_{j1} = \frac{A_{j1}^4 \cdot (C_i + VP_{i1})}{P2_j}$$

der

XPS_{j1} er utgift til vare j i beregningsåret, etter skatteomlegging og inntektskompensasjon, i basisårets priser. Husholdningstype 1

A_{j1}^4 er budsjettandel for vare j , husholdningstype 1, i beregningsåret etter skatteomlegging og inntektskompensasjon. Budsjettandelene er justert slik at de summerer seg til 1

$(C_i + VP_{i1})$ er totalutgift nr. i for husholdningstype 1, etter inntektskompensasjon

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

4.3.5. Differensierte konsumprisindekser

Et biprodukt av modellberegningene er konsumprisindekser før og etter skatteomleggingen, differensiert etter husholdningstype og total konsumutgift. Foruten å være av interesse i seg selv, er disse prisindeksene til nytte i kombinasjon med andre typer beregninger. Endringer i differensierte konsumprisindekser, som følge av endringer i indirekte skatter og subsidier, kan f.eks. kombineres med endringer i disponibel inntekt, som følge av endringer i systemet for direkte skatter. Dette gjøres i skatteforskningsgruppas modell SIMSKATT, se Biørn og Garaas (1976). På denne måten kan en finne en indikator for den endring i skattebelastningen som en samtidig endring i direkte og indirekte skatter "påfører" ett enkelt individ.

Konsumprisindekser før skatt, differensiert etter totalutgift og husholdningstype, beregnes etter formelen

$$(4.3.5.1) \text{ SINDO}_{i1} = \frac{\sum_j \text{XP}_{ji1} \cdot \text{P1}_j}{\sum_j \text{XP}_{ji1}}$$

der

SINDO_{i1} er konsumprisindeks i beregningsåret, før skatteomleggingen, for en husholdning av type 1 med totalutgift nr. i

XP_{ji1} er utgift til varegruppe j i beregningsåret, før skatteomleggingen, i basisårets priser, for husholdningstype 1 med totalutgift nr. i

P1_j prisindeks for varegruppe j i beregningsåret, før skatteomleggingen.

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

Tilsvarende konsumprisindekser etter skatt beregnes etter formelen

$$(4.3.5.2) \text{ SIND1}_{i1} = \frac{\sum_j \text{XP}_{ji1} \cdot \text{P2}_j}{\sum_j \text{XP}_{ji1}}$$

der

SIND1_{i1} er konsumprisindeks i beregningsåret, etter skatteomleggingen, for en husholdning av type 1 med totalutgift nr. i

XP_{ji1} er utgift til varegruppe j i beregningsåret, før skatteomleggingen, i basisårets priser, for husholdningstype 1 med totalutgift nr. 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 målt i beregningsårets priser etter skatteomleggingen og verdien av det samme forbruket målt i basisårets priser.

Det er en nær sammenheng mellom prisindeksene SINDO og SIND1 og kompensasjonsbeløp beregnet etter "Laspeyres-metoden", jfr. (2.14) i avsnitt 2.2. og (4.3.4.4) i avsnitt 4.3.4. (Metoden er nærmere beskrevet i avsnitt 4.3.6). 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

$$\frac{\text{SIND1}_{i1} - \text{SINDO}_{i1}}{\text{SINDO}_{i1}} = \frac{\frac{\sum_j \text{XP}_{ji1} \cdot \text{P2}_j}{\sum_j \text{XP}_{ji1}} - \frac{\sum_j \text{XP}_{ji1} \cdot \text{P1}_j}{\sum_j \text{XP}_{ji1}}}{\frac{\sum_j \text{XP}_{ji1} \cdot \text{P1}_j}{\sum_j \text{XP}_{ji1}}} = \frac{\sum_j \text{XP}_{ji1} (\text{P2}_j - \text{P1}_j)}{\sum_j \text{XP}_{ji1} \cdot \text{P1}_j} = \frac{\sum_j \text{XP}_{ji1} (\text{P2}_j - \text{P1}_j)}{\text{YF}_{i1}}$$

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

4.3.6. Inntektskompensasjon

Modellen beregner anslag for kompensasjonsbeløp etter 4 ulike metoder. Som beskrevet i avsnitt 4.2.2. kan modellbrukeren selv bestemme hvilke(n) metode(r) det ønskes utskrevet resultater for. Kompensasjonsbeløpene beregnes både som kronebeløp og som andel av total forbruksutgift.

Metode 1

Kompensasjonsbeløpet beregnes her etter formelen

$$(4.3.6.1) \quad V_{i1} = \sum_j X_{ji1} \cdot DP12_j$$

der

V_{i1} er kompensasjonsbeløp for husholdningstype 1 med totalutgift nr. i, beregnet etter metode 1

$DP12_j$ er relativ endring i prisindeksen for varegruppe j, som følge av skatteomleggingen

X_{ji1} er utgift til varegruppe j i basisåret, i basisårets priser, for husholdningstype 1 med totalutgift nr. i.

Denne metoden innebærer at vi tar utgangspunkt i forbrukstallene fra basisåret, og beregner hvor mye totalutgiften i basisåret måtte øke for at en gitt husholdning skulle kunne kjøpe de samme "basisårkvanta" som før skatteomleggingen. Beregningsresultatene kan da tolkes på to måter (se Biørn (1971):

- beregningene gjelder en skatteomlegging som tenkes utført i basisåret.
- i beregningsåret antas husholdningen å bruke samme beløp til kjøp av de enkelte varegrupper som en husholdning med samme totale nominelle forbruksutgift og samme familiestørrelse brukte i basisåret.

Som nevnt i avsnitt 4.3.4. er utgiftsanslagene for basisåret beregnet på grunnlag av de brukerspesifiserte totalutgiftene "deflatert" med den brukerspesifiserte vekstfaktoren UIND. Dette betyr at også kompensasjonsbeløpene beregnes for de "deflaterte" totalutgiftene. Inntektskompensasjon i prosent beregnes som forholdet mellom kompensasjonsbeløpet V_{i1} og deflatert totalutgift (multiplisert med 100).

Metode 2

Kompensasjonsbeløpet beregnes her etter formelen

$$(4.3.6.2) \quad VP_{i1} = \sum_j XP_{ji1} \cdot P1_j \cdot DP12_j$$

der

VP_{i1} er kompensasjonsbeløp for husholdningstype 1 med totalutgift nr. i, beregnet etter metode 2.

Dette er den såkalte "Laspeyres-metoden", jfr. (2.14) i avsnitt 2.2. Det tas utgangspunkt i forbruks-tall i beregningsåret, i beregningsårets priser. Metoden går så ut på å beregne hvor mye mer dette forbruket vil koste etter skatteomleggingen. Inntektskompensasjon i prosent beregnes som forholdet mellom kompensasjonsbeløpet VP_{i1} og den tilhørende totalutgiften.

Metode 3

Kompensasjonsbeløpet beregnes her etter formelen

$$(4.3.6.3) \quad VPS_{i1} = \sum_j \frac{1}{2} (XP_{j11} + XPS_{j11}) \cdot P1_j \cdot DP12_j$$

der

VPS_{i1} er kompensasjonsbeløp for husholdningstype 1 med totalutgift nr. i, beregnet etter metode 3

XPS_{j11} er utgift til varegruppe j i beregningsåret, etter skatteomlegging og inntektskompensasjon, for husholdningstype 1 med totalutgift nr. i. XPS_{j11} er regnet i basisårets priser.

XPS_{j11} er her beregnet på en annen måte enn i avsnitt (4.3.4). Her lages anslag for XPS_{j11} ved å ta utgangspunkt i forbrukstallene i beregningsåret, før skatteomleggingen, og så benytte slusky-elasticitetene til å anslå indifferente forbrukskvanta etter skatteomleggingen. Beregningene av XPS_{j11} følger formelen

$$(4.3.6.4) \quad XPS_{j11} = XP_{j11} (1 + \sum_k ES_{jk11} \cdot DP12_j)$$

(jfr. formel (2.10) i Biørn (1975)) -

der ES_{jk11} er slusky-elasticiteten for varegruppe j m.h.p. prisen på varegruppe k, for husholdningstype 1 med totalutgift nr. i. Beregninger etter formel (4.3.6.4) vil bare gi en tilnærming til de faktiske verdiene, siden det er en forenkling å anta at slusky-elasticitetene er konstante. Beregning av slusky-elasticitetene følger formelen (2.20) i avsnitt 2.3.

Tolkningen av metode 3 er at vi tar utgangspunkt i det uveide gjennomsnittet av forbrukskvantaene i beregningsåret før og etter skatteomlegging og kompensasjon. Kompensasjonsbeløpet VPS_{i1} viser hvor mye mer dette "gjennomsnittlige" forbruket vil koste som følge av skatteomleggingen. Kompensasjon i prosent beregnes som forholdet mellom kompensasjonsbeløpet VPS_{i1} og den tilhørende totalutgiften.

Metode 4

Kompensasjonsbeløpet beregnes her etter formelen

$$(4.3.6.5) \quad VPSS_{i1} = \sum_j XPS_{j11} \cdot P1_j \cdot (1 + DP12_j) - YF_i$$

som kan omformes til:

$$(4.3.6.6) \quad VPSS_{i1} = \sum_j XPS_{j11} \cdot P2_j - YF_i$$

der

$VPSS_{i1}$ er kompensasjonsbeløp for husholdningstype 1 med totalutgift nr. i, beregnet etter metode 4

YF_i er totalutgift nr. i.

Metoden tar altså utgangspunkt i det anslåtte forbruksmønsteret i beregningsåret, etter skatteomlegging og kompensasjon. Differansen mellom verdien av dette forbruket, målt i beregningsårets priser etter skatteomlegging, og totalutgiften før skatteomleggingen utgjør anslaget for kompensasjonsbeløp etter metode 4. Størrelsen $VPSS$ svarer til den som er kalt $K1$ i avsnitt 2.2. En fordel med metode 4 i forhold til metode 2 er at metode 4 innebærer et forsøk på å ta hensyn til substitusjonsvirkninger i konsumet som følge av prisendringene. Ulempen er imidlertid at vi må trekke inn usikre anslag for slusky-elasticitetene. Dessuten vil antakelsen om konstante slusky-elasticiteter være en brukbar tilnærming bare ved små prisendringer. Ved større prisendringer må det imidlertid antas at substitusjonsvirkningene kan bli betydelige, og da vil metode 2 også gi mangelfulle anslag på kompensasjons-

beløpene. Alt i alt tilsier dette at modellen ikke er brukbar for å analysere fordelingsvirkninger av store prisendringer, men det er vanskelig å si noe sikkert om hvor grensen går.

Som kjent er kompensasjonsbeløp beregnet etter "Laspeyres-metoden", dvs. metode 2, en øvre grense for det "sanne" kompensasjonsbeløpet K , jfr. avsnitt 2.2. (Se også Bjørn (1975), formel (2.8)). Av dette følger at VPSS vil ligge under VP, for alle sammenfallende kombinasjoner av husholdningstype og totalutgift. VPS, som er et slags gjennomsnitt av de to første, vil ligge et sted imellom.

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 akkurat samme prosentsats, se Rødseth (1982), avsnitt 4.2. 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 , dvs. at $DP12_j = k$, $j = 1, \dots, 41$. Da får vi at

$$V_{i1} = \sum_j X_{ji1} DP12_j = k \cdot \sum_j X_{ji1} = k \cdot \frac{YF_i}{UIND}$$

$$VP_{i1} = \sum_j XP_{ji1} \cdot P1_j \cdot DP12_j = k \cdot \sum_j XP_{ji1} \cdot P1_j = k \cdot YF_i$$

Dette viser at metodene 1 og 2 er homogene av grad 1 i prisene.

Når det gjelder metodene 3 og 4, skal vi først se på virkningen på XPS_{ji1} av en proporsjonal endring i alle priser. Fra (4.3.6.4) har vi at

$$\begin{aligned} XPS_{ji1} &= XP_{ji1} \left(1 + \sum_k ES_{jkil} \cdot DP12_j \right) \\ &= XP_{ji1} \left(1 + k \sum_k ES_{jkil} \right) = XP_{ji1} \end{aligned}$$

da $\sum_k ES_{jkil} = 0$, se Serck-Hanssen (1975), formel (V.15).

Ved å sette $XPS_{ji1} = XP_{ji1}$ inn i uttrykkene for VPS_{i1} og $VPSS_{i1}$, får vi at

$$\begin{aligned} VPS_{i1} &= \sum_j \frac{1}{2} (XP_{j1} + XPS_{j1}) \cdot P1_j \cdot DP12_j \\ &= k \sum_j \frac{1}{2} (XP_{j1} + XP_{j1}) P1_j = k \sum_j XP_{j1} P1_j = k \cdot YF_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} VPSS_{i1} &= \sum_j XPS_{ji1} \cdot P1_j (1 + DP12_j) - YF_i \\ &= (1 + k) \sum_j XP_{ji1} \cdot P1_j - YF_i \\ &= (1 + k) YF_i - YF_i = k \cdot YF_i \end{aligned}$$

som viser at også metode 3 og 4 gir kompensasjonsbeløp som er homogene av grad 1 i prisene.

5. VIDERE ARBEID MED INSIDENS

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

Overveltning av avgifter og subsidier

Når modellen benyttes til å beregne fordelingsvirkninger av endringer i avgifts- og subsidiesatser på grunnlag av spesifiserte endringer i disse satsene, må vi eksogent anslå overveltningen. Vanligvis forutsettes full overveltning, men det er teknisk ikke noe i veien for å forutsette bare delvis overveltning og endog "differensiere" overveltningsforutsetningene for de enkelte varene og tjenestene. Grunnen til at overveltningsgraden må fastsettes "utenfor" modellen, er at vi ikke har noen mer kvalifiserte gjetninger om hvordan overveltningen skjer. Dersom vi hadde det, ville det være en smal sak å ta hensyn til dette i modellen. En nærmere undersøkelse av overveltning 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 overveltningsgrad 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 overveltningsgrad, men har også andre årsaker. Dette kommer jeg tilbake til seinere.

Varige forbruksgoder

En annen stor svakhet ved INSIDENS-modellen, er at den behandler varige og ikke-varige forbruksgoder likt. Modellopplegget i INSIDENS passer best for ikke-varige goder, der lagervariasjoner og beholdning generelt ikke spiller noen særlig rolle. Når det samme opplegget 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 modellopplegget 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 forbruksgoder er det i analysegruppa i den seinere tid, særlig i forbindelse med KVARTS, utført endel teoretisk og empirisk nybrottsarbeid. Det er bl.a. konstruert tilbakegående serier for beholdning av biler og andre varige forbruksgoder, og det er forsøkt estimert et modellopplegg som tar eksplisitt 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 overveltningsgrad, som gjør overgangen fra avgifts-/subsidieendringer til endringer i vareprisene usikker. Selv om vi forutsetter full overveltning 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 subsidiesatsene 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 beregningsopplegget 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 lepestift 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 skatteforskningsgruppen kan konsentrere seg om fordelingsvirkningene av de gitte prisendringene. Spesifiseringen av prisendringene blir da oppdragsgiverens ansvar. Her kan det selvsagt stilles spørsmål om hvem som er best skikket til å bestemme hvordan avgifts-/subsidieendringer "sprer" seg til prisene på de enkelte varer og tjenester, og i hvilken grad skatteforskningsgruppen burde bygge opp kompetanse på dette området. Dette tas det ikke stilling til her.

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 behovs-uavhengige 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 behovs-uavhengighet). 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 arsskiftet 1981/82, mens kokesjokolade er belagt med en annen avgiftssats.

Testing av estimeringsresultatene

Under arbeidet med dette dokumentasjonsnotatet 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 dermed 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 den nåværende modellversjonen 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.

VAREGRUPPERING I BEREGNINGSOPPLEGGET

Varegruppe nr.	Omfatter følgende varegrupper i forbruksundersøkelsene 1979, -80 og -81	Vare- og tjenestegruppe
01	001, 002, 003, 004, 005	Mjøl, gryn og bakervarer
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, grammofonplater mv. og blomster
35	721, 722, 723, 724, 726	Offentlige forestillinger, TV- og radio-lisens, 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, toalettåpe 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 tjenester

Som nevnt i avsnitt 4.3.3. gir modellen også enkelte resultater etter en aggregert vareinndeling. Forbindelsen mellom disse aggregatene og de 41 vare- og tjenestegruppene er som følger:

Aggregert varegruppe nr.	Omfatter følgende vare- og tjenestegrupper i INSIDENS
100	01, 02, 03, 04, 05, 06, 07, 08, 09, 10, 11, 12, 13
101	14, 15, 16, 17
102	18, 19, 20
103	21, 22, 23
104	24, 25, 26, 27
105	28
106	29, 30, 31, 32
107	33, 34, 35, 36, 37
108	38, 39, 40, 41

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

Yrkesstatus:

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

EKSEMPLER PÅ MODELL-INPUT

I dette vedlegget presenteres eksempler på innhold og utforming av de INSIDENS-filene som krever størst oppmerksomhet fra modellbrukeren. De øvrige filene med nødvendig input blir enten oppdatert løpende, eller endres bare ved større revisjoner av modellen, jfr. avsnitt 4.2.

SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/DATA

```

09060783010011
0406
  40000 50000 60000 70000 80000 90000 100000 125000 150000
  15200
  15200
1718 ALLE ALLE
001 EKSEMPEL PÅ MODELL-INPUT
0
37020000001
1 30
1
0.2 0.2
-0.450 0.0
2 50
1
0.2 0.2
-3.01 -5.15 0.0 0.0
4 6
1
0.2 0.2
-1.94 -2.02 -2.02 -1.06 0.0 0.0 0.0 0.0 0.0 0.0 0.0
11 0.167

```

I første linje angis at beregningene skal utføres for 9 utgiftsnivåer og de 6 "vanlige" husholdningstypene. Beregningstidspunktet skal være juli 1983. Bare kompensasjonsbeløpsberegninger etter metode 2 ønskes skrevet ut. Videre ønskes utskrevet resultater for beregning av budsjettandeler og utgiftselastisiteter både i basis- og beregningsår.

På neste linje angis at beregning av budsjettandeler og utgiftselastisiteter i basis- og beregningsår ønskes utført for én kombinasjon av husholdningstype og utgiftsnivå, nemlig husholdningstype 04 (ektepar med 2 barn) og utgiftsnivå nr. 6 (90000 i dette eksemplet).

Deretter angis de 9 ulike utgiftsnivåene, i dette eksemplet 40000, 50000, 60000, 70000, 80000, 90000, 100000, 125000 og 150000 kr. På neste linje oppgis ønsket vekst i utgiftsnivåene fra basis- til beregningsår, til 1.52, dvs. 52 prosent vekst. Siden det bare er oppgitt én vekstfaktor, skal denne gjelde for alle utgiftsnivåene. På linjen under oppgis prisindeksen i beregningsåret (og -måneden) for varegruppe 41. Den er her satt lik 1.52, dvs. at veksten i prisindeksen for varegruppe 41 er satt lik veksten i utgiftsnivåene (som i dette tilfellet også er lik veksten i konsumprisindeksen).

På neste linje spesifiseres at beregningene ønskes utført for alle typer yrkesstatus og boligstrøk, ved å oppgi kodene 17 og 18. Videre spesifiseres betegnelsen "ALLE" både for yrkesstatus og boligstrøk, og disse kommer med i tabelloverskriftene. På linja under angis at tabelloverskriftene videre skal inneholde alternativnummeret "001" og teksten "eksempele på modell-input". 0-en på neste linje angir at det ikke ønskes mer tabelltekst.

På neste linje angis hva slags endringer som skal foretas for de ulike vare- og tjenestegruppene:

```

01:    beregning etter metode 1
02:    "      "      "      5
03:    Ingen endring
04:    Direkte innlesing av subsidier/avgifter pr. enhet av representantvarene
05 - 10: Ingen endring
11:    Direkte innlesing av endring i varegruppens prisindeks
Resten av gruppene: Ingen endring

```

De 4 neste linjene gir data for varegruppe 01. Først oppgis varegruppenr. (1) og antall representantvarer (30). Deretter angis at momssatsen skal være lik for alle representantvarene, dvs. variabelen MR settes lik 1. På neste linje angis momssats før og etter endring. I dette tilfellet skal momssatsen være 0.2 i begge tilfeller. På neste linje oppgis subsidiesats før og etter endring. Subsidiesatsen før endring er 0.45 (som nevnt tidligere leses subsidier inn som negative tall). Etter endring skal subsidiesatsen være 0.0. Dette innebærer altså at vi fjerner melsubsidiene.

De neste 4 linjene gir data for varegruppe 02. Det oppgis varegruppenr. (2), antall representantvarer (50), momssatsen settes lik for alle representantvarene (1), momssats før og etter endring (0.2 og 0.2), og til slutt subsidiesatser før og etter endring. Før endring er subsidiesatsen for storfe 3.01 og på sau 5.15. Etter endring er begge subsidiesatser 0.0. Dette innebærer altså at vi fjerner subsidiene på kjøtt.

De neste 4 linjene gir data for varegruppe 04. Det oppgis varegruppenr. (4), antall representantvarer (6), momssatsen settes lik for alle representantvarene (1), momssats før og etter endring (0.2 og 0.2), og til slutt subsidiesatser før og etter endring. Før endring er subsidiesatsene 1.94, 2.02, 2.02, 1.06, 0.0 og 0.0. Etter endring er alle subsidiesatsene 0.0. Dette innebærer altså at vi fjerner subsidiene på melk.

Den siste linjen gjelder varegruppe 11, og angir varegruppenr. (11) og relativ endring i prisindeks (0.167). Dette innebærer altså at prisindeksen for poteter og varer av poteter skal øke med 16.7 prosent.

SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/BASIS

```

4 6
1.8069 1.5268 1.4436 3.7924 9.9370 3.0615
10.8 1.1 1.3 0.1 4.4 0.1
0
5 14
19.1710 19.2416 18.7300 25.3286 3.5387 4.6646 24.7552 20.3986
19.9693 17.6227 21.5548 4.3583 5.2274 19.2022
3.0 0.8 2.0 0.7 0.1 0.2 0.2 0.8 0.2 0.3 0.3 0.2 0.1 6.6
1
1.0 1.0 1.0 1.0 0.16 0.125 1.0 1.0 1.0 1.0 1.0 0.125 0.125 0.0
6 2
7.1080 7.1245
1.6 0.4
1
0.5 0.5
7 4
3.0152 4.1787 3.4183 9.6263
1.9 0.6 1.5 0.3
1
0.5 0.0 0.5 0.0
12 9
3.4879 2.6247 10.3490 41.8022 24.7535 3.6652 8.5614 5.1851 13.7735
2.9 0.5 4.8 4.7 1.0 0.5 0.4 0.5 0.5
2
1.0 0.5 0.0 0.0 0.0 0.0 0.0 0.125 0.0
1. 1. 0. 0. 0. 0. 0. 2. 0.

```

Av plasshensyn er det her listet ut bare en del av filen, nemlig data for varegruppene 4, 5, 6, 7 og 12.

I den delen som gjelder varegruppe 4, angis i første linje varegruppenr. og antall representantvarer (6). På de to neste linjene oppgis hhv. basispriser og vekter i konsumprisindeksen for alle representantvarene. I neste linje angir 0 at det ikke benyttes beregningsfaktorer for denne varegruppen.

Neste del gjelder varegruppe 5. Først oppgis varegruppenr. og antall representantvarer, deretter basispriser og vekter i konsumprisindeksen for alle de 14 representantvarene. Ett-tallet i neste linje angir at det benyttes ett sett beregningsfaktorer for denne varegruppen. Som nevnt i avsnitt 4.3.2. består beregningsfaktorene her av vektene (i kg) til alle representantvarene, og de er oppgitt på neste linje.

For varegruppene 6 og 7 oppgis helt tilsvarende data som for varegruppe 5.

For varegruppe 12 oppgis først varegruppenr., antall representantvarer (9), basispriser og vekter i konsumprisindeksen for alle de 9 representantvarene. 2-tallet på neste linje angir at det benyttes to sett beregningsfaktorer for denne varegruppen. Som nevnt i avsnitt 4.3.2. består det første settet med beregningsfaktorer av representantvarenes vekter (i kg). Det andre settet med beregningsfaktorer består av tallkoder som angir hvilken av satsene som skal brukes til hver av representantvarene, jfr. avsnitt 4.3.2. De to første representantvarene har tallkoden 1, dvs. at sats 1 skal brukes for disse varene. Den nest siste representantvaren har tallkoden 2, dvs. at sats 2 skal brukes. Resten av representantvarene har ikke subsidier/avgifter; disse får derfor koden 0.

SSB/SSB03/FRSK\$J/EIN/INDEKS

82 94
 01 30
 217.7 199.6 157.7 224.8 180.1 141.4 130.2 162.8 136.1 149.2 135.3 110.9
 152.4 157.6 151.2 167.8 151.6 151.6 165.7 139.6 173.6 126.3 146.9 174.4
 172.3 130.4 173.1 136.4 137.2 132.7
 82 04
 02 50
 113.2 145.5 139.4 135.7 122.4 121.6 139.6 117.8 158.0 162.0 130.6 142.6
 147.8 173.2 161.5 165.8 153.1 144.4 129.7 156.2 117.5 133.4 130.7 144.6
 134.8 147.0 155.6 146.0 136.9 131.2 139.5 132.9 145.7 150.0 136.2 155.8
 113.1 100.7 125.8 118.5 134.0 165.3 130.6 149.1 125.4 147.8 117.4 113.3
 143.2 141.1
 82 04
 03 38
 156.6 203.3 151.2 129.4 107.1 188.3 166.0 113.3 164.1 211.0 128.2
 170.6 154.0 170.5 170.5 175.1 178.4 206.0 194.1 171.4 202.1 174.1 183.8
 161.9 155.1 196.4 179.7 159.3 115.7 137.9 197.9 183.6 134.7 127.3 140.7
 157.7 123.8 153.0

Også her er det av plasshensyn bare tatt med en del av filen, nemlig delene som gjelder varegruppene 01, 02 og 03.

I den delen som gjelder varegruppe 01 er det først oppgitt år og måned for indeksene, i dette tilfellet april 1982 (82 04). Deretter oppgis varegruppenr. (01) og antall representantvarer (30). Til slutt følger indeksene for alle representantvarene.

For de andre varegruppene er mønsteret akkurat det samme.

REFERANSER

- Barten, A.P. (1977): The systems of consumer demand functions approach: a review. *Econometrica*, vol. 45, no 1 (januar 1977).
- Biørn, E. (1971): 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.
- Cramer, J.S. (1971): *Empirical econometrics*. North holland/american elsevier, 1971.
- Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980): *Economics and consumer behavior*. Cambridge University Press, 1980.
- Rødseth, A. (1982): *Forelesingar i konsumentteori (førebel's utgåve)*. Sosialøkonomisk institutt, Universitetet i Oslo, november 1982.
- Serck-Hanssen, J. (1975): *Teorier for konsumentenes atferd*. Universitetsforlaget 1975.
- Statistisk Sentralbyrå (1981): *Forbruksundersøkelse 1977 - 1979*. NOS B 245. Statistisk Sentralbyrå.
- Statistisk Sentralbyrå (1984): *Forbruksundersøkelse 1980 - 1982*. NOS B 449. Statistisk Sentralbyrå.