

Randi Johannessen

Mikroindeksformel i konsumprisindeksen

Innhold

1. Bakgrunn og konklusjon	3
2. Levekostnadsindekser.....	4
2.1. Konsumentens tilpasning	4
2.2. Formler på mikronivå.....	6
2.2.1. Konstant substitusjonselastisitet (CES-funksjon).....	6
2.2.2. Geometrisk gjennomsnitt	7
2.2.3. Aritmetisk gjennomsnitt.....	8
2.3. Kjennetegn ved mikronivå	10
3. Substitusjon	11
3.1. Ulike former for substitusjon	11
3.2. Butikksubstitusjon.....	11
3.2.1. Forhold som kan redusere butikksubstitusjon.....	12
3.2.2. Empiriske undersøkelser	13
4. Valg av formel på mikronivå	14
4.1. Geometrisk eller aritmetisk gjennomsnitt ?.....	14
4.2. Effekter av ulike formler	15
4.3. Videre arbeid.....	16
Referanseliste.....	17
Vedlegg	
1. Konstruksjon og beregning av konsumprisindeksen	18
2. Avgrensning av prismaterialet.....	20
3. Estimert effekt av formelskiftet.....	22
De sist utgitte publikasjonene i serien Notater	23

1. Bakgrunn og konklusjon

Det har lenge pågått en debatt internasjonalt om skjevheter og målefeil som oppstår når en beregner konsumprisindekser. Det sentrale dokumentet i den internasjonale debatten om systematiske feil i utarbeiding av konsumprisindekser er Boskin-rapporten (Boskin 1996). Rapporten analyserer potensielle feilkilder i den amerikanske konsumprisindeksen gitt forutsetningen om at indeksen er en levekostnadsindeks. En generell omtale av ulike feilkilder i den norske konsumprisindeksen er blant annet gitt i Koht og Sandberg (1997).

Boskin-rapporten peker i all hovedsak på skjevheter som oppstår ved utilfredsstillende behandling av:

- Nye varer og kvalitetsendringer
- Nye utsalgssteder
- Inntekts- og substitusjonseffekter

I dette notatet vil vi se på skjevheter som oppstår som følge av *inntekts- og substitusjonseffekter*. En inntektseffekt forårsakes av at konsumenten bruker relativt mer av inntekten på spesielle konsumgrupper eller tjenesteområder enn tidligere og mindre på andre som følge av endret inntekt. Substitusjon som følge av endringer i relative priser inntreffer på forskjellige måter. Modellvalg på både mikro- og makronivå er avgjørende for å fange opp endret konsumentatferd.

Boskin-rapporten anbefaler bruk av en formel som bygger på et *geometrisk* gjennomsnitt av innsamlede priser for å redusere skjevheter som skyldes endret konsummønster. Statistisk sentralbyrå innførte geometrisk gjennomsnitt på det mest detaljerte nivået (mikronivå) i konsumprisindeksen i august 1999, og formelen benyttes per i dag på vel 60 prosent (målt som utgiftsandel) av materialet som inngår i konsumprisindeksen. Fram til august 1999 ble et *aritmetisk* gjennomsnitt av prisobservasjonene benyttet på hele prismaterialet. Beregninger viser at det på total- og hovedgruppenivå kun blir marginale forskjeller ved bruk av de to formlene. Hovedgruppene som skiller seg ut er grupper som består av varer med til dels store prisvariasjoner mellom ulike utsalgssteder. På aggregert nivå (makronivå) benyttes fremdeles Laspeyres formel som innebærer et veid aritmetisk gjennomsnitt av prisindekser med årlig skifte av vekter.

Formålet med notatet er å begrunne skiftet av formel på mikronivå. Notatet oppsummerer også deler av den internasjonale debatten som har pågått rundt valg av formel og endringer i konsummønsteret (substitusjonseffekter). Det er flere tilnærminger som vektlegges når valg mellom ulike mikroindeksformler skal begrunnes. I dette notatet vektlegges i all hovedsak en *økonomisk* tilnærming, det vil si en vektlegging av teorien om levekostnadsindekser.

I kapittel 2 vil den teoretiske forankringen til sanne levekostnadsindekser bli gjennomgått. Kapittelet presenterer også ulike mikroindeksformler. Kapittel 3 diskuterer nærmere ulike former for substitusjon. I kapittel 4 begrunnes formelvalget og hvordan formelskiftet har påvirket konsumprisindeksen.

2. Levekostnadsindekser

2.1. Konsumentens tilpasning

Utgangspunktet for konsumprisindeksen er teorien om en sann levekostnadsindeks. En levekostnadsindeks forutsetter en bestemt konsumentatferd¹ hvor to begrep er sentrale; preferanser og nytte. Teorien baseres på antakelsen om at en konsument ved en gitt endring i relative priser vil endre sin forbrukssammensetning. En slik atferd bygger på forutsetningen om bestemte preferanser som antas å være uavhengige og som ikke påvirkes av utenforliggende forhold, som for eks. reklame. Konsumentens totale nytte kan uttrykkes som funksjon av nytten av enkelte goder. På generell form er nyttefunksjonen gitt ved:

$$1. \quad U = U(q) = U(q_1, q_2, \dots, q_n)$$

hvor q er en vektor for konsumerte mengder av et sett med goder.

Gitt visse betingelser², vil det alltid eksistere en kontinuerlig funksjon $U(q)$ som representerer preferanseordningen slik at konsumenten vil velge ut den beste mengdekombinasjonen som maksimerer nytten $U(q)$.

Levekostnadsindekser forutsetter homotetiske preferanser som innebærer at nyttefunksjonen er en monotont økende transformasjon av en lineær homogen funksjon. Lineær homogen funksjon innebærer at $U(\lambda q) = \lambda U(q)$, noe som indikerer at konsumenten vil doble konsumet når inntekten doubles. I kapittel 2.2 vil 3 ulike modeller bygget på homotetiske preferanser bli gjennomgått.

Hvert individ maksimerer sin nyttefunksjon med en budsjettbetingelse som en realøkonomisk ramme.

Budsjettbetingelsen, Y , kan uttrykkes som:

$$2. \quad Y = \sum_{i=1}^n p_i q_i$$

hvor p og q er hhv. pris- og mengdevektorer for vare i og $i = (1, \dots, n)$, $n \in \mathbb{N}$ og $p = (p_1, \dots, p_n)$.

Det er vanlig å betrakte konsumentens valg som utgiftsminimering i stedet for nyttemaksimering, dvs. hva er den minste totale konsumutgift som er nødvendig for å oppnå et gitt nyttenivå.

Utgiftsminimeringsproblemet har kun en løsning for hver prisvektor p og hvert nyttenivå U slik at q_i blir en funksjon av p og U :

$$3. \quad q_i = h_i(p, U)$$

hvor h gir uttrykk for den kompenserte etterspørselsfunksjonen. Funksjonen viser hvordan etterspørselen vil variere med prisene dersom konsumenten samtidig får en inntektskompensasjon som er tilstrekkelig for å oppnå et gitt nyttenivå.

Ved å sette ligning 3 inn for q_i i ligning 2 får vi minimumsverdien av de totale konsumutgiftene uttrykt som en funksjon av prisvektoren p og det gitte nyttenivået U :

¹ Som konsument regnes et enkeltindivid eller en husholdning.

² En utledning av betingelsene for nyttefunksjonen, preferanser og levekostnadsindekser er f. eks. gitt i Rødseth (1985).

$$4. \quad Y = \sum_{i=1}^n p_i h_i(p, U) = c(p, U)$$

hvor c er levekostnadsfunksjonen og angir hvor stor totalutgift som er nødvendig for å oppnå et gitt nyttenivå til ulike prisvektorer.

Anta at prisvektoren i den første perioden (basisperioden) er p^0 og i andre perioden p^1 . Anta videre en konsument som i basisperioden har inntekt y^0 og konsum q^0 og oppnår nyttenivået U^0 . I andre periode er det tilsvarende y^1 , q^1 og U^1 . Levekostnadsindeksen utledes ved å ta utgangspunktet i den kompenserte tilpasning (hypotetiske) som er nødvendig for å fastholde nyttenivået U_0 . En sann levekostnadsindeks for en konsument gitt prisutviklingen fra basisperioden, 0, til periode 1 kan da uttrykkes:

$$5. \quad I = I(p^1, U) = \frac{c(p^1, U^0)}{c(p^0, U^0)}$$

Ligning 5 gir uttrykk for den endring i minimumskostnaden som er nødvendig for å opprettholde et gitt nyttenivå når prisene endrer seg fra periode 0 til 1.

Levekostnadsindeksen angir hvor konsumenten rent hypotetisk ville ha tilpasset seg i neste periode gitt at prisene endrer seg. Dette innebærer at en tenker seg en rent hypotetisk mengde varer og tjenester som konsument ville ha etterspurt gitt at konsumenten minimaliserer utgiftene ved å tilpasse seg til basisperiodens nyttenivå. Ettersom det ikke er mulig å anslå den hypotetiske etterspurte mengden av varer og tjenester kan ikke levekostnadsindeksen kalkuleres direkte. En prisindeks er derimot sammensatt av observerbare komponenter som priser og mengde. Prisindekser vil normal kun være en tilnærming til en sann levekostnadsindeks. Graden av avvik fra en sann levekostnadsindeks vil være avhengig av to faktorer:

- størrelsen på substitusjonselastisiteten
- størrelsen på de relative prisendringer

Dersom formålet er å konstruere den beste tilnærmingen til en sann levekostnadsindeks, innebærer dette kjennskap til den uobserverbare nyttefunksjonen (konsumentens preferanser). Som nevnt vil konsumenten gjennom substitusjon dra fordel av at enkelte varer er billigere enn andre på en slik måte at han kjøper relativt mer av de varer og tjenester som har steget relativt minst (eller falt relativt mest). Graden av substitusjon kommer til uttrykk gjennom substitusjonselastisiteten. Små relative prisforskjellene mellom godene gjør det mindre attraktivt å substituere seg bort fra de aktuelle godene som har prisendring. Nærmere omtale av ulike former for substitusjon er gitt i kapittel 3.1.

Empiriske undersøkelser tyder på at substitusjonselastisiteten på mikronivå vil variere fra 0 til godt over 1³ avhengig av hvilke goder som etterspørres. To spesialtilfeller hvor elastisiteten er lik 1 eller lik 0 har en sentral rolle i diskusjonen om mikroindeksformel. Det første tilfellet tar utgangspunkt i såkalte *Cobb-Douglas* preferanser og det andre tilfellet bygger på *Leontief* preferanser. I neste kapittel vil mikroindeksformler som bygger på ulike preferansemodeller bli gjennomgått.

³ Substitusjonselastisiteten skal egentlig uttrykkes i negative tall. For enkelthets skyld er det i notatet valgt å stryke minustegnet.

2.2. Formler på mikronivå

Det finnes flere ulike mål for gjennomsnitt som kan benyttes for å kombinere prisobservasjonene på mikronivå. De to mest kjente målene er geometrisk og aritmetisk gjennomsnitt⁴. Mikroindekser basert på disse to målene bygger på Cobb-Douglas preferanser og Leontief preferanser hvor substitusjonselastisiteten er hhv. 1 og 0. I tillegg eksisterer det såkalte konstant elastistetsfunksjoner, CES, som kan betraktes som en generalisering av disse to ytterpunktene. Under følger utledning av mikroindekser basert på ulike preferanseantakelser.

2.2.1. Konstant substitusjonselastisitet (CES-funksjon)

En CES-nyttefunksjon tar utgangspunkt i en substitusjonselastisitet som har konstant verdi og som er forskjellig fra 1 og 0. Elastisiteten antas å være lik mellom alle variantene av en bestemt vare og kjent på forhånd. Konstant substitusjonselastisitet innebærer at prisindekstallet vil være en konstant og dermed uavhengig av utgiftsnivåets høyde. Det vil si det samme som at det hersker utgiftsproporsjonalitet mellom prissituasjonen i to perioder. Dette gir en inntektselastisitet som er lik 1 og implisitt er godene inntektsnøytrale slik at etterspørselen etter et gode øker med en konstant når inntekten øker med samme konstant.

En generell CES-nyttefunksjon for vare i er gitt ved:

$$6. \quad U = \left[\sum_{i=1}^n w_i q_i^{-\beta} \right]^{-1/\beta} \quad w_i > 0, \beta > -1$$

hvor $\beta = \frac{1}{\sigma} - 1$ og $i = 1, \dots, n$

w : parameter som angir den relative andelen av etterspørselen etter vare i
 q : mengdevektor
 β : parameter som bestemmer verdien på den konstante substitusjonselastisiteten og
 σ : substitusjonselastisiteten

En veid indeks basert på en CES-funksjon for vare i kan uttrykkes ved:

$$7. \quad C = \left[\sum_{i=1}^n W_i^0 \left(\frac{P_i^1}{P_i^0} \right)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)}$$

Ved å ordne uttrykket for β i ligning 6 er den konstante substitusjonselastisiteten gitt ved $\sigma = \frac{1}{1+\beta}$.

Størrelsen på σ vil ha følgende samvariasjon med β :

$$\begin{array}{l} -1 < \beta < 0 \\ \beta = 0 \\ 0 < \beta < \infty \end{array} \quad \longrightarrow \quad \begin{array}{l} \sigma > 1 \\ \sigma = 1 \\ \sigma < 1 \end{array}$$

⁴ En mindre benyttet form for gjennomsnitt er harmonisk gjennomsnitt som ikke vil bli omtalt i dette notatet.

Verdien til σ kan være hvor som helst mellom 0 og ∞ , og jo større σ desto større er substitusjonelastiteten mellom godene. Spesialtilfellet hvor $\beta = 0$ gir en substitusjonelastisitet lik 1 (perfekt substitusjon), og som nevnt over forutsetter dette at konsumenten har Cobb-Douglas preferanser.

Dersom $\beta = 0$ vil CES-nyttefunksjonen definert ved ligning 6 være udefinert. Ved å ta grenseverdien⁵ til CES-nyttefunksjonen kan det vises at den vil nærme seg en Cobb-Douglas funksjon når β går mot 0:

For $\beta = 0$ reduseres ligning 6 til " $1^{-1/0}$ " som er ubestemt.

$$\text{Anta at } z = [w_i q_i^{-\beta}]^{-1/\beta} \text{ og } \ln z = -\frac{1}{\beta} \ln(w_i q_i^{-\beta})$$

Ved å undersøke grenseverdien følger det da at:

$$8. \quad \lim_{\beta \rightarrow 0} U = [w_i q_i^\beta]^{-1/\beta} = w_i q_i^\beta$$

som er forenlig med en Cobb-Douglas nyttefunksjon, se f.eks. Varian (1992).

Tilsvarende kan det vises at når β går mot uendelig vil substitusjonelastiteten gå mot 0 og vi nærmer oss en nyttefunksjon som bygger på Leontif-preferanser:

$$9. \quad \lim_{\beta \rightarrow \infty} U = [w_i q_i^\beta]^{-1/\beta} = \min\{q_i/w_i\}$$

2.2.2. Geometrisk gjennomsnitt

Det kan vises at en (veid) mikroindeks basert på en Cobb-Douglas nyttefunksjon for vare i kan uttrykkes (notasjon for vare i er utelatt):

$$10. \quad G(p^0, p^1, e^0) = \prod_{j=1}^n \left(\frac{P_j^1}{P_j^0} \right)^{\frac{1}{n} E_j^0}$$

hvor $E_j^0 = p_j^0 q_j^0 / \sum p_j^0 q_j^0$ er utgiftsandelen (budsjettandelen) for vare i fra utsalgssted j, og $j = 1, \dots, n$.

Det forutsettes at konsumenten tilpasser etterspurt mengde fra utsalgssteder slike at budsjettet for vare i benyttes fullt ut.

Anta at budsjettandelen, E_j , for vare i er konstant mellom utsalgsstedene innen en spesifikk region i periode 0. Ligning 10 reduseres da til:

⁵ Dette kan vises ved å benytte L'Hopitals regel, se f.eks. Sydsæther (1987).

$$11. \quad G = \prod_{j=1}^n \left(\frac{P_j^1}{P_j^0} \right)^{\frac{1}{n}}$$

Ligning 11 angir en mikroindeks som forutsatt konstant budsjettandel mellom utsalgsstedene og at substitusjonselastisiteten er lik 1 (dvs. at det eksisterer perfekt substitusjon mellom godene), kan baseres utelukkende på prisdata. Dette innebærer at etterspurt mengde av to varianter vil ved relative prisendringer, tilpasse seg slik at utgiftene til kjøp av den spesifikke varen holdes konstant. Med andre ord dersom en pris på en variant av et gode doubles mens prisen for andre varianter holdes konstant, vil etterspurt mengde av den aktuelle varianten halveres. Formelen har også den egenskapen at gjennomsnitt av prisrelativ og forholdet mellom gjennomsnittspriser i aktuell periode og basisperioden gir samme resultat. Sesongmessige utslag blir ofte noe kraftigere ved bruk av formel 11 enn ved bruk av andre mikroindeksformler.

Formelen gitt ved ligning 11 antas å være den beste tilnærmingen til en levekostnadsindeks når relative mengder av vare i etterspurt i ulike utsalgssteder påvirkes primært av endring i relative priser. Beregning av prisindekser starter med å kombinere prisobservasjoner i hensiktsmessige *stratum* på mikronivå. Den norske konsumprisindeksen stratifiserer prisobservasjonene for hver representantvare etter regioner. Landet er delt inn i 8 geografiske regioner, såkalte markeder. Stratum på mikronivå refererer seg derfor til et *vare-marked stratum*⁶, se vedlegg 1 for mer detaljert informasjon om beregning av konsumprisindeksen. For vare-marked stratum hvor etterspurt mengde endres invers av prisene men på en slik måte at totale budsjettandel for varen opprettholdes vil formel 11 være en forventingsrett estimator. Indekser beregnet etter denne formelen gir da den beste tilnærmingen til utviklingen i levekostnadene.

2.2.3. Aritmetisk gjennomsnitt

Aritmetisk gjennomsnitt er et mye benyttet i beregning av konsumprisindekser på både mikro- og makronivå. Formler som bygger på et aritmetisk gjennomsnitt er som nevnt over forenlige med såkalte Leontief-preferanser, det vil si faste koeffisienter hvor det ikke eksisterer substitusjon mellom godene. En nyttefunksjon som bygger på antakelsen om Leontief-preferanser er i kapittel 2.2.1 gitt ved:

$$12. \quad U = f(q_i) = \min\{q_i/w_i\}$$

Med basis i et aritmetisk gjennomsnitt kan det utledes to ulike formler for å beregne mikroindekser;

- Forholdet mellom aritmetiske gjennomsnittspriser i aktuell periode og basisperioden
- Aritmetisk gjennomsnitt av prisrelativer

Formelt kan disse formlene for vare i innen et vare-marked stratum uttrykkes som (notasjon for vare i er utelatt):

⁶ I internasjonal litteratur vil dette ofte bli omtalt som "elementary aggregate".

$$13. \quad A(p^0, p^1, q^0) = \frac{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n p_j^1 q_j^0}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n p_j^0 q_j^0} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n v_j^0 p_j^1}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n v_j^0 p_j^0}$$

$$14. \quad R(p^0, p^1, q^0) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{p_j^1 q_j^0}{p_j^0 q_j^0} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n v_j^0 \frac{p_j^1}{p_j^0}$$

hvor $v_j^0 = p_j^0 q_j^0 / \sum p_j^0 q_j^0$, $\sum v_j^0 = 1$ og $v_1 = v_2 = \dots = v_n$, dvs. den ukjente vekten (forbruksandelen) for hver prisobservasjon for vare i hos et gitt utsalgssted j.

Hvis det antas at prisendringer ikke påvirker etterspurt mengde slik at $q_1 = q_2$ dvs. at konsumenten uavhengig av prisendringer velger å opprettholde etterspurt mengde av vare i hos hvert utsalgssted j, reduseres (13) til en formel som kun bygger på prisdata:

$$15. \quad A = \frac{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n p_j^1}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n p_j^0}$$

Tilsvarende vil (14) reduseres:

$$16. \quad R = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{p_j^1}{p_j^0}$$

Ved relative prisendringer er konsumentens kostnadsminimerende strategi å endre sin forbruks-sammensetning for å oppnå et gitt nyttenivå. Hypotesen er at alt annet like (smak og realinntekt forutsettes konstant) vil konsumenten kjøpe mindre av godet hvor prisene har økt og mer av godene som relativt sett er blitt billigere. Formler som bygger på et aritmetisk gjennomsnitt bryter med denne antakelsen. Indekser som bygger på et aritmetisk gjennomsnitt vil derfor gi en skjev estimator i forhold til en sann levekostnad såfremt det eksisterer nære substitutter innen vare-marked stratumet.

Formel for aritmetisk gjennomsnitt vil falle sammen med en sann levekostnadsindeks kun dersom:

- konsumenten etterspør fast kvanta uavhengig av endringer i relative priser, dvs. at det ikke skjer noe form for substitusjon. I slike tilfeller vil nyttefunksjonen ha en form som bryter med betingelsen om strengt kvasikonkav nyttefunksjon.
- når alle priser endrer seg relativt like mye, dvs. beveger seg proporsjonalt.

I dette kapitlet har vi pekt på at sanne levekostnadsindekser forutsetter en bestemt konsumentatferd ved at konsumenten endrer sitt forbruksmønster ved relative prisendringer slik at et gitt nyttenivå opprettholdes. Det er også vist at formel for geometrisk gjennomsnitt gir rom for substitusjon mens formel for aritmetisk gjennomsnitt antar at konsumenten til tross for relative prisendringer ikke vil endre sitt forbruksmønster. Hvilken formel som gir den beste tilnærmingen til en sann levekostnadsindeks avhenger av i hvilken grad konsumenten faktisk benytter substitusjon for å opprettholde gitt nyttenivå. Substitusjon vil bli nærmere drøftet i kapittel 3.

2.3. Kjennetegn ved mikronivå

Mikronivå er kjennetegnet ved at det enten ikke eksisterer relevant vektinformasjon eller at tilgjengelig vektinformasjon er svært begrenset. Ønskelig vektinformasjon kan for eksempel være omsetning av det enkelte produkt fra et bestemt utsalgssted⁷. Beregning av mikroindekser bygger derfor som regel utelukkende på prisdata. Prisobservasjonene på dette nivået stratifiseres vanligvis etter region og i noen tilfeller også type utsalgssted.

På mikronivå kan enkelte stratum ha til dels store prisvariasjoner. Foruten sesongsalg, tilbud og andre midlertidige prisreduksjoner, kan dette skyldes metoden som benyttes for å stratifisere prismaterialet. Metoden for å stratifisere konsumprisindeksen i vare-marked stratum fører til at prisobservasjonene for representantvaren blir rapportert fra en rekke ulike *typer* utsalgssteder som foruten lavpriskjeder også omfatter små lokale butikker, spesialforretninger, kiosker og bensinstasjoner. De sistnevnte utsalgsstedene vil normalt ha et noe høyere prisnivå på en del varer i forhold til de store kjedene.

Kvalitetsforskjeller mellom varianter av samme vare innen et stratum kan også skyldes "løse" beskrivelser av representantvarene. I konsumprisindeksen er representantvarene spesifisert såpass generelt at utsalgsstedene ikke skal ha problemer med å finne produkt som passer inn. Dette medfører imidlertid at prisobservasjoner for enkelte representantvarer vil basere seg på produkt med til dels store kvalitetsforskjeller.

Skjevheter som skyldes kvalitetsforskjeller på varianter av samme vare innen et stratum kan reduseres på flere måter. En mulighet er å stratifisere ikke bare etter vare og geografi men også etter type utsalgssted. En slik stratifisering kan imidlertid resultere i få prisobservasjoner innen hver enkelt stratum slik at usikkerheten rundt estimatene blir for stor. Kvalitetsforskjeller grunnet "løse" beskrivelser av varer og tjenester kan også reduseres ved å utarbeide mer detaljerte beskrivelser for eksempel ved å angi merke, størrelse og andre spesifikke kjennetegn. Svært detaljerte beskrivelser kan imidlertid resultere i at enkelte oppgavegivere vil ha problem med å finne produkt som er representativ for den bestemte varen som det skal rapporteres pris på. Som nevnt i kapittel 2.2 vil egenskapene til ulike formeler være bestemmende for den effekten store prisvariasjoner innen et stratum påvirker konsumprisindeksen.

Det trekkes ofte sammenhenger mellom spredningen prisobservasjonene innen et vare-marked stratum og etterspørselastisiteten. Hypotesen er at prisspredningen er lav for produkter som er tilnærmet like, dvs. produkt hvor etterspørselastisiteten er høy. Tilsvarende antas det at høy prisspredning på observasjonene innen stratumet indikerer produkt med til dels store forskjeller slik at etterspørselastisiteten er lav. For produkt som er mye utsatt for ulike kampanjetilbud kan det eksistere både stor prisspredning samtidig som etterspørselastisiteten er høy. Dette indikerer at prisspredning på observasjonene innen et vare-marked stratum alene ikke er tilstrekkelig for å slå fast hvorvidt elastisitetene er høy eller lav.

⁷ Bruk av scannerdata kan gi relevant vektinformasjon på mikronivå for å håndtere denne type problemer. Statistisk sentralbyrå arbeider med å utvide omfanget av scannerdata i konsumprisindeksen.

3. Substitusjon

3.1. Ulike former for substitusjon

Konsumentens substitusjon forekommer på flere nivå og i ulike former;

Makronivå

- Mellom ulike varer innen en gruppe, f.eks. mellom farin og raffinade
- Mellom ulike grupper, f.eks. mellom sjokolade og iskrem

Mikronivå:

- Mellom ulike produktmerker
- Mellom ulike produktstørrelser
- Mellom ulike utsalgssteder (substitusjon i rom)
- Mellom ulike tidspunkt (substitusjon i tid)

Skjevhet som skyldes substitusjon refererer seg til differansen mellom en fastkurvindeks (Laspeyres prisindekser) som ikke fanger opp substitusjon og prisindekser som gir rom for slik substitusjon, såkalte superlative indekser. Skjevheter på makronivå oppstår fordi en Laspeyres prisindeks bygger på en fast vare- og tjenestekurv og dermed ikke fanger opp hvordan konsumentene endrer sin sammensetning av varer og tjenester når relative priser endres. Ved å regelmessig introdusere nye vekter (årlig) vil konsumprisindeksen gjenspeile endringer i forbruksmønsteret og redusere eventuelle skjevheter. Introduksjon av nye vekter kort tid etter at referanseperioden er avsluttet, bidrar også til å redusere skjevheter som skyldes substitusjon mellom varer/varegrupper. Statistisk sentralbyrå tar i bruk nye vekter i konsumprisindeksen 8 måneder etter at referanseperioden for registrering av forbruksandeler er avsluttet.

På mikronivå kan skjevhet i forhold til en sann levekostnadsindeks oppstå ved benyttelse av formler som ikke tar hensyn til at en kostnadsminimerende konsument bytter til et nært relatert men billigere produkt i samme utsalgssted eller til et annet nærliggende utsalgssted. I dette notatet avgrenses diskusjonen av substitusjon til mikronivå.

Prisendring på en gitt vare kan gi seg utslag i følgende;

- konsument utsetter kjøpet (substitusjon i tid)
- konsument velger å kjøpe et billigere merke med tilnærmet samme kvalitet

Dersom vi antar at konsumenten velger det siste kan dette gi seg utslag i at konsumenten velger et billigere merke med tilnærmet samme kvalitet i samme utsalgssted eller i alternative utsalgssteder (butikksubstitusjon) hvor samme produkt eller tilsvarende varianter er tilgjengelig til lavere pris. Substitusjon mellom merker og størrelser skal fanges opp av oppgavegiver som er pålagt til enhver tid å velge det produktet som omsettes mest. Butikksubstitusjon er derimot vanskeligere å fange opp.

3.2. Butikksubstitusjon

Den typen butikksubstitusjon som dette notatet referer til er konsumentens skifte av utsalgssted når han står overfor ulike priser på identiske eller tilnærmet identiske varianter av samme vare. Et typisk trekk ved forbrugsgoder er at det eksisterer en rekke ulike produkt med tilnærmet lik kvalitet som tilbys i en rekke ulike utsalgssteder. Forhold som er av betydning når konsument velger utsalgssted er blant annet beliggenhet, åpningstider, markedsføring, vareutvalg og service. Ved relative prisendringer

er det grunn til å anta at konsumentene substituerer seg over til andre typer utsalgssteder noe som medfører at produktene fra de nye utsalgsstedene skal reflektere høyere omsetning. Den form for butikksubstitusjon som omtales i dette notatet kan gi opphav til skjevheter på detaljert nivå dersom metoden for å kombinere prismaterialet ikke fanger opp konsumentens reaksjonsmønster ved relative prisendringer.

I praksis eksisterer det ikke tilstrekkelige informasjon om prisfastsettelsen for det bestemte produktet i det enkelte utsalgssted eller hvilke betydning det enkelte utsalgssted har for konsumenten med hensyn på et bestemt produkt. Statistisk sentralbyrå arbeider med ulike former for bruk av scannerdata som blant annet gir pris og omsetningstall for produktene som omsettes i en spesifikk forretning. Dette datamaterialet kan gi en indikasjon på substitusjon mellom ulike produkt innen en spesifikk forretning, men populasjonstall er nødvendig for å slå fast endringer i handlemønsteret mellom spesifikke forretninger. I fremtiden vil bruk av scannerdata ha et større omfang enn i dag, noe som kan gi relevant vektinformasjon på mikronivå for å håndtere denne type problemer.

Substitusjon mellom ulike typer utsalgssteder fanges delvis opp i konsumprisindeksen ved årlig rullering av bedriftsutvalget. Normalt antas det at utsalgssteder med lavere priser vil tiltrekke seg flere kunder og selge mer, noe som vil gi økt omsetning. Skjevheter som skyldes at konsumenten skifter over til lavprisdetaljister skal fanges opp ved den årlige justeringen av bedriftsutvalget der bedriftene trekkes med en sannsynlighet proporsjonal med omsetning. Bedriftsutvalget i konsumprisindeksen baseres på en populasjon definert i Bedrift- og Foretaksregisteret (BOF). Dersom bedriftsutvalget skal fange opp endret butikkstruktur krever dette at kjennetegnene i BOF er av god kvalitet og spesielt bør omsetning til enhver tid være oppdatert.

3.2.1. Forhold som kan redusere butikksubstitusjon

Detaljhandelen er karakterisert ved at små uavhengige forretninger de siste 20 årene har blitt tilknyttet/kjøpt opp av store kjeder. Disse kjedene har ofte et noe smalere varesortiment enn butikker med høyere priser. Enkelte lavpriskjeder tilbyr også egne merkevarer i stedet for de kjente merkevarene som kan være en måte å oppnå trofaste kunder på. Også mote, stil, kvalitet og merkeloyalitet er viktige bestemmende faktorer for hvor mye konsumenter er villige til å betale for produkter. Såkalte snobbeeffekter som innebærer at (høy) pris oppfattes som et signal om høy attraktivitet/kvalitet kan også undertrykke faktisk butikksubstitusjon.

Det er også blitt hevdet at prisforskjeller mellom høypris- og lavprisbutikker skyldes forskjeller i servicen som butikken tilbyr og at konsumenten vil opprettholde etterspurt mengde i et utsalgssted preget av høye priser fordi bedre service betraktes som en form for kompensasjon. På den annen side må det antas at dersom konsumentene substituere seg mot billigere utsalgssteder, må dette reflektere at konsumenten føler at lavpriskjedene gir mer for pengene. Antakelsen om at prisforskjeller mellom ulike butikker i sin helhet skyldes forskjell i service er nok en noe streng antakelse ettersom rabattbutikkene har økt sin markedsandel⁸. Innslaget av lavpriskjeder som har blitt etablert de siste årene samt tall som viser omsetningen i forhold til butikker med høyere priser taler for at det eksisterer en viss butikksubstitusjon. Dersom prisvariasjoner for samme vare innen et stratum skyldes ulik service, vil stratifisering etter type utsalgssted redusere slik variasjon.

Dersom substitusjon skal være mulig, må konsumenten ha mulighet til å kjøpe et produkt av tilnærmet samme kvalitet i et *nærliggende* utsalgssted. Utvalgsplanen som benyttes i konsumprisindeksen innebærer at de geografiske markedene er nokså vide i geografisk utstrekning. Selv om nære substitutter er tilgjengelig i andre utsalgssteder innen markedet, kan avstanden mellom utsalgsstedene være såpass stor at dette kan undergrave konsumentens mulighet for substitusjon mellom utsalgssteder.

⁸ Tall fra AC-Nielsen viser at kjedene Rimi og Rema begge har omtrent dobbelt så høy markedsandel i forhold til andre typer kjeder som Spar, ICA og Meny.

Ulike former for bonuskort som florerer i dagligvaremarkedet kan også undergrave substitusjon mellom utsalgssteder. Hovedformålet med disse kortene er å få konsumentene til samle sine innkjøp hos butikkjeder som har sluttet seg til ordningen. Ulempen med slike kort er at det gjør det vanskeligere for konsumentene å finne ut hva en vare egentlig koster og å sammenligne priser mellom utsalgssteder. Foreløpig er 3 ulike kort i omløp; Domino, Trumf og NKL (Norges Kooperative Landsforbund). Tall viser at over 1 million nordmenn har skaffet seg slike kort og at vel 3 millioner kort er i omløp. Slik kortene i dag er utformet, har konsumentene frihet til å velge å skaffe seg alle kortene eller la være å anskaffe seg slike kort. Det er foreløpig lite som tyder på at kortene har påvirket konsumentene til å handle i bestemte butikkjeder. Det faktum at 3 millioner kort er i omløp understreker at de som har skaffet seg kort har valgt å ta imot alle noe som tyder på at formålet med kortene ikke har slått til. Dersom kortene i framtiden blir utformet på en slik måte at butikkjedene "låser" kundene til seg ved lojalitetsrabatter, det vil si at rabattene stiger med andelen konsumenten kjøper av en bestemt vare, er det mer sannsynlig at slike kort vil gjøre butikksubstitusjon mindre utbredt.

3.2.2. Empiriske undersøkelser

Normalt er det er grunn til å forvente en høyere substitusjonselastisitet på mikronivå sett i forhold til et mer aggregert nivå. Årsaken til dette er at produktene på dette nivået er nærere substitutter sammenlignet med gruppenivå. Kaffe fra ulike produsenter vil for eksempel være nærere substitutter enn svinekjøtt holdt opp mot fisk. Coca-cola i utsalgssted A vil være et nært substitutt til Coca-cola i utsalgssted B, mens brus og juice ikke er opplagte substitutter.

Foreløpig finnes det lite empiri som stadfester omfanget av substitusjon. Det er derfor vanskelig å avgjøre hvorvidt konsumenten faktisk substituerer mellom utsalgssteder. Undersøkelser⁹ fra USA som kartlegger i hvilke dagligvarebutikker husholdningen foretar sine innkjøp, viser at det eksisterer store prisforskjeller for produkt av tilnærmet lik kvalitet mellom ulike typer utsalgssteder. Stor pris-spredning for en gitt representantvare kan tyde på at produktene valgt av forretningene er såpass forskjellig at de ikke kan betraktes som substitutter og tilnærmet like i kvalitet.

Undersøkelser gjennomført av Hausman (1997) og Reinsdorf (1996) på ulike merker av henholdsvis frokostblandinger og kaffe slår fast at det eksisterer positiv substitusjonselastisitet på ulike merker blant slike varer. Funnene tyder på at elastisitetene mellom produktene er nær 1 eller større.

En analyse av substitusjonselastisiteten på et noe mer aggregert nivå er gjennomført av Edgerton og andre (1996). Undersøkelsen tar for seg etterspørsel etter mat i de nordiske landene basert på nasjonalregnskapstall for perioden 1963 - 89. Resultatet av undersøkelsen viser at det selv på et aggregert nivå eksisterer positiv substitusjonselastisitet. Tallmaterialet tyder på at substitusjonselastisiteten mellom "nødvendighetsgoder" som melk, ost og egg er noe lavere enn mellom ulike typer kjøtt, mineralvann, etc. Det er imidlertid til dels store forskjeller mellom landene.

⁹ Resultatet bygger på Point-of-purchase undersøkelsene som benyttes for å trekke butikkutvalget, samt utlede forbruksandeler på detaljert nivå i den amerikanske konsumprisindeksen.

4. Valg av formel på mikronivå

4.1. Geometrisk eller aritmetisk gjennomsnitt ?

Aritmetisk gjennomsnitt av prisrelativene, definert ved ligning 16, har ikke vært benyttet som hovedformel i konsumprisindeksen. Den var imidlertid benyttet i den amerikanske konsumprisindeksen fram til 1998, noe som kan forklare hvorfor overgang til geometrisk gjennomsnitt på mikronivå gav relativt klare effekter på totalindeksen. Retningslinjene for beregning av den harmoniserte konsumprisindeksen¹⁰ tillater heller ikke bruk av denne formelen som hovedformel. Formel 16 kan i enkelte tilfeller implisitt gi høyere vekt til lave priser fordi samme nominelle økning i prisene gir større prosentvis endring på lavere priser. Formel 16 gir en skjev estimator av den sanne prisutviklingen så fremt det ikke er korrelasjon mellom vektene og prisrelativene. Ettersom vektinformasjon på mikronivå ikke er tilgjengelig, er det vanskelig å si noe sikkert om kovariansen mellom vekter og prisrelativer. Indeks beregnet etter formel 16 vil i tilfeller med store prisrelativ og stor varians i prisrelativene føre til overestimering i forhold til formel 11 og 15. Innen vare-marked stratum hvor det er høy prisvariens kan imidlertid (16) være en hensiktsmessig formel fordi den ikke implisitt veier dyre produkt mer enn billige produkt.

CES-funksjonen bygger på antakelsen om at substitusjonselastisiteten er den samme for alle varianter av samme vare (mikronivå) og alle varer (makronivå). Dette er en streng antakelse som neppe er holdbar på makronivå. Elastisiteten mellom kylling og biff er mest sannsynlig større enn mellom kylling og et klesplagg. En slik antakelse vil føre til at endringer i relative priser på nære substitutt gir for høyt bidrag til endringer i levekostnadene, mens endringer i relative priser på ikke nære substitutter bidrar for lite. På mikronivå synes derimot antakelsen å være noe mer plausibel. Indekser basert på en CES-funksjon krever imidlertid eksakt kjennskap til substitusjonselastisiteten og er per i dag ikke et reelt alternativ. Valget står derfor mellom valg av geometrisk gjennomsnitt og forholdet mellom aritmetisk gjennomsnitt i aktuell periode og basisperioden, definert ved henholdsvis ligning 11 og 15.

Som nevnt er ikke relevant vektinformasjon i form av omsatt mengde eller utgiftsdata for hvert produkt på utsalgsnivå tilgjengelig slik at mikroindeksene i konsumprisindeksen estimeres kun basert på prisdata. Valg av formel på mikronivå må derfor bygge på vurderinger av konsumentatferden, det vil i praksis si substitusjonselastisiteten. Ved å anta at sammenhengen mellom substitusjonselastisiteten, σ , og "korrekt" indeksformel er gitt ved ligning 7, må det gjøres antakelser om størrelsen på σ for ulike varer og tjenester i konsumprisindeksen. I kapittel 2.2 ble det vist at dersom vi antar at konsumenten har Cobb-Douglas preferanser ($\sigma = 1$), så vil formel for geometrisk gjennomsnitt gi den beste tilnærmingen til en sann levekostnadsindeks. Dersom konsumentens preferanser forventes å være forenlig med Leontief-preferanser ($\sigma = 0$), vil formel for aritmetisk gjennomsnitt gi den beste tilnærmingen. Det er grunn til forvente at σ for normale goder ligge et sted mellom disse to ytterpunktene. Formel 15 som ikke gir rom for substitusjon, er mest hensiktsmessig i de tilfeller hvor det er lav etterspørselastisitet mellom godene. Lav etterspørselastisitet omfatter varer og tjenester hvor det ikke eksisterer nære substitutt mellom ulike utsalgssteder innen et avgrenset geografisk område. Formel 11 er mest hensiktsmessig overfor produkt som er relativt homogene i kvalitet når nære substitutt eksisterer innen et marked.

Avgjørende for valg av formel 11 eller 15 er å bestemme hvilke av de to formlene som bygger på mest realistiske antakelsene om substitusjonselastisiteten mellom ulike produkt som inngår i konsumprisindeksen. Begge formlene bygger på svært restriktive forutsetninger om konsumentens preferanser. Etterspørselen etter et bestemt gode vil ikke uten videre reduseres med halvparten som følge av en

¹⁰ Indeks som er utviklet for internasjonale prissammenlikninger.

dobling av prisen slik som Cobb-Douglas preferanser forutsetter. På den annen side er det urealistisk å anta at konsumenten etterspør alle varer og tjenester i faste kvanta slik som Leontief preferanser bygger på.

Formler som bygger på et aritmetisk gjennomsnitt av prisene tar ikke hensyn til at konsumentene vil dra nytte av at noen varer relativt sett er billigere og derfor velge andre produkt/utsalgssteder. Dette er et brudd med forutsetningene som legges til grunn for en sann levekostnadsindeks. Formel 15 tendere også til å overestimere prisutviklingen i forhold til formel 11 fordi prisendringene er veid med prisnivået, det vil si at produkter som koster mest også veier mest. Formelen som bygger på et geometrisk gjennomsnitt reflekterer substitusjon ved relative prisendringer fordi den antar faste budsjettandeler og tillater etterspurt kvantum å variere. Internasjonalt antas det derfor at bruk av geometrisk gjennomsnitt i større grad gjenspeiler en levekostnadsindeks.

Selv om det ikke foreligger tilstrekkelig empiri som stadfester butikksubstitusjon, viser undersøkelser at det foreligger et potensiale til butikksubstitusjon ved at prisene på produkt av tilnærmet lik kvalitet er forskjellig i ulike typer utsalgssteder. Omsetningstall viser at lavpriskjedene har store markedsandeler i forhold til utsalgssteder med høyere priser, noe som også indikerer at konsumentene substituerer seg mot billigere utsalgssteder.

Den økonomiske tilnærmingen er på ingen måte uttømmende og bygger som nevnt på strenge antakelser om konsumentens preferanser. Et annen kjent tilnærming er den *aksiomatiske* tilnærmingen som sier noe om hvilke egenskaper prisindeksene basert på de ulike formlene bør oppfylle. De mest kjente er Fishers 6 aksiom, se nærmere omtale i Dalen (1991) og Diewert (1995). Av de 3 formlene er det kun mikroindekser kalkulert etter formel 11 som oppfyller samtlige av disse testene. Den aksiomatiske tilnærmingen gir imidlertid heller ikke endelige holdepunkt for hvilken formel som er mest hensiktsmessig på mikronivå.

Tester på materialet som inngår i konsumprisindeksen basert på henholdsvis en *additiv* og *multiplikativ* modell viser at det geometriske gjennomsnittet er mer robust overfor ulike modellantakelser og støy enn det aritmetiske gjennomsnittet. Dette understreker at formel for geometrisk gjennomsnitt er et mer hensiktsmessig valg når det ikke er klart hvilken modell som passer best til prismaterialet. Nærmere omtale av testene, se Klungsøyr (2000).

Statistisk sentralbyrå har valgt å bruke formel 11 på detaljert nivå i beregning av konsumprisindeksen. Formelen forutsetter som nevnt substitusjon mellom ulike produkt og er derfor forenlig med forutsetningene i den økonomiske tilnærmingen som ble lagt til grunn i kapittel 2.1 Statistisk sentralbyrå anser bruk av geometrisk gjennomsnitt som en bedre tilnærming til en sann levekostnadsindeks og dermed formålet til konsumprisindeksen.

Selv om substitusjon på mikronivå synes å være en rimelig antakelse, vil det for en del tjenester derimot være plausibelt å ikke anta butikksubstitusjon. I underkant av 40 prosent av det totale prismaterialet (angitt ved forbruksandeler) i konsumprisindeksen skal ikke omfattes av geometrisk gjennomsnitt. Representantvarene som utelates er hovedsakelig ulike tjenester som ikke har nære substitutter eller hvor etterspørsel ikke påvirkes av faktorer som fører til butikksubstitusjon. Avgrensingen av prismaterialet er gitt i vedlegg 2.

4.2. Effekter av ulike formler

For å kartlegge effekten av formelskiftet er det gjort egne beregninger fra august 1999 til og med desember 2000 med bruk av aritmetisk gjennomsnitt på hele prismaterialet. En sammenligning av disse resultatene og de publiserte indeksene, viser at omleggingen har hatt liten effekt på utviklingen i den totale konsumprisindeksen. Differansen i indeksverdiene ligger mellom 0 og 8 hundredeler. Avrundes tidsseriene ned til en desimal slik konvensjonen er i konsumprisindeksen, blir totalindeksen

hvor formel 15 er lagt til grunn lik den publiserte indeksen i 13 av de 17 månedene fra august 1999 til desember 2000. Avrundingen gjør at det oppstår en forskjell på en tiendedel i de 4 andre månedene. På totalnivå er det imidlertid ingen systematikk i hvilke metode som gir høyest indeksverdi. Bruk av aritmetisk gjennomsnitt på hele prismaterialet viser at årsveksten ville blitt 3,1 prosent 2000, altså den samme som ved bruk av geometrisk gjennomsnitt.

Internasjonalt, blant annet i USA, har overgangen til geometrisk gjennomsnitt på mikronivå gitt relativt klare effekter selv på totalindeksen. Dette har blant annet sammenheng med at USA tidligere benyttet aritmetisk gjennomsnitt av prisrelativene (formel 16) som hovedformel på det mest detaljerte nivået.

Selv om omleggingen ikke har hatt noen systematisk effekt på totalindeksen viser beregningene at metodeendringen har hatt betydelig konsekvenser for noen av hovedgruppene i konsumprisindeksen. For grupper som er preget av store sesongsvingninger og salgsaktivitet, som for eksempel frukt, grønnsaker, klær og møbler vil normalt formel 11 føre til lavere indekser i forhold til formel 15. I vedlegg 3 er det gitt en oversikt over avvikene ved å benytte formel 11 framfor formel 15 for hovedgruppene som inngår i konsumprisindeksen.

Spesielt gruppene klær og sko har blitt påvirket av formelskiftet. Klær og skotøy er produkter hvor prisene preges av store sesongsvingninger. I tillegg vil prisene på samme produkt vise stor prisvariasjon innen et geografisk område. Basert på det samme prismaterialet for klær og sko, gir de to formlene vesentlig forskjellig resultater i enkelte måneder. Spesielt var forskjellene store i salgs månedene august og september i 1999, og i januar, februar og mars i 2000. I februar i år er indeksen for klær og skotøy beregnet med formel 15 1,3 prosent høyere enn indeks for samme gruppe beregnet med formel 11. Bruk av formel 11 gir også noe sterkere sesongutslag i gruppen for møbler, husholdningsartikler og vedlikehold av innbo, samt for gruppen hotell- og restauranttjenester. Forskjellene ligger i størrelsesorden 1 til 2 hundredeler.

Nedbryting av materialet på representantvarenivå viser også betydelige indeksforskjellene for enkelte varer som følge av formelskiftet. Karakteristisk for disse varene er store prisrelativ for enkelte observasjoner i forhold til juli, samt høy prisvariasjon innen hvert enkelt marked. I tråd med hovedgruppene som skilte seg ut er det spesielt indekser for enkelte klær og møbler som har de største utslagene ved å benytte formel 11. Også visse frukter og grønnsaker viser store avvik mellom formel 11 og 15.

4.3. Videre arbeid

Innføring av geometrisk gjennomsnitt på mikronivå antas å redusere eventuelle skjevheter som skyldes det faktum at tidligere formel ikke fanget opp endret konsumentatferd som følge av endrede relative priser. I dette notatet er det pekt på at vare-marked stratum som har stor prisvariasjon også kan være opphav til skjevheter. Egenskapene i formler som baserer seg på et geometrisk gjennomsnitt vil redusere skjevheter som skyldes stor prisvarians innen et stratum.

Uavhengig av innføring av geometrisk gjennomsnitt vil vurdering av nåværende utvalgsplan og beskrivelse av representantvarene for å redusere store prisvariasjoner også være et viktig satsingsområde. Spesielt innen gruppen klær må det vurderes om varene må spesifiseres mer detaljert slik at bruk av geometrisk gjennomsnitt rettfærdiggjøres også overfor varer hvor det kan stilles spørsmål om variantene som prisobservasjonene bygger på virkelig er tilnærmet lik i kvalitet.

Skjevheter på detaljert nivå kan reduseres gjennom økt bruk av scannerdata. Informasjon om pris og mengde (omsetning) gjør det mulig å benytte detaljert vektinformasjon på mikronivå. I tillegg vil det bli lettere å fange opp introduksjon av nye varer og utsalgssteder. Også kvalitetsjusteringer kan lettere skje ved å benytte scannerdata gitt at datamaterialet omfatter karakteristika om det enkelte produkt.

Referanseliste

Boskin, M. J. (1996): "Toward a more accurate measure of the cost of living". Final Report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission To Study The Consumer Price Index.

Dalen, J. (1991): "Computing elementary aggregates in the Swedish Consumer Price Index". Statistics Sweden.

Diewert W. E. (1995): "Axiomatic and economic approaches to elementary price indexes" Discussion paper no. 95-01, Department of Economics, The University of British Columbia.

Edgerton, D. L., Assarsson, B., Hummelmoose, A., Laurila, I. P., Rickertsen, K. and Vale, P.H. (1996): "The Econometrics of Demand Systems". Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.

Fløttum E. J. (1999): "Konsumgrupperinger i offisiell statistikk". Notater 1999/59. Statistisk sentralbyrå.

Hausman, J. A. (1997): "Valuation of New Goods under Perfect and Imperfect Competition". In Bresnahan, T., and R.J. Gordon, eds., *The Economics of New Goods*, 209–247. NBER Studies in Income and Wealth, vol. 58. Chicago: University of Chicago Press.

Klungesøyr, O. (2000): "Sammenligning av mikroformler for prisindekser og modelltilpasning". Korrigert utgave. Notater 2000/52. Statistisk sentralbyrå.

Koht, B., L. Sandberg (1997): "Kilder til målefeil i konsumprisindeksen". Økonomiske analyser 5/97. Statistisk sentralbyrå.

Rødseth, A. (1985): "Innføring i konsumentteori". Universitetsforlaget AS

Sydsæther, K. (1987): "Matematisk analyse, bind 1". Universitetsforlaget AS

Varian, H. R. (1992): "Microeconomic Analysis, Third Edition". W. W. Norton & Company, Inc.

Konstruksjon og beregning av konsumprisindeksen

Referansepopulasjonen i konsumprisindeksen er private husholdninger bosatt i Norge. Prisene som inngår i konsumprisindeksen er faktiske utsalgspriser på varer og tjenester som etterspørres av husholdningene. Prismaterialet - i alt 50 000 prisobservasjoner - samles inn hver måned fra om lag 2200 bedrifter. Konsumprisindeksen tar utgangspunkt i Utvalgsplanen for Statistisk sentralbyrå som deler landet inn i 5 geografiske områder. I tillegg er Oslo, Bergen og Trondheim skilt ut som egne områder slik at konsumprisindeksen består i alt av 8 markeder. Bedriftsutvalget trekkes på bakgrunn av en næringspopulasjon som er definert i Bedrifts- og foretaksregisteret. Trekning skjer normalt en gang per år hvor 1/6 -del av utvalget rulleres ut. Utvalget stratifiseres etter marked og næring og trekkes med en sannsynlighet som er proporsjonal med omsetning, se Bråthen (1997) for nærmere omtale.

Husholdningenes forbruk av varer og tjenester klassifiseres i 12 hovedgrupper (2-sifret konsumgruppe) etter COICOP¹¹. Hver konsumgruppe er delt inn i grupper som deles inn i ytterligere undergrupper. Hver undergruppe består av et varierende antall varer og tjenester (representantvarer). Kurven i den norske konsumprisindeksen består av om lag 900 representantvarer som skal representere prisendringen for hele spekteret av varer og tjenester som inngår i husholdningenes private forbruk. Representantvarene er bestemt sentralt, mens spesifikke varianter (produkt) velges i hver enkelte butikk. Som en hovedregel skal oppgavegiver velge den varianten som selges mest. Representantvarene er spesifisert såpass generelt at utsalgsstedene ikke skal ha problemer med å finne produkt som passer inn. Dette medfører at prisobservasjoner for enkelte representantvarer vil basere seg på til dels ulike produkter fra ulike utsalgssteder¹².

På mikronivå beregnes indekser ved å kombinere prisobservasjoner for en gitt representantvare fra spesifikke utsalgssteder i et vare-marked stratum. Denne stratifiseringen fører til at prisobservasjonene for representantvaren blir rapportert fra en rekke ulike *typer* utsalgssteder som foruten lavpriskjeder også omfatter små lokale butikker, spesialforretninger, kiosker og bensinstasjoner.

På mikronivå eksisterer det per i dag ikke relevant vektinformasjon, Indeksene for hver vare innen et marked estimeres ved å ta det geometriske gjennomsnitt av prisobservasjonene i den aktuelle perioden sett i forhold til det tilsvarende gjennomsnittet i basisperioden. I kapittel 2.2 er formel for geometriske gjennomsnitt gitt ved ligning 11. På generell form for vare i , kan formelen uttrykkes¹³:

$$(1) \quad G_{iz}^m = \prod \left(\frac{P_i^m}{P_i^0} \right)^{1/n}$$

hvor :

- p_i^m = pris på vare i , måned m
- p_i^0 = pris på vare i , prisreferansemåned (juli)
- n = antall prisobservasjoner for vare i
- z = 1-8

¹¹ Classification of individual consumption by purpose, FN/EU-gruppering, se Fløttum (1999). Konsumklassifisering som ble tatt i bruk i august 1999.

¹² For å unngå at strata består av produkt som ikke er tilnærmet like i kvalitet, blir varer hvor merke og modell er avgjørende for kvalitetsnivået beskrevet mer detaljert. Dette gjelder blant annet biler, pc'er og brune- og hvitevarer.

¹³ I konsumprisindeksen vil antall faktiske prisobservasjoner for en gitt vare være lik det antallet utsalgssteder som oppgir pris på varen, slik at $n = \text{antall utsalgssteder}$.

I alt beregnes det vel 5500 slike mikroindekser hver måned¹⁴. Mikroindeksene veies sammen til en indeks for selve representantvaren ved å benytte områdevекter. Indeks for representantvare i , måned m , kan uttrykkes:

$$(2) \quad I_i^m = \sum_{z=1}^8 v_{iz} G_{iz}^m$$

hvor: v_{iz} = vekt vare i , område z

Videre aggregering til ulike konsumgrupper og totalindeksen, baseres på Laspeyres formel hvor vektene som inngår er hentet fra forbruksundersøkelsen.

Laspeyres korttidsindeksen for konsumgruppe g for perioden juli til måned m , er gitt ved:

$$(3) \quad L_g^{juli,m} = \sum_{i=1}^k w_i^b I_i^m$$

hvor: k = antall varer- og tjenester som inngår i gruppe g

w_i^b = forbruksandelen for vare i , fra basisperioden b

og $w_i^b = p_i^b q_i^b / \sum p_i^b q_i^b$

For hver måned innen det enkelte 12-måneders intervallet august år t - juli år $t+1$, beregnes det Laspeyres korttidsindekser gitt ved ligning 3. I den norske konsumprisindeksen faller ikke prisreferansemåneden og vektreferansemåneden sammen. Basisperioden i den norske konsumprisindeksen referer seg til et glidende gjennomsnitt av forbruksandelene for de 3 foregående år, mens prisreferansemåneden er foregående juli hvert år. Slike indekser betegnes ofte som en *modifisert* Laspeyres prisindeks.

De publiserte indeksseriene - *langtidsindeksen* - er utviklet ved at korttidsindeksens utvikling på alle aggregeringsnivåer kjedes til de tilsvarende indeksserier med basis i 1998, dvs. 1998 = 100.

For desember 2000 kan en kjedet Laspeyres prisindeks med basisår 1998 uttrykkes:

$$(4) \quad L_{1998}^{des2000} = \frac{L_{1998}^{juli1999}}{100} \cdot \frac{L_{juli1999}^{juli2000}}{100} \cdot L_{juli2000}^{des2000}$$

¹⁴ Indekser fra om lag 900 representantvarer representert i 8 områder skulle normalt gitt 7200 mikroindekser. Enkelte varer og tjenester er imidlertid ikke representert i alle områder slik at totale antall mikroindekser er rundt 5500 hver måned.

Avgrensning av prismaterialet

Følgende kriterier er vektlagt i vurderingen av hvilke varer og tjenester som skal omfattes av geometrisk gjennomsnitt.

- Varer/tjenester tilgjengelig i flere utsalgssteder
- Varer/tjenester tilbys til alternative priser innenfor et geografisk avgrenset område

Selv om substitusjon på mikronivå synes å være en rimelig antakelse, vil det for en del tjenester derimot vil det være plausibelt å ikke anta butikksubstitusjon. Under følger en diskusjon av varegrupper (i all hovedsak tjenester) hvor det enten ikke eksisterer nære substitutter eller hvor etterspørsel ikke påvirkes av faktorer som fører til butikksubstitusjon. En detaljert oversikt over tjenestene som foreløpig vil beregnes med et aritmetisk gjennomsnitt er gitt i tabell 1.

- **Kostnader knyttet til bolig**

Dette favner blant annet kostnader som varierer mellom kommuner, og hvor konsument må flytte for å oppnå lavere satser. Beregning av indeks for husleier vil også beregnes ved hjelp av nåværende formel ettersom hver observert husleie kan betraktes som en unik tjeneste og hvor det ikke eksisterer varianter av samme tjeneste til en annen pris. Av praktiske årsaker er også utgifter til elektrisitet utelatt, selv om konsumentene står fritt til å velge krafttilbyder fra hele landet, og hvor samme tjeneste (tariff) er tilgjengelig over hele landet. Enkelte tjenester knyttet til vedlikehold av bolig må også betraktes som unike og at det dermed ikke eksisterer et reelt substitusjonsalternativ.

- **Helse- og omsorgstjenester**

Omfatter utgifter til barnehager, hjemmehjelp, lege- og tannlegekonsultasjon, samt fysikalsk behandling. Satser er fastsatt offentlig og ofte står konsumenten overfor spesielle betingelser i valg av tilbyder.

- **Transport- og kommunikasjonstjenester**

Dette omfatter først og fremst utgifter til bruk av offentlige transport- og kommunikasjonsmidler. Slike tjenester er som regel subsidierte, og hvor tilbyder ofte har en monopolstilling. Selv om konkurranse i flytrafikken vil medføre at ulike tjenester kan tilbys til varierende priser, skal utgifter til flyreiser foreløpig også utelates grunnet problemer med spesifisering av tjenester. Det eksisterer ulike betingelser til de ulike tjenestene som tilbys slik at sammenligning mellom flyselskap ikke er trivielt.

- **Andre varer og tjenester**

Utgifter knyttet til fritidssysler og utdanning som for eksempel kino, teater og ulike skoleavgifter skal også omfattes av aritmetisk gjennomsnitt. For tjenester som avisabonnement og selskapsreiser kan det være vanskelig å finne varianter med tilnærmet lik kvalitet. Det samme gjelder ulike forsikrings-tjenester. Disse tjenestene vil derfor omfattes av formel for aritmetisk gjennomsnitt.

Tjenester som ikke omfattes av et geometrisk gjennomsnitt fremgår av tabell 1. Disse har for perioden august 2001 – juli 2002 samlet en vekt på knappe 40 prosent, slik at vel 60 totale forbruket av konsumentvarer skal beregnes ved hjelp av geometrisk formel for gjennomsnitt. Dette er i tråd med det omfanget som er inkludert i den amerikanske konsumprisindeksen.

**Tabell 1. Tjenester som ikke omfattes av geometrisk gjennomsnitt.
Forbruksandeler august 2001 - juli 2002**

COICOP	Tjenester	Vekt i promille
041	Betalt husleie	39,2
042	Beregnet husleie	113,7
0432	Tjenester for vedlikehold og reparasjon av bolig	18,6
044	Andre tjenester knyttet til bolig og fritidsbolig	13,5
0451	Elektrisitet	33,4
0455	Fjernvarme	0,1
0533	Reparasjon av husholdningsapparater	0,7
0562	Lønnet husarbeid	3,3*
062	Helsetjenester utenom institusjon	15,7
0724	Andre tjenester knyttet til privat bruk av transportmidler	2,4*
073	Transporttjenester	31,9
081	Posttjenester	0,8
083	Teletjenester	18,9
0915	Reparasjon av div. audiovisuelt utstyr	0,4
0941	Sport- og fritidstjenester	9,6
0942	Kulturelle tjenester	13,2*
0952	Aviser og tidsskrifter	6,4*
096	Feriereiser	21,2
10	Utdanning	3,1
124	Sosiale omsorgstjenester	13,4
125	Forsikring	20,4
126	Finansielle tjenester utenom forsikring	1,1
127	Andre tjenester	1,1
	Samlet vekt	382,1

*Vekt referer seg til varer/tjenester innen gruppen.

Estimert effekt av formelskiftet

**Tabell 1. Total konsumprisindeks, geometrisk og aritmetisk gjennomsnitt.
August 1999 - september 2000. 1998 = 100**

	Indeks, geometrisk gjennomsnitt	Indeks, aritmetisk gjennomsnitt
AUG99	101,7	101,8
SEP99	102,6	102,6
OCT99	103,1	103,1
NOV99	103,5	103,5
DEC99	103,6	103,6
JAN00	104,1	104,1
FEB00	104,5	104,6
MAR00	104,7	104,8
APR00	105,1	105,0
MAY00	105,1	105,1
JUN00	105,7	105,7
JUL00	105,4	105,4
AUG00	105,3	105,3
SEP00	106,2	106,2
OCT00	106,3	106,3
NOV00	106,8	106,8
DEC00	106,7	106,7

**Tabell 2. Avvik mellom geometrisk og aritmetisk gjennomsnitt for hovedgruppene.
August 1999 - desember 2000**

	K01.IPR	K02.IPR	K03.IPR	K04.IPR	K05.IPR	K06.IPR	K07.IPR	K08.IPR	K09.IPR	K10.IPR	K11.IPR	K12.IPR
JUL99	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
AUG99	-0,2	-	-0,8	-	-0,2	-	-	-	-	-	-	-
SEP99	-0,1	-	-0,5	-	-0,2	-	-	-	-0,1	-	-0,2	-
OCT99	-0,1	-	-0,3	-	-0,2	0,1	-	-0,1	-	-	-0,1	-
NOV99	-0,1	-	-0,3	-	-0,1	0,1	-	-	-	-	0,1	-
DEC99	-0,1	-	-0,1	-	-0,2	0	-	-	-	-	-	-
JAN00	-0,1	-	-0,5	-	-	0,1	-	-	0,1	-	0,1	-
FEB00	-	-	-1,2	-	-	-	-	-	0,1	-	-	-
MAR00	-	-	-0,6	-	0,1	-	-	-	-	-	-	-
APR00	-0,1	0,1	-	-	-	0,1	0,1	0,1	-	-	0,1	-
MAY00	-	-	0,2	-	-	0,1	-	-	-	-	-0,2	-
JUN00	-	-	0,3	-	-	0,1	0,1	-	-	-	-0,2	0,1
JUL00	-	-	-	-	-0,1	-	0,1	-	0,1	-	-	0,1
AUG00	-0,1	-	-0,4	-	-	-	-	-	0,1	-	0,1	-
SEP00	-	-	0,1	0,1	-0,2	-	0,1	-0,1	-	-	0,1	0,1
OCT00	-	-	0,3	0,1	-0,2	-	0,1	-	-	-	0,1	0,1
NOV00	-	-	0,3	-	-	0,1	0,1	-	-	-	-	-
DEC00	-0,1	-	0,5	-	-0,1	-	0,1	-	-	-	-	-

De sist utgitte publikasjonene i serien Notater

- 2001/37 B. Rosnes: Kommunale gebyrer knyttet til bolig . Januar 2001. 29s.
- 2001/38 K.I. Bøe og S. Lien: FD - Trygd: Dokumentasjonsrapport. Attføringspenger. 1992-1999. 80s.
- 2001/39 P.E. Lilleås, og R. Nygaard Johnsen: Foreldrebetaling i kommunale og private barnehager i perioden 1992-2001. 23s.
- 2001/40 B.R. Joneid: KOSTRA GenRev 2000. Malverk for generelt revisjonssystem - KOSTRA-data. Del 1: Håndbok for bruk av malverket ved generering av applikasjoner. Del 2: Systemdokumentasjon av GenRev-malverket. 46s.
- 2001/41 T.M. Normann: Bostedets betydning. Dokumentasjonsrapport. 36.
- 2001/42 B.A. Holth og J.T. Prangerød: Lederskapsundersøkelsen 2000. Dokumentasjonsrapport. 245s.
- 2001/43 T. Fæhn, J.-A. Jørgensen, T. Åvitsland, W. Drzwi: Næringsfordelte skatteutgifter. Dokumentasjon av beregningsgrunnlaget i ERA-beregningene 1998. 47s.
- 2001/44 KOSTRA - VAR-rapport 2001. 34s.
- 2001/45 KOSTRA - Kulturminne, natur og nærmiljø. 38s.
- 2001/46 KOSTRA: Arbeidsgrupperapporter 2001 - hefte 1. 58s.
- 2001/47 KOSTRA: Arbeidsgrupperapporter 2001 - hefte 2. 46s.
- 2001/48 Rapport fra arbeidsgruppa for KOSTRA - Samferdsel. 27s.
- 2001/49 L. Vågane: Undersøkelse om fysisk aktivitet blant personer i alderen 55-75 år: Dokumentasjonsrapport. 22s.
- 2001/50 L-C. Zhang: Estimeringsmetode for familie-/husholdningsfordeling. 17s.
- 2001/51 K.I. Bøe og J. Lajord: FD - Trygd: Dokumentasjonsrapport. Statsansatte. 1992-1999. 28s.
- 2001/52 I. Sagelvmo og H. Sjølie: Beregning av næringene jordbruk og skogbruk i nasjonalregnskapet. 51s.
- 2001/53 L.Solheim: Kvartalsvis lønnsindeks - definisjon av parametere, beregning av estimer og overvåkning av kvaliteten. 24s.
- 2001/54 O. Klungsøyr: Sesongjustering av tids-serier. Spektralanalyse og filt-rering.47s.
- 2001/55 F. Brunvoll, S. Homstvedt og H. Høie: Mulighetenes marked? SSB-statistikk til regjeringens resultatoppfølging på miljøvernområdet. Potensial og foreløpige prioriteringer. 153s.
- 2001/56 E. Rønning: Trekk ved barn og unges levekår på 1990-tallet. 75s.
- 2001/57 A. Andersen, A.G. Hustoft, A. Rolland, S.T. Vikan: Dokumentasjon av levekårsundersøkelsene. 63s.
- 2001/58 J. Lajord, C. Nordseth: FD - Trygd: Dokumentasjonsrapport. Arbeidssøkere. 1992-1999. 76s.
- 2001/59 A.K. Enge, V. Hansen og B. Tornsjø: Planlegging av et statistikkssystem for energibruk i næringsbygg. 47s.
- 2001/60 G. Daugstad, J. Einarsen, B. Holtet, T. Krokstad og T. Vangen: Dokumentasjonsnotat for FylkesKOSTRA videregående opplæring 2001. 127s.
- 2001/61 J. Epland og M.I. Kirkeberg: Dokumentasjon av inntektsstatistikken for personer og familier 1993-1998: En nærmere beskrivelse av inntektsvariabler for Folke- og boligtellingen 2001. 51s.
- 2001/62 R. Nygaard Johnsen: Undersøking om foreldrebetaling i barnehagar, august 2001
- 2001/63 T. Granseth: Formidling av private hytter gjennom hytteformidler