

6. Aggregerede prisindeks

Forbrugerprisindekset opgøres i to trin. På grundlag af de indsamlede priser beregnes først basisindeks for de detaljerede grupper af varer og tjenester, jf. kapitel 5. I andet trin beregnes de aggregerede prisindeks ved at sammenveje basisindeksene med deres respektive andele af husholdningernes samlede udgifter til forbrug.

Aggregerede prisindeks

Prisindeks på alle niveauer over basisindeks benævnes *aggregerede prisindeks*. Over basisaggregatniveau samles forbruget i et hierarkisk system i stadig mere aggregerede grupper og hovedgrupper af varer og tjenester, op til husholdningernes samlede forbrug af varer og tjenester. Prisindeks for grupper af varer eller tjenester på alle disse niveauer benævnes under ét aggregerede prisindeks.

Basisindeksene opgøres på grundlag af individuelle priser fra stikprøven af varer og tjenester. Dermed fås et estimat for den gennemsnitlige prisudvikling for de varer eller tjenester, der indgår i hver enkelt basisindeks. De aggregerede prisindeks opgøres ved at sammenveje basisindeksene med deres respektive budgetandele, det vil sige som det vejede aritmetiske gennemsnit af de basisindeks, der indgår heri:

$$(1) \quad I_{0,t} = \sum w_b^j \cdot I_{0,t}^j, \quad \sum w_b^j = 1$$

Det aggregerede prisindeks $I_{0,t}$ angiver prisudviklingen fra periode 0 til t . Der summeres over de basisindeks, $I_{0,t}^j$ der indgår i det aggregerede indeks, sammenvejet med de respektive budgetandele, w_b^j , der er normeret, så de summer til én. Budgetandelene, det vil sige de relative forbrugsudgifter, er opgjort på grundlag af forbruget i periode b , som refererer til et år, der ligger forud for periode 0, prisreferenceperioden.

Formel (1) er additiv og gælder for indeksberegninger på alle niveauer. $I_{0,t}$ kan således stå for det samlede forbrugerprisindeks eller et hvilket som helst aggregeret indeks, idet der i begge tilfælde blot skal summeres over de basis- eller delindeks, der indgår heri. Fx kan det samlede forbrugerprisindeks beregnes ved at aggregere samtlige basisindeks eller ved at aggregere indekssene for hovedgrupperne i forbrugerprisindekset.

Forbrugerprisindekset er et fastvægtsindeks

Forbrugerprisindekset som defineret i (1) er et *fastvægtsindeks*, hvor basisindeksene fra 0 til t sammenvejes med deres budgetandele fra periode b . Denne type af prisindeks benævnes *Young indeks*, efter den engelske økonom Arthur Young. Et Laspeyres prisindeks kan ses som et specialtilfælde af Young indekset, hvor pris- og vægtreferenceperioden er sammenfaldende (dvs. $b=0$).

I praksis kan det løbende forbrugerprisindeks ikke opgøres som et "rent" Laspeyres indeks, da vægtreferenceperioden vil ligge før prisreferenceperioden og referere til et år, mens prisoplysningerne er månedlige. Vægtgrundlaget er baseret på to hovedkilder, forbrugsundersøgelsen og nationalregnskabet. På grund af opgørelsestiden for disse statistikker vil vægtgrundlaget i forbrugerprisindekset referere til en periode, der ligger 2-3 år før vægtene tages i anvendelse i prisindekset.

Faste vægte for basisindeks, men udskiftning af individuelle varer

At der er tale om et fastvægtsindeks betyder ikke, at det er de samme individuelle varer og tjenester, der indgår i indekset i alle perioder fra 0 til t . Tværtimod sker der under basisindeksniveau løbende udskiftninger af varer og tjenester for at sikre, at stikprøven bevarer sin repræsentativitet. Det, der holdes konstant er basisindeksenes vægte. Man kan derfor sige, at varekurven er konstant på basisaggregatniveau.

Ud fra en økonomisk tolkning kan det videre argumenteres, at der indenfor de enkelte basisindeks tages højde for en hvis grad af substitution, da basisindeksene beregnes som Jevons indeks. Derimod tages der ikke højde for substitution mellem basisaggregater, da de aggregerede prisindeks beregnes som aritmetiske gennemsnit af basisindeksene.

Tabel 1 viser et eksempel på beregning af aggregerede prisindeks efter (1), hvor det forudsættes, at vægtene tages i brug fra januar som også er prisreferenceperiode.

Tabel 1 **Beregning af aggregerede prisindeks**

	Vægt	Januar	Februar	Marts	April	Maj
Kædede basisindeks, januar = 100						
A	0,20	100,0	103,0	104,0	107,0	110,0
B	0,25	100,0	100,0	104,0	110,0	110,0
C	0,15	100,0	104,0	108,0	108,0	110,0
D	0,10	100,0	98,0	100,0	106,0	110,0
E	0,30	100,0	102,0	106,0	108,0	110,0
I alt		100,0	101,6	104,8	108,1	110,0
Aggregerede indeks						
F=A+B+C	0,60	100,0	102,0	105,0	108,5	110,0
G=D+E	0,40	100,0	101,0	104,5	107,5	110,0
I alt		100,0	101,6	104,8	108,1	110,0

På grund af additiviteten kan det samlede indeks for fx april beregnes ved at sammenveje basisindeksene (A-E) eller de to delindeks (F-G), med samme resultat:

$$I_{\text{jan:april}} = 0,2 \cdot 107 + 0,25 \cdot 110 + 0,15 \cdot 108 + 0,1 \cdot 106 + 0,3 \cdot 108 = 108,1$$

$$I_{\text{jan:april}} = 0,6 \cdot 108,5 + 0,4 \cdot 107,5 = 108,1$$

Basis- og delindeks kan kun sammenvejes til aggregerede indeks hvis det sker med udgangspunkt i prisreferenceperioden. Fx kan månedlige basis- eller delindeks således ikke sammenvejes til det aggregerede månedlige indeks. Det kan ses ved at skrive (1) som

$$(2) \quad I_{0,t} = \sum w_b^j \cdot I_{0,t}^j = \sum w_b^j \cdot I_{0,t-1}^j \cdot I_{t-1,t}^j$$

Heraf ses, at indeks fra $t-1$ til t ikke kan sammenvejes til det aggregerede indeks med deres budgetandele. Skal indeks fra $t-1$ sammenvejes, skal det ske med budgetandelene prisopdateret til $t-1$. Forklaringen herpå er, at de implícite mængder i et fastvægtsindeks holdes konstante fra prisreferenceperioden og frem. Det betyder, at budgetandelene ændres med udviklingen i de relative priser. Budgetandelene skal derfor opdateres med prisudviklingen fra 0 til $t-1$ for at kunne anvendes til sammenvejning af indeks fra $t-1$ og frem.

6.1 Referenceperioder

For at undgå uklarhed anvendes der i forbindelse med aggregerede prisindeks følgende tre forskellige referenceperioder:

<i>Vægt-referenceperiode</i>	Vægtreferenceperioden er den periode, som vægtene for basisindeksene stammer fra. Det er typisk et år, men nogle vægte kan være opgjort som gennemsnittet af flere år.
<i>Pris-referenceperiode</i>	Prisreferenceperioden er den periode hvis priser anvendes som udgangspunkt (nævner) for indeksberegningen. Der skiftes kun prisreferenceperiode i forbindelse med opdatering af vægtgrundlaget.
<i>Indeks-referenceperiode</i>	Indeksreferenceperioden er den periode (typisk et år), hvor indekset er sat til værdien 100. Indeksreferenceperioden kan ændres vilkårligt, uden at det påvirker udviklingen i indekset.

En præcis beskrivelse af indekset vil det ofte kræve at man angiver alle tre referenceperioder. Fx er forbrugerprisindekset i februar 2006 opgjort med 2003 som vægtreferenceperiode, 2000 som indeksreferenceperiode og december 2005 som prisreferenceperiode.

En indeksserie kan normeres til en given indeksreferenceperiode ved at dividere alle indeks i serien med den gennemsnitlige værdi af indekset i referencerperioden. Antag fx, at et indeks er blevet beregnet med gennemsnittet for 2000 som indeksreference og at indekset skal normeres til december 2002 = 100. Det sker ved at dividere indeksserien med indeksets værdi i december 2002:

$$\begin{aligned}
 I_{\text{Dec02:t}} &= \frac{I_{00:t}}{I_{00:\text{Dec02}}} = \frac{\sum w_{00}^j \cdot I_{00:t}^j}{\sum w_{00}^j \cdot I_{00:\text{Dec02}}^j} \\
 &= \frac{\sum w_{00}^j \cdot I_{00:\text{Dec02}}^j \cdot I_{\text{Dec02:t}}^j}{\sum w_{00}^j \cdot I_{00:\text{Dec02}}^j} \\
 (3) \quad &= \sum \frac{w_{00}^j \cdot I_{00:\text{Dec02}}^j}{\sum w_{00}^j \cdot I_{00:\text{Dec02}}^j} \cdot I_{\text{Dec02:t}}^j \\
 &= \sum w_{00(\text{Dec02})}^j \cdot I_{\text{Dec02:t}}^j
 \end{aligned}$$

Indeksene med 2000 = 100 divideres med en konstant, nemlig indeksværdien pr. december 2002, og den normerede serie vil derfor vise samme udvikling som den oprindelige serie. Derudover følger det af (3), at hvis vægtene prisopdateres til en given periode og indeksene samtidig normeres til at have samme periode som indeksreference, påvirker dette ikke udviklingen i indekset.

6.2 Beregning af kædet prisindeks

Opdatering af vægtgrundlag

Forbrugerprisindekset kan kun beregnes som et fastvægtindeks i en begrænset periode, hvis det fortsat skal være repræsentativt. Forbrugets sammensætning ændrer sig over tiden som følge af blandt andet indkomstændringer og ændrede præferencer. Samtidig fremkommer der nye produkter mens andre produkter forsvinder fra markedet. Det er derfor nødvendigt at opdatere vægtgrundlaget med jævne mellemrum, således at det så vidt muligt afspejler forbrugets aktuelle sammensætning.

Kædet fastvægtsindeks

Det danske forbrugerprisindeks beregnes derfor som et *kædet fastvægtindeks*, hvor der ved opdatering af vægtgrundlaget foretages en kædning af indekset. Et sådant indeks kan betegnes et *kædet Young indeks*. Vægtgrundlaget opdateres med 3-5 års mellemrum. I de år hvor vægtgrundlaget opdateres sker det i december måned. December anvendes således altid som kædnings- og prisreferenceperiode. Dette gælder både forbruger- og nettoprisindekset og HICP.

Så længe indekset beregnes med uændret vægtgrundlag beregnes alle aggregerede indeks efter (1) ved at sammenveje basisindeksene med de respektive faste budgetandele. En indeksserie, hvor der anvendes samme vægtgrundlag og prisreferenceperiode, betegnes et *link*. Ved ibrugtagning af nye vægte påbegyndes i princippet beregning af et nyt link baseret på det nye vægtgrundlag og med ny prisreferenceperiode, svarende til den periode, hvor de nye vægte tages i brug. Basisindeksene i det nye link vægtes sammen til aggregerede indeks med de nye vægte, hvorefter de aggregerede indeks ganges – eller kædes – med den værdi, de aggregerede indeks i det foregående link var nået op på i kædningsperioden.

Antag at indekset til og med måned k har været beregnet med vægtreference i periode b og prisreferenceperiode i 0 . I periode k tages et nyt vægtgrundlag i anvendelse, baseret på forbrugets sammensætning i periode c . Beregningen af det kædede indeks kan herefter opdeles i to dele:

- Først beregnes aggregerede indeks i det nye link efter formel (1) med anvendelse af de nye vægte og med prisreference i periode k .
- Derefter kædes de aggregerede indeks i det nye link med den værdi de tilsvarende indeks i det tidligere link var nået op på i periode k .

Det kædede indeks fra 0 til t bliver således beregnet som:

$$\begin{aligned}
 I_{0:t} &= \sum w_b^j \cdot I_{0:k}^j \cdot \sum w_c^j \cdot I_{k:t}^j \\
 (4) \quad &= I_{0:k} \cdot \sum w_c^j \cdot I_{k:t}^j \\
 &= I_{0:k} \cdot I_{k:t}
 \end{aligned}$$

Det kædede indeks i (4) består af to links, et link fra 0 til k og et link fra k til t . Beregning af et kædet indeks forudsætter således en overlappende periode, der indgår i beregningen af begge links. Et kædet indeks kan bestå af mange links, hvis indeksreferenceperioden fastholdes og der skiftes vægte flere gange.

Kædede indeks er ikke additive

Beregningsmetoden sikrer, at de kædede indeks på alle niveauer får den korrekte udvikling over tid. Kædede indeks er til gengæld ikke additive i den forstand, at de ikke kan sammenvejes til det samlede indeks med vægtene fra kædningsperioden. Af (4) fremgår således, at det kun er indeksene fra periode k og frem, der kan sammenvejes med de nye budgetandele. Tabel 2 viser et eksempel på beregning af et kædet prisindeks.

Tabel 2 Beregning af kædet forbrugerprisindeks

	Vægt 1996	2000	Nov-02	Dec-02	Vægt 1999	Dec-02	Jan-03	Feb-03
		————— 2000 = 100 —————				————— 2002 = 100 —————		
Basisindeks								
A	0,20	100,0	120,0	121,0	0,25	100,0	100,0	100,0
B	0,25	100,0	115,0	117,0	0,20	100,0	102,0	103,0
C	0,15	100,0	132,0	133,0	0,10	100,0	98,0	98,0
D	0,10	100,0	142,0	143,0	0,18	100,0	101,0	104,0
E	0,30	100,0	110,0	124,0	0,27	100,0	103,0	105,0
I alt		100,0	119,8	124,9		100,0	101,2	102,5
Aggregerede indeks								
G=A+B+C	0,60	100,0	120,9	122,3	0,55	100,0	100,4	100,7
H=D+E	0,40	100,0	118,0	128,8	0,45	100,0	102,2	104,6
I alt		100,0	119,8	124,9		100,0	101,2	102,5
Kædede indeks, 2000 = 100								
G=A+B+C	0,60	100,0	120,9	122,3	0,55	122,3	122,8	123,2
H=D+E	0,40	100,0	118,0	128,8	0,45	128,8	131,6	134,7
I alt		100,0	119,8	124,9		124,9	126,4	128,0

De kædede delindeks i tabellen er beregnet som

$$(5) \quad I_{00:t} = I_{00:Dec02} \cdot \sum w_{99}^j \cdot I_{Dec02:t}^j$$

Frem til december 2002 er indekset beregnet med udgiftsvægte fra 1996 og med 2000 som indeksbasisperiode. Fra december 2002 med virkning for indekset fra januar 2003 indføres et nyt vægtgrundlag baseret på 1999. Derfor beregnes et nyt indeks link baseret på de nye vægte og med december 2002 som prisbasisperiode. De

aggregerede indeks i det nye link kædes herefter på den værdi de tilsvarende indeks i det gamle link var nået op på i december 2002.

Tolkning af kædet indeks En kritik der med mellemrum rejses mod anvendelse af kædede indeks er, at udviklingen heri ikke uden videre kan tolkes som prisudviklingen for en fastholdt varekurv. Det er imidlertid nødvendigt at opdatere vægtgrundlaget med jævne mellemrum for at sikre at indekset er repræsentativt. Jævnlig opdateringer betyder samtidig, at ændringerne i vægtgrundlaget fra gang til gang er af begrænset størrelse, således at der for de fleste praktiske formål kan ses bort herfra.

Prisstigningerne overvurderes, hvis vægtene holdes uændret Det er rimeligt at anvende samme vægtgrundlag så længe forbrugets sammensætning på basisaggregatniveau kan betragtes som nogenlunde stabilt. Fastvægtsindeks, som anvender et vægtgrundlag der ligger før eller er sammenfalden med prisreferenceperioden, har imidlertid tendens til at overvurdere prisstigningernes betydning for husholdningerne. Jo længere tid vægtene holdes konstante, jo større er risikoen for, at de bliver misvisende i forhold til den aktuelle sammensætning af forbruget, hvis forbrugerne substituerer fra varer med høje prisstigninger til varer med lavere stigninger. Vægtene for varer med store prisstigninger bliver for store og vægtene for varer med lave prisstigninger bliver for små. Risikoen for at overvurdere prisstigningerne forstærkes, jo længere tid vægtene holdes konstante.

Forbrugsmønstret ændrer sig dog også af andre årsager. Der kommer således løbende nye varer og tjenester på markedet mens andre udgår, og på lidt længere sigt påvirker også ændringer i præferencer, indkomst og demografi forbrugsmønstret. I praksis er den eneste mulighed for at sikre et repræsentativt vægtgrundlag, og dermed minimere potentiel skævhed, derfor at opdatere vægtgrundlaget med jævne mellemrum, således at forskellen mellem de anvendte og faktiske budgetandele mindskes.

Praksis i andre lande Der er forskellig praksis i forskellige lande. I de fleste lande opdateres vægtgrundlaget med 3-5 års mellemrum. I en række lande, fx Sverige, Holland og Storbritannien opdateres vægtgrundlaget årligt.

6.3 Oprettelse og nedlæggelse af indeks

Oprettelse og nedlæggelse af basisindeks Over tid ændres de forskellige varers og tjenesters betydning. Der vil således over tid være varer og tjenester, som får så stor betydning, at der oprettes et nyt basisaggregat for de pågældende varer eller tjenester. Tilsvarende udgår varer med mellemrum af handlen, eller deres omsætning falder til et ubetydeligt niveau. I disse tilfælde kan der være behov for at nedlægge basisaggregater. Der oprettes eller nedlægges kun basisaggregater i forbindelse med kædning og opdatering af vægtgrundlaget.

Nye basisindeks kædes ind i indeksberegningen, således at medtagningen ikke i sig selv påvirker indeksudviklingen. I fortsættelse af eksemplet i tabel 2 kan man fx forestille sig, at et nyt basisindeks skal medtages i indekset med virkning fra januar 2003. Det nye basisindeks vil, som de eksisterende basisindeks, blive opgjort med december 2002 som prisreferenceperioden, og indgå i beregning af de aggregerede indeks i det nye link fra december 2002 og frem, som kædes på slutværdien af de aggregerede indeks i det gamle link pr. december 2002.

Udskiftningen af basisaggregater betyder, at aggregerede indeks kan have forskellig dækning før og efter en kædning. Hvis der er tale om en betydelig ændring kan det derfor være vanskeligt at tolke stigningen over en kædningsperiode entydigt, da den er sammensat af prisstigninger på to forskellige varegrupper. Som regel vil der dog være tale om mindre ændringer, således at det er rimeligt at foretage sammenligninger hen over en kædning.

Oprettelse og nedlæggelse af aggregerede indeks Det kan være nødvendigt at indføre nye aggregerede indeks i det samlede forbrugerprisindeks. Det kan fx ske, hvis dækningen af indekset udvides, eller hvis grupperingen af basisindeks ændres. Spørgsmålet er i den forbindelse, med hvilken initialværdi

et nyt aggregeret indeks skal indregnes i det samlede indeks. I eksemplet i tabel 2 er spørgsmålet således, med hvilken værdi for december 2002 et nyt aggregeret indeks skal kædes ind i beregningen af det samlede indeks?

Et nyt aggregeret indeks vil som udgangspunkt blive kædet ind i det samlede prisindeks med den værdi, som indekset *ville* have haft i december 2002, opgjort med 2000 = 100. Hvis der ikke foreligger information om prisudviklingen fra 2000 til december 2002, vil værdien blive estimeret på grundlag af prisudviklingen for tilsvarende varer eller tjenester. Er dette ikke muligt, hvilket kan være tilfældet hvis der er tale om en helt ny vare eller tjeneste, anvendes værdien fra det aggregerede indeks, som ligger umiddelbart over det nye indeks.

6.4 Dekomponering af indeksændringer

Der kan være behov for at beregne, hvor meget ændringen i et bestemt indeks bidrager med i forhold til ændringen i et overordnet indeks. Fx kan der være interesse for at undersøge, hvor meget ændringen i indekset for fyringsolie bidrager med i forhold til ændringen i det samlede forbrugerprisindeks.

Antag at der er tale om et indeks som er beregnet i et link som i formel (1). Den relative ændring i indekset fra måned $t-m$ til t bliver så

$$(6) \quad \frac{I_{0:t}}{I_{0:t-m}} - 1 = \frac{\sum w_b^j \cdot I_{0:t-m}^j \cdot I_{t-m:t}^j}{\sum w_b^j \cdot I_{0:t-m}^j} - 1$$

Et delindeks indgår derfor i det overliggende indeks med vægten

$$(7) \quad \frac{w_b^j \cdot I_{0:t-m}^j}{\sum w_b^j \cdot I_{0:t-m}^j} = \frac{w_b^j \cdot I_{0:t-m}^j}{I_{0:t-m}}$$

Udtrykket beskriver prisopdatering af vægterne fra 0 til $t-1$ og ved divisionen reskaleres de prisopdaterede vægte til at summe til én. Effekten på et aggregeret indeks af en ændring i et basis- eller delindeks der indgår heri, kan således beregnes som

$$(8) \quad \frac{w_b^j \cdot I_{0:t-m}^j}{I_{0:t-m}} \cdot \left(\frac{I_{0:t}^j}{I_{0:t-m}^j} - 1 \right) = \frac{w_b^j}{I_{0:t-m}} (I_{0:t}^j - I_{0:t-m}^j)$$

Hvis $m=1$ angiver (8) effekten af en månedlig ændring. Hvis $m=12$ fås effekten af en ændring over 12 måneder. Hvis der er tale om et kædet indeks som i (4), bliver vægten af et delindeks i et overliggende indeks

$$(9) \quad \frac{w_c^j \cdot I_{k:t-m}^j}{I_{k:t-m}} = \frac{w_c^j (I_{0:t-m}^j / I_{0:k}^j)}{(I_{0:t-m} / I_{0:k})}$$

Effekten på et overliggende indeks af en ændring i et delindeks bliver

$$(10) \quad \frac{w_c^j}{I_{k:t-m}} (I_{k:t}^j - I_{k:t-m}^j) = \frac{w_c^j}{(I_{0:t-m} / I_{0:k})} \left(\frac{I_{0:t}^j - I_{0:t-m}^j}{I_{0:k}^j} \right)$$

Det er forudsat at t og m ligger i samme link og at $t-m$ refererer til en senere periode end k . Hvis effekten af en indeksændring på et aggregeret indeks skal beregnes over en kædning, er det nødvendigt at opdele beregningen i to trin.

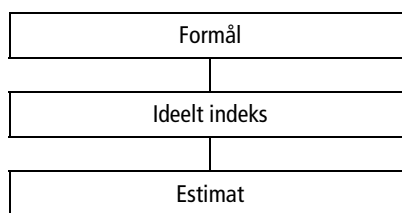
Tabel 3 viser et eksempel på dekomponering af et indeks beregnet i ét link. I eksemplet stiger husleje med 9,09 pct. fra januar 2002 til januar 2003. Effekten heraf på det samlede prisindeks kan ifølge (8) beregnes som $0,25/118,6 \cdot (120,0 - 110,0) = 2,11$ pct. Det vil sige, at af stigningen på 10,03 pct. i det samlede indeks, kan 2,11 procentpoint henføres til stigningen i indekset for husleje.

Tabel 3 Dekomponering af ændring i et indeks

	Vægt	Indeks			Ændring i pct. fra jan. 02 - jan. 03	Bidrag	
		2000	Jan. 02	Jan. 03		Pct. point af samlet ændring	Pct. af samlet ændring
Fødevarer	0,30	100,0	120,0	130,0	8,33	2,53	25,21
Beklædning	0,10	100,0	130,0	145,0	11,54	1,26	12,61
Husleje	0,25	100,0	110,0	120,0	9,09	2,11	21,01
Transport	0,20	100,0	125,0	130,0	4,00	0,84	8,40
Andre	0,15	100,0	114,0	140,0	22,81	3,29	32,77
I alt	1,00	100,0	118,6	130,5	10,03	10,03	100,00

6.5 Valg af indeksformel

Der eksisterer forskellige typer af forbrugerprisindeks, og de kan beregnes på mange forskellige måder, fx afhængigt af, hvad formålet med indekset er og hvilke data, der er til rådighed. Valget af beregningsformel for forbrugerprisindekset kan ske i tre trin:



I det første trin bestemmes formålet med indekset, dvs. hvad skal indekset måle. På denne baggrund vælges i andet trin et ideelt indeks baseret på principielt observerbare størrelser. Valget af et sådant ideelt indeks er på mange måder et teoretisk spørgsmål, men alligevel vigtigt af to grunde. For det første er det nødvendigt at have et mål for det indeks, som i praksis kan opgøres. For det andet er et veldefineret mål en forudsætning for at kunne kvantificere mulig bias i det opgjorte forbrugerprisindeks.

Problemet er imidlertid, at de oplysninger om priser og vægte der kræves for at beregne ideelle indeks ikke eller kun delvist er tilgængelige når det månedlige indeks skal beregnes. Væsentligst i denne sammenhæng er, at der ikke foreligger oplysninger om forbruget af de enkelte varer eller tjenester, hvis priser indgår i indeksberegningen. Der foreligger kun budgetandele på basisaggregatniveau, og de refererer til en periode, som ligger forud for prisreferenceperioden. I tredje trin vælges derfor en beregningsformel for det løbende forbrugerprisindeks baseret på tilgængelige data.

6.5.1 Formål og anvendelse

Fastkurvs- indeks

I litteraturen om prisindeks skelnes der mellem to hovedtyper af prisindeks, fastkurvsindeks og leveomkostningsindeks. Et fastkurvsindeks måler den gennemsnitlige prisudvikling for en fast kurv af varer og tjenester. Indekset angiver fra periode til periode forholdet mellem udgifterne ved at købe en fast varekurv i forhold til udgifterne ved at købe samme varekurv i en referenceperiode. For forbrugerprisindekset består kurven af de varer og tjenester, der indgår i husholdningernes forbrug. Indekset opgøres ved at følge prisudviklingen for en fast varekurv, som er repræsentativ for husholdningernes forbrug.

Fastkurvsindeks benævnes ofte *inflationsindeks* eller *rene prisindeks* for at understrege at det primære formål er at måle prisudviklingen, idet alt andet end netop priserne holdes konstant. Et fastkurvsindeks kan dermed også opfattes som et mål for ændringer i pengenes købekraft, dvs. pengenes værdi målt i ændringer i størrelsen af den faste varekurv, som et givet pengebeløb kan købe.

*leve-
omkostnings-
indeks*

Et leveomkostningsindeks måler udviklingen i leveomkostningerne. Indekset angiver fra periode til periode forholdet mellem udgifterne ved at fastholde samme levestandard, eller nytte, i forhold til udgifterne ved at have samme levestandard i en referencerperiode. I leveomkostningsindekset er det således nytten der holdes konstant over tid, mens varekurven (mængderne) principielt kan ændre sig fra periode til periode.

Fastkurvsindeks er ideelle som inflationsmål og til deflatering af opgørelser i løbende priser. Leveomkostningsindeks er derimod ideelle til regulering af fx lønninger og overførselsindkomster, hvor formålet er at kompensere indkomstmottagerne for stedfundne prisstigninger.

Langt de fleste lande opgør imidlertid kun ét forbrugerprisindeks, som anvendes både som inflationsmål og til regulering af fx overførselsindkomster. Det skyldes, at det i praksis er nødvendigt at opgøre det løbende forbrugerprisindeks med anvendelse af faste vægte, hvorfor der på kortere sigt i praksis ikke er den store forskel på inflations- og leveomkostningsindeks. Det danske forbrugerprisindeks anvendes på samme måde til flere forskellige formål: som inflationsmål og konjunkturindikator, til regulering af overførselsindkomster, beløbsgrænser og kontrakter. Nettoprisindekset, som afledes af forbrugerprisindekset ved at korrigere for indirekte skatter (netto), anvendes især til regulering af kontrakter og beløb i lovgivningen.

*Forbrugerprisindekset
er et inflationsindeks*

Hovedformålet med det danske forbrugerprisindeks er dog at måle den gennemsnitlige prisændring for de varer og tjenester, der indgår i husholdningernes forbrug. Det kan derfor bedst karakteriseres som et inflationsindeks.

6.5.2 Ideelt indeks

Indekset skal derfor ideelt set opgøres ved at følge prisudviklingen for en fast varekurv, som er repræsentativ for husholdningernes forbrug. Et fastkurvsindeks kan generelt defineres som

$$(11) \quad I_{0:t}^{\text{Lo}} = \frac{\sum p_t^j q_b^j}{\sum p_0^j q_b^j}$$

hvor q_b^j angiver mængderne af de varer og tjenester, som udgør varekurven, og p_0^j og p_t^j angiver de tilhørende priser i henholdsvis periode 0 og periode t . Indekset angiver forholdet mellem udgifterne ved at købe varekurven i periode t i forhold til udgifterne ved at købe samme varekurv i periode 0. Joseph Lowe var den første, der mere indgående beskrev sådanne fastkurvsindeks, hvorfor det i det følgende benævnes et Lowe indeks.

Spørgsmålet er, hvordan den repræsentative varekurv sammensættes, når den skal dække hele perioden fra 0 til t , som i forbrugerprisindekset normalt strækker sig over 3-5 år. De mest kendte fastkurvsindeks er Laspeyres og Paasches prisindeks, der anvender mængderne fra henholdsvis start- og slutperioden. Laspeyres og Paasche er begge specialtilfælde af Lowe indekset: hvis $q_b = q_0$ fås Laspeyres prisindeks og hvis $q_b = q_t$ fås Paasches prisindeks. Der er imidlertid ikke særlig gode argumenter for at foretrække hverken start- eller slutperioden som vægtbasis. Tværtimod er det sandsynligt at vægtene i de to indeks vil afvige fra periodens gennemsnitlige vægt.

Det er derfor en oplagt løsning at vælge et gennemsnit af vægtene i start- og slutperioden. Der kan opstilles mange typer af sådanne indeks, men der er to indeks, som her vurderes som de mest relevante, nemlig Walsh og Edgeworth prisindeks:

$$(12) \quad I_{0:t}^W = \frac{\sum p_t^j \sqrt{q_0^j \cdot q_t^j}}{\sum p_0^j \sqrt{q_0^j \cdot q_t^j}} = \sum w_W^j \cdot \left(\frac{p_t^j}{p_0^j} \right)$$

$$w_W^j = \frac{\sqrt{(w_0^j \cdot w_t^j) / (p_t^j / p_0^j)}}{\sum \sqrt{(w_0^j \cdot w_t^j) / (p_t^j / p_0^j)}}$$

$$(13) \quad I_{0:t}^E = \frac{\sum p_t^j \cdot (q_0^j + q_t^j) / 2}{\sum p_0^j \cdot (q_0^j + q_t^j) / 2} = \sum w_E^j \cdot \left(\frac{p_t^j}{p_0^j} \right)$$

$$w_E^j = \frac{v_0^j + (v_t^j / (p_t^j / p_0^j))}{\sum (v_0^j + (v_t^j / (p_t^j / p_0^j)))}, \quad v_t^j = \frac{p_t^j q_t^j}{\sum p_t^j q_t^j}$$

I Walsh og Edgeworth indekset anvendes henholdsvis det geometriske og aritmetiske gennemsnit af mængderne i start- og slutperioden. Begge indeks kan ses som specialtilfælde af Lowe indekset og har den fordel, at de kan omskrives og beregnes ved hjælp af budgetandelene, mens prisændringerne kan estimeres ved hjælp af basisindeksene. Yderligere to indeks skal nævnes, nemlig Fishers og Törnquists prisindeks

$$(14) \quad I_{0:t}^F = \left(I_{0:t}^{La} * I_{0:t}^{Pa} \right)^{1/2} = \left(\sum w_0^j \cdot I_{0:t}^j / \sum w_t^j (I_{0:t}^j)^{-1} \right)^{1/2}$$

$$(15) \quad I_{0:t}^T = \prod (I_{0:t}^j)^{(w_0^j + w_t^j) / 2}$$

Fishers prisindeks beregnes som det geometriske gennemsnit af Laspeyres og Paasche indeks. Törnquist indekset beregnes som det vejede geometriske gennemsnit af prisforholdene, idet de gennemsnitlige budgetandele anvendes som vægte.

Et ideelt indeks for forbrugerprisindekset bør opfylde flere kriterier:

- 1) Indekset skal have gode statistiske egenskaber. Fisher, Törnquist og Walsh prisindeks er alle såkaldte *superlative indeks*. Superlative indeks opfylder alle rimelige krav eller test som opstilles i den aksiomatiske tilgang til indeksteori og har således generelt meget gode egenskaber. Det kan derudover vises, at superlative indeks er gode estimater for sande leveomkostningsindeks.¹
- 2) Det er nødvendigt at beregne alle aggregerede prisindeks ved at sammenveje basisindeksene med deres budgetandele. Indekset skal derfor kunne udtrykkes som en funktion af årlige budgetandele og månedlige basisindeks.
- 3) Indekset bør være let at analysere og anvende for brugerne. Det er et afgørende hensyn, at brugere let skal kunne foretage analyser og beregninger af de offentliggjorte indeks. Dette hensyn tilsiger at de aggregerede prisindeks beregnes som et vægtet aritmetisk gennemsnit af basisindeksene.
- 4) Beregningen af forbrugerprisindekset bør ikke afvige fra beregningen af det EU-harmoniserede forbrugerprisindeks, HICP. Her beregnes delindeks på alle niveauer som det vejede aritmetiske gennemsnit af de underliggende indeks. Samme princip bør derfor følges ved opgørelse af det nationale forbrugerprisindeks.

¹ En nærmere forklaring af superlative indeks findes fx i ILO (2004), kap. 17, og i Diewert og Nakamura (1993).

Fisher, Törnquist og Walsh prisindeks giver under ”normale” omstændigheder næsten identiske resultater, og for alle praktiske formål kan der ikke forventes nogen systematisk afvigelse mellem de tre indeks. Edgeworth indekset er ikke et superlativt prisindeks, men opfylder dog de mest centrale aksiomatiske krav til et prisindeks. I praksis kan det derfor heller ikke forventes at Edgeworth indekset vil afvige systematisk fra de øvrige indeks.

Walsh prisindeks er både et superlativt indeks og et fastkursindeks af Lowe-typen, og kan beregnes som et vejet aritmetisk gennemsnit af basisindeksene. Walsh prisindeks vurderes derfor som det bedste ideelle mål for forbrugerprisindekset. I den internationale manual om forbrugerprisindeks (ILO, (2004), kap. 17) konkluderes at Fisher og Törnquist indeksene teoretisk er de bedste leveomkostningsindeks, mens Walsh vurderes som det bedste inflationsindeks. Selvom Walsh indekset er et fastkursindeks, vil det samtidig være et godt estimat af et leveomkostningsindeks.

I praksis er det imidlertid ikke muligt at beregne det løbende månedlige forbrugerprisindeks som et Walsh indeks – eller som et af de andre superlative indeks. Det skyldes at vægtene i de ideelle indeks refererer til indeksperiodens start- og sluttidspunkt, men der foreligger ikke oplysninger om budgetandelene i slutperioden, når det løbende prisindeks skal opgøres. Ideelle indeks kan kun opgøres bagud i tid, når samtlige oplysninger foreligger.

For det andet refererer vægte og priser i de ideelle indeks til samme periodeenhed, men i praksis vil vægtgrundlaget være baseret på forbruget i et helt år, mens priserne opgøres månedligt. For det tredje foreligger der ikke vægte for de enkelte varer og tjenester, der indsamles priser for. Der foreligger alene budgetandele på basisaggregatniveau. De aggregerede prisindeks må derfor beregnes ved at sammenveje basisindeksene med deres budgetandele.

Forbrugerprisindekset er endeligt når det offentliggøres og genberegnes ikke efterfølgende. Det vil imidlertid være muligt at opgøre indekset bagud i tiden med vægt- og prisgrundlag som vedrører samme periode, fx med henblik på analyser og vurdering af eventuel bias.¹ For en eventuel historisk opgørelse af et Walsh indeks kræves at de årlige budgetandele opdateres til prisreferenceperioden, eller at priserne skales til årsniveau, således at pris- og vægtreferenceperioder bliver sammenfaldende.²

6.5.3 Estimat for ideelt indeks

For den løbende beregning af forbrugerprisindekset er problemet at vælge den indeksformel, som giver den bedst mulige tilnærmelse til et Walsh indeks, givet at der kun foreligger årlige budgetandele på basisaggregatniveau, og at disse refererer til et tidspunkt, et år, der ligger før prisreferenceperioden.

Lad b betegne vægtreferenceperioden, som vil være et helt år, der ligger forud for prisreferenceperioden, 0 . Fra periode 0 til t kan det løbende månedlige forbrugerprisindeks i praksis kun opgøres på to måder, nemlig ved at sammenveje prisforholdene fra 0 til t med budgetandelene fra periode b , eller ved at sammenveje prisforholdene fra 0 til t med budgetandelene fra periode b prisopdateret til periode 0 . I det første tilfælde fås et Young indeks, der er defineret som

$$(16) \quad I_{0:t}^{Y_0} = \sum w_b^j \left(\frac{p_t^j}{p_0^j} \right)$$

¹ I Sverige beregnes det løbende forbrugerprisindeks med anvendelse af det senest tilgængelige vægtgrundlag. Prisindeks for fx 2004 kan således være baseret på vægte fra 2003. Når der efterfølgende foreligger vægte for 2004 genberegnes indekset med disse vægte, således at vægt- og prisgrundlag vedrører samme periode.

² Problemerne herved, herunder om kædning mellem indeks med år som prisreferenceperiode, er nærmere beskrevet i Statens offentliga utredningar, Justitiedepartementet (1999).

I Young indekset sammenvejes de individuelle prisændringer fra 0 til t med deres respektive budgetandele fra periode b . Da der som nævnt ikke foreligger oplysninger om forbruget af individuelle varer, beregnes indekset i praksis som i formel (1) ved at sammenveje basisindeksene fra 0 til t med deres budgetandele fra periode b . Herved anvendes basisindeksene som estimater for den gennemsnitlige prisudvikling for de varer og tjenester, der indgår i det enkelte basisaggregat. Alternativt kan basisaggregaterne opfattes som varer og p_0^j og p_t^j som priserne herpå.

I det andet tilfælde fås et Lowe indeks

$$(17) \quad I_{0:t}^{Lo} = \frac{\sum p_t^j q_b^j}{\sum p_0^j q_b^j} = \sum w_{b(0)}^j \left(\frac{p_t^j}{p_0^j} \right)$$

$$w_{b(0)}^j = \frac{w_b^j (p_0^j / p_b^j)}{\sum w_b^j (p_0^j / p_b^j)}$$

Lowe indekset beregnes ved at sammenveje prisændringerne fra 0 til t med de prisopdaterede budgetandele, dvs. budgetandelene fra periode b fremført med prisudviklingen fra b til 0 og reskaleret, så de summer til én. Som for Young indekset vil det i praksis være nødvendigt at beregne indekset ved at sammenveje basisindeksene med deres prisopdaterede budgetandele. Lowe indekset kan skrives som forholdet mellem to Laspeyres indekser

$$(18) \quad I_{0:t}^{Lo} = \frac{\sum p_t^j q_b^j}{\sum p_0^j q_b^j} = \frac{\sum p_t^j q_b^j}{\sum p_b^j q_b^j} \bigg/ \frac{\sum p_0^j q_b^j}{\sum p_b^j q_b^j} = \frac{\sum w_b^j \cdot (p_t^j / p_b^j)}{\sum w_b^j \cdot (p_0^j / p_b^j)}$$

$$w_b^j = \frac{p_b^j q_b^j}{\sum p_b^j q_b^j}$$

Lowe indekset fra 0 til t med vægtreference i periode b svarer således til et Laspeyres indeks fra b til t divideret med et Laspeyres indeks fra b til 0 . Beregnes forbrugerprisindekset som et Lowe indeks, vil det derfor vise samme udvikling, som hvis vægtene var taget i anvendelse fra periode b .

I Young indekset holdes budgetandelene konstante fra periode b til periode 0 . Det indebærer, at mængderne implicit antages at variere i forhold til udviklingen i de relative priser fra b til 0 . I Lowe indekset holdes mængderne derimod fast fra b til 0 ved at prisopdatere budgetandelene. Lowe indekset afhænger derfor af prisudviklingen fra b til 0 , mens Young indekset ikke påvirkes heraf.

Fastkurvsindeks Tankegangen i og tolkningen af de to indeks er forskellig. Lowe indekset er et *fastkurvsindeks*, hvor udgangspunktet er at følge prisudviklingen for en fast, repræsentativ varekurv. Indekset viser forholdet mellem udgifterne ved at købe samme varekurv fra periode b til to forskellige tidspunkter, 0 og t .

Fastvægtsindeks Young indekset er et *fastvægtsindeks*, hvor udgangspunkt er, at vægtene skal være repræsentative for budgetandelene. Fra 0 til t viser Young indekset udviklingen i forbrugsudgiften, hvis der holdes samme budgetandele som i periode b , men det svarer ikke til prisudviklingen for en faktisk eller observerbar varekurv. Young er altså et fastvægtindeks, men ikke et fastkurvsindeks som i (11).¹ Hvis budgetandelene er repræsentative for indeksperioden fra 0 til t , kan et Young indeks dog estimere et fastkurvsindeks, fx Walsh eller Edgeworth prisindeks, der begge er fastkurvsindeks, men kan omskrives og beregnes som Young indeks.

¹ Et Lowe indeks er også et Young indeks i den forstand, at det altid kan omskrives og beregnes som det vægtede gennemsnit af prisændringerne. Derimod kan et Young indeks generelt ikke skrives som et Lowe indeks, dvs. som forholdet mellem udgifterne ved at købe samme varekurv til to forskellige tidspunkter, med mindre $b=0$ eller $b=t$, hvor der er tale om hhv. Laspeyres og Paasches prisindeks.

Hvorvidt et Young eller Lowe indeks er det bedste estimat for et Walsh indeks afhænger af, om w_b^j eller $w_{b(0)}^j$ er de bedste estimater af de gennemsnitlige budgetandele i Walsh indekset. Det afhænger igen af, om husholdningerne holder faste budgetandele eller faste mængder. Hvis husholdningerne overvejende holder faste budgetandele, er Young indekset det bedste estimat. Hvis husholdningerne overvejende holder faste mængder, er Lowe indekset det bedste estimat.

Da de aggregerede prisindeks beregnes ved at sammenveje basisindeks er spørgsmålet hvilken grad af substitution, der kan forventes på basisaggregatniveau. Det er i sidste instans et empirisk spørgsmål, som der ikke kan gives noget præcist svar på. Der må desuden forventes betydelige forskelle i substitutionselasticiteten inden for forskellige områder. For visse basisindeks vil priselasticiteten ligge på én eller derover, mens den for andre vil ligge tættere på nul. I gennemsnit vurderes dog at priselasticiteten ligger tættere på én.

For varer hvis priser stiger relativt fra b til 0 , vil de prisopdaterede budgetandele i Lowe indekset være større end periode 0 budgetandelene i Young indekset. Fortsatte prisstigninger på disse varer fra 0 til t får derfor en større vægt i Lowe indekset end i Young indekset. For varer der relativt falder i pris, vil de prisopdaterede budgetandele i Lowe indekset være mindre end de oprindelige budgetandele i Young indekset. Prisfald på disse varer fra 0 til t får derfor en mindre vægt i Lowe end i Young indekset.

Hvis de relative priser ændres og der er "almindelig" forbrugeradfærd, må det forventes, at Young indekset viser en mindre stigning end Lowe indekset. Den traditionelle "Laspeyres" bias slår fuldt igennem i Lowe indekset, men ophæves delvist i Young indekset. Kun i det specielle, men ikke særlig realistiske tilfælde, hvor alle priser ændres proportionalt fra b til 0 vil de to indeks give samme resultat.

Young indekset vurderes derfor samlet set som det bedste estimat. Det betyder, at budgetandelene ved ibrugtagning af nyt vægtgrundlag ikke prisopdateres fra vægtbasis til prisreferenceperioden.

6.5.4 Skævhed i forbrugerprisindekset

Ved at trække de to indeks fra hinanden er det muligt at få et udtryk for skævhed i Young indekset i forhold til det ideelle Walsh indeks. Hvis r^j betegner prisforholdene fra 0 til t , $r^j = p_t^j / p_0^j$, fås følgende:

$$\begin{aligned}
 I_{0,t}^Y - I_{0,t}^W &= \sum w_b^j \cdot r^j - \sum w_w^j \cdot r^j \\
 &= \sum (w_b^j - w_w^j) r^j \\
 (19) \quad &= \sum (w_b^j - w_w^j) (r^j - r^*) + r^* \sum (w_b^j - w_w^j) \\
 &= \sum (w_b^j - w_w^j) (r^j - r^*)
 \end{aligned}$$

idet $\sum w_w^j = \sum w_b^j = 1$ og r^* er den gennemsnitlige prisstigning fra 0 til t , $r^* = \sum w_w^j \cdot r^j = I_{0,t}^W$. Young indekset er derfor lig med Walsh indekset plus covariansen mellem forskellene i budgetandelene og prisændringernes afvigelse fra deres gennemsnit.

Størrelsen og fortegnet af en eventuel bias vil afhænge af hvordan budgetandelene ændres når de relative priser ændres. For at sige noget mere præcist herom er det imidlertid nødvendigt at gøre nogle forudsætninger om forbrugernes reaktioner på prisændringer.

Antag først, at efterspørgslen er meget prisfølsom, dvs. at efterspørgselselasticiteten er større end 1, eller at der er store substitutionseffekter. Hvis en vare stiger i pris således at $(r^i - r^*)$ er positiv, vil budgetandelen falde over tid, således at også $(w_b^i - w_w^i)$ er positiv. Covariansen bliver derfor også positiv. Hvis efterspørgslen er elastisk, vil Young indekset således vise en større prisstigning end Walsh indekset.

Det omvendte resultat fås, hvis det antages at efterspørgslen er uelastisk, dvs. at efterspørgselselasticiteten er mindre end 1 eller at der kun er meget små substitutionseffekter. Hvis en vare stiger i pris således at $(r^i - r^*)$ er positiv, vil budgetandelen stige over tid, således at $(w_b^i - w_w^i)$ bliver negativ. Covariansen bliver derfor negativ. Hvis efterspørgslen er uelastisk, vil Young indekset vise en mindre prisstigning end Walsh indekset.

Hvis efterspørgslen er neutralelastisk, dvs. substitutionselasticiteten er tæt på én, vil budgetandelene w_b^i og w_w^i ligge tæt på hinanden, hvorfor de to indeks vil vise samme stigning. Endelig fremgår af (19), at hvis alle priser ændres proportionalt vil Young og Walsh indekset vise samme stigning, uanset forskelle i budgetandelene. Det er naturligvis heller ikke særlig realistisk, men det viser, at der kan forventes en større skævhed jo større forskelle der er i udviklingen i de relative priser

6.6 Beregning af forbrugerprisindekset fra 2000

Fra 1981 til december 2000 blev forbrugerprisindekset opgjort med 1980 som indeksreferenceperiode. Aggregeringen i forbrugerprisindekset svarede i denne periode stort set til den internationale klassifikation for privat forbrug, COICOP (Classification Of Individual Consumption by Purpose), men med nogle væsentlige undtagelser. Det blev derfor besluttet fra januar 2001 at opgøre forbrugerprisindekset med anvendelsen af COICOP. Samtidig blev indeksreferenceperioden ændret fra 1980 til 2000.

Ændringerne blev gennemført ved at påbegynde et nyt link i indeksberegningen fra december 2000. Fra januar 2001 til december 2002 er forbrugerprisindekset således beregnet som

$$(20) \quad I_{00:t} = I_{00:dec00} \cdot \sum w_{96(dec99/dec00)}^j \cdot I_{dec00:t}^j = I_{00:dec00} \cdot I_{dec00:t}$$

Vægtangivelsen $W_{96(dec99/dec00)}^j$ angiver, at budgetandelene stammer fra forbruget i 1996, og at de er prisopdateret fra december 1999, hvor de første gang blev taget i brug, til december 2000, som er prisbasis i det nye link fra december 2000. Det vil sige, at alle basisindeks beregnes med udgangspunkt i priserne i december 2000. Prisopdateringen påvirker ikke i sig selv indeksudviklingen og blev alene foretaget af beregnings-tekniske grunde, idet det blandt andet tillod, at nye basisindeks kunne indregnes i indekset fra januar 2001. Det er dog fortsat forbrugets sammensætning i 1996 der ligger til grund for indeksberegningen i denne periode.

Første link i indekset, fra januar til december 2000 blev beregnet på grundlag af indekset for 2000 opgjort med 1980=100. Dette indeks blev beregnet som

$$(21) \quad I_{80:t} = I_{80:dec99} \cdot \sum w_{96(dec99)}^j \cdot I_{dec99:t}^j$$

Omregning til indeksbasis 2000=100 skete ved at dividere indekset til tidspunkt t med den værdi, det var nået op på i år 2000:

$$\begin{aligned}
 I_{00:t} &= \frac{I_{80:t}}{I_{80:00}} = \frac{I_{80:dec99} \cdot \sum w_{96(dec99)}^j \cdot I_{dec99:t}^j}{I_{80:dec99} \cdot \sum w_{96(dec99)}^j \cdot I_{dec99:00}^j} \\
 (22) \quad &= \frac{\sum w_{96(dec99)}^j \cdot I_{dec99:00}^j \cdot I_{00:t}^j}{\sum w_{96(dec99)}^j \cdot I_{dec99:00}^j} = \sum \frac{w_{96(dec99)}^j \cdot I_{dec99:00}^j}{\sum w_{96(dec99)}^j \cdot I_{dec99:00}^j} \cdot I_{00:t}^j \\
 &= \sum w_{96(dec99/00)}^j \cdot I_{00:t}^j
 \end{aligned}$$

Genberegningen skete alene med de basisindeks og vægte, der blev anvendt til indeksberegning i år 2000. Prisopdatering af vægtene fra december 1999 til gennemsnittet af 2000 og reskaleringen af basisindeksene til 2000=100 ændrer således ikke ved indeksudviklingen i 2000 i forhold til de tidligere offentliggjorte indeks.

Fra og med januar 2003 blev et nyt vægtgrundlag, baseret på forbrugets sammensætning i 1999, taget i anvendelse. Fra januar 2003 og frem til fx august 2004 blev det kædede indeks således beregnet som

$$(23) \quad I_{00:aug04} = I_{00:dec02} \cdot \sum w_{99}^j \cdot I_{dec02:aug04}^j$$

December 2002 var prisreferenceperiode i dette indeks link. Det vil sige, at alle basisindeks blev beregnet med udgangspunkt i priserne i december 2002.

Fra og med januar 2006 blev vægtgrundlaget atter opdateret. Det nye vægtgrundlag er baseret på forbrugets sammensætning i 2003 og har prisreferenceperioden december 2005.

Ovenstående gælder også for beregningen af nettoprisindekset fra 2000 og frem.