

Forbruger- og nettoprisindekset

Dokumentation

**Forbruger- og
nettoprisindekset
Dokumentation**

Udgivet af Danmarks Statistik
Revideret maj 2020

Indholdsfortegnelse

1. Oversigt.....	6
1.1 Forbrugerprisindekset.....	6
1.2 Nettoprisindekset	7
1.3 EU-harmoniseret forbrugerprisindeks (HICP).....	9
1.4 Vejledning ved regulering med prisindeks.....	10
2. Prisindeksets opbygning	12
2.1 Basisindeks.....	12
2.2 Aggregerede prisindeks.....	13
3. Stikprøven	15
3.1 Udvælgelse af geografiske områder	15
3.2 Udvælgelse af forretninger	15
3.3 Udvælgelse af varer og tjenester.....	16
3.4 Opdatering af stikprøven.....	16
3.5 EU-forordning om stikprøven	17
3.6 Forskellige metoder til prisindsamling.....	17
4. Vægtgrundlag	19
4.1 Dækning af varer og tjenester	19
4.2 Opgørelse af vægte for basisindeks	21
4.3 Præsvægte under basisindeksniveau.....	22
4.4 Opdatering af vægtgrundlaget.....	22
4.4.1 EU-forordning om vægte.....	22
5. Basisindeks.....	24
5.1 Basisaggregater.....	24
5.2 Valg af formel til beregning af basisindeks	25
5.2.1 Den aksiomatiske metode	25
5.2.2 Den økonomiske metode.....	26
5.2.3 Jevons, Carli og Dutot indeks	27
5.3 Kædet basisindeks.....	31
5.4 Anvendte beregningsformler	31
5.5 Eksempel på beregning af basisindeks	35
6. Aggregerede prisindeks	36
6.1 Referenceperioder	37
6.2 Beregning af kædet prisindeks	38
6.3 Oprettelse og nedlæggelse af indeks	40
6.4 Dekomponering af indeksændringer	41
6.5 Valg af indeksformel	42
6.5.1 Formål og anvendelse	42
6.5.2 Ideelt indeks.....	43
6.5.3 Estimat for ideelt indeks.....	45
6.5.4 Skævhed i forbrugerprisindekset.....	47
6.6 Beregning af forbrugerprisindekset fra 2000.....	48
7. Nettoprisindekset.....	50
7.1 Loven om nettoprisindekset	50
7.2 Anvendelse af nettoprisindekset	50
7.3 Prisbegrebet i nettoprisindekset	51
7.3.1 Behandling af indirekte skatter	51
7.3.2 Behandling af generelle pristilskud	51

7.4 Forudsætninger ved beregning af nettoprisindekset	52
7.5 De indirekte skatters betydning.....	53
7.6 Sammenhængen mellem netto- og forbrugerprisindekset.....	54
7.7 Forskellige typer nettoprisindeks.....	56
7.8 Anvendt beregningsformel	57
8. EU-harmoniseret forbrugerprisindeks (HICP)	58
8.1 Udviklingen af HICP	58
8.2 Beregning af HICP	59
8.3 Oversigt over Råds- og Kommissionsforordninger.....	61
9.1 Manglende priser	63
9.1.1 Indberetninger med lavere hyppighed.....	63
9.2 Kvalitetsændringer	64
9.2.1 Metoder til korrektion for kvalitetsændringer	64
9.2.2 Behandling af helt nye varer eller tjenester	68
9.3 Sæsonvarer	68
9.3.1 Beklædning	69
9.3.2 Friske grøntsager og frugt	70
9.3.3 Charterrejser.....	71
9.4 Udsalgspriser og rabatter	71
9.5 Andre særlige varer og tjenester	71
10. Usikkerhed og fejlsøgning	73
10.1 Statistisk usikkerhed.....	73
10.1.1 Stikprøveusikkerhed	73
10.1.2 Andre kilder til usikkerhed	73
10.2 Årsager til skævhed i forbrugerprisindekset	74
10.3 Fejlsøgning	75
10.3.1 Statistisk fejlsøgning	76
11. Historik.....	78
11.1 Detailpristallet.....	78
11.2 Det lønregulerende pristal	78
11.3 Reguleringspristallet og månedsprisindekset	78
11.4 Forbrugerprisindekset.....	79
11.5 Nettoprisindekset	80
BILAG 1. Lov om beregning af et nettoprisindeks	81
BILAG 2. Faktor til kvalitetskorrektioner.....	82
Litteraturliste	83

1. Oversigt

1.1 Forbrugerprisindekset

<i>Hvad viser indekset?</i>	Forbrugerprisindekset viser den gennemsnitlige prisudvikling for varer og tjenester, der indgår i husholdningernes forbrug i Danmark.
<i>Anvendelse</i>	Forbrugerprisindekset er et økonomisk nøgletal og en central konjunkturindikator, der anvendes i forbindelse med vurdering af den samfundsøkonomiske udvikling. Det er det mest almindelige mål for inflationen. Forbrugerprisindekset anvendes også til regulering af beløb i kontrakter og andre former for aftaler, og i en række love og bekendtgørelser mv. reguleres beløb med udviklingen i forbrugerprisindekset.
<i>Prisbegreb</i>	Forbrugerprisindekset opgøres på grundlag af de priser forbrugerne faktisk betaler, inklusive indirekte skatter, det vil sige moms og andre afgifter, og så vidt muligt fratrasket generelle tilskud til nedsættelse af priserne.
<i>Dækning af varer og tjenester</i>	Forbrugerprisindekset dækker de varer og tjenester, der indgår i husholdningernes forbrug i Danmark. Indekset dækker således også udenlandske husholdningers forbrug i Danmark og forbruget i kollektive husholdninger. Danske husholdningers forbrug i udlandet er derimod ikke dækket. Indekset omfatter kun varer og tjenester, som husholdningerne erhverver til forbrug ved faktiske betalinger. Forbrug af egne producerede varer, eller ydelser, der stilles gratis til rådighed af det offentlige medtages ikke. Køb af ejerboliger og værdipapirer og udgifter til livsforsikringer, pensionsordninger, gaver, spil, kontingenter til foreninger mv. og renteudgifter indgår heller ikke i indekset.
<i>Klassifikation</i>	Det samlede forbrug opdeles på grupper af varer og tjenester ifølge den internationale klassifikation for gruppering af det private forbrug, COICOP (<i>classification of individual consumption by purpose</i>).
<i>Sammenligningsperiode</i>	Forbrugerprisindekset opgøres med 2015 som sammenligningsperiode, det vil sige med gennemsnittet af 2015 lig med 100.
<i>Frekvens</i>	Forbrugerprisindekset beregnes og offentliggøres månedligt.
<i>Stikprøven</i>	Forbrugerprisindekset bygger på en stikprøve på ca. 24.000 varer og tjenester, som der indsamles priser på fra omkring 1.500 forretninger mv. fordelt over hele landet. Størstedelen af priserne indhentes månedligt. For varer og tjenester, hvor priserne ikke varierer månedligt indsamles priserne med lavere hyppighed, fx kvartalsvis eller halvårligt. Stikprøven af varer og tjenester og forretninger opdateres løbende for at sikre en aktuel og repræsentativ dækning.
<i>Indsamlingsperiode</i>	Priserne indsamles hver måned i perioden fra den 7. til den 15.
<i>Vægtgrundlag</i>	Vægtgrundlaget opgøres på grundlag af husholdningernes udgifter til forbrug af varer og tjenester i Danmark. Som kilder hertil anvendes nationalregnskabets opgørelse af husholdningernes forbrug på dansk område og forbrugsundersøgelsens detaljerede oplysninger om sammensætningen af husholdningernes forbrug. Vægtgrundlaget opdateres hvert år.
<i>Beregning af basisindeks</i>	Første trin i beregningen af forbrugerprisindekset er at beregne indeks for de ca. 450 detaljerede grupper af varer og tjenester, der udgør husholdningernes samlede forbrug; de såkaldte <i>basisindeks</i> . For hvert basisindeks følges prisudviklingen på en eller flere repræsentantvarer, der er udvalgt til at dække den pågældende gruppe af varer eller tjenester. Basisindeksene beregnes som kædede månedlige indeks: Først beregnes månedlige indeks på grundlag af udviklingen i de geometriske gennemsnitspriser. Herefter ganges (<i>kædes</i>) de månedlige indeks sammen til en sammenhængende tidsserie som viser prisudviklingen over tid.

<i>Beregning af aggregerede prisindeks</i>	I andet trin i beregningen sammenvejes basisindeksene til prisindeks for aggregerede grupper af varer og tjenester, op til det samlede forbrugerprisindeks. Basisindeksene sammenvejes med de relative forbrugsudgifter, det vil sige forbruget af varer eller tjenester, der indgår i det enkelte basisindeks, i forhold til det samlede forbrug. Der beregnes og offentliggøres prisindeks for 12 hovedgrupper af varer og tjenester og for ca. 150 detaljerede grupper af varer og tjenester.
<i>Indekstype</i>	Forbrugerprisindekset er et <i>kædet fastvægtsindeks</i> . Når vægtgrundlaget opdateres, kædes udviklingen i indekset med nyt vægtgrundlag sammen med indekset beregnet med det tidligere vægtgrundlag. Herved fås en sammenhængende indeksserie som over tid viser prisudviklingen i forhold til en fast sammenligningsperiode.
<i>Lejeboliger</i>	Indekset for lejeboliger reguleres med den årlige udvikling i <i>bruttohuslejen</i> for udlejningsboliger. I modsætning til andre varer og tjenester er det således ikke den faktiske forbrugerpris, der indgår i indeksberegningen, men bruttoprisen, dvs. egenbetaling plus boligstøtte. Boligstøtte behandles som en indkomstoverførsel, ikke som et tilskud, og fratrækkes derfor ikke.
<i>Ejerboliger</i>	<i>Køb</i> af ejerboliger betragtes som en investering og indgår derfor ikke i forbrugerprisindekset. Derimod dækkes det <i>faktiske forbrug</i> af ejerboliger. Indekset for ejerboliger reguleres med den årlige udvikling i bruttohuslejen for udlejningsboliger. Vægten for ejerboliger opgøres på grundlag af huslejen for tilsvarende lejeboliger. Det er således samme indeks, der anvendes for leje- og ejerboliger. Indeksene opdateres én gang årligt – i februar – på grundlag af den årlige huslejeudvikling frem til januar. Se afsnit 9.5 for mere information.
<i>Offentliggørelse</i>	Forbrugerprisindekset offentliggøres den 10., eller første hverdag herefter, i måneden efter referencemåneden. Det samlede forbrugerprisindeks og indeks for hovedgrupper offentliggøres i <i>Nyt fra Danmarks Statistik</i> . Det samlede forbrugerprisindeks og samtlige indeks for grupper af varer og tjenester offentliggøres i www.statistikbanken.dk . Det samlede forbrugerprisindeks offentliggøres desuden på Danmarks Statistiks hjemmeside, www.dst.dk/priser .
<i>Yderligere information</i>	Denne dokumentation findes også på www.dst.dk/priser . Den elektroniske version af dokumentationen vil blive opdateret med mellemrum og vil derfor kunne afvige fra den trykte udgave. På hjemmesiden findes også det aktuelle vægtgrundlag. På http://dst.dk/da/Statistik/dokumentation/statistikdokumentation/forbrugerprisindeks findes desuden en kort dokumentation af forbrugerprisindekset.
<i>Historie</i>	Det nuværende forbrugerprisindeks er blevet offentliggjort fra 1965 og frem. Prisindekset er efterfølgende ført tilbage til 1914 på grundlag af det tidligere offentliggjorte <i>Detailpristal</i> , og tilbage til 1872 ved anvendelse af andre kilder.

1.2 Nettoprisindekset

<i>Hvad viser indekset?</i>	Nettoprisindekset viser den gennemsnitlige udvikling i forbrugerpriserne fratrukket indirekte skatter for varer og tjenester, der indgår i husholdningernes forbrug i Danmark.
<i>Anvendelse</i>	Nettoprisindekset anvendes især af private og offentlige virksomheder til regulering af kontrakter og til regulering af huslejekontrakter. Ved beregning af nettoprisindekset fratrækkes de indirekte skatter. Indekset er derfor velegnet til regulering af beløb, der ikke er pålagt indirekte skatter, fx i forbindelse med aftaler mellem virksomheder eller ved regulering af husleje, som ikke er pålagt moms. Nettoprisindekset anvendes derudover til regulering af beløb i en lang række love og bekendtgørelser mv.

<i>Prisbegreb</i>	Nettoprisindekset opgøres på grundlag af de faktiske forbrugerpriser så vidt muligt fratrukket indirekte skatter, dvs. moms og varetilknyttede afgifter, og tillagt tilskud til generel nedsættelse af prisen.
<i>Dækning af varer og tjenester</i>	Nettoprisindekset har samme dækning af varer og tjenester som forbrugerprisindekset, det vil sige varer og tjenester, der indgår i husholdningernes forbrug i Danmark.
<i>Klassifikation</i>	Det samlede forbrug opdeles på grupper af varer og tjenester ifølge den internationale klassifikation for gruppering af det private forbrug, COICOP (<i>classification of individual consumption by purpose</i>).
<i>Sammenligningsperiode</i>	Nettoprisindekset opgøres med 2015 som sammenligningsperiode, det vil sige med gennemsnittet af 2015 lig med 100.
<i>Frekvens</i>	Nettoprisindekset beregnes og offentliggøres månedligt.
<i>Stikprøven</i>	Nettoprisindekset bygger på samme stikprøve af varer og tjenester som forbrugerprisindekset. Stikprøven opdateres løbende for at sikre en aktuell og repræsentativ dækning.
<i>Indsamlingsperiode</i>	Priserne indsamles hver måned i perioden fra den 7. til den 15.
<i>Vægtgrundlag</i>	Vægtgrundlaget opgøres på grundlag af husholdningernes udgifter til forbrug af varer og tjenester eksklusive indirekte skatter. Vægtgrundlaget opdateres hvert år. Vægtene i nettoprisindekset er forskellige fra vægtene i forbrugerprisindekset. Det skyldes, at vægtene i nettoprisindekset beregnes på grundlag af forbrugets sammensætning opgjort eksklusive afgifter og tilskud. Tungt beskattede varer, fx alkohol, tobak, fyringsolie og benzin, har derfor en lavere vægt i nettoprisindekset end i forbrugerprisindekset, og omvendt.
<i>Beregningsmetode</i>	Nettoprisindekset beregnes efter samme metode som forbrugerprisindekset (se ovenfor). Den eneste forskel er, at der anvendes nettopriser, og at vægtene er opgjort eksklusive indirekte skatter. Der beregnes og offentliggøres prisindeks for 12 hovedgrupper af varer og tjenester og for ca. 150 detaljerede grupper af varer og tjenester.
<i>Indekstype</i>	Nettoprisindekset er et kædet fastvægtsindeks, hvor vægtgrundlaget opdateres hvert år.
<i>Lejeboliger</i>	Indekset for lejeboliger reguleres med den årlige udvikling i <i>egenbetalingen</i> for udlejningsboliger. Ved beregning af nettoprisindekset fratrækkes boligstøtten således bruttohuslejen. For alle andre varer og tjenester i nettoprisindekset lægges eventuelle tilskud til prisen.
<i>Ejerboliger</i>	Indekset for forbrug af ejerboliger reguleres med den årlige udvikling i nettohuslejen (<i>egenbetalingen</i>) for udlejningsboliger. Vægten for ejerboliger opgøres på grundlag af huslejen for tilsvarende lejeboliger. Det er således samme indeks, der anvendes for leje- og ejerboliger. Indeksene opdateres én gang årligt – i februar – på grundlag af den årlige huslejudvikling frem til januar.
<i>Lov om nettoprisindekset</i>	Nettoprisindekset opgøres i henhold til Økonomiministeriets bekendtgørelse nr. 76 af 3. februar 1999 af lov om beregning af et nettoprisindeks.
<i>Offentliggørelse</i>	Nettoprisindekset offentliggøres den 10., eller første hverdag herefter, i måneden efter referencemåneden.

Det samlede nettoprisindeks og indeks for samtlige grupper af varer og tjenester offentliggøres i www.statistikbanken.dk. Det samlede nettoprisindeks offentliggøres desuden på Danmarks Statistiks hjemmeside www.dst.dk/priser.

<i>Yderligere information</i>	Denne dokumentation findes også på www.dst.dk/priser . Den elektroniske version af dokumentationen vil blive opdateret med mellemrum og vil derfor kunne afvige fra den trykte udgave. På hjemmesiden findes også det aktuelle vægtgrundlag. På http://dst.dk/da/Statistik/dokumentation/statistikdokumentation/nettoprisindeks findes desuden en kort dokumentation af nettoprisindekset.
<i>Historie</i>	Nettoprisindekset er opgjort fra februar 1975 og frem. Indekset kan føres tilbage til februar 1967 med udviklingen i det tidligere offentliggjorte <i>Månedsprisindeks</i> , og tilbage til januar 1963 med udviklingen i det kvartalsvise <i>Reguleringspristal</i> .

1.3 EU-harmoniseret forbrugerprisindeks (HICP)

<i>Hvad viser indekset?</i>	Det EU-harmoniserede forbrugerprisindeks, HICP (Harmonised Index of Consumer Prices) viser udviklingen i forbrugerpriserne i de forskellige EU-lande opgjort på et sammenligneligt grundlag. HICP opgøres efter en række Råds- og Kommissionsforordninger, der fastlægger fælles regler for beregningsmetoder og dækning af varer og tjenester. De fælles regler skal sikre sammenlignelighed mellem de forskellige EU-landes HICP.
<i>Anvendelse</i>	HICP opgøres med særlig henblik på sammenligning af prisudviklingen i EU-landene og anvendes blandt andet af EU-Kommissionen og Den Europæiske Centralbank (ECB) i forbindelse med udformningen af den monetære politik. HICP anvendes desuden i stigende omfang i forbindelse med prisregulering af internationale kontrakter mv.
<i>Prisbegreb</i>	HICP opgøres på grundlag af de priser forbrugerne faktisk betaler (<i>purchaser prices</i>), dvs. forbrugerpriserne inkl. moms og varetilknyttede afgifter og så vidt muligt fratrasket eventuelle tilskud til generel nedsættelse af priserne.
<i>Dækning af varer og tjenester</i>	Det danske HICP dækker de samme varer og tjenester som forbrugerprisindekset med undtagelse af forbruget af ejerboliger, som ikke indgår i HICP.
<i>Klassifikation</i>	Det samlede forbrug opdeles på grupper af varer og tjenester ifølge den internationale klassifikation for gruppering af det private forbrug, COICOP (<i>classification of individual consumption by purpose</i>).
<i>Sammenligningsperiode</i>	HICP opgøres med 2015 som sammenligningsperiode, det vil sige med gennemsnittet af 2015 lig med 100.
<i>Frekvens</i>	HICP beregnes og offentliggøres månedligt.
<i>Stikprøven</i>	HICP bygger på samme stikprøve af varer og tjenester som forbruger- og nettoprisindekset. Stikprøven opdateres løbende for at sikre en aktuel og repræsentativ dækning.
<i>Indsamlingsperiode</i>	Priserne indsamles hver måned i perioden fra den 7. til den 15.
<i>Vægtgrundlag</i>	Vægtgrundlaget opgøres på grundlag af husholdningernes udgifter til forbrug af varer og tjenester i Danmark – som i forbrugerprisindekset. Vægtgrundlaget opdateres hvert år.
<i>Beregningsmetode</i>	HICP beregnes på samme måde som forbrugerprisindekset. I første trin beregnes prisindeks for de ca. 450 detaljerede grupper af varer og tjenester, som tilsammen udgør husholdningernes samlede forbrug, såkaldte <i>basisindeks</i> . I andet trin sammenvejes basisindeksene med deres forbrugsandele til indeks for aggregerede grupper af varer og tjenester, op til det samlede HICP. Der beregnes prisindeks for 12 hovedgrupper af varer og tjenester og for ca. 120 detaljerede grupper af varer og tjenester.

<i>Indekstype</i>	HICP er et <i>kædet fastvægtsindeks</i> , hvor vægtgrundlaget opdateres hvert år.
<i>Behandling af leje- og ejerboliger</i>	For lejeboliger anvendes <i>bruttohuslejen</i> for udlejningsboliger, både til opgørelse af vægten og til beregning af prisindekset. Det svarer til behandlingen af lejeboliger i forbrugerprisindekset. Boligstøtte behandles som en indkomstoverførsel, ikke som et tilskud, og fratrækkes derfor ikke. Ejerboliger indgår ikke i HICP.
<i>Forskellen mellem HICP og forbrugerprisindekset</i>	Fra januar 2001 og frem er den eneste forskel mellem forbrugerprisindekset og HICP, at ejerboliger ikke indgår i HICP.
<i>Offentliggørelse</i>	Det danske HICP offentliggøres den 10., eller første hverdag herefter, i måneden efter referencemåneden. Samtlige landes HICP offentliggøres i <i>Nyt fra Danmarks Statistik</i>. Det danske HICP og samtlige indeks for grupper af varer og tjenester i HICP offentliggøres i www.statistikbanken.dk. Det samlede danske HICP offentliggøres desuden på Danmarks Statistiks hjemmeside, www.dst.dk/priser. Samtlige medlemslandes HICP og HICP opgjort for eurolandene og hele EU kan findes på Eurostats hjemmeside http://ec.europa.eu/eurostat/web/hicp/data/database
<i>Yderligere information</i>	Denne dokumentation findes også på www.dst.dk/priser . Den elektroniske version af dokumentationen vil blive opdateret løbende og vil derfor kunne afvige fra den trykte udgave. Det aktuelle vægtgrundlag er også tilgængeligt på hjemmesiden. Endelig findes på http://dst.dk/da/Statistik/dokumentation/statistikdokumentation/eu-harmoniseret-forbrugerprisindeks--hicp-samt-hicp-ct- en kort dokumentation af HICP.
<i>Historie</i>	Målsætningen om prisstabilitet indgår i Maastricht-traktaten fra 1993 og i Stabilitets- og vækstpakten der trådte i kraft i forbindelse med den tredje fase af ØMU'en i 1999. For at sikre at prisudviklingen i de enkelte lande opgøres på et sammenligneligt grundlag er der derfor fastlagt fælles regler for opgørelse af HICP i en lang række Råds- og Kommissionsforordninger. HICP er opgjort fra januar 1997 og frem. Der er efterfølgende opgjort HICP-tal tilbage til 1990, baseret på udviklingen i det danske forbrugerprisindeks.

1.4 Vejledning ved regulering med prisindeks

Danmarks Statistiks prisindeks anvendes i stort omfang til regulering af beløb i kontrakter og andre former for aftaler. Ved at regulere et beløb med et prisindeks tages der højde for prisudviklingen.

<i>Generelle retningslinjer</i>	Nedenfor følger nogle generelle retningslinjer i forbindelse med anvendelse af prisindeks til regulering af kontrakter: 1. Definer så klart som muligt hvilket beløb eller hvilken betaling, der skal reguleres. 2. Angiv præcist hvilket indeks, der skal anvendes til regulering. Angiv hele navnet på indekset, så misforståelser undgås. Fx "Danmarks Statistiks samlede forbrugerprisindeks" eller "forbrugerprisindekset for transport (gruppe 06) fra Danmarks Statistiks forbrugerprisindeks". 3. Anfør gerne hvilken kilde, der er anvendt. Fx www.statistikbanken.dk, Danmarks Statistiks hjemmeside www.dst.dk/priser, eller <i>Nyt fra Danmarks Statistik</i>, nr. 485 af 10. november 2004. 4. Angiv fra hvilken periode, reguleringen skal ske. Det vil som regel være en måned eller et år. Ved angivelse af en måned er det vigtigt ikke blot at skrive indekset pr. maj, da der kan være tvivl om, om det er indekset for maj måned eller det indeks, der er offentliggjort i maj måned (som vedrører april).
---------------------------------	---

5. Angiv hvor ofte beløbet skal reguleres. Reguleringen sker som regel med et fast interval, fx halvårligt eller årligt, som er det mest almindelige.
6. Angiv hvordan reguleringen skal beregnes. Almindeligvis skal beløbet ændres proportionalt med ændringen i prisindekset mellem to perioder, det vil sige at beløbet skal reguleres med den procentvise udvikling i prisindekset. Angiv også hvor mange decimaler, der skal benyttes, hvis beløbet skal reguleres med den procentvise udvikling i prisindekset. Det mest almindelige er at anvende én decimal, fx 2,3 pct.
7. Indeks for detaljerede varegrupper er behæftet med større statistisk usikkerhed end det samlede prisindeks. Samtidig svinger de detaljerede prisindeks typisk mere over tid end det samlede prisindeks, og sæsonen er ikke nødvendigvis stabil fra år til år. Der kan tages højde herfor ved at regulere med et prisindeks for en bredere gruppe af varer eller tjenester, eventuelt det samlede prisindeks.
8. Ofte anvendes den gennemsnitlige årlige ændring i prisindekset til regulering. Det vil sige ændringen fra ét års gennemsnit til næste års gennemsnit. Man kan selv beregne den gennemsnitlige årlige ændring på grundlag af de offentliggjorte indeks. For det samlede forbrugerprisindeks og nettoprisindeks offentliggøres den gennemsnitlige årlige ændring på hjemmesiden www.dst.dk/priser.

*Eksempel på
regulering*

Det mest almindelige er, at der i en kontrakt indgår et beløb, som skal reguleres med et prisindeks. Hvis fx et beløb på 1.000 kr. skal reguleres med udviklingen i det samlede nettoprisindeks fra januar 2003 til januar 2004, kan man beregne den procentvise ændring og tillægge ændringen det beløb, som skal reguleres:

Samlet nettoprisindeks for januar 2003 = 79,5
 Samlet nettoprisindeks for januar 2004 = 80,7
 Procentvis ændring = $(80,7 - 79,5) / 79,5 = 0,015 = 1,5$ pct.
 Ændring i kr. = $1.000 \text{ kr.} \cdot 0,015 = 15 \text{ kr.}$
 Reguleret beløb = $1.000 \text{ kr.} + 15 \text{ kr.} = 1.015 \text{ kr.}$

Det regulerede beløb kan også beregnes ved at gange det oprindelige beløb med indekset i den seneste periode og dividere med indekset i udgangsperioden:

Reguleret beløb = $1.000 \text{ kr.} \cdot 80,7 / 79,5 = 1015 \text{ kr.}$

*Indeks med
forskellige basisår*

Det kan undertiden være nødvendigt at sammenligne indeks med forskellige sammenligningsperioder, fx forbrugerprisindekset opgjort med henholdsvis 2000=100 og 1980=100. På www.dst.dk/priser under supplerende information ligger en vejledning i kædning af indeks med forskellige referenceperioder.

*Danmarks Statistiks
rolle og ansvar*

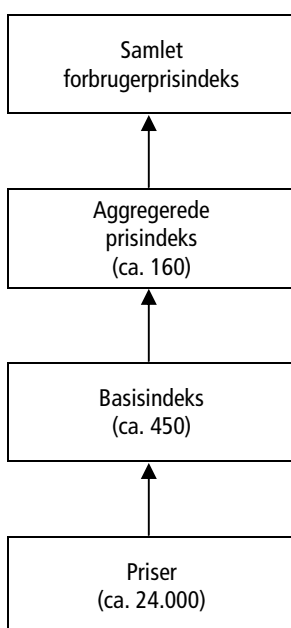
Hvilket indeks og hvilke metoder, der benyttes til regulering af et beløb er alene op til de parter, der indgår kontrakten eller aftalen. Danmarks Statistik kan bistå med information om prisindeksene og hjælpe med statistiske spørgsmål, men det sker uden ansvar for Danmarks Statistik. Danmarks Statistik påtager sig således ikke juridisk eller økonomisk ansvar i forbindelse med anvendelse af prisindeksene.

2. Prisindeksets opbygning

Forbrugerprisindekset opgøres i et hierarkisk system hvor der først beregnes prisindeks for de mest detaljerede grupper af varer og tjenester, såkaldte basisindeks. Efterfølgende sammenvejes de detaljerede prisindeks til aggregerede prisindeks, det vil sige prisindeks for stadig mere aggregerede grupper af varer og tjenester, op til det samlede prisindeks.

Forbrugerprisindeksets opbygning er vist i figur 1. Nettoprisindekset og HICP er i princippet bygget op på samme måde.

Figur 1 Forbrugerprisindeksets opbygning



2.1 Basisindeks

Basisaggregater I forbrugerprisindekset er husholdningernes forbrug opdelt i ca. 450 grupper af varer og tjenester, såkaldte *basisaggregater*. Basisaggregaterne er grupper af relativt homogene varer eller tjenester, som tilsammen udgør husholdningernes samlede forbrug.

Basisindeks Første trin i opgørelsen af forbrugerprisindekset er at beregne prisindeks for alle basisaggregater, *basisindeks*. Basisindeksene beregnes på grundlag af de priser, der indsamles for de varer eller tjenester, der indgår i det enkelte basisindeks. Basisindeksene er de grundlæggende byggesten i forbrugerprisindekset, og det er de mest detaljerede prisindeks, der beregnes. Beregningen af basisindeks er nærmere beskrevet i kapitel 5.

Repræsentantvarer Basisindeksene dækker over meget forskellige grupper af varer og tjenester, og mens nogle basisindeks kun indeholder en eller to varer, dækker andre over en større gruppe af varer eller tjenester. For hvert basisindeks udvælges en eller flere varer eller tjenester – *repræsentantvarer* – som er valgt til at repræsentere det pågældende basisindeks. Repræsentantvarernes priser følges fra måned til måned og basisindeksene beregnes på grundlag af den gennemsnitlige prisudvikling for de udvalgte repræsentantvarer. Der indgår hver måned ca. 24.000 priser i indeksberegningen.

2.2 Aggregerede prisindeks

Aggregerede prisindeks Over basisindeksniveau samles forbruget i et hierarkisk system i stadig mere aggregerede grupper af varer og tjenester, op til husholdningernes samlede forbrug af varer og tjenester. Prisindeks for grupper af varer eller tjenester på alle niveauer over basisindeks benævnes *aggregerede prisindeks*. De aggregerede prisindeks beregnes ved at sammenveje de basisindeks, der indgår heri, med deres respektive andele af husholdningernes samlede udgifter til forbrug. Beregningen af aggregerede prisindeks er nærmere beskrevet i kapitel 6.

Hovedgrupper, grupper og undergrupper Forbrugerprisindekset er opdelt i 12 *hovedgrupper*, der tilsammen dækker husholdningernes samlede forbrug af varer og tjenester. Hver hovedgruppe er opdelt i et antal *grupper* af varer eller tjenester, som igen kan opdeles i et antal *undergrupper*.

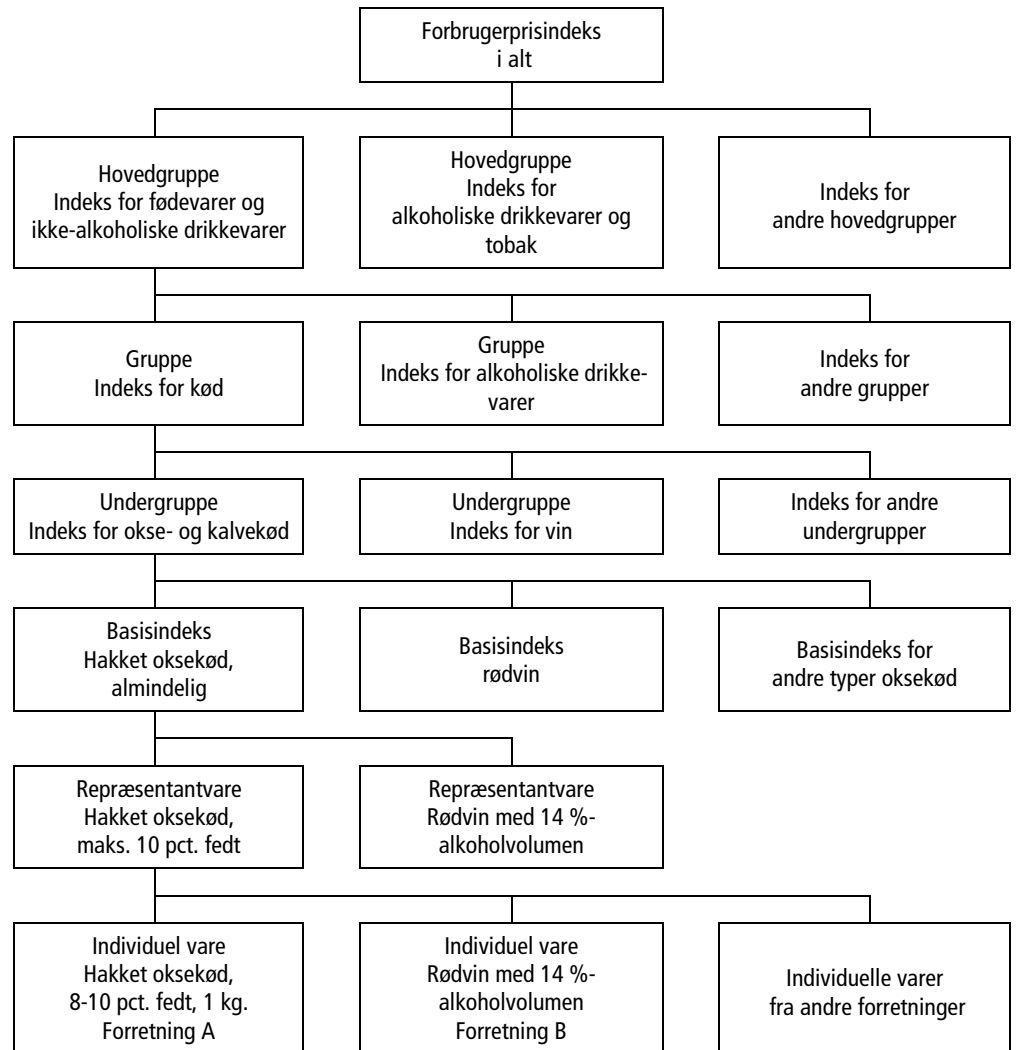
Tabel 1 Hovedgrupper i forbrugerprisindekset

01	Fødevarer og ikke-alkoholiske drikkevarer
02	Alkoholiske drikkevarer og tobak
03	Beklædning og fodtøj
04	Boligbenyttelse, elektricitet og opvarmning
05	Møbler, husholdningsudstyr og husholdningstjenester
06	Sundhed
07	Transport
08	Kommunikation
09	Fritid og kultur
10	Uddannelse
11	Restauranter og hoteller
12	Andre varer og tjenester

Den hierarkiske opbygning af prisindekset er illustreret i figur 2 nedenfor med hovedgruppen *fødevarer og ikke-alkoholiske drikkevarer* som eksempel. Fødevarer og ikke-alkoholiske drikkevarer består af en række grupper, kød, grøntsager, brød- og kornprodukter mv., som hver igen består af et antal undergrupper. Kød består således af undergrupperne oksekød, kalvekød, svinekød m.fl. Undergrupperne består af et eller flere basisindeks. For oksekød opgøres blandt andet basisindeks for almindeligt hakket oksekød, og hakket økologisk oksekød.

Det hierarkiske system er sammenhængende på den måde, at indeks på et lavere niveau altid kan sammenvejes til indeks på højere niveau. Det samlede forbrugerprisindeks kan fx beregnes ved at sammenveje delindeksene eller simpelthen ved at sammenveje alle ca. 450 basisindeks – med samme resultat. Dette princip gælder på alle niveauer. Fx kan indekset for hovedgruppen *transport* beregnes ved at sammenveje indeksene for grupperne under transport eller ved at sammenveje alle basisindeks under transport.

Figur 2 Opbygning af forbrugerprisindekset



3. Stikprøven

Forbrugerprisindekset skal vise prisudviklingen for de varer og tjenester, der indgår i husholdningernes forbrug på dansk område. Stikprøven skal derfor være repræsentativ i forhold til sammensætningen af husholdningernes forbrug af varer og tjenester.

Ved udtagning af stikprøven tages der højde for repræsentativiteten med hensyn til geografisk dækning, dækning af forretninger og dækning af varer og tjenester. Derudover tages der hensyn til respondentbyrde og omkostninger.

3.1 Udvælgelse af geografiske områder

Prisindekset skal måle den gennemsnitlige prisudvikling for hele landet. Ved udvælgelse af respondenter tilstræbes derfor en bred geografisk dækning, idet der tages hensyn til omsætningen af forbrugsvarer i de forskellige geografiske områder.

Der tages dog også andre hensyn. Fx indsamles priser for friske fødevarer, enkelte andre dagligvarer og beklædning ved hjælp af prisindsamlere der besøger de udvalgte forretninger. For disse varetyper tages der hensyn til prisindsamlerkorpsets geografiske fordeling. For andre varer indsamles priserne centralt, dvs. fra én respondent. Det gælder typisk varer, hvor der er samme pris over hele landet, fx tobak, porto, aviser og medicin. Fra og med 2016 indsamles der også priser på hovedgrupperne fødevarer- og ikke alkoholiske drikkevarer samt alkoholiske drikkevarer og tobak ved hjælp af strekkodedata fra supermarkederne. Fra og med maj 2020 er brugen af strekkodedata udvidet til også at dække dele af forbruget i supermarkederne i andre hovedgrupper. Der er tale om dele af forbruget i hovedgrupperne:

- Boligbenyttelse, elektricitet og opvarmning
- Møbler, husholdningsudstyr og husholdningstjenester
- Sundhed
- Fritid og Kultur
- Restauranter og Hoteller
- Andre varer og tjenester

Forskelle i prisniveau har ingen betydning

For nogle varer eller tjenester kan der være betydelige geografiske forskelle i prisniveauet. Forskelle i prisniveau spiller imidlertid ikke nogen rolle for forbrugerprisindekset, der beregnes på grundlag af de gennemsnitlige prisændringer. Det er således kun i det omfang prisudviklingen er forskellig i forskellige geografiske områder, at den geografiske fordeling påvirker prisindekset.

3.2 Udvælgelse af forretninger

Ved udvælgelse af forretningerne i stikprøven dækkes så vidt muligt forskellige typer af forretninger, fx specialforretninger, supermarkeder, og discountbutikker.

Cut-off sampling

Udvælgelse af forretninger sker med udgangspunkt i respondentens omsætning. Respondenter med relativ stor omsætning søges således dækket, mens respondenter med meget begrænset omsætning som hovedregel ikke medtages i stikprøven. Denne type stikprøve benævnes cut-off sampling. Udover at tage hensyn til omsætningen søges det også sikret at eventuelt prisførende forretninger dækkes.¹

Respondentbyrde og omkostninger

Ved udtagning af stikprøven af forretninger tages hensyn til svarbyrden, og respondenter med meget beskeden omsætning medtages derfor som hovedregel ikke i stikprøven. Ved udvælgelse af dagligvare- og tøjforretninger tages der desuden hensyn til

¹ Forskellige stikprøvemethoder og deres styrker og svagheder er diskuteret i ILO (2004) kap. 5 og i Haan (1999).

prisindsamlerkorpsets geografiske placering, således at transporttid og omkostninger mindskes.

Der indhentes priser fra ca. 1.500 forretninger og virksomheder landet over.

3.3 Udvælgelse af varer og tjenester

<i>Repræsentantvarer</i>	De fleste basisindeks dækker over et stort antal individuelle varer eller tjenester. Det er hverken muligt eller statistisk hensigtsmæssigt at indsamle priser på alle varer og tjenester. For hvert basisindeks følges prisudviklingen derfor på en eller flere <i>repræsentantvarer</i> , der er udvalgt til at dække det pågældende basisaggregat. Ved udvælgelse af varer og tjenester skal der derfor tages hensyn til at prisudviklingen for de udvalgte varer skal repræsentere prisudviklingen for <i>samlige</i> varer i basisaggregatet.
<i>Individuelle varer og tjenester</i>	For hver repræsentantvare udvælges konkrete produkter der prifølges i de forretninger der indgår i stikprøven. For varer, hvor priserne indberettes på skema foretages udvælgelsen typisk af forretningen, eventuelt efter kontakt med Danmarks Statistik. Respondenter og prisindsamlere er informeret om at udvælge de mest repræsentative varer indenfor de enkelte varespecifikationer.
<i>Varer udvælges efter omsætning</i>	I praksis betyder det at respondenter og prisindsamlere instrueres om at udvælge de varer eller tjenester, der har størst omsætning indenfor de enkelte repræsentantvarer.
<i>Hensyn til varens levetid</i>	Derudover tages der hensyn til, at der skal være en forventning om, at varen også kan findes på markedet i en periode af en hvis længde. En stor andel af varer med meget kort levetid giver mange udskiftninger i stikprøven og øger usikkerheden i prisindekset.

3.4 Opdatering af stikprøven

Formålet med den løbende opdatering af stikprøven er at sikre, at den forbliver repræsentativ i forhold til husholdningernes faktiske forbrug af varer og tjenester. Stikprøven gennemgås derfor løbende for at vurdere om der er fremkommet nye varer eller forretninger, som skal med i stikprøven. Samtidig sker det at varer eller tjenester, der allerede er medtaget i stikprøven, mere eller mindre udgår af handlen og derfor bør fjernes fra stikprøven og erstattes af andre.

Stikprøven af forretninger og varer og tjenester gennemgås løbende således at hele stikprøven hvert år bliver gennemgået og opdateret.

Respondenter bliver ved skriftlig henvendelse bedt om at udskifte varer der er ved at udgå af handelen og erstatte dem med nye varer. Man kan imidlertid ikke gå ud fra at det altid sker i det nødvendige omfang. Der rettes derfor henvendelse til forretninger hvis det konstateres, at vareudvalget bør opdateres.

Ved valg af erstatningsvarer følges det generelle princip, at man indenfor de givne specifikationer vælger de varer eller tjenester, der har størst omsætning. Samtidig tages der hensyn til, at der skal være en forventning om, at varen kan findes på markedet i en periode af en hvis længde.

Opdateringen af varer og tjenester i stikprøven vedrører i princippet to forskellige situationer.

<i>Nye varianter af eksisterende varer</i>	For det første skal varianter (dvs. nye modeller eller mærker) af eksisterende varer så vidt muligt erstattes med nye varianter, når de gamle udgår af handelen og nye kommer ind på markedet.
--	--

<i>Helt nye varer</i>	For det andet kan der være tale om helt nye varer, der ikke tidligere har været indsamlet priser på. Varen er enten helt ny (fx e-bøger) eller varen har tidligere haft så ringe omsætning, at den ikke har været med i stikprøven.
<i>Udskiftning af forretninger</i>	Hvis en forretning lukker eller flytter, erstattes den så vidt muligt af en ny forretning i samme område og med et tilsvarende vareudvalg.

3.5 EU-forordning om stikprøven

I Kommissionens forordning (EF) Nr. 1749/96 af 9. september 1996 er der fastsat krav til stikprøven for HICP. Forbrugerprisindekset og HICP opgøres på grundlag af den samme stikprøve af varer og tjenester, og forordningen følger derfor også ved opgørelsen af forbrugerprisindekset. Forordningen indeholder følgende minimumsregler for stikprøven:

- For hvert delindeks skal der være et tilstrækkeligt antal basisaggregater i forhold til at repræsentere samtlige varegrupper i det enkelte delindeks.
- For hvert basisaggregat skal der være tilstrækkeligt med priser i forhold til at repræsentere prisudviklingen for de varer, der ligger i det enkelte basisaggregat.
- Landene skal systematisk søge at identificere nye varer og tjenester, der har fået økonomisk betydning, og inkludere dem i stikprøven senest et år efter at de er identificeret.

Med et tilstrækkeligt antal basisaggregater eller priser menes et så stort antal, at de harmoniserede forbrugerprisindeks kan betragtes som pålidelige og sammenlignelige. Landene skal derudover følge med i, hvilke nye varer og tjenester der dukker op på markedet og tage dem med i stikprøven, hvis de får økonomisk betydning. Varer og tjenester med økonomisk betydning er defineret ved at forbruget heraf udgør mindst 1/1000 af det samlede forbrug i HICP.

3.6 Forskellige metoder til prisindsamling

Der indsamles priser på fem forskellige måder:

- Online-skema-indberetning
- Prisindsamlere, der indsamler priser ved besøg i forretninger
- Indberetning via prislister, kataloger mv.
- Central prisindsamling
- Stregkodedata fra supermarkederne

<i>Skema-indberetning</i>	Ved online-skema-indberetning udsender Danmarks Statistik et fortrykt online-skema til forretningerne i stikprøven. Forretningerne udfylder og indsender skemaet med priser for udvalgte varer og tjenester. Denne metode bruges for omkring halvdelen af stikprøven.
<i>Prisindsamlere</i>	For beklædning, friske fødevarer og enkelte andre dagligvarer indsamles priser ved at en prisindsamler besøger forretningerne og indsamler priser på udvalgte varer. Friske fødevarer og beklædning er præget af hyppige vareudskiftninger, kvalitetsændringer og sæsonvarer med store prisudsving. Derfor anvendes der prisindsamlere på disse områder.
<i>Indberetning via prislister, kataloger mv.</i>	For en del forretninger indhentes priser fra prislister eller brochurer mv. Indekset dækker også varesalg via postordre, og der indhentes derfor også priser fra postord-

rekataloger. Der indsamles desuden priser fra Internettet og for et mindre antal forretninger indhentes priserne telefonisk.

<i>Central prisindsamling</i>	Ved central prisindsamling forstås, at priserne ikke indhentes fra den enkelte forretning eller virksomhed, men fra en central indberetter. Fx indsender en række større dagligvarekæder prislister, der gælder for alle butikker i de enkelte kæder. Der kan også være tale om prisoplysninger fra andre private eller offentlige virksomheder, der indsamler priser, eller hvor der er samme pris i hele landet.
<i>Stregkodedata</i>	Fra og med 2016 indsamles der priser på fødevarer og ikke-alkoholiske drikkevarer samt alkoholiske drikkevarer og tobak fra flere af de største danske supermarkeds-kæder- ca. 6000 priser i alt. Priserne udregnes her som såkaldte enhedspriser (omsætning/ solgte antal) for unikke stregkoder. Fra og med maj 2020 er brugen af stregkodedata udvidet til også at dække dele af forbruget i supermarkederne i andre hovedgrupper. Dele af forbruget indenfor følgende hovedgrupper er nu også dækket af stregkodedata fra supermarkeds-kæder: • Boligbenyttelse, elektricitet og opvarmning • Møbler, husholdningsudstyr og husholdningstjenester • Sundhed • Fritid og Kultur • Restauranter og Hoteller • Andre varer og tjenester

4. Vægtgrundlag

Vægtgrundlaget i forbrugerprisindekset opgøres på grundlag af husholdningernes udgifter til forbrug af varer og tjenester. Det anvendes ved sammenvejning af basisindeksene til prisindeks for aggregerede grupper af varer og tjenester, op til det samlede forbrugerprisindeks. Vægten for hvert basisindeks angiver den relative forbrugsandel, det vil sige værdien af husholdningernes forbrug af de varer og tjenester, der indgår i basisindekset, i forhold til værdien af husholdningernes samlede forbrug.

4.1 Dækning af varer og tjenester

<i>Husholdningernes forbrug i Danmark</i>	Forbrugerprisindekset dækker de varer og tjenester, der indgår i husholdningernes forbrug i Danmark. Indekset dækker således også udenlandske husholdningers forbrug i Danmark og forbruget i de såkaldte kollektive husholdninger, fx institutioner for ældre. Danske husholdningers forbrug i udlandet er derimod ikke med i indekset. Det samme gælder forretningsfolks forbrug.
	Kun varer og tjenester, som husholdningerne erhverver til forbrug ved faktiske betalinger dækkes. Vægtgrundlaget opgøres derfor på grundlag af husholdningernes <i>udgifter</i> til forbrug af varer og tjenester på dansk område. Forbrug af egne producerede varer, eller ydelser, der stilles vederlagsfrit til rådighed af den offentlige sektor, indgår således (med enkelte undtagelser) ikke i vægtgrundlaget.
<i>Kilder</i>	Vægtgrundlaget opgøres på grundlag af nationalregnskabets opgørelse af husholdningernes forbrug på dansk område, kombineret med forbrugsundersøgelsens detaljerede oplysninger om husholdningernes udgifter til forbrug af varer og tjenester.
<i>Nationalregnskabet</i>	I nationalregnskabet opgøres husholdningernes forbrug på dansk område fordelt på 70 hovedgrupper. ¹ Nationalregnskabets afgrænsning af husholdningernes forbrug på dansk område, svarer til forbrugerprisindeksets dækning nævnt ovenfor.
	Anvendelse af nationalregnskabets opgørelser betyder dog, at der på to områder medtages forbrug, hvor der ikke er tilknyttet en direkte betaling eller markedstransaktion. For det første er forbruget af ejerboliger medtaget, hvor værdien er opgjort på grundlag af huslejer for tilsvarende lejeboliger. For det andet indgår også værdien af landmænds produktion af fødevarer til eget forbrug i opgørelsen af husholdningernes forbrug af fødevarer.
<i>Forbrugsundersøgelsen</i>	På det detaljerede niveau anvendes forbrugsundersøgelsens oplysninger om forbrugets sammensætning. Oplysningerne om husholdningernes forbrug er her fordelt på ca. 1.200 forskellige grupper af varer og tjenester. Undersøgelsen er baseret på en stikprøve af ca. 2.200 husstande fordelt over to år. Resultater for et bestemt år er således baseret på et gennemsnit af det aktuelle år og foregående år. Hvert år udskiftes den 1/2 af husstandene, der har været med længst, med en ny stikprøve af husstande, således at der over tid fås et rullende gennemsnit.
<i>Andre kilder</i>	Visse poster opdeles yderligere ved hjælp af oplysninger fra andre kilder. Det gælder fx for personbiler, hvor opdelingen på mærker sker efter Danmarks Statistiks personbilstatistik, og for transportydelser, hvor der anvendes oplysninger fra forskellige transportstatistikker.
<i>Udgiftsposter, der ikke indgår i forbrugerprisindekset</i>	Vægtgrundlaget dækker som nævnt husholdningernes forbrug af varer og tjenester på dansk område. Visse udgiftsposter medtages imidlertid ikke ved beregning af vægtgrundlaget, og dermed heller ikke i beregningen af forbrugerprisindekset, se tabel 1.

¹ Se fx Nationalregnskabsstatistik 2002, tabel 7.1, i Danmarks Statistik (2004).

Tabel 1 Udgiftsposter, der ikke indgår i forbrugerprisindekset

	Udgiftspost	Begrundelse
	Køb af ejerboliger	Betragtes som investering
	Tilbygning eller større reparationer og forbedringer af ejerboliger	Betragtes som investering
	Køb af værdipapirer	Betragtes som opsparing eller investering
	Livsforsikringer og pensionsordninger	Betragtes som opsparing
	Renteudgifter	Betragtes ikke som forbrugsudgift
	Gaver	Betragtes som indkomstoverførsel
	Spil	Vanskelig at måle entydigt
	Kontingent til foreninger	Betragtes som indkomstoverførsel
<i>Værdipapirer</i>	Køb af værdipapirer indgår ikke i prisindekset fordi det betragtes som en opsparing eller investering. Derimod medtages omkostningerne ved køb (eller salg) af værdipapirer, der betragtes som betaling for den tjeneste der ydes i forbindelsen med købet eller salget.	
<i>Renteudgifter</i>	Renteudgifter (og indtægter) behandles i nationalregnskabet som en overførsel mellem husholdninger og pengeinstitutter, ikke som en forbrugsudgift, og medtages derfor ikke i forbrugerprisindekset.	
<i>Kontingenter</i>	Kontingenter til foreninger (fx kontingent til idrætsforeninger, kulturelle foreninger, fagforeninger og kirker) betragtes som indkomstoverførsler fra husholdningerne til foreningerne og medtages derfor ikke husholdningernes forbrug på dansk.	
<i>Spil</i>	Endelig er også spil udeladt. Det skyldes at det er vanskeligt tilstrækkeligt entydigt at identificere en enhed for den tjeneste der ydes.	
<i>Køb og salg mellem husholdninger</i>	Vægtene skal afspejle de relative forbrugsudgifter for husholdningerne under ét. Køb og salg mellem husholdninger påvirker derfor ikke vægtgrundlaget. Det skyldes, at salg registreres som negativt forbrug, således at køb og salg mellem husholdninger går ud mod hinanden.	
<i>Brugte varer</i>	Brugte varer fx brugte både, indgår i vægtberegningen med et beløb svarende til husholdningernes udgifter til køb af brugte både minus husholdningernes indtægter fra salg af brugte både. Det samme gælder for andre grupper af større forbrugsgoder, fx møbler og IT- og computerudstyr.	
<i>Rejser til udlandet</i>	Udgifter til køb af charterrejser og fly-, tog- eller færebillet til udlandet indgår i vægtgrundlaget med det fulde beløb, selvom en del af ydelsen forbruges uden for Danmark. For Øresundsbroen er vægten baseret på halvdelen af omsætningen, der deles mellem Danmark og Sverige.	
<i>Forsikringer</i>	For forsikringer opgøres vægten netto. Det vil sige, at forsikringer indgår med en vægt svarende til husholdningernes udgifter til forsikringspræmier fratrukket forsikrings-selskabernes udbetalinger til husholdningerne. Nettopræmien betragtes som husholdningernes betaling for den tjeneste, der ydes af forsikringsselskaberne.	

4.2 Opgørelse af vægte for basisindeks

Vægtene for de ca. 450 basisindeks, der udgør forbrugerprisindekset, beregnes i følgende trin:

1. I nationalregnskabet er husholdningernes forbrug på dansk område i årets priser opdelt på 70 hovedgrupper. Hver hovedgruppe tildeles en vægt svarende til andelen af det samlede forbrug på dansk område.
2. De detaljerede forbrugsgrupper fra forbrugsundersøgelsen fordeles på de 70 hovedgrupper fra nationalregnskabet.
3. For hver hovedgruppe fordeles den samlede vægt proportionalt på de detaljerede forbrugsgrupper, der indgår i hovedgruppen.
4. De detaljerede forbrugsgrupper samles i basisaggregater, som består af en eller (oftest) flere detaljerede forbrugsgrupper.
5. Basisaggregaternes vægte beregnes som summen af vægtene for de forbrugsgrupper, der indgår i hvert enkelt basisaggregat.

For de 70 hovedgrupper svarer vægtene i forbrugerprisindekset således til vægtene i nationalregnskabet's opgørelse. Inden for hovedgrupperne afspejler de detaljerede vægte resultaterne fra forbrugsundersøgelsen.

Forbrugsundersøgelsen omfatter alene forbruget i "almindelige" husholdninger bosiddende i Danmark. Nationalregnskabet omfatter derudover forbruget fra udenlandske husholdninger i Danmark og kollektive husholdninger, fx ældreinstitutioner. Opgørelsesmetoden betyder, at effekten heraf for hver hovedgruppe fordeles på de detaljerede udgiftsposter proportionalt med forbrugsundersøgelsens resultater. I det omfang dette i praksis ikke er tilfældet introduceres der en skævhed i vægtberegningen, som dog vurderes at være af begrænset betydning.

Plutokratiske vægte Anvendelse af aggregerede oplysninger fra nationalregnskabet og forbrugsundersøgelsen betyder, at de enkelte husstande bidrager til vægtene i forhold til størrelsen af deres forbrug. Forbrugsmønstret i husstande med et forbrug over middel bidrager således mere til vægtene end forbrugsmønstret i husstande med et mindre forbrug. På grund af den almindelige sammenhæng mellem indkomst og forbrug betyder det, at forbrugsmønstret i husstande med høje indkomster vil vægte mere end forbrugsmønstret i husstande med lave indkomster. Denne type af vægte betegnes *plutokratiske* vægte.

Demokratiske vægte Det er imidlertid også principielt muligt at opgøre vægtgrundlaget som et gennemsnit af forbrugsvægtene for hver enkelt husstand. Med denne type såkaldte *demokratiske* vægte vil hver husstand få samme vægt ved beregning af vægtgrundlaget. I praksis er det dog ofte forbundet med forskellige problemer at opgøre forbrugsvægte for hver enkelt husstand på grund af de anvendte stikprøve- og beregningsmetoder.

Hvis indekset primært skal måle inflationen eller anvendes til deflatering af fx nationalregnskabsposter eller erhvervsdata, bør der anvendes plutokratiske vægte. Derimod kan der argumenteres for at et indeks der skal anvendes til kompensationsformål ideelt set bør baseres på demokratiske vægte.

4.3 Prisivægte under basisindeksniveau

De fleste basisindeks beregnes som et uvejet gennemsnit af de priser, der indgår i indekset. Ved beregning af visse basisindeks anvendes dog vægte for de indsamlede priser. *Prisvægtene* skal afspejle de enkelte varers eller tjenesters betydning for forbrugerne. Prisivægtene kan opdeles i to typer: forretningsvægte og produktvægte.

<i>Forretningsvægte</i>	Forretningsvægte er vægte for forretningers markedsandel indenfor en bestemt produktgruppe. Forretningsvægte anvendes typisk hvor der er et begrænset antal udbydere, eller hvor det skønnes at prisudviklingen kan være væsentlig forskellig fra forretning til forretning. Fx anvendes der forretningsvægte for dagligvareområdet for de fleste kæder og supermarkeder og inden for energi og forsyningsvirksomhed.
<i>Produktvægte</i>	Et basisaggregat kan opdeles i to eller flere produktgrupper, som kan tildeles en vægt, der anvendes ved beregning af basisindekset. Produktvægte anvendes typisk hvor der kan forventes forskellig prisudvikling for de enkelte produktgrupper i basisaggregatet, eller hvor der indsamles priser for forskellige varianter af samme ydelse, fx forskellige billettyper til flyrejser. Endelig er der tilfælde med såkaldte <i>tariffer</i> , hvor der for en given vare eller tjeneste tilbydes flere priser afhængig af forskellige betingelser. Fx kan der være én pris på el i dagtimer og en anden pris i nattimer, eller priserne for telefonsamtaler kan variere efter tidspunktet på døgnet og efter, om der er tale om hverdage eller fx søndage.

Der anvendes kun prisvægte hvor der foreligger sikre oplysninger herom og hvor det skønnes, at et vejet gennemsnit giver et bedre resultat end et uvejet gennemsnit. I praksis er der ofte tale om estimeret baseret på forskellige kilder, fx erhvervsstatistik eller markedsundersøgelser mv. Basisindekset for vand beregnes fx på grundlag af priser fra vandværker over hele landet, hvor befolkningstallet for de kommuner, hvor værkerne er placeret, anvendes som vægte.

4.4 Opdatering af vægtgrundlaget

Vægtgrundlaget for forbrugerprisindekset opdateres hvert år, hvor de senest tilgængelige oplysninger fra nationalregnskabet og forbrugsundersøgelsen tages i anvendelse. I forbindelse med opdatering af vægtgrundlaget kædes de aggregerede indeks til en sammenhængende serie. Beregningen af kædede indeks er beskrevet nærmere i kapitel 6.

Forretnings- og produktvægte opdateres løbende, uafhængigt af opdatering af basisindeksvægtene. Anvendelse af forretnings- og produktvægte giver således mulighed for at udnytte løbende information om omsætningen for bestemte forretninger eller produkter, når den bliver tilgængelig.

4.4.1 EU-forordning om vægte

Kommissionens forordning (EF) nr. 2454/97 af 10. december 1997 fastlægger minimumskrav til de vægte der anvendes til opgørelse af HICP. Da forbrugerprisindekset og HICP opgøres i samme beregningssystem følges disse regler også for forbrugerprisindekset. Ifølge forordningen gælder følgende regler:

- Vægtene må ikke være mere end 7 år gamle for vægte på et lavere aggregationsniveau end basisindeks.
- Medlemslandene skal hvert år gennemgå vægtene for at sikre deres pålidelighed og repræsentativitet.

- Hvis ændringer i en vægt giver anledning til ændringer på mere end 0,1 procentpoint i stigningen fra et års gennemsnit til næste års gennemsnit, skal medlemslandene justere vægten.

Reglerne gælder for vægtene for delindeksene i HICP og deres hovedkomponenter, hvilket i praksis vil sige for vægtene for basisaggregater.

5. Basisindeks

Forbrugerprisindekset opgøres i to trin. I første trin beregnes basisindeks for de detaljerede grupper af varer og tjenester, som tilsammen udgør husholdningernes forbrug. Basisindeksene opgøres på grundlag af de indsamlede priser fra stikprøven af varer og tjenester. I andet trin beregnes de aggregerede prisindeks ved at sammenveje basisindeksene med deres respektive andele af de samlede udgifter til forbrug. Basisindeksene er således de grundlæggende byggesten i forbrugerprisindekset.

5.1 Basisaggregater

Som udgangspunkt for beregningen af forbrugerprisindekset opdeles husholdningernes samlede forbrug i *basisaggregater*. Basisaggregater er grupper af relativt homogene varer eller tjenester, som tilsammen udgør det samlede forbrug. Der indgår ca. 450 basisaggregater i forbrugerprisindekset.

Basisaggregaterne dannes som hovedregel ved at samle de meget detaljerede forbrugsposter fra forbrugsundersøgelsen i grupper af varer og tjenester. For en række varer og tjenester suppleres med oplysninger om forbrugets sammensætning fra andre kilder. Varer og tjenester grupperes i basisaggregater ud fra følgende hensyn:

- Basisaggregatet skal have en væsentlig økonomisk betydning eller være af særlig interesse. Herved forstås en forbrugsandel på 1/1000 eller derover.
- De skal have et klart og meningsfuldt indhold. Det sikres ved at samle varer eller tjenester, der er så homogene som muligt.
- Varer eller tjenester, der samles i et basisaggregat bør have en parallel prisudvikling, således at den forventede spredning i prisudviklingen mindskes.

Basisindeks For hvert basisaggregat beregnes et prisindeks, *basisindekset*. Basisindeks er de mest detaljerede prisindeks, der opgøres. For hvert basisindeks udvælges så vidt muligt et tilstrækkeligt antal varer eller tjenester i forhold til at sikre den statistiske sikkerhed. For mange basisindeks vil den statistiske usikkerhed dog være betydelig og basisindeksene er ikke nødvendigvis tilstrækkelig sikre til at blive offentliggjort.

Basisindeks uden vægte De fleste basisindeks beregnes alene på grundlag af de indsamlede priser, det vil sige uden anvendelse af vægte. Der anvendes uvejede gennemsnit, da der på det meget detaljerede niveau i de fleste tilfælde ikke foreligger oplysninger om omsætningen af de varer eller tjenester, der indsamles priser på. Såfremt stikprøven er repræsentativ, vil et uvejete gennemsnit imidlertid også være et godt estimat for den gennemsnitlige prisudvikling.

Basisindeks med vægte For visse basisindeks anvendes dog vægte for de forretninger, hvorfra der indsamles priser, eller for de varer eller tjenester, der indgår i basisindekset. Der anvendes vægte, hvor det skønnes at fordelingen på produkter eller forretninger er afgørende og der foreligger pålidelig og anvendelig information, fx fra markedsundersøgelser eller anden statistik.

5.2 Valg af formel til beregning af basisindeks

Basisindeksene i det danske forbrugerprisindeks beregnes fra januar 2000 og frem på grundlag af geometriske gennemsnitspriser, såkaldte Jevons indeks. Jevons indeks vurderes generelt at give et bedre mål for prisudviklingen end prisindeks baseret på aritmetiske gennemsnit. I de seneste år er stadig flere lande således gået over til at anvende Jevons indeks, som også anbefales internationalt.¹

Valget af beregningsmetode for basisindeks er imidlertid ikke trivielt. Indeksformlen kan således vælges ud fra flere forskellige tilgange. De to vigtigste er den *aksiomatiske* metode og den *økonomiske* metode, hvor vægten lægges på henholdsvis de statistiske egenskaber og den økonomiske tolkning af indekset.²

5.2.1 Den aksiomatiske metode

I den aksiomatiske metode vælges indekset efter hvilke statistiske egenskaber det har. Det sker ved at opstille en række krav, eller tests, hvorefter det indeks vælges, som opfylder de krav der vurderes som de væsentligste.

Uden anvendelse af vægte vil et basisindeks, der skal vise prisudviklingen fra periode 0 til 1, alene være en funktion af priserne i de to perioder. Hvis der i begge perioder indsamles priser på n varer vil basisindekset således være defineret som en funktion af to prisvektorer:

$$(1) \quad \begin{aligned} I_{0,1} &= I(p_0, p_1) \\ p_0 &= (p_0^1, p_0^2, \dots, p_0^n) \\ p_1 &= (p_1^1, p_1^2, \dots, p_1^n) \end{aligned}$$

Der kan opstilles et stort antal tests, som funktionen i (1) kan afprøves imod.³ De følgende er imidlertid helt centrale og tilstrækkelige i denne sammenhæng.

<i>Proportionalitet</i>	Testet kræver, at hvis alle priser ændres med samme faktor, c , skal indekset også ændres med denne faktor: $I(p_0, cp_1) = cI(p_0, p_1)$. Det betyder fx, at hvis alle priser stiger 2 pct., skal indekset også stige 2 pct. Den såkaldte <i>identitetstest</i> er et specialtilfælde heraf. Den siger, at hvis de to prisvektorer er identiske, skal indekset være 1, dvs. $I(p, p) = 1$.
<i>Tidsombytning</i>	Indekset fra 0 til 1 skal være lig den reciprokke værdi af indekset fra 1 til 0: $I(p_0, p_1) = 1/I(p_1, p_0)$. Testet er indlysende i tilfældet med kun én pris, men bør også gælde hvor der er flere priser. Hvis dette test er opfyldt, er indekset mellem de to perioder uafhængigt af, hvilken periode der vælges som udgangspunkt.
<i>Transitivitet</i>	Prisindekset for en given periode skal være lig med produktet af indeksene for enhver underopdeling af perioden: $I(p_0, p_2) = I(p_0, p_1) \cdot I(p_1, p_2)$. Et direkte indeks fra periode 0 til 2 skal således være lig med indekset fra 0 til 1 gange med indekset fra 1 til 2. Hvis indekset er transitivt og overholder identitetskravet, overholder det også tidsombytningstestet (det ses ved at sætte $p_2 = p_0$). Transitivitet er afgørende for kædede indeks.

¹ Fx i ILO (2004).

² De nævnte metoder er nærmere beskrevet i ILO (2004), kap. 15-20. En god dansk oversigt findes i Sørensen (2002).

³ Et stort antal test er medtaget i ILO (2004), kap. 15-20, og i Sørensen (2002).

Uafhængig af mængdeenhed Testet kræver, at indekset er uafhængigt af hvilken mængdeenhed der anvendes i indekset: $I(cp_0, cp_1) = I(p_0, p_1)$, $c = c^1, \dots, c^n > 0$. Testet kræver fx, at indekset ikke skal påvirkes af om prisen angives pr. kg. eller pr. $\frac{1}{2}$ kg.

5.2.2 Den økonomiske metode

Leveomkostningsindeks I den økonomiske metode udledes prisindekset ud fra en række antagelser om forbrugernes adfærd. De varer og tjenester, der indsamles priser på, betragtes som en kurv af varer og tjenester der efterspørges af forbrugerne, som antages at maksimere deres nytte når de sammensætter forbruget af varer og tjenester. På denne baggrund kan der defineres et leveomkostningsindeks, som viser forholdet mellem minimumsudgifterne ved at fastholde uændret nytte i de perioder der sammenlignes. Et leveomkostningsindeks viser således, hvor meget forbrugerne skal ændre deres udgifter til forbrug for at holde uændret nytte. I teorien om leveomkostningsindekser antages at forbrugerne for at maksimere nyten substituerer mellem varer og tjenester i forhold til ændringer i de relative priser, således at der ikke nødvendigvis er tale om en fast varekurv.

Da der som hovedregel ikke foreligger oplysninger om forbruget af de enkelte varer eller tjenester, kan der kun estimeres leveomkostningsindeks for basisaggregater under visse forudsætninger. Der er to tilfælde, som i denne forbindelse påkalder sig særlig interesse.

Antag at forbrugerne efterspørger samme relative mængder uanset ændringer i de relative priser. Alle priselasticiteter er således nul, og der er ikke nogen substitution som følge af ændringer i de relative priser. I dette tilfælde, hvor den underliggende nyttefunktion er en såkaldt Leontief nyttefunktion, vil et Carli indeks (jf. (3) nedenfor) være et estimat for et leveomkostningsindeks, hvis stikprøven af varer eller tjenester er udtaget proportionalt med budgetandelene i udgangssituationen. Tilsvarende vil et Dutot indeks (jf. (4) nedenfor) være et estimat for et leveomkostningsindeks, hvis stikprøven af varer eller tjenester er udtaget proportionalt med mængderne i udgangssituationen.¹

I det andet tilfælde antages at husholdningerne holder uændrede budgetandele, det vil sige, at de anvender en konstant andel af de samlede forbrugsudgifter for alle varer og tjenester. Hvis de relative priser ændres må mængderne derfor ændres tilsvarende, således at budgetandelene netop holdes konstante. Mere præcist forudsættes i dette tilfælde en substitutionselasticitet på én, svarende til en priselasticitet på (minus) én. Hvis husholdningerne holder uændrede budgetandele, svarende til en underliggende nyttefunktion af Cobb-Douglas typen, vil Jevons indekset (jf. (2) nedenfor) være et estimat for et leveomkostningsindeks, forudsat at stikprøven af varer og tjenester er udtaget proportionalt med budgetandelene i udgangssituationen.

Der bør dog ikke lægges en for håndfast økonomisk tolkning ned over indekssene. En streng økonomisk tolkning af et prisindeks som et leveomkostningsindeks er baseret på en række forholdsvis restriktive antagelser om markedet og forbrugernes adfærd, fx at forbrugerne har fuldt kendskab til alle varer og priser på markedet og at præferencerne er konstante. Derudover er der problemer med at opstille et aggregeret leveomkostningsindeks for hele økonomien, da teorien som udgangspunkt er baseret på den enkelte forbruger eller husholdning.

¹ For at dette kan lade sig gøre i praksis forudsættes at varerne er homogene og mængderne additive.

5.2.3 Jevons, Carli og Dutot indeks

Beregningsformlen for basisindeksene skal kunne give et retvisende indeks baseret alene på de indsamlede priser, da der som hovedregel ikke foreligger oplysninger der kan anvendes som vægtgrundlag. I praksis betyder det, at der er tre indeks at vælge imellem; Jevons indeks, baseret på geometriske gennemsnitspriser og Carli og Dutot indeks, som er baseret på aritmetiske gennemsnit. Basisindeks i det danske forbrugerprisindeks blev til og med 1999 beregnet som Carli eller Dutot indeks.

Jevons indeks Jevons prisindeks er defineret som det geometriske gennemsnit af de enkelte prisforhold, hvilket er lig med forholdet mellem de geometriske gennemsnitspriser:

$$(2) \quad I_{0:t}^J = \prod \left(\frac{p_t^i}{p_0^i} \right)^{1/n} = \frac{\prod (p_t^i)^{1/n}}{\prod (p_0^i)^{1/n}}$$

I Jevons indekset vægtes de individuelle prisændringer ens uafhængigt af prisniveauet. En prisstigning fra 10 til 11 påvirker indekset lige så meget som en stigning fra 100 til 110.

Carli indeks Et Carli prisindeks er defineret som det aritmetiske gennemsnit af prisforholdene for de varer eller tjenester, der indgår i basisindekset:

$$(3) \quad I_{0:t}^C = \frac{1}{n} \sum \left(\frac{p_t^i}{p_0^i} \right)$$

Carli indekset vægter alle prisændringer ens og er uafhængig af prisniveauet.

Dutot indeks Dutot prisindekset er defineret som forholdet mellem de aritmetiske gennemsnitspriser i de to perioder, der sammenlignes:

$$(4) \quad I_{0:t}^D = \frac{\frac{1}{n} \sum p_t^i}{\frac{1}{n} \sum p_0^i} = \frac{\sum (p_t^i / p_0^i) \cdot p_0^i}{\sum p_0^i}$$

I Dutot indekset vægtes prisændringerne efter deres prisniveau i udgangssituationen. Prisændringer på relativt dyre varer får derfor en større vægt end prisændringer på billige varer.¹

Tabel 1 viser et eksempel på beregning af Jevons, Carli og Dutot indeks. De kædede månedlige indeks fremkommer ved at gange de månedlige indeks sammen til en sammenhængende indeksserie. Det direkte indeks fås ved at sammenligne priserne i hver enkelt måned med priserne i udgangssituationen (januar).

Det direkte og kædede indeks er identisk for Dutot og Jevons indekset, som begge er transitive. Derimod er der store afvigelser for Carli indekset som ikke er transitivt. Et kædet Carli indeks har indbygget bias opad og bør ikke anvendes. I maj er alle priser vendt tilbage til udgangssituationen. Ifølge kravet om proportionalitet skal indekset derfor være uændret. Alle serier med undtagelse af det kædede Carli indeks klarer

¹ De tre formler der er præsenteret her, er de mest anvendte, men basisindeks kan beregnes på mange andre måder. De bedst kendte er det harmoniske gennemsnit af prisforholdene, forholdet mellem de harmoniske gennemsnitspriser eller det geometriske gennemsnit af et Carli indeks og det harmoniske gennemsnit af prisforholdene, et såkaldt Carruthers-Sellwood-Ward-Dalen indeks. Ingen af disse har imidlertid samme gode egenskaber som Jevons indekset.

dette krav. Fra januar til juli er alle priser steget 10 pct., og indekset bør derfor vise en stigning på 10 pct. Det kædede Carli indeks overvurderer prisudviklingen, mens de øvrige viser den korrekte udvikling.

Fra januar til februar ændres kun en enkelt pris idet prisen på C stiger 50 pct. Carli indekset stiger derfor med 12,5 pct. da alle prisændringer i dette indeks vægtes ens. Dutot indekset stiger kun 5 pct. da prisændringerne her vægtes efter de relative priser i udgangssituationen. Jevons indekset øges med 10,67 pct. Udviklingen fra marts til april er et eksempel på såkaldt *price bouncing* hvor det er de samme priser der indgår i begge perioder, der er blot byttet om på rækkefølgen. Situationen kan fx forekomme hvor nogle forretninger nedsætter deres priser mens andre øger dem. De månedlige Dutot og Jevons indeks er uændrede, mens det månedlige Carli indeks viser en stigning.

Tabel 1. Beregning af basisindeks

	Januar	Februar	Marts	April	Maj	Juni	Juli
Priser							
Vare A	6,00	6,00	7,00	6,00	6,00	6,00	6,60
Vare B	7,00	7,00	6,00	7,00	7,00	7,20	7,70
Vare C	2,00	3,00	4,00	5,00	2,00	3,00	2,20
Vare D	5,00	5,00	5,00	4,00	5,00	5,00	5,50
Aritmetisk gns.	5,00	5,25	5,50	5,50	5,00	5,30	5,50
Geometrisk gns.	4,53	5,01	5,38	5,38	4,53	5,05	4,98
Månedlige prisforhold							
Vare A	1,00	1,00	1,17	0,86	1,00	1,00	1,10
Vare B	1,00	1,00	0,86	1,17	1,00	1,03	1,07
Vare C	1,00	1,50	1,33	1,25	0,40	1,50	0,73
Vare D	1,00	1,00	1,00	0,80	1,25	1,00	1,10
Carli indeks – aritmetisk gennemsnit af prisforholdene							
Månedligt indeks	100,0	112,5	108,9	101,9	91,3	113,2	100,1
Kædet månedligt indeks	100,0	112,5	122,5	124,8	113,9	128,9	129,0
Direkte indeks	100,0	112,5	125,6	132,5	100,0	113,2	110,0
Dutot indeks – forholdet mellem aritmetiske gennemsnitspriser							
Månedligt indeks	100,0	105,0	104,8	100,0	90,9	106,0	103,8
Kædet månedligt indeks	100,0	105,0	110,0	110,0	100,0	106,0	110,0
Direkte indeks	100,0	105,0	110,0	110,0	100,0	106,0	110,0
Jevons indeks – forholdet mellem geometriske gennemsnitspriser							
Månedligt indeks	100,0	110,7	107,5	100,0	84,1	111,5	98,7
Kædet månedligt indeks	100,0	110,7	118,9	118,9	100,0	111,5	110,0
Direkte indeks	100,0	110,7	118,9	118,9	100,0	111,5	110,0

Jevons og Dutot indekset klarer tidsombytningskravet, mens dette ikke gælder for Carli indekset. Det kan fx ses ved, at den reciprokke værdi af Carli indekset fra januar til april er $100/132,5 = 75,5$, mens et baglæns Carli indeks fra april til januar er 91,3.

<i>Forholdet mellem Jevons og Carli</i>	Hvis der er begrænset spredning i prisniveau og prisændringer, vil Jevons, Carli og Dutot i praksis give nogenlunde samme resultat. Omvendt vil forskellene mellem de tre indeks vokse, jo større spredning der er i prisniveauet og prisændringer. Jevons indeks viser altid en lavere stigning end Carli indeks, med mindre alle prisforhold er identiske. I dette tilfælde giver Jevons, Carli og Dutot samme resultat.
<i>Forholdet mellem Jevons og Dutot</i>	Der er ikke et fast forhold mellem Jevons og Dutot. Om det ene eller andet indeks viser den største stigning, afhænger af prisniveauet og prisudviklingen for de varer, der indgår i indekset. Dutot indekset er højere end Jevons indekset, hvis variationskoefficienten (standardafvigelsen divideret med gennemsnittet) i priserne er højere i den aktuelle periode end i referenceperioden, og omvendt.
<i>Følsomhed i forhold til store prisændringer</i>	Jevons indekset er mere følsomt over for store prisfald end de to øvrige indeks. I ekstreme tilfælde kan indekset give et urealistisk stort fald. I sådanne tilfælde kan der indlægges en nedre grænse, fx bestemt at det resultat, som et Dutot indeks ville give.
<i>Nul-priser</i>	Jevons indeks er ikke defineret, hvis der forekommer en pris på nul. Nul-priser kan forekomme, hvis en vare eller tjeneste, som hidtil har haft en positiv pris, tilbydes uden betaling, eller hvis der på et tidspunkt opkræves en pris for en ydelse som tidligere har været frit tilgængelig. ¹

¹ I praksis løses problemer med 0-priser ved at beregne det månedlige indeks som et Dutot indeks, hvor der indgår en 0-pris i forrige eller aktuelle måned.

Både Carli og Dutot beskriver prisudviklingen for en fast varekurv og begge er specialtilfælde af et Laspeyres prisindeks. Det kan ses ved at omskrive Laspeyres prisindeks:

$$(5) \quad I_{0:t}^{La} = \frac{\sum p_t q_0}{\sum p_0 q_0} = \frac{p_0 q_0}{\sum p_0 q_0} \sum \frac{p_t}{p_0} \\ = \sum w_0 \frac{p_t}{p_0}$$

Hvis alle budgetandele, w 'erne, er ens, svarende til at mængderne er omvendt proportionale med udgangspriserne, reduceres (5) til et Carli indeks. Hvis budgetandelene er proportionale med priserne i udgangssituationen, svarende til at der indgår samme mængde af alle varer, reduceres (5) til et Dutot indeks. I modsætning hertil er Jevons indekset strengt taget ikke et fastkurvsindeks, da mængderne her implicit tillades at variere, mens budgetandelene holdes konstante.

Antag, for eksempel, at en forbruger køber én enhed vare X og én enhed vare Y og at begge koster 10 kr. Den samlede udgift vil så være 20 kr. Hvis prisen på vare X stiger fra 10 til 15 kr. og prisen på Y er uændret vil den samlede udgift ved at købe en enhed af begge varer stige til 25 kr. Både Carli og Dutot indekset vil vise en stigning på 25 pct., hvilket netop svarer til stigningen i udgiften ved at købe den faste varekurv. Jevons indekset vil derimod kun vise en stigning på 22,5 pct. Prisen på X er steget i forhold til prisen på Y. For at holde uændrede budgetandele skal forbruget i mængder af X derfor nedsættes mens forbruget af Y skal øges. Forbruget af X vil således falde ca. 20 pct. mens forbruget af Y vil stige ca. 20 pct. Med denne substitution vil de samlede udgifter kun stige med 22,5 pct., svarende til stigningen i Jevons indekset.

Ud fra den aksiomatiske tilgang må Jevons vurderes som det bedste indeks. Det opfylder de centrale tests nævnt ovenfor. Da basisindeksene beregnes som månedligt kædede indeks, jf. nedenfor, er det i forhold til Carli indekset en afgørende fordel, at Jevons indekset er transitivt. I forhold til Dutot er det en fordel, at Jevons indekset ikke afhænger af mængdeenheden eller prisniveauet. Anvendelse af Dutot indeks forudsætter i praksis, at varerne i det enkelte basisindeks er ganske homogene og at der ikke er for stor spredning i prisniveauet. Indekset er derfor generelt ikke velegnet til varer, hvor der er stor spredning i prisniveauet, mens Jevons indeks ikke påvirkes heraf.

Som nævnt bør der ikke lægges for stor vægt på en økonomisk tolkning af basisindeksene. Anvendelse af Jevons indekset betyder ikke nødvendigvis, at budgetandelene er eller forudsættes konstante, ligesom Carli og Dutot indeks ikke betyder, at mængderne nødvendigvis holdes konstante. Det, den økonomiske tilgang siger, er, at *hvis* budgetandelene er nogenlunde konstante, så vil Jevons indekset være et godt estimat af et leveomkostningsindeks, og hvis mængderne er konstante vil Carli eller Dutot indekset være et godt estimat af et leveomkostningsindeks. Alle tre indeks kan i sagens natur beregnes, uanset hvad der i praksis sker med budgetandelene og foretrækkes på grund af deres statistiske egenskaber.

Jevons indekset vurderes, alt taget i betragtning, som det bedste valg og anvendes derfor til beregning af basisindeks.

5.3 Kædet basisindeks

De månedlige basisindeks kædes sammen til en sammenhængende tidsserie, der viser prisudviklingen fra referencetidspunktet til den aktuelle måned. De kædede basisindeks beregnes således som

$$\begin{aligned}
 I_{0:t} &= I_{0:1} \cdot I_{1:2} \cdot \dots \cdot I_{t-1:t} \\
 (6) \quad &= \frac{\prod (p_1^i)^{1/n}}{\prod (p_0^i)^{1/n}} \cdot \frac{\prod (p_2^i)^{1/n}}{\prod (p_1^i)^{1/n}} \cdot \dots \cdot \frac{\prod (p_t^i)^{1/n}}{\prod (p_{t-1}^i)^{1/n}} \\
 &= \frac{\prod (p_t^i)^{1/n}}{\prod (p_0^i)^{1/n}}
 \end{aligned}$$

Matchede priser Ved beregning af de månedlige indeks anvendes de *matchede priser*. Det vil sige, at kun de varer eller tjenester, hvor der er registreret en pris i begge perioder, indgår i indeksberegningen.

Vareudskiftning I praksis sker der en løbende udskiftning af varer og tjenester i stikprøven. Visse varer forsvinder fra markedet eller forretninger, hvorfra der har været indsamlet priser lukker, hvorfor stikprøven må suppleres med tilsvarende varer fra andre forretninger. Tilsvarende fremkommer der løbende nye produkter på markedet som medtages i stikprøven. Det er derfor ikke nødvendigvis de samme varer eller tjenester der indgår i alle månedlige indeks i det kædede indeks fra 0 til t . Det er således kun i det særlige tilfælde, hvor der ikke er vareudskiftninger, at det direkte indeks er identisk med det kædede indeks, som vist i (6).

Nye varer kædes ind i indekset Medtagning af nye varer eller tjenester har ikke i sig selv betydning for indeksudviklingen. Den nye vare eller tjeneste påvirker først indekset, når der foreligger priser herfor i to måneder i træk. Nye varer eller tjenester vil således kun påvirke indekset i det omfang, som prisudviklingen herfor afviger fra den gennemsnitlige prisudvikling for de varer eller tjenester, der i forvejen indgår i indekset.

Både med hensyn til behandlingen af vareudskiftninger, manglende priser og kvalitetskorrektioner er det en fordel at beregne basisindeksene som månedlige kædede indeks. Hvis en vare forsvinder, kan en erstatningsvare kædes ind i indekset så snart der foreligger observationer for to måneder i træk.

I nogle tilfælde medtages erstatningsvarer med *overlappende priser*. Det vil sige, at der for samme måned foreligger en pris både for den udgåede og nye vare. Nye varer eller tjenester der medtages i forbindelse med opdatering af stikprøven kædes ind i indekset som en del af den løbende indeksberegning når der foreligger priser for to måneder.

5.4 Anvendte beregningsformler

De fleste basisindeks beregnes som Jevons indeks uden anvendelse af vægte for de indsamlede priser. Det betyder, at hvis der i et basisindeks fx indgår 20 varer, vil prisændringen for hver vare have en vægt på $1/20$. For visse basisindeks anvendes dog prisvægte for varer eller tjenester der indsamles priser på. Mens budgetandelene for basisindeksene opdateres hvert år kan prisvægtene i princippet ændres fra måned til måned.

Basisindeks, hvor der anvendes prisvægte beregnes på grundlag af forholdet mellem de vægtede geometriske gennemsnitspriser:

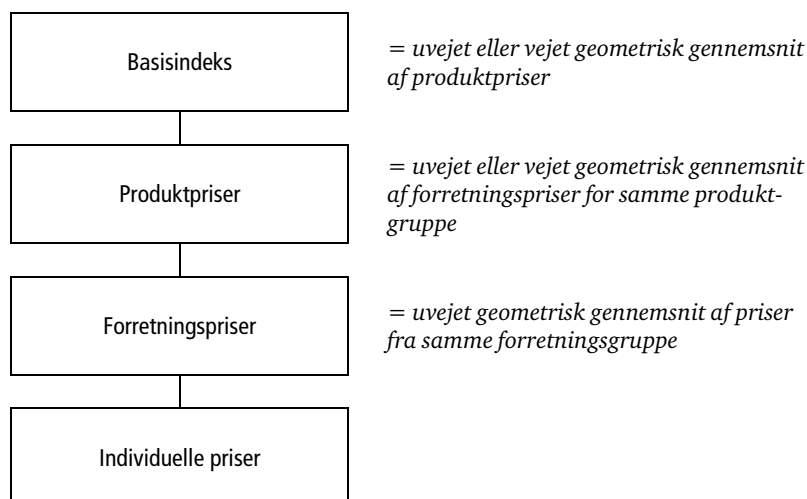
$$(7) \quad I_{0:t}^{Jv} = \prod \left(\frac{p_t^i}{p_0^i} \right)^{w^i} = \frac{\prod (p_t^i)^{w^i}}{\prod (p_0^i)^{w^i}}, \sum w^i = 1$$

hvor vægten w^i angiver budgetandelen for den i 'te vare eller tjeneste i basisaggregatet.¹ De fleste basisindeks beregnes som nævnt uden anvendelse af vægte. Det svarer til, at de beregnes efter (7) hvor alle w^i er lig $1/n$, hvor n er antallet af priser i basisindekset.

Beregningen af vægtede Jevons indeks er imidlertid mere kompliceret end antydnet i (7) da der anvendes vægte i to dimensioner: for forretninger og for varer og tjenester. For hvert basisaggregat kan der således i princippet opstilles en matrice med de forretninger, hvorfra der indsamles priser i rækkerne, og varer eller tjenester i kolonnerne. Vægten i den enkelte celle vil så angive markedsandelen for en given vare indsamlet fra en bestemt forretning.² De fleste celler vil i praksis være tomme eller lig med én og på grund af manglende data vil matricen for mange basisaggregater kun være delvist udfyldt. Fx anvendes der for nogle basisaggregater kun forretningsvægte, mens beregningen i varedimensionen er uvejet, eller der anvendes kun vægte i produktdimensionen, mens beregningen i forretningsdimensionen er uvejet.

For at kunne anvende både forretnings- og produktvægte er beregningen af basisindeks opdelt i tre trin efter strukturen i figur 1. Hvert basisaggregat består af en eller flere *produktgrupper*. En produktgruppe er en gruppe af nært beslægtede varer eller tjenester i et basisaggregat. For hver produktgruppe indsamles priser fra en eller flere *forretningsgrupper*, og hver forretningsgruppe består af en eller flere individuelle forretninger.

Figur 1 Struktur i beregning af basisindeks



For hver produktgruppe beregnes først såkaldte *forretningspriser* som det uvejede geometriske gennemsnit af de priser, der er indsamlet fra individuelle forretninger, som hører til samme forretningsgruppe. I andet trin beregnes *produktpriser* ved at sammenveje forretningspriserne for den pågældende produktgruppe. Hvis der fore-

¹ I praksis anvendes (7) til beregning af alle basisindeks, uanset om der anvendes vægte eller ej. Beregningen af et uvejet gennemsnit bliver så blot et specialtilfælde af (7), hvor alle vægte w^i er lig $1/n$, hvor n er antal priser.

² Se Dalén, J. (1992).

ligger forretningsvægte anvendes de til denne sammenvejning, ellers beregnes produktprisen som det uvejede gennemsnit af forretningspriserne. I tredje trin sammenvejes produktpriser til *basispriser*. Hvis der foreligger produktvægte anvendes de til denne sammenvejning. Ellers beregnes basisprisen som det uvejede gennemsnit af produktpriserne.

Forretningspriser For hver produktgruppe beregnes forretningspriser som det uvejede gennemsnit af de priser, der er indsamlet fra individuelle forretninger, som hører til samme forretningsgruppe:

$$(8) \quad f_t = \prod_{i=1}^r (\rho_t^i)^{1/r} = (\rho_t^1)^{1/r} \cdot (\rho_t^2)^{1/r} \cdot \dots \cdot (\rho_t^r)^{1/r}$$

f_t : forretningspris i periode t
 ρ_t^i : varepriser i periode t fra forretning $i = 1, \dots, r$

Hovedparten af de individuelle forretninger, der indgår i stikprøven behandles som selvstændige enheder. Det vil sige, at der kun er én forretning i den pågældende forretningsgruppe ($r = 1$). Forretningsprisen er i disse tilfælde identisk med den pris, der er indsamlet fra en individuel forretning. Visse individuelle forretninger, fx inden for kæder og supermarkeder, samles i forretningsgrupper, hvor forretningsprisen beregnes som det uvejede gennemsnit af priserne fra samtlige individuelle forretninger, som hører til samme gruppe.

Produktpriser Produktpriser beregnes som det geometriske gennemsnit af forretningspriserne for den givne produktgruppe:

$$(9) \quad e_t = \prod_{g=1}^m (f_t^g)^{s^g} = (f_t^1)^{s^1} \cdot (f_t^2)^{s^2} \cdot \dots \cdot (f_t^m)^{s^m}, \sum s^g = 1$$

e_t : produktpris i periode t
 f_t^g : forretningspriser i periode t
 s^g : vægt for forretningsgruppe $g = 1, \dots, m$

Hvis der ikke er eksplicite forretningsvægte beregnes produktprisen som det uvejede geometriske gennemsnit af forretningspriserne, dvs. alle s^g bliver lig med $1/m$. Forretningsprisen indgår med samme vægt i produktprisen, uanset hvor mange individuelle forretningspriser der indgår i forretningsprisen. Hvis der fx for letmælk indsamles priser fra 7 forretninger som hører til samme forretningsgruppe, typisk en dagligvarekæde, vil den gennemsnitlige pris for letmælk fra denne forretningsgruppe indgå med samme vægt i indeksberegningen, selvom der en måned kun indsamles priser fra 6 af de 7 forretninger i gruppen.

Basispriser Basispriser beregnes som det geometriske gennemsnit af de produktpriser, der indgår i basisindekset

$$(10) \quad p_t = \prod_{k=1}^n (e_t^k)^{v^k} = (e_t^1)^{v^1} \cdot (e_t^2)^{v^2} \cdot \dots \cdot (e_t^n)^{v^n}, \sum v^k = 1$$

p_t : basisprisen i periode t
 e_t^j : produktpriser i periode t
 v^k : vægt for produktgruppe $k = 1, \dots, n$

Uden eksplicite produktvægte beregnes basisprisen som det uvejede geometriske gennemsnit af produktpriserne. De fleste basisaggregater består kun af én produktgruppe, således at basisprisen er lig med produktprisen.

Implicit vægtning Selvom der ikke anvendes eksplicitte vægte kan der ved opdelingen på flere produkt- og forretningsgrupper introduceres en vægtning af de individuelle priser. Hvis et basisaggregat fx består af to uvejede produktgrupper, hvor der for den ene gruppe indsamles priser fra 4 forretninger og for den anden gruppe fra 8 forretninger, vil den enkelte pris fra den første gruppe vægte dobbelt så meget som den enkelte pris fra den anden gruppe. Det samme sker hvis en produktpris beregnes som uvejete gennemsnit af gennemsnitspriserne fra flere forretningsgrupper, hvor der indgår et forskelligt antal individuelle forretningspriser i forretningsgrupperne.

Månedlige basisindeks De månedlige basisindeks beregnes som forholdet mellem de månedlige basispriser:

$$(11) \quad I_{t-1:t} = \frac{p_t}{p_{t-1}}$$

$I_{t-1:t}$: Basisindeks fra $t-1$ til t

p_t : Basispris i periode t

p_{t-1} : Basispris i periode $t-1$

Basisindeksene opgøres på grundlag af de matchede individuelle priser. Det vil sige, at kun varer eller tjenester, hvor der er registreret en pris i begge perioder, indgår i beregningen.

Kædet basisindeks De kædede basisindeks beregnes ved at gange de månedlige basisindeks sammen til en sammenhængende indeksserie:

$$(12) \quad I_{0:t} = I_{0:t-1} \cdot I_{t-1:t}$$

$I_{0:t}$: Basisindeks fra 0 til t

$I_{0:t-1}$: Basisindeks fra 0 til $t-1$

$I_{t-1:t}$: Basisindeks fra $t-1$ til t

Sammenfattes (8) – (11) beregnes basisindeksene som

$$(13) \quad I_{0:t} = \prod_k^n \prod_g^m \prod_i^r \left(\frac{p_t}{p_0} \right)_{igk}^{(1/r)s^g v^k}$$

Hvis der fx i en forretningspris indgår priser fra 5 individuelle forretninger, og forretningsgruppen har en vægt på 0,4 i produktgruppen og produktgruppen har en vægt på 0,5 i basisindekset, får hver af de fem priser en vægt på $1/5 \cdot 0,4 \cdot 0,5 = 0,04$ i det samlede basisindeks.

5.5 Eksempel på beregning af basisindeks

Eksemplet viser beregningen af et månedligt basisindeks med forretnings- og produktvægte. Indekset består af to produktgrupper, X og Y, som vejer henholdsvis 0,4 og 0,6, og der indsamles priser fra fire forretningsgrupper A, B, C og D.

Produktgruppe X (vægt 0,4)

Forretning	Forretningsvægt	Forretning	Måned 1	Måned 2
Forretningsgruppe A	0,5	A1	6	5
		A2	5	6
		A3	5	6
		A4	4	6
Forretningspris			4,949	5,733
Forretningsgruppe B	0,2	B1	6	5
		B2	5	5
Forretningspris			5,477	5,000
Forretningsgruppe C	0,3	C1	6	6
		C2	6	5
		C3	7	5
Forretningspris			6,316	5,313

$$\begin{aligned} \text{Produktpriser for X:} \quad Md_1 &= 4,949^{0,5} \cdot 5,477^{0,2} \cdot 6,316^{0,3} = 5,434 \\ Md_2 &= 5,733^{0,5} \cdot 5,000^{0,2} \cdot 5,313^{0,3} = 5,452 \end{aligned}$$

Produktgruppe Y (vægt 0,6)

Forretning	Forretningsvægt	Forretning	Måned 1	Måned 2
Forretningsgruppe A	0,6	A1	5	4
		A2	4	5
		A3	4	5
		A4	5	5
Forretningspris			4,472	4,729
Forretningsgruppe B	0,2	B1	4	5
		B2	5	6
Forretningspris			4,472	5,477
Forretningsgruppe D	0,2	D1	4	5
		D2	5	5
		D3	6	5
Forretningspris			4,932	5,000

$$\begin{aligned} \text{Produktpriser for Y:} \quad Md_1 &= 4,472^{0,6} \cdot 4,472^{0,2} \cdot 4,932^{0,2} = 4,561 \\ Md_2 &= 4,729^{0,6} \cdot 5,477^{0,2} \cdot 5,000^{0,2} = 4,924 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Basispriser:} \quad BP_1 &= 5,434^{0,4} \cdot 4,561^{0,6} = 4,892 \\ BP_2 &= 5,452^{0,4} \cdot 4,924^{0,6} = 5,129 \end{aligned}$$

$$\text{Basisindeks:} \quad (5,129/4,892) \cdot 100 = 104,85$$

Da der er tre individuelle forretninger i forretningsgruppe A, får prisen fra hver af disse en vægt på 1/3 af vægten for forretningsgruppe A. Hvis der en måned kun indsamles priser fra A1 og A2, vil forretningsprisen indgå med samme vægt i produktprisen og basisindekset, mens vægten for den manglende pris fra A3 vil være fordelt proportionalt på A1 og A2.

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 1 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 vis 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 implicitte 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 2009 opgjort med 2006 som vægtreferenceperiode, 2015 som indeksreferenceperiode og december 2008 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:

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

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 hvert år. Opdateringen af vægtgrundlaget sker 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

$$(5) \quad I_{00:t} = I_{00:\text{Dec}02} \cdot \sum w_{99}^j \cdot I_{\text{Dec}02:t}^j$$

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.

<i>Tolkning af kædet indeks</i>	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.
<i>Prisstigningerne overvurderes, hvis vægtene holdes uændret</i>	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.
<i>Praksis i andre lande</i>	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.
<i>Praksis i andre lande</i>	EU-landene opdaterer deres vægtgrundlag årligt.

6.3 Oprettelse og nedlæggelse af indeks

<i>Oprettelse og nedlæggelse af basisindeks</i>	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.
<i>Oprettelse og nedlæggelse af aggregerede indeks</i>	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 prisreferenceperiodes, 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.
<i>Oprettelse og nedlæggelse af aggregerede indeks</i>	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 i eksemplet. 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 vægtene 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.

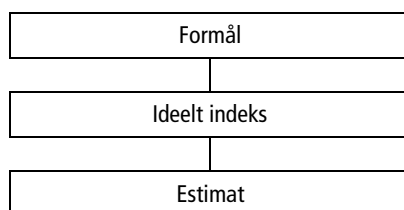
Tabel 3 viser et eksempel på dekomponering af et indeks beregnet i ét link. I eksemplet stiger husleje med 9,09 pct. fra januar 2002 til januar 2003. Effekten heraf på det samlede prisindeks kan ifølge (8) beregnes som $0,25/118,6 \cdot (120,0 - 110,0) = 2,11$ pct. Det vil sige, at af stigningen på 10,03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

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

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

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

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

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 fastkurvsindeks af Lowe-typen, og kan beregnes som et vejte 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 fastkurvsindeks, 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 offentlige utredninger, 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 fastvægtsindeks, 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 ligge 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 kovariansen 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.

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. Fra og med januar 2016 opgøres alle indekstyper med 2015=100

Overgangen til 2000=100 blev for eksempel gennemført ved at påbegynde et nyt link i indeksberegningen fra december 2000. Fra januar 2001 til december 2002 er forbrugerprisindekset således beregnet som med 2000=100

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

Vægtangivelsen $W_{96(dec99/dec00)}$ 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 opdateret. Dette vægtgrundlag var baseret på forbrugets sammensætning i 2003 og havde prisreferenceperioden december 2005.

I januar 2009 blev vægtgrundlaget atter opdateret. Det nye vægtgrundlag er baseret på forbrugets sammensætning i 2006 og har prisreferenceperioden december 2008.

Fra og med 2011 opdateres vægtgrundlaget årligt.

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

7. Nettoprisindekset

Nettoprisindekset er blevet opgjort siden 1980. Af hensyn til behovet for længere tidsserier blev indekset efterfølgende beregnet tilbage til 1975. I 1990 afløste nettoprisindekset reguleringspristallet og månedsprisindekset, og blev, ved den lejlighed omfattet af lovgivning. Med udgangspunkt i loven om beregning af nettoprisindekset beskriver kapitlet opgørelsesmetode, det anvendte prisbegreb og behandlingen af indirekte skatter og tilskud. Til slut ses nærmere på sammenhængen mellem forbruger- og nettoprisindekset.

7.1 Loven om nettoprisindekset

Opgørelsen af nettoprisindekset er bestemt ved lov (Økonomiministeriets bekendtgørelse nr. 76 af 3. februar 1999 af lov om beregning af et nettoprisindeks). Loven, som er medtaget i BILAG 1, bestemmer at

- Danmarks Statistik skal opgøre et nettoprisindeks på grundlag af oplysninger om priser for varer og tjenester og boligudgifter.
- Nettoprisindekset skal opgøres på grundlag af de priser forbrugerne faktisk betaler, så vidt muligt fratrukket skatter og afgifter som betales ved fremstilling, salg eller brug af varen eller tjenesteydelsen her i landet.
- Hvis der ydes offentligt tilskud til almindelig prisnedsættelse og dette tilskud kan henføres til en enhed af varen eller tjenesten, skal tilskuddet lægges til forbrugerprisen ved beregning af indekset.
- Nettoprisindekset skal opgøres månedligt og offentliggøres senest ved udgangen af den efterfølgende måned.
- Nettoprisindekset skal offentliggøres med én decimal.

Nettoprisindekset bygger således på det generelle princip at indirekte skatter fratrækkes mens tilskud til almindelig nedsættelse af priserne tillægges. Derudover bestemmer loven ikke nærmere, hvordan indekset skal opgøres, idet valg af beregningsmetoder mv. er overladt til Danmarks Statistik.

7.2 Anvendelse af nettoprisindekset

Regulering af kontrakter mv.

Nettoprisindekset anvendes til regulering af kontrakter mellem private og offentlige virksomheder og organisationer, hvor man ikke ønsker at reguleringen skal påvirkes af indirekte skatter eller ændringer heri. I praksis drejer det sig ofte om, at det er beløb ekskl. moms som skal reguleres, fx en betaling i en kontrakt mellem to virksomheder, hvor anvendelse af nettoprisindekset sikrer, at fx en momsændring vil blive modregnet. Nettoprisindekset anvendes således i stort omfang til regulering af huslejer, som ikke er pålagt moms.

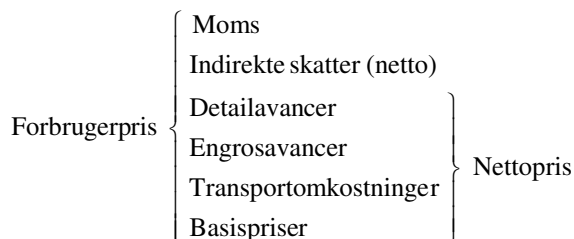
Lovbestemte reguleringer mv.

Nettoprisindekset anvendes til regulering i en række love, bekendtgørelser, cirkulærer og vejledninger. Her anvendes det typisk til regulering af beløb og beløbsgrænser og i forbindelse med regulering af lejeaftaler. Indkomstoverførsler og pensioner blev tidligere i vid udstrækning reguleret med nettoprisindekset, men reguleres i dag typisk på grundlag af lønudviklingen mv.

7.3 Prisbegrebet i nettoprisindekset

Nettoprisen skal opgøres som markedsprisen, dvs. den pris forbrugerne faktisk betaler, fratrukket indirekte skatter og tillagt tilskud til almindelig nedsættelse af priserne.

Figur 1 Prisbegreb i nettoprisindekset



Basisprisen er prisen af producent ekskl. varetilknyttede skatter og afgifter, det vil sige, den pris som producenten modtager. Hertil skal lægges transportomkostninger og en gros- og detailavancer for at få nettoprisen.

7.3.1 Behandling af indirekte skatter

Varetilknyttede indirekte skatter fratrækkes

Ifølge loven om nettoprisindekset skal indirekte skatter i forbindelse med fremstilling, salg eller forbrug fratrækkes, når det er muligt at henhøre disse til den enkelte vare eller tjeneste. I praksis betyder det, at kun varetilknyttede skatter og afgifter fratrækkes. Derimod er det underordnet om en skat opkræves i forbindelse med produktionen eller i detailledet.

Produktionsskatter, som helt eller delvist er overvæltet i forbrugerpriserne, fratrækkes ikke. Der foretages således ikke fradrag for fx skatter på energiforbrug i produktionen. Tilsvarende sker der heller ikke korrektion for indirekte eller afledte effekter af fx afgifter på køretøjer eller brændstof, der anvendes i produktionen eller til varetransport. Endelig foretages der heller ikke fradrag for de typer af emballageafgifter, hvor det ikke er muligt at henhøre afgiften til de enkelte produkter.

7.3.2 Behandling af generelle pristilskud

Generelle pristilskud tillægges

Tilskud til *almindelige* prisnedsættelser skal lægges til forbrugerprisen, når det er muligt at henhøre tilskuddet til den enkelte vare eller tjenesteydelse. Tilskud behandles som negative skatter, og bliver derfor tillagt forbrugerprisen. Med almindelige prisnedsættelser forstås prisreduktioner, som i princippet kan udnyttes af alle på samme vilkår. Derimod skal der ikke ske tillæg for individuelle tilskud. Individuelle tilskud kan fx være særlige tilskud eller ydelser til personer som følge af særlige økonomiske eller sociale forhold til hel eller delvist dækning af bestemte ydelser.

Individuelle boligtilskud

Ifølge loven om beregning af nettoprisindekset skal indekset for huslejeprisen afspejle udviklingen i lejernes egenbetaling. Nettoprisindekset for husleje beregnes derfor på grundlag af bruttohuslejen fratrukket individuelle boligtilskud (boligydelse og boligstøtte).¹

¹ Ifølge loven skal nettoprisindekset baseres på oplysninger om "detailpriser på varer og tjenester og om boligudgifter", hvor boligudgifter ifølge bemærkningerne til loven skal forstås som husholdningernes faktiske udgifter dvs. huslejen efter fradrag af individuel boligstøtte, hvilket er årsagen til at der i loven tales om boligudgifter og ikke husleje.

7.4 Forudsætninger ved beregning af nettoprisindekset

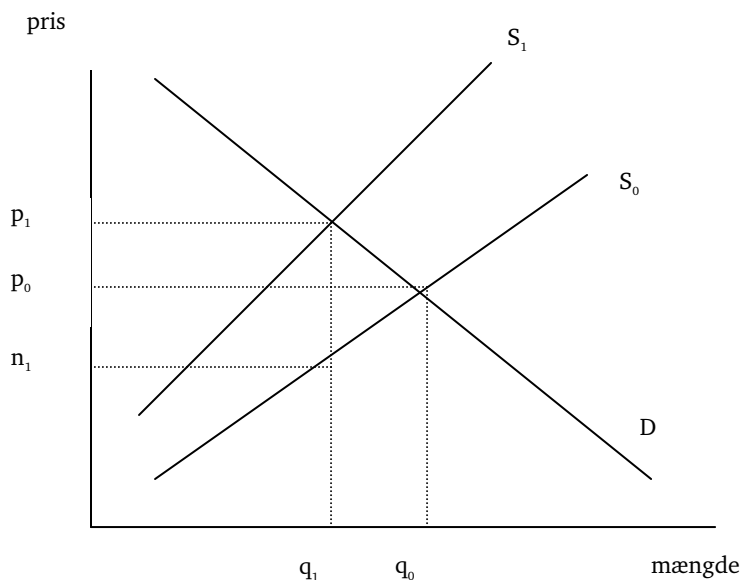
Nettopriserne beregnes som de faktiske forbrugerpriser fratrukket indirekte skatter (netto). Det forudsættes, at de indirekte skatter ikke påvirker sælgers "før skat"-pris, og at de indirekte skatter slår fuldt igennem når de indføres.

Overvæltning af indirekte skatter

Antag at der er en voksende udbudskurve og en faldende efterspørgselskurve. Hvis der fra periode 0 til periode 1 pålægges en indirekte skat, vil udbudskurven derfor blive forskudt opad med den fulde skat fra S_0 til S_1 , jf. figur 2.

Figur 2

Forudsætninger ved beregning af nettoprisindekset



Med en værdiafgift, fx moms, vil afgiften vokse proportionalt med prisen, hvorfor udbudskurven vil forskydes stadig mere opad når man bevæger sig ud af mængdeaksen som vist på figuren. Med en fast stykafgift vil udbudskurven blive forskudt parallelt opad med afgiften pr. styk, da afgiften er uafhængig af prisen.

Med "normale" faldende efterspørgselskurver og voksende udbudskurver vil der være mindre end fuld overvæltning i forbrugerpriserne, dvs. at forbrugerprisen ikke ændres med hele afgiften. Jo større udbuds- og efterspørgselselasticitet, jo mindre andel af afgiften betales af henholdsvis udbyder og forbruger.

Antag at der fra periode 0 til periode 1 indføres en indirekte skat som forskyder udbudskurven fra S_0 til S_1 . Prisen, som forbruger skal betale, vil så stige fra p_0 til p_1 , mens prisen ekskl. afgift vil være n_1 . Således vil p_1/p_0 indgå i forbrugerprisindekset, mens n_1/p_0 vil indgå i nettoprisindekset. Det betyder, at hvis der indføres en indirekte skat eller en eksisterende skat øges, vil forbrugerprisindekset stige, mens nettoprisindekset vil falde. Hvis omvendt en indirekte skat fjernes eller reduceres fra periode 0 til 1 vil det føre til, at forbrugerprisindekset falder, mens nettoprisindekset stiger.

Indirekte skatter slår fuldt igennem når de indføres

Ved beregningen af nettoprisindekset forudsættes at de indirekte skatter slår fuldt igennem når de indføres. Indføres der fx i juni måned en ny skat eller ændres en eksisterende skat fra maj til juni, fratrækkes den nye eller ændrede skat i juni måneds forbrugerpriser. I praksis kan der dog være en forsinkelse, da forretninger kan ligge inde med varer, der er beskattet efter de tidligere satser. Der kan altså i praksis være en tilpasningsperiode, hvor afgiftsændringer slår gradvist igennem, mens de medtages med fuld styrke i nettoprisindekset når de indføres. Dette kan på kort sigt medføre lidt større udsving i nettoprisindekset, end hvad der svarer til den faktiske prisudvikling.

7.5 De indirekte skatters betydning

Nettoprisindekset er et mål for, hvad prisudviklingen ville have været uden indirekte skatter, og forskellen mellem forbruger- og nettoprisindekset kan ses som et mål for de indirekte skatters betydning for prisudviklingen. De indirekte skatter (netto) påvirker nettoprisindekset på to måder. For det første ved beregning af nettopriserne, hvor virkningen vil afhænge af, om der er tale om faste afgifter eller værdiafgifter. For det andet ved beregning af vægtgrundlaget, hvor tungt beskattede forbrugsvarer får en mindre vægt i nettoprisindekset end i forbrugerprisindekset.

<i>Faste afgifter</i>	Hvis forbrugerpriserne generelt er stigende, vil en uændret fast afgift betyde, at nettoprisindekset stiger mere end forbrugerprisindekset. Stiger forbrugerprisen, vil nettoprisen stige med samme beløb, men forholdsmæssigt vil beløbet udgøre en større andel af nettoprisen end af forbrugerprisen. For eksempel kan en vare med en fast afgift på 4 kr. stige fra 10 til 12 kr., eller 20 pct., mens nettoprisen vil være steget fra 6 til 8 kr., hvilket er en stigning på 33,3 pct. Hvis forbrugerpriserne generelt er faldende, vil nettoprisindekset falde mere end forbrugerprisindekset.
<i>Ændring i faste afgifter</i>	Effekten på nettoprisindekset af ændringer i de faste afgifter afhænger af overvæltningsgraden på forbrugerprisen. Hvis der er fuld overvæltning, vil en afgiftsændring ikke påvirke nettoprisindekset, da nettoprisen i dette tilfælde netop vil være uændret. Hvis der er mindre end fuld overvæltning, dvs. forbrugerprisen ændres med mindre end afgiftsændringen, vil en stigende fast afgift medføre, at forbrugerprisindekset stiger, mens nettoprisindekset falder. Reduceres afgiften vil forbrugerprisindekset derimod falde mens nettoprisindekset vil stige.
<i>Værdiafgifter</i>	Hvis en vare eller tjeneste kun er pålagt en værdiafgift, som fastsættes som en fast andel af varens pris, fx moms, påvirker afgiften hverken forbruger- eller nettoprisindekset. Hvis der i forbrugerprisen i periode 0 og 1 kun fradrages en konstant andel, fx moms, vil forholdet mellem forbrugerpriserne i de to perioder svare til forholdet mellem nettopriserne.
<i>Ændring i værdiafgifter</i>	Her gælder det samme som nævnt ovenfor vedrørende ændringer i faste afgifter. Hvis der er fuld overvæltning i forbrugerprisen påvirkes nettoprisindekset ikke af ændringer i en værdiafgift. Hvis der er mindre end fuld overvæltning, vil en stigende værdiafgift betyde, at forbrugerprisindekset stiger, mens nettoprisindekset falder. Reduceres værdiafgiften vil forbrugerprisen falde, mens nettoprisindekset vil stige.
<i>Varer som er pålagt både moms og afgift</i>	Hvis en vare udover moms også er belagt med en fast afgift, og der betales moms af den faste afgift, vil en uændret momssats have en (mindre) effekt på nettoprisindekset. Det skyldes, at momsen forhøjer den faste afgift, som fratrækkes ved beregning af nettoprisen. Med stigende priser og en uændret fast afgift vil en konstant momssats derfor virke som en forhøjelse af den faste afgift og give en større stigning i nettoprisindekset end i forbrugerprisindekset.
<i>Indirekte skatter fratrækkes ved beregning af vægtgrundlaget</i>	Værdien af de indirekte skatter (netto) fratrækkes ved beregning af vægtgrundlaget, således at tungt beskattede forbrugsvarer har en mindre vægt i nettoprisindekset end i forbrugerprisindekset. Omvendt vægter let beskattede varer mere i nettoprisindekset end i forbrugerprisindekset. Fx har tobak en vægt på 1,9 pct. i forbrugerprisindekset og 0,6 pct. i nettoprisindekset, mens aviser, som ikke er momsbelagt, vejer 0,5 pct. i forbrugerprisindekset og 0,6 pct. i nettoprisindekset (baseret på forbrugets sammensætning i 2006). Prisudviklingen for tungt og let beskattede varer indgår således med forskellig vægt i de to indeks, hvilket kan give anledning til forskelle i udviklingen i de to indeks.

7.6 Sammenhængen mellem netto- og forbrugerprisindekset

Nettoprisindekset er et mål for, hvad prisudviklingen ville have været uden indirekte skatter, og forskellen mellem forbruger- og nettoprisindekset kan ses som et mål for de indirekte skatters betydning for prisudviklingen. Som sådan kan indekset anvendes i forbindelse med analyse og vurdering af den generelle økonomiske udvikling.

Sammenhængen mellem forbruger- og nettoprisindekset kan anskues ud fra det generelle tilfælde, hvor en vare er pålagt en fast afgift, a , og moms med momssatsen m , hvor der svares moms af både nettoprisen og den faste afgift. Forholdet mellem forbrugerprisen p , og nettoprisen n , er så bestemt ved:

$$\begin{aligned} p &= (n + a)(1 + m) \Rightarrow \\ (1) \quad n &= \frac{p}{1 + m} - a \end{aligned}$$

Basisindekset i henholdsvis forbruger- og nettopriser bliver derfor med s prisobservationer

$$(2) \quad I_{0:1}^{\text{Forb}} = \prod \left(\frac{p_1}{p_0} \right)^{1/s}$$

$$(3) \quad I_{0:1}^{\text{Net}} = \prod \left(\frac{n_1}{n_0} \right)^{1/s} = \prod \left(\frac{p_1 / (1 + m_1) - a_1}{p_0 / (1 + m_0) - a_0} \right)^{1/s}$$

Hvis der ikke er pålagt faste afgifter, har en konstant momssats ingen betydning; forbruger- og nettoprisindekset vil vise samme udvikling. En momsændring fra m_0 til m_1 vil isoleret set påvirke nettoprisindekset med $(1 + m_0)/(1 + m_1)$. Fx vil en sænkning af momsen fra 25 til 20 pct. øge nettoprisindekset med $1,25/1,2 = 1,042$, dvs. en stigning på godt 4 pct., alt andet lige. I praksis vil effekten dog være mindre, da ikke alle varer og tjenester er pålagt moms. Den samlede udvikling i nettoprisindekset vil afhænge af, i hvilket omfang afgiftsændringen slår igennem på forbrugerpriserne. Hvis der er pålagt fast afgift og priserne er stigende, bliver de enkelte prisforhold i (3) større end i (2), således at nettoprisindekset stiger mere end forbrugerprisindekset, og omvendt hvis der generelt er tale om faldende priser.

De aggregerede nettoprisindeks beregnes ved at sammenveje basisindeksene med deres budgetandele opgjort ekskl. indirekte skatter, α . Nettobudgetandelene kan udtrykkes ved at gange budgetandelene opgjort i forbrugerpriser, w , med forholdet mellem den gennemsnitlige netto- og forbrugerpris for det enkelte basisaggregat og reskalere disse, så de summer til én. Beregningen af de aggregerede nettoprisindeks kan således udtrykkes ved

$$(4) \quad \text{NPI}_{0:t} = \sum \alpha_b^i \cdot I_{0:t}^{\text{Net}^i} = \sum \frac{w_b^i (n_b^i / p_b^i)}{\sum w_b^i (n_b^i / p_b^i)} \cdot I_{0:t}^{\text{Net}^i}$$

Heraf fremgår, at basisaggregater med en relativ høj indirekte beskatning har en lavere vægt i nettoprisindekset end i forbrugerprisindekset og omvendt.

Forholdet mellem forbruger- og nettoprisindekset kan anvendes til at belyse udviklingen i den indirekte beskatning. Det sker ved at tage udgangspunkt i følgende sammenhænge:

$$(5) \quad \begin{aligned} p &= n + t \\ r &= t/n \end{aligned}$$

hvor t er den indirekte skat og r den indirekte skatteandel. Der gælder så følgende sammenhæng

$$(6) \quad \prod \left(\frac{p_1}{p_0} \right)^{1/s} = \prod \left(\frac{n_1}{n_0} \right)^{1/s} \left(\frac{\prod \left(\frac{p_1}{n_1} \right)^{1/s}}{\prod \left(\frac{p_0}{n_0} \right)^{1/s}} \right)$$

Venstre side er et basisindeks i forbrugerprisindekset. Første led på højre side er det tilsvarende basisindeks i nettoprisindekset, mens brøken kan tolkes som et indeks for den indirekte beskatning. Da $p = (1+r)n$ kan sidste led omskrives til

$$(7) \quad \prod \left(\frac{(1+r_1)n_1}{n_1} \right)^{1/s} / \prod \left(\frac{(1+r_0)n_0}{n_0} \right)^{1/s} = \frac{\prod (1+r_1)^{1/s}}{\prod (1+r_0)^{1/s}}$$

således at

$$(8) \quad \prod \left(\frac{p_1}{p_0} \right)^{1/s} / \prod \left(\frac{n_1}{n_0} \right)^{1/s} = \frac{\prod (p_1/n_1)^{1/s}}{\prod (p_0/n_0)^{1/s}} = \frac{\prod (1+r_1)^{1/s}}{\prod (1+r_0)^{1/s}}$$

Forholdet mellem forbruger- og nettoprisindekset kan således ses som et udtryk for udviklingen i den gennemsnitlige indirekte beskatningsandel $(1+r)$. Generelt gælder

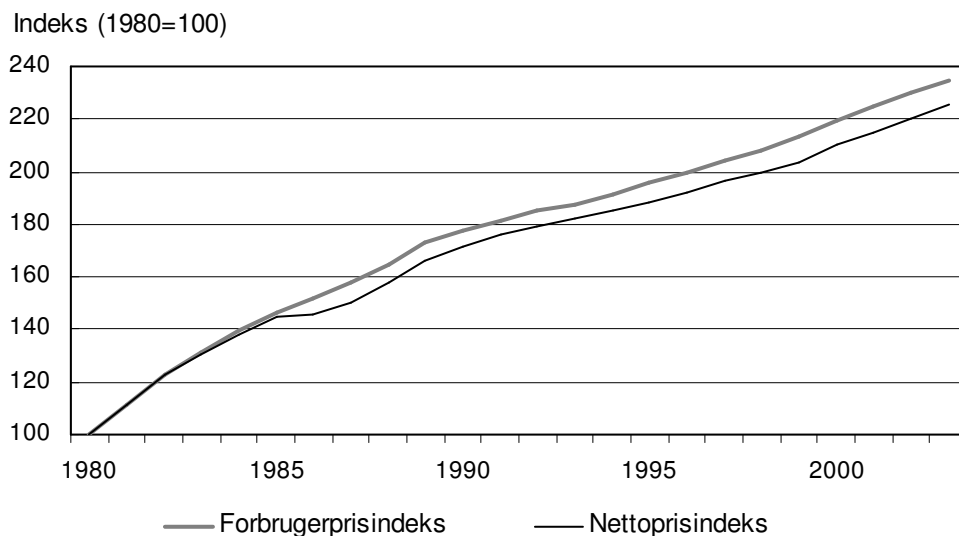
- Hvis de indirekte skatter følger prisudviklingen, vil forbruger- og nettoprisindekset vise samme udvikling
- Hvis de indirekte skatter øges med mere end prisudviklingen, vil forbrugerprisindekset stige mere end nettoprisindekset
- Hvis de indirekte skatter øges med mindre end prisudviklingen, vil forbrugerprisindekset stige mindre end nettoprisindekset

I første tilfælde vil den indirekte skat udgøre en konstant andel af både forbruger- og nettoprisen, og derfor ikke give anledning til forskelle i udviklingen i de to indeks. Øges skatteandelen skal der derimod fradrages en større andel, således at forbrugerprisindekset vil stige mere end nettoprisindekset. Det omvendte gælder ved en faldende skatteandel.

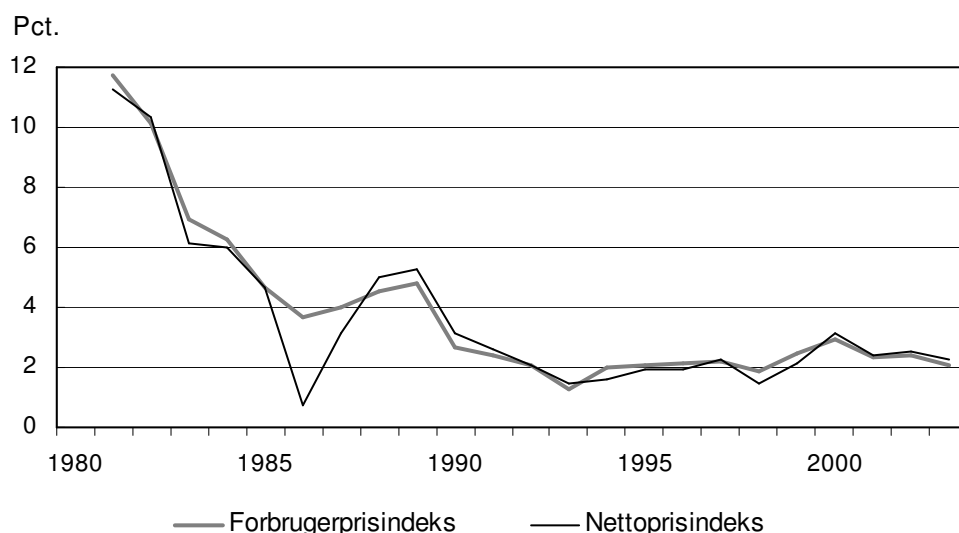
Den samlede gennemsnitlige indirekte beskatning er et resultat af tre forhold. *For det første* de gældende skattesatser. *For det andet* forbrugets sammensætning; ændrer dette sig fx mod varer med højere beskatning, øges det indirekte skattetryk. *For det tredje* den faktiske prisudvikling, hvor forskellig prisudvikling for tungt og let beskattede varer vil påvirke det indirekte skattetryk.

Figur 3 og 4 viser udviklingen i forbruger- og nettoprisindekset siden 1980. I denne periode har de to indeks stort set fulgt samme udvikling, med undtagelse af 1986. Den markant lavere stigning i nettoprisindekset dette år skyldtes en forhøjelse af afgifterne på olie. Fra 1987 og frem har de to indeks stort set udviklet sig parallelt. Dette kan tolkes således, at det indirekte skattetryk i denne periode har været nogenlunde uændret. Fra 1987 til 2003 har den gennemsnitlige årlige ændring været 2,6 pct. for begge indeks.

Figur 3 Netto- og forbrugerprisindeks, 1980=100



Figur 4 Netto- og forbrugerprisindeks, årlig ændring i pct.



7.7 Forskellige typer nettoprisindeks

Flere lande opgør nettoprisindeks baseret på de faktiske forbrugerpriser rensset for skatter og afgifter. Nettoprisindeks opgøres ved at trække de indirekte skatter fra de faktiske forbrugerpriser i de perioder, der skal sammenlignes, hvorefter indekset beregnes ved at sammenligne de beregnede nettopriser. Tilskud til nedsættelse af priserne behandles som negative indirekte skatter og tillægges. Der er imidlertid forskel på, hvilke indirekte skatter der korrigeres for, og betegnelsen nettoprisindeks er derfor ikke entydig.

Fradrag af indirekte skatter i slutleddet

I den ene type nettoprisindeks foretages alene fradrag for de indirekte skatter der pålægges i slutleddet, det vil sige ved salg til husholdningerne. Det vil i reglen være muligt at henhøre indirekte skatter i slutleddet, typisk moms, punktafgifter og emballageafgifter, til de enkelte produkter og på dette grundlag opgøre en nettopris. Der vil dog ikke være tale om en "ren" nettopris da der kan være indeholdt indirekte skatter, der er pålagt tidligere.

<i>Fradrag af alle indirekte skatter</i>	I den anden type fradrages i princippet alle indirekte skatter, der pålægges fra produktions- til slutled. Der tages således højde for skatter i produktionen, fx skatter på energiforbrug, og varetilknyttede skatter, typisk punktafgifter og moms. Problemet med denne type indeks er, at det ofte vil være vanskeligt at henhøre skatter og afgifter i produktionen til de enkelte produkter og at tage højde for indirekte effekter.
<i>Fradrag for direkte skatter</i>	Endelig kan der opgøres nettoprisindeks hvor ikke alene de indirekte, men også de direkte skatter fradrages. Et sådant indeks bliver derved et mål for udviklingen i den bruttoindkomst, der sikrer konstant real købekraft efter skat. En provenuneutral omlægning fra direkte til indirekte beskattning vil således ikke påvirke denne type nettoprisindeks. Hvis der alene renses for de indirekte skatter vil nettoprisindekset derimod blive påvirket af en sådan omlægning.
<i>Konstant skatteindeks</i>	I et såkaldt konstant skatteindeks korrigeres der alene for skatteændringer ved at holde de indirekte skatter konstante i forhold til udgangssituationen. Herved fås et mål for prisændringernes indvirkning på husholdningernes udgifter til forbrug renset for virkninger som følge af ændringer i de indirekte skatter. Denne type indeks kaldes derfor <i>constant tax rate indices</i> .

7.8 Anvendt beregningsformel

Nettoprisindekset beregnes i princippet på samme måde som forbrugerprisindekset, med den forskel at der anvendes nettopriser i stedet for forbrugerpriser og vægtgrundlaget opgøres ekskl. indirekte skatter.

Nettopriserne beregnes efter sammenhængen

$$p = (n + a \cdot q \cdot h + e/d)(1 + m) \Rightarrow$$

$$(9) \quad n = \frac{p}{1 + m} - (a \cdot q \cdot h + e/d)$$

p = forbrugerpris

n = nettopris

m = momssats

q = den varemængde, som den enkelte pris vedrører

a = afgift på én vareenhed, fx pr. stk. eller pr. kg

e = emballageafgift

d = antal gange en emballage anvendes

h = alkoholprocent

Tilskud behandles som negative skatter, således at fortegnet for a bliver negativt, hvis der er tale om et tilskud. For varer, som ikke er belagt med spiritusafgift, sættes $h = 1$. Hvis en vare fx er belagt med en fast afgift på 20 kr. pr. kg. og der indsamles priser for en enhed af varen på 0,2 kg., sættes h således lig én og der fratrækkes en afgift på $0,2 \cdot 20 \text{ kr.} = 4 \text{ kr.}$ Hvis der er pålagt emballageafgift tages der højde for det antal gange emballagen evt. genbruges ved at dividere afgiften med det antal gange emballagen anvendes.

Nettoprisen for en flaske spiritus til 280 kr. med et indhold på 0,75 liter, en alkoholprocent på 40, en afgift på 150 kr. pr. liter ren alkohol, en emballage som er belagt med en afgift på 2 kr. og ikke genbruges, og en momssats på 25 pct. bliver,

$$n = \frac{280 \text{ kr.}}{1 + 0,25} - (150 \text{ kr./liter} \cdot 0,75 \text{ liter} \cdot 0,4 + 2 \text{ kr./l}) = 177 \text{ kr.}$$

8. EU-harmoniseret forbrugerprisindeks (HICP)

<i>Baggrund for opgørelse af HICP</i>	Baggrunden for opgørelse af det EU-harmoniserede forbrugerprisindeks (HICP) findes i Maastricht-traktaten og i Stabilitets- og vækstpagten, der begge indeholder målsætninger om prisstabilitet.
<i>Maastricht-traktaten</i>	Maastricht-traktaten, der trådte i kraft i november 1993, fastlægger en række krav til den økonomiske udvikling, som lande, der ønsker at deltage i 3. fase af den økonomiske og monetære union (ØMU'en) skal overholde - de såkaldte <i>konvergenskrav</i> . Et af konvergenskravene vedrører hensynet til stabil prisudvikling, og prisudviklingen skal opgøres ved hjælp af HICP.
<i>Stabilitets- og vækstpagten</i>	Stabilitets- og vækstpagten trådte i kraft i 1999 i forbindelse med den tredje fase af ØMU'en. Omdrejningspunktet i pagten er, at de offentlige finanser skal forblive sunde som middel til at styrke forudsætningerne for prisstabilitet og en stærk og bæredygtig vækst, der bidrager til øget beskæftigelse.
<i>Fælles regler skal sikre sammenlignelighed</i>	For at sikre at prisudviklingen i de enkelte lande opgøres på et sammenligneligt grundlag er der derfor fastlagt fælles regler for opgørelse af HICP i en lang række Råds- og Kommissionsforordninger. Rammerne for opgørelse af HICP er vedtaget i Rådets Forordning (EF) nr. 2494/95 af 23. oktober 1995 om harmoniserede forbrugerprisindeks. Efterfølgende Råds- og Kommissionsforordninger bestemmer mere præcist, hvordan HICP skal beregnes, jf. afsnit 8.3. De vedtagne forordninger bestemmer dels dækningen af varer og tjenester, som skal medtages i HICP, dels hvilke beregningsmetoder mv. der skal anvendes. Vedrørende dækningen af varer og tjenester er der således fastsat regler for den geografiske og befolkningsmæssige dækning af HICP og for stikprøvens repræsentativitet. Vedrørende metoder er der fastsat fælles regler for beregning af basisindeks og aggregerede prisindeks, vægtgrundlag, behandling af manglende priser og vareudskiftninger mv.
<i>Anvendelse</i>	HICP opgøres med særlig henblik på sammenligning af prisudviklingen i EU-landene og anvendes blandt andet af EU-Kommissionen og Den Europæiske Centralbank (ECB) i forbindelse med udformning af den monetære politik. Alle medlemslande opgør et HICP og der beregnes aggregerede HICP'er for eurolandene og hele EU.
<i>Yderligere information</i>	Man kan finde data og yderligere information om HICP på Eurostats hjemmeside http://ec.europa.eu/eurostat . Baggrund og opgørelsesmetoder mv. for HICP er desuden dokumenteret i Eurostat (2001). De vedtagne Råds- og Kommissionsforordninger kan findes på http://eur-lex.europa.eu/homepage.html .

8.1 Udviklingen af HICP

<i>1990 - 1996</i>	HICP er opgjort fra januar 1997 og frem. Der er dog opgjort estimer for HICP tilbage til 1990. Frem til december 1995 er estimerne opgjort ved anvendelse af detaljerede delindeks fra forbrugerprisindekset, så vidt muligt tilpasset dækningen af varer og tjenester i HICP. Fra januar 1996 til december 1996 er HICP opgjort på grundlag af basisindeks fra forbrugerprisindekset og dækningen er fuldt ud tilpasset dækningen af varer og tjenester i HICP.
<i>Januar 1997 - december 1999</i>	Fra januar 1997 til december 1999 afveg HICP fra forbrugerprisindekset med hensyn til dækningen af varer og tjenester og beregningsmetode. I denne periode dækkede HICP 86 pct. af forbruget i forbrugerprisindekset, idet ejerboliger, sundhed, undervisning og social forsyning ikke indgik i HICP. Omvendt indgik indbo- og bilforsikringer, charterrejser og gebyrer (pas, kørekort mv.) i HICP, men ikke i forbrugerprisindekset. Beregningsmæssigt var den væsentligste forskel, at basisindeksene i HICP blev opgjort som geometriske indeks, mens de i forbrugerprisindekset blev opgjort som aritmetiske indeks. For HICP blev der desuden anvendt individuelle prisvægte for visse

basisindeks, der tog højde for fordelingen af husholdningernes forbrug på forretninger og varer.

- Januar 2000 - december 2000* Fra januar 2000 og frem anvendes samme beregningsmetode for HICP og forbrugerprisindekset. I begge indeks beregnes basisindeks på grundlag af geometriske gennemsnitspriser og der anvendes prisvægte for udvalgte basisindeks. Desuden skete der en harmonisering af dækningen af varer og tjenester, således at den eneste forskel var, at ejerboliger og hospitalsydelser indgik i forbrugerprisindekset, men ikke i HICP.
- Fra januar 2001* Fra januar 2001 og frem er den eneste forskel mellem HICP og forbrugerprisindekset ejerboliger, der indgår i forbrugerprisindekset, men ikke i HICP.

8.2 Beregning af HICP

HICP skulle indtil december 2005 opgøres med 1996 som indeksreferenceår. Fra januar 2006 til december 2015 skulle HICP beregnes med 2005 som indeksreferenceår. Fra og med januar 2016 opgøres HICP med 2015=100. Beregningen af aggregerede indeks i HICP er parallel til beregningen af aggregerede indeks i forbrugerprisindekset. Det samlede HICP skal opgøres som det vægtede gennemsnit af HICPs delindeks.

Fra januar 1996 til december 1996 er det danske HICP beregnet ved at fordele basisindeks fra forbrugerprisindekset på de aggregerede grupper af varer og tjenester i HICP. For 1996 er HICP i første omgang beregnet med 1994 som vægt- og indeksreferenceperiode

$$(1) \quad \text{HICP}_{94:t} = \sum w_{94}^i \cdot H_{94:t}^i$$

$\text{HICP}_{94:t}$ er det aggregerede HICP til tiden t , w_{94} er vægte (budgetandele) for året 1994 og $H_{94:t}^i$ er basisindeks til t med gennemsnit af 1994=100. Basisindeksene er opgjort ved at reskalere indeksene fra forbrugerprisindekset, således at $H_{94:t}^i = H_{80:t}^i / H_{80:94}^i$. HICP skulle imidlertid opgøres med 1996 som indeksreference. Dette skete ved at dividere indeksserien i (1) med indeksets værdi i 1996:

$$\begin{aligned} \text{HICP}_{96:t} &= \frac{\text{HICP}_{94:t}}{\text{HICP}_{94:96}} = \frac{\sum w_{94}^i \cdot H_{94:t}^i}{\sum w_{94}^i \cdot H_{94:96}^i} \\ &= \frac{\sum w_{94}^i \cdot H_{94:96}^i \cdot H_{96:t}^i}{\sum w_{94}^i \cdot H_{94:96}^i} \\ &= \sum H_{96:t}^i \cdot \frac{w_{94}^i \cdot H_{94:96}^i}{\sum w_{94}^i \cdot H_{94:96}^i} \\ &= \sum H_{96:t}^i \cdot w_{94(96)}^i \end{aligned} \quad (2)$$

HICP med 1996 = 100 fremkommer således som basisindeksene skaleret til 1996 = 100 sammenvejet med de prisopdaterede vægte, $w_{94(96)}$. Reskaleringen ændrer ikke indeksudviklingen i forhold til indekset med 1994 som indeksreference. Der er alene tale om en niveauforskydning mellem de to udtryk. Jf. første linje i (2) fremkommer $\text{HICP}_{96:t}$ blot som $\text{HICP}_{94:t}$ divideret med en konstant.

Fra januar 1997 beregnes HICP som et kædet indeks

$$(3) \quad \text{HICP}_{96:t} = \text{HICP}_{96:\text{dec}96} \cdot \sum w_{94(\text{dec}96)}^i \cdot H_{\text{dec}96:t}^i$$

Ved efterfølgende udskiftning af vægtgrundlaget er der foretaget kædning på samme måde som ved beregning af det danske forbrugerprisindeks. I januar 2000 blev der taget et nyt vægtgrundlag i anvendelse, baseret på forbruget i 1996, og i januar 2003 blev et vægtgrundlag baseret på forbruget i 1999 taget i anvendelse. I januar 2006 blev et vægtgrundlag baseret på forbruget i 2003 taget i brug samtidigt med en ændring i indeksreferenceperioden til 2005=100. Indekset for fx februar 2006 er således beregnet som

$$(4) \quad HICP_{05:feb06} = HICP_{05:dec05} \cdot \sum w_{03}^i \cdot H_{dec05:feb06}^i$$

I januar 2009 blev et vægtgrundlag baseret på forbruget i 2006 taget i brug. Fra 2011 er opdateringen af vægtgrundlaget årlig.

De forskellige medlemslande anvender forskellige referenceperioder for vægte og priser. Ved at skalere til 2015 som indeksreference sikres, at der kan foretages konsistente aggregeringer af landenes HICP, også selvom de forskellige lande anvender vægte fra forskellige år.

8.3 Oversigt over Råds- og Kommissionsforordninger

- Rådets forordning (EF) Nr. 2494/95 af 23. oktober 1995 om harmoniserede forbrugerprisindekser.
- Kommissionens forordning (EF) Nr. 1749/96 af 9. september 1996 vedrørende oprindelige foranstaltninger for Rådets forordning (EF) Nr. 2494/95 om harmoniserede forbrugerprisindekser.
- Ændret ved Rådets forordning (EF) nr. 1687/98 af 20. juli 1998 vedr. dækning af varer og tjenesteydelser.
- Ændret ved Rådets forordning (EF) nr. 1688/98 af 20. juli 1998 vedr. dækning med hensyn til geografisk område og population.
- Kommissionens forordning (EF) nr. 2214/96 af 20. november 1996 om harmoniserede forbrugerprisindekser: Indsendelse og formidling af delindekser under HICP.
- Ændret ved Kommissionens forordning (EF) nr. 1749/1999 om delindeks.
- Kommissionens forordning (EF) nr. 2454/97 af 10. december 1997 om gennemførelsesbestemmelser til Rådets forordning (EF) nr. 2494/95 med hensyn til minimumsnormer for kvaliteten af HICP-vægtninger.
- Kommissionens forordning (EF) nr. 2646/98 af 9. december 1998 om de nærmere regler til gennemførelse af Rådets forordning (EF) nr. 2494/95 vedrørende minimumsstandarter for behandling af tariffer inden for det harmoniserede forbrugerprisindeks.
- Kommissionens forordning (EF) nr. 1617/1999 af 23. juli 1999 om nærmere regler for gennemførelse af Rådets forordning (EF) nr. 2494/95 med hensyn til minimumsstandarter for behandling af forsikring i de harmoniserede forbrugerprisindekser og om ændring af forordning (EF) nr. 2214/96.
- Rådets forordning (EF) nr. 2166/1999 af 8. oktober 1999 om nærmere regler for gennemførelse af Rådets forordning (EF) nr. 2494/95 med hensyn til minimumsstandarter for behandling af produkter inden for sektorerne sundhedsvæsen, uddannelse og social sikring i de harmoniserede forbrugerprisindekser.
- Kommissionens forordning (EF) nr. 2601/2000 af 17. november 2000 om gennemførelsesbestemmelser til Rådets forordning (EF) nr. 2494/95 for så vidt angår tidspunktet for indførelse af køberpriser i de harmoniserede forbrugerprisindekser.
- Kommissionens forordning (EF) nr. 2602/2000 af 17. november 2000 om gennemførelsesbestemmelser til Rådets forordning (EF) nr. 2494/95 for så vidt angår minimumsnormer for behandling af prisreduktioner i de harmoniserede forbrugerprisindekser.
- Kommissionens forordning (EF) nr. 1920/2001 af 28. september 2001 om nærmere regler for gennemførelse af Rådets forordning (EF) nr. 2494/95 for så vidt angår minimumsnormer for behandling af gebyrer, som er en forholdsmæssig andel af en transaktions værdi inden for det harmoniserede forbrugerprisindeks og om ændring af forordning (EF) nr. 2214/96.
- Kommissionens forordning (EF) nr. 1921/2001 af 28. september 2001 om nærmere regler for gennemførelse af Rådets forordning (EF) nr. 2494/95 for så vidt angår minimumsnormer for revision af de harmoniserede forbrugerprisindekser og om ændring af forordning (EF) nr. 2602/2000.

- Kommissionsforordning (EF) nr. 1708/2005 af 19. oktober 2005, om gennemførelsesbestemmelser til Rådets forordning (EF) nr. 2494/95, for så vidt angår den fælles indeksreferenceperiode for de harmoniserede forbrugerprisindeks, og om ændring af forordning (EF) nr. 2214/96.
- Rådsforordning nr. 701/2006 af 25. april 2006 om gennemførelsesbestemmelser til forordning (EF) nr. 2494/95 for så vidt angår den tidsmæssige dækning af prisindsamlingen til det harmoniserede forbrugerprisindeks.
- Kommissionsforordning nr. 1334/2007 af 14. november 2007 om ændring af forordning (EF) nr. 1749/96 vedrørende oprindelige foranstaltninger for Rådets forordning (EF) nr. 2494/95 om harmoniserede forbrugerprisindekser.
- Kommissionens forordning (EF) nr. 330/2009 af 22. april 2009 om gennemførelsesbestemmelser til Rådets forordning (EF) nr. 2494/95 for så vidt angår minimumsnormer til behandling af sæsonprodukter i de harmoniserede forbrugerprisindekser (HICP)
- Kommissionens forordning (EU) nr. 1114/2010 af 1. december 2010 om gennemførelsesbestemmelser til Rådets forordning (EF) nr. 2494/95 for så vidt angår minimumsnormer for kvaliteten af HICP-vægtninger og om ophævelse af Kommissionens forordning (EF) nr. 2454/97
- Kommissionens forordning (EU) nr. 93/2013 af 1. februar 2013 om detaljerede regler for gennemførelse af Rådets forordning (EF) nr. 2494/95 om harmoniserede forbrugerprisindeks for så vidt angår indførelse af ejerboligprisindeks
- Kommissionens forordning (EU) nr. 119/2013 af 11. februar 2013 om ændring af forordning (EF) nr. 2214/96 om harmoniserede forbrugerprisindeks: indsendelse og formidling af delindeks under HCPI, for så vidt angår udarbejdelse af harmoniserede forbrugerprisindeks til faste skattesatser
- Kommissionens forordning (EU) 2015/2010 af 11. november 2015 om ændring af forordning (EF) nr. 1708/2005 om gennemførelsesbestemmelser til Rådets forordning (EF) nr. 2494/95, for så vidt angår den fælles indeksreferenceperiode for det harmoniserede forbrugerprisindeks
- Europa-Parlamentets og Rådets forordning (EU) 2016/792 af 11. maj 2016 om harmoniserede forbrugerprisindeks og det harmoniserede boligprisindeks og om ophævelse af Rådets forordning (EF) nr. 2494/95. Særlige problemer

9.1 Manglende priser

Ved manglende priser forstås, at der for en vare eller tjeneste, der indgår i indekset, ikke indkommer en pris. Det kan skyldes forskellige forhold og der kan være tale om midlertidig eller permanent manglende priser.

Figur 1 **Manglende priser**

	Midlertidig manglende priser $\left\{ \begin{array}{l} \text{Sæsonvarer} \\ \text{Andre varer} \end{array} \right.$ Permanent manglende priser
<i>Midlertidig manglende priser</i>	Midlertidig manglende priser kan dække over sæsonvarer (fx beklædning og friske frugter og grøntsager), som er nærmere omtalt i afsnit 9.3. Der kan dog også være tale om varer eller tjenester som det af andre årsager ikke lykkes at få indsamlet priser for. Varen kan fx være midlertidig udgået af forretningen, forretningen kan være lukket eller prisen indberettes så sent, at den ikke når at komme med i indeksberegningen. Midlertidig manglende indberetninger behandles på to forskellige måder: • Prisen udelades af beregningen • Prisen videreføres uændret
<i>Prisen udelades</i>	Prisen for den manglende vare udelades af indeksberegningen. Det svarer til at antage, at prisen for den manglende vare ville have udviklet sig som gennemsnittet af de priser, der er indsamlet for det pågældende basisindeks eller den pågældende gruppe af produkter.
<i>Prisen videreføres uændret</i>	Prisen videreføres uændret, hvis det ikke er muligt at estimere en pris og det i øvrigt skønnes at være en rimelig løsning. Der accepteres kun manglende midlertidige indberetninger i 1-2 måneder. Hvis der efter 2 måneder endnu ikke er indkommet en pris udvælges en erstatningsvare. ¹ Problemet med denne type manglende priser er af begrænset betydning. Som regel modtages priser for mere end 99 pct. af stikprøven af varer og tjenester. Så længe de manglende priser er spredt jævnt ud over stikprøven udgør de i øvrigt ikke noget problem. Manglende priser giver kun problemer, hvis prisudviklingen herfor systematisk afviger fra den generelle prisudvikling.
<i>Varen forsvinder permanent</i>	Hvis indberetning af priser for en vare eller tjeneste ophører permanent, udvælges så vidt muligt en ny vare til erstatning for den udgåede.

9.1.1 Indberetninger med lavere hyppighed

For en række varer og tjenester indhentes der ikke priser månedligt, men kun kvartalsvist, halvårligt eller årligt. Det sker for områder, hvor der foreligger oplysninger om, at priserne kun ændres fx kvartalsvist eller årligt. Eksempler herpå er huslejer, porto, Tv-licens, renovation og daginstitutioner. For varer og tjenester med lav indberetningshyppighed videreføres priserne uændret mellem indberetningsperioderne.

¹ Kommissionsforordning (EF) nr. 1749/96 fastlægger regler for behandling af manglende priser og bestemmer blandt andet, at der kun må anvendes estimerede priser i op til to måneder, hvorefter der skal vælges en erstatningsvare.

9.2 Kvalitetsændringer

Forbrugerprisindekset skal måle prisudviklingen for en fast varekurv. Mens det i teorien er let at definere et sådant indeks, er der flere problemer forbundet med at beregne det i praksis. Et af problemerne er, at varekurven ikke kan holdes uændret over længere tid, hvis den skal forblive repræsentativ. På de fleste områder sker der en løbende udskiftning af de produkter, der findes på markedet. Der kommer hele tiden nye varer og tjenester frem, mens andre forældes og forsvinder fra markedet.

For at sikre at prisindekset måler prisudviklingen for en relevant – eller repræsentativ – gruppe af varer eller tjenester, er det derfor nødvendigt at stikprøven opdateres løbende med nye varer og tjenester. Prisindekset skal imidlertid samtidig kunne tolkes som prisudviklingen for en fast varekurv. I det omfang, der forekommer ændringer i varekurven, er det derfor nødvendigt at korrigere herfor, således at ændringer i prisindekset udelukkende afspejler prisændringer.

Der skal korrigeres for kvalitetsændringer

Den måske vigtigste type af ændringer i varekurven vedrører kvalitetsændringer. Hermed menes, at et produkt som erstatter et andet produkt der går ud af markedet, er af en anden kvalitet. Når prisændringen fra det gamle til det nye produkt indregnes i indekset, skal der tages højde for værdien af denne kvalitetsændring, sådan at kun den "rene" prisændring medtages. I det omfang der forekommer kvalitetsændringer, er det således nødvendigt at korrigere herfor, således at ændringer i prisindekset udelukkende afspejler prisændringer.

Kvalitetsændringer i forbindelse med vareudskiftninger

Spørgsmålet om kvalitetsændringer opstår i princippet hver gang en vare eller tjeneste i stikprøven erstattes af en ny vare eller tjeneste. Hvis de to produkter er af samme kvalitet, kan prisændringen fra det gamle til det nye produkt medtages i indeksberegningen. Hvis der er en kvalitetsforskel mellem det gamle og nye produkt, bør hele prisforskellen derimod ikke medtages i indekset, da den helt eller delvist kan skyldes en kvalitetsændring.

Antag fx at en Pc'er til 5.000 kr. erstattes af en ny model til 6.000 kr. med større ydeevne. I dette tilfælde vil det ikke være korrekt at indregne den fulde prisstigning på 20 pct. i prisindekset, da en del af stigningen kan forklares ved en kvalitetsforbedring. Hvis det nu beregnes eller skønnes, at halvdelen af prisstigningen skyldes kvalitetsforbedringen bør der kun medtages en prisstigning på 10 pct. i indeksberegningen, således at ændringen i prisindekset udelukkende afspejler "rene" prisændringer.

Kvalitetsændringer udbredt indenfor IT-produkter

Kvalitetsændringer er især udbredt indenfor IT-produkter eller produkter med højt IT-indhold, fx computere, mobiltelefoner, TV- og Hi-fi-udstyr, hårde hvidevarer og køretøjer. Derudover er der også hyppige kvalitetsændringer for beklædning og visse tjenesteydelser. Hvis værdien af kvalitetsforbedringer undervurderes eller helt ignoreres, vil det medføre, at prisindekset over tid overvurderer den reelle prisstigning.

9.2.1 Metoder til korrektion for kvalitetsændringer

Ved vareudskiftninger korrigeres der for værdien af kvalitetsændringer på følgende måder:

- 1) **Direkte sammenligning:** Prisen på erstatningsvaren sammenlignes direkte med prisen på den udgåede vare. Det forudsættes således, at de to varer er af sammenlignelig kvalitet og hele prisændringen medtages i indeksberegningen.
- 2) **Prisændringen sættes lig kvalitetsændringen:** Prisændringen fra den gamle til den nye varer antages at skyldes en ændring i kvaliteten, og medtages derfor ikke i indeksberegningen.
- 3) **Overlappende priser:** Hvis der i samme periode er indhentet priser for både den udgåede og nye vare kan den nye vare kædes ind i indeksberegningen.

Metoden forudsætter, at prisforskellen afspejler værdien af kvalitetsforskellen mellem den gamle og nye vare.

- 4) **Imputering:** For erstatningsvaren estimeres prisudviklingen fra sammenligningsperioden ved hjælp af prisudviklingen for tilsvarende varer eller grupper af varer.
- 5) **Løbende stikprøveopdatering og kædning:** Stikprøven opdateres løbende (også selvom der ikke forsvinder varer) og der beregnes et kædet indeks baseret på matchede periode-til-periode indeks.
- 6) **Korrektion for mængdeændringer:** For varer hvor mængden ændres, fx et salathoved, korrigeres der proportionalt for mængdeændringen.
- 7) **Ekspertvurdering:** Personer med produktkendskab, fx producent eller forhandler, prisindsamler eller personale i Danmarks Statistik vurderer værdien af kvalitetsændringen og korrigerer herfor i indeksberegningen.

Indirekte kvalitetskorrektioner

Metoderne 1) – 6) er såkaldte *indirekte* metoder til kvalitetskorrektioner, som er langt de mest anvendte. I stedet for at foretage en eksplicit vurdering af kvalitetsændringen beregnes prisindekset på grundlag af de observerede priser. Den indirekte korrektion fremkommer ved, at prisen for nye varer kan indregnes i indekset på forskellige måder, som hver især er baseret på forskellige forudsætninger om værdien af kvalitetsændringen mellem den udgåede og nye vare.

Direkte kvalitetskorrektioner

Ekspertvurderinger er et eksempel på en *direkte* metode til korrektion for kvalitetsændringer, hvor værdien af kvalitetsforskellen estimeres eksplicit, og der korrigeres herfor ved indregning af prisen for den nye vare i prisindekset. En anden type af direkte kvalitetskorrektioner er hedoniske indeks, der dog ikke anvendes i det danske forbrugerprisindeks.¹

1) Direkte sammenligninger

Hele prisændringen medtages hvis det skønnes at vareskiftet ikke er forbundet med en kvalitetsændring, eller hvor kvalitetsændringen skønnes at være uden betydning. Afhængigt af indsamlingsmetode foretages dette skøn af respondent, prisindsamler eller personale i Danmarks Statistik. Inden for beklædning specificeres de enkelte produkter forholdsvist bredt således at der foretages direkte sammenligninger, selvom der er mindre kvalitetsændringer fra model til model.

Eksempel 1

Direkte sammenligning (Hele prisændringen medtages)

	Marts	April	Maj
Vare A	200	220	
Vare B		220*	190
Månedligt indeks	100,0	110,0	87,4
Indeks, marts=100	100,0	110,0	96,1

* Korrigeret pris

I maj erstattes vare A af en ny vare, B. Hvis det skønnes, at der ikke er nogen kvalitetsforskel af betydning mellem A og B, medtages hele prisændringen i indekset. Det sker i praksis ved at bruge prisen for A som korrigeret pris i april for den nye vare.

2) Prisændringen sættes lig kvalitetsændringen

Hvis en prisændring udelukkende skyldes ændret kvalitet, skal den ikke medtages i indeksberegningen. I dette tilfælde medtages en ny vare med uændret pris fra foregående til aktuel periode. Metoden anvendes, hvis respondent, prisindsamler eller medarbejder i Danmarks Statistik skønner, at prisforskellen alene skyldes ændret kvalitet.

¹ Ved hedonisk regression estimeres en sammenhæng mellem produktets pris og de centrale, prisbestemmende karakteristika ved produktet. De estimerede koefficienter angiver, hvor meget de forskellige karakteristika hver for sig bidrager med til den samlede pris. For et nyt produkt med ændrede karakteristika, fx en PC med større RAM, eller en ny bilmodel med større motor, kan der herefter beregnes en pris korrigeret for kvalitetsændringen.

Eksempel 2 Prisændringen sættes lig kvalitetsændringen

	Marts	April	Maj
Vare A	200	220	
Vare B		400*	400
Månedligt indeks	100,0	110,0	100,0
Indeks, marts=100	100,0	110,0	110,0

* Korrigeret pris

I maj erstattes vare A af vare B, og det vurderes at hele prisforskellen skyldes en kvalitetsforskel. Derfor indregnes vare B med uændret pris for april således at vareskiftet ikke bidrager til, at indekset stiger fra april til maj.

Hvis producent eller sælger benytter introduktionen af nye varer til at hæve priserne, vil metoden derfor undervurdere prisudviklingen. Hvis dette ikke er tilfældet og der er tale om produkter med løbende kvalitetsforbedringer, fx personbiler eller computere, vil metoden derimod føre til at prisudviklingen overvurderes, fordi der ikke tages højde for det indirekte prisfald som følge af kvalitetsforbedringer i nye produkter.

3) Overlappende priser

Hvis der kan opnås overlappende priser og det vurderes, at prisforskellen er et rimeligt estimat for kvalitetsforskellen anvendes denne metode. I eksempel 3 indgår priserne for vare A i beregningen af basisindekset fra marts til april, og fra april til maj indgår priserne for vare B i indeksberegningen.

Eksempel 3 Overlappende priser

	Marts	April	Maj
Vare A	200	220	
Vare B		400	420
Månedligt indeks	100,0	110,0	105,0
Indeks, marts=100	100,0	110,0	115,5

På markeder præget af priskonkurrence vil metoden i de fleste tilfælde give et rimeligt estimat af den reelle prisudvikling. Det er imidlertid langt fra altid muligt at skaffe overlappende priser. Selvom de to varer har været solgt i samme periode, er det fx ikke givet, at respondenter kan oplyse, hvad prisen for den nye vare var i forrige måned.

4) Imputering

For et stort antal dagligvarer mv. imputeres prisudviklingen ved hjælp af den gennemsnitlige prisudvikling for de øvrige varer eller tjenester i den pågældende gruppe af produkter. Da basisindeksene beregnes som kædede månedlige indeks sker imputeringen ved først at medtage den nye vare, når der foreligger priser herfor i to måneder. Metoden er illustreret i eksempel 4, hvor vare C udgår i april og erstattes af vare D i maj.

Eksempel 4 Imputering

	Marts	April	Maj	Juni
Vare A	190	210	200	190
Vare B	400	400	400	380
Vare C	300	300		
Vare D			240	240
Månedligt indeks	100,0	103,4	97,6	96,6
Indeks, marts=100	100,0	103,4	100,9	97,5

Anm.: Indeksene er beregnet på grundlag af geometriske gennemsnit

Fra marts til april beregnes indekset på grundlag af priserne på A, B og C. Det månedlige indeks for april-maj beregnes alene på grundlag af A og B, som er de eneste varer, hvor der er priser i begge perioder. Vare D kommer først med i det månedlige indeks

for maj-juni (der beregnes på basis af A, B og D), som efterfølgende kædes på den værdi, som det kædede indeks var nået op på i maj.

Metoden svarer til at antage, at vare D for april-maj har samme prisudvikling som gennemsnittet af de øvrige varer (A og B) i produktgruppen.¹ Det er en forudsætning, at der er et tilstrækkeligt antal observationer til at sikre en nogenlunde sikker imputeret pris, altså at den gennemsnitlige udvikling for de varer, hvor der er prismatch, er repræsentativ for prisudviklingen for den nye vare.

5) Løbende stikprøveopdatering og kædning

Metoden er baseret på at stikprøven opdateres løbende (månedligt), således at nye varer kommer med i stikprøven, så hurtigt som muligt efter at de er kommet på markedet. Samtidig udgår løbende en del af stikprøven når forretningerne ophører med at føre gamle modeller. Med den månedlige opdatering af stikprøven vil de enkelte månedsindeks fange prisudviklingen, således at også det kædede indeks rammer den rigtige udvikling. Metoden er illustreret i eksempel 5, hvor et basisindeks beregnes ud fra priserne på 4 varer.

Eksempel 5 Løbende stikprøveopdatering og kædning

	Måned 0	Måned 1	Måned 2	Måned 3	Måned 4
Vare A	a_0	a_1	a_2	a_3	
Vare B	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4
Vare C	c_0	c_1	c_2	c_3	c_4
Vare D		d_1	d_2	d_3	d_4

Indekset vil her blive beregnet som

$$I_{0:4} = \left(\frac{a_1 \cdot b_1 \cdot c_1}{a_0 \cdot b_0 \cdot c_0} \right)^{1/3} \left(\frac{a_2 \cdot b_2 \cdot c_2 \cdot d_2}{a_1 \cdot b_1 \cdot c_1 \cdot d_1} \right)^{1/4} \left(\frac{a_3 \cdot b_3 \cdot c_3 \cdot d_3}{a_2 \cdot b_2 \cdot c_2 \cdot d_2} \right)^{1/4} \left(\frac{b_4 \cdot c_4 \cdot d_4}{b_3 \cdot c_3 \cdot d_3} \right)^{1/3}$$

Stikprøven kan over tiden have varierende størrelse, afhængig af forholdet mellem nye og udgåede varer. I de øvrige metoder er der forudsat uændret stikprøvestørrelse, således at når en vare forsvinder, erstattes den af en ny. Metoden forudsætter, at markedet er konkurrencepræget og kræver et stort antal observation for at give et retvisende prisindeks.²

6) Korrektion for mængdeændringer

For en række varer indsamles priser for en enhed af varen, men hvor mængden kan variere fra måned til måned. Mængdeændringer er mest almindelige indenfor fødevarer. Fx indsamles priser på salathoveder, agurker og en almindelig pakke hakket oksekød, men størrelsen heraf varierer fra måned til måned. For at tage højde herfor omregnes priserne til en fast mængdeenhed, fx et kg salat eller et kg hakket oksekød.

7) Ekspertvurderinger

Respondent, producent, prisindsamler eller personale på Danmarks Statistik vurderer ud fra produktkendskab hvor stor en andel af en given prisændring, der kan henføres til kvalitetsændringer. Metoden anvendes kun i enkelte tilfælde.

Valg af metode

De indirekte metoder er baseret på forskellige antagelser om prisdannelsen på markedet. Valget af metode foretages derfor under hensyn til hvilken type produkter der er tale om og hvordan prisdannelsen foregår. Metodernes hensigtsmæssighed er således afhængig af, i hvilket omfang de forskellige antagelser er opfyldte. Fordelene ved disse metoder er imidlertid at de er gennemskuelige og lette at dokumentere.

¹ Hvis den gennemsnitlige prisudvikling anvendes til at estimere prisudviklingen for den manglende indberetning, giver det til og med måneden, hvor prisen mangler, samme resultat som hvis prisen udelades. For den følgende måned kan de to metoder imidlertid give forskellige resultater. Hvis prisen har været udeladt, vil den implicit indgå i næste månedlige indeks med en stigning svarende til den gennemsnitlige stigning. Hvis prisen i stedet har været estimeret, vil der være en ændring fra den estimerede værdi til den indberettede værdi, som kan afvige fra den gennemsnitlige prisændring.

² Metoden er nærmere beskrevet i Aizcorbe (2000) og i ILO (2004).

Ekspertvurderinger er ikke på samme måde afhængige af antagelser om hvordan prisdannelsen foregår. Ulempen ved ekspertvurderinger er, at de i deres natur er subjektive. Imidlertid indebærer de indirekte metoder også skøn, da det i det enkelte tilfælde skal afgøres hvorvidt fx en prisstigning på en ny udgave fortrinsvis skyldes en kvalitetsændring eller om der er tale om en reel prisstigning, der skal medtages i indekset.

9.2.2 Behandling af helt nye varer eller tjenester

<i>Varianter af eksisterende produkter</i>	De nævnte metoder til kvalitetskorrektioner anvendes hvor der er tale om nye varianter eller modeller af eksisterende produkter, men hvor en sammenligning stadig giver mening.
<i>Radikalt nye produkter</i>	For radikalt nye produkter er det derimod ikke muligt eller meningsfuldt at foretage sammenligninger med tidligere produkter. Fx er det ikke muligt at korrigere prisforskellen mellem et traditionelt kamera og et digitalt kamera for kvalitetsforskellen, fordi de to produkter har forskellige funktioner og kan dække forskellige behov, som det i praksis ikke er muligt at sætte en pris på. Et andet eksempel kan være ny medicin, som giver bedre resultater eller erstatter kirurgiske indgreb.
<i>Kædning</i>	I praksis kædes radikalt nye produkter derfor ind i indeksberegningen, således at medtagningen ikke i sig selv påvirker indekset. Prisudviklingen for det nye produkt vil først indgå i indeksberegningen, når der foreligger priser herfor to måneder i træk.

Der er ikke nogen klar grænse mellem, hvornår der er tale om varianter af et eksisterende produkt og hvornår der kan tales om et helt nyt produkt; det er i sidste ende et spørgsmål som må afgøres i hvert enkelt tilfælde. Som tommelfingerregel går man ud fra, at der er tale om samme produkt, hvis en ny variant opfylder samme behov og har nogenlunde samme funktionalitet som den udgåede variant. Helt nye produkter vil derimod kunne tilfredsstille kendte behov på nye måder eller opfylde behov, som det ikke tidligere har været muligt at dække. Nye produkter medtages i et eksisterende basisindeks eller ved at der oprettes et nyt basisindeks.

9.3 Sæsonvarer

Et andet problem med hensyn til at holde varekurven konstant opstår i forbindelse med såkaldte sæsonvarer. Med sæsonvarer menes varer eller tjenester der ikke er på markedet hele året. Det er derfor heller ikke muligt at følge prisudviklingen fra måned til måned for de samme varer året rundt. Der kan fx ikke indsamles priser året rundt på frisk frugt, nye danske kartofler, badetøj eller vinterjakker.

Forbrugerprisindekset opgøres på grundlag af årlige vægte og viser således prisændringen fra måned til måned for en fast årlig varekurv. Da der for sæsonvarer ikke kan indsamles priser hele året, er det derfor nødvendigt at estimere en pris for de perioder, hvor sæsonvarerne ikke findes på markedet.¹ Problemet kan løses på to måder.

<i>Manglende priser estimeres</i>	Den første mulighed er at antage, at hvis sæsonvaren havde været på markedet, ville prisen have udviklet sig på samme måde som priserne for tilsvarende produkter, der findes på markedet. Når sæsonvaren forsvinder fra markedet videreføres den derfor med prisudviklingen for sammenlignelige varer der findes på markedet. Når varen igen kommer på markedet sammenlignes prisen herfor med den senest estimerede pris.
-----------------------------------	---

¹ Problemet med sæsonvarer kan principielt også løses ved at anvende variable (fx månedlige) vægte. Ved anvendelse af månedlige vægte tildeles varer, som er ude af sæson, en vægt på nul og indgår således ikke i indeksberegningen. Fordele ved metoden er, at der ikke skal estimeres en kunstig pris for varer, som ikke findes på markedet. Ulempen er, at det bliver vanskeligt at tolke ændringen fra måned til måned, fordi varekurven ikke holdes konstant. Indekset kan således i princippet ændre sig mellem to måneder på grund af en ændring i vægtgrundlaget, selvom alle priser er uændrede.

Et oplagt eksempel er basisindekset for jakker, som dækker over både sommer- og vintermodeller, der kun findes en del af året. Når vinterjakker udgår af handlen videreføres priserne herfor med prisudviklingen for sommerjakker, og omvendt. Det kan også tolkes således, at så længe vinterjakken er på markedet, har den hele vægten, mens vægten resten af året tillægges sommerjakker.

*Manglende priser
fremføres uændret*

Den anden mulighed er at fremføre den senest observerede pris uændret, indtil varen vender tilbage på markedet i den efterfølgende sæson. Så længe prisen holdes uændret, vil det trække indekset mod 100 (uændret). I perioder med generelt store prisstigninger kan det derfor fra måned til måned give indtryk af for små prisstigninger. Er der tale om en periode med relativt stabile priser, vil den kortsigtede misvisning være mere begrænset. For årsstigningen vil det derimod ikke have større betydning, forudsat sæsonmønstret er konstant.

*Udeladelse af
sæsonvarer*

Hvis en sæsonvare har en meget begrænset vægt og måske kun findes på markedet en eller to måneder om året, kan den eneste praktiske løsning være helt at udelade varen af indekset. I forbrugerprisindekset gælder det fx friske jordbær. Vægten for friske jordbær er medtaget i basisindekset for ferskner og pærer på dåse mv., hvor der også indgår andre bærfrugter mv. Det svarer derfor til at antage, at prisudviklingen for jordbær svarer til den gennemsnitlige prisudvikling for de varer i basisindekset, der indsamles priser for.

9.3.1 Beklædning

Inden for beklædning forekommer der ofte sæsonvarer, og samtidig er der ofte store prisudsving i forbindelse med udsalg. Den typiske sæsonvare indenfor beklædning går således ud af markedet til en udsalgspris, der ligger noget under varens introduktionspris.

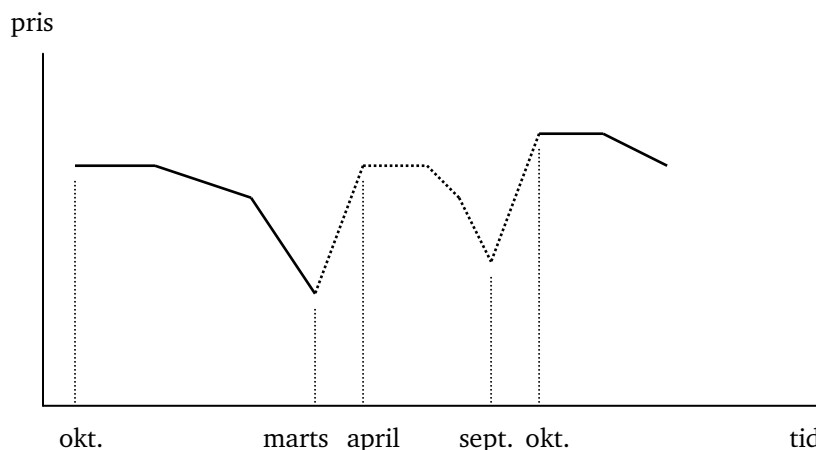
For at løse problemerne med sæsonvarer og store prisudsving samles sæsonvarianter af den samme vare – fx sommerjakker og vinterjakker – i samme basisindeks, som typisk også vil indeholde varianter, som sælges hele året. Det betyder, at der kan indsamles priser for basisindekset hele året. Varespecifikationen skal desuden være så præcis, at det er rimeligt at antage uændret kvalitet fra sæson til sæson. Herefter går man frem i følgende trin¹:

- I første måned efter en sæsonvare er udgået medtages varens introduktionspris, således at ændringen fra den sidst observerede pris til introduktionsprisen medtages i indeksberegningen.
- Når der igen indberettes en pris for varen registreres den på normal vis, og der beregnes en korrigeret pris for måneden før som introduktionsprisen ganget med udviklingen i basisindekset i den mellemliggende periode.
- Ændringen fra den korrigerede pris til den nye introduktionspris indregnes i indekset.

Basisindekset for jakker dækker fx både vinter- og sommerjakker og jakker som findes i handlen hele året. Hvis der indberettes priser for en vinterjakke sidste gang i marts måned, medtages forskellen mellem den sidst indberettede pris og introduktionsprisen i beregningen af det månedlige indeks for marts til april. Herefter udelades vinterjakken af beregningen, svarende til at antage, at prisen ville have udviklet sig som gennemsnittet af de priser, der indberettes. Når vinterjakken den følgende sæson kommer på markedet, fx i oktober måned, sammenlignes oktoberprisen med prisen i september, beregnet ved at fremskrive den opregnede introduktionspris i april med udviklingen i basisindekset fra april til september.

¹ Metoden er nærmere beskrevet i Armknecht og Maitland-Smith (2001).

Figur 2 Vinterjakke udgår efter marts og kommer igen i oktober



Ved at anvende introduktionsprisen til opregning når varen forsvinder fra markedet bringes indekset tilbage til det "normale" niveau. Stigningen fra marts til april svarer dog ikke til nogen faktisk observeret prisstigning. Hvis den sidst observerede pris, som typisk vil være en udsalgspris, i stedet fremskrives med udviklingen i basisindekset, vil det imidlertid resultere i en endnu større stigning, når varen igen kommer på markedet.

Hvis kvalitetsforskellen mellem den gamle og nye sæsonvare vurderes at være så stor, at de to varer ikke kan sammenlignes, kædes den nye vare ind i indekset.

I forbindelse med udskiftning af forretninger i stikprøven opstår det problem, at der ikke foreligger priser for forrige sæson for de nye forretninger. Når der første gang optræder sæsonvarer estimeres derfor en korrigeret pris for foregående måned. Prisen estimeres ved at tilbageføre introduktionsprisen med basisindekset til samme måned sidste år og herefter fremføre denne pris med udviklingen i basisindeks fra den typiske måned, hvor varen forlod markedet, til den foregående måned.

9.3.2 Friske grøntsager og frugt

De fleste grøntsager eller frugter, der indsamles priser på, findes på markedet hele året. I en del af året kan der være tale om danske produkter, mens der resten af året er tale om importerede frugter eller grøntsager. Ved beregningen af prisindekset ses der bort herfra, dvs. at importerede og dansk producerede varer sammenlignes uden korrektioner.

Kartofler Kartoffler behandles dog på samme måde som sæsonvarer for beklædning, idet der skelnes mellem henholdsvis nye danske kartofler, danske kartofler og udenlandske kartofler. Når de forskellige typer udgår af markedet, foretages en opregning til introduktionsprisen og når de igen kommer på markedet indregnes de i indekset med ændringen fra den fremskrevne pris for forrige måned til den nye introduktionspris.

Friske jordbær mv. Friske danske jordbær og andre typer af friske frugter eller grøntsager, som kun findes på markedet en til to måneder om året, er som hovedregel udeladt af indekset i den forstand at der ikke indsamles priser for de pågældende produkter. Vægten er imidlertid medtaget under andre grupper af frugter eller grøntsager.

9.3.3 Charterrejser

Indekset for charterrejser opgøres på grundlag af priser indsamlet fra internettet fra de største udbydere af charterrejser. Charterrejser opdeles i vinterrejser (oktober til marts) og sommerrejser (april til september). Inden for samme sæson følges priserne på udvalgte destinationer og de månedlige ændringer indregnes i indekset. Efter sæsonen videreføres den sidst observerede pris uændret, og når fx sommerrejser igen kommer på markedet sammenlignes den nye pris med den fremførte uændrede pris fra afslutningen af sidste sommersæson.

Videreførelse af uændrede sæsonpriser dæmper udsvingene i det månedlige indeks, hvorfor stigningen fra fx juni til juli ikke ukritisk kan ses som et udtryk for prisforskellen på sommerrejser mellem de pågældende måneder. Den reelle prisændring på sommerrejser alene vil være større.

9.4 Udsalgspriser og rabatter

<i>Udsalg og tilbud</i>	Prisindekset skal så vidt muligt måle udviklingen i de priser forbrugerne faktisk betaler. Udsalgs- og tilbudspriser medtages derfor i indeksberegningen på samme måde som "normale" priser.
<i>Rabatter</i>	Der tages så vidt muligt højde for almindelige og kendte rabatter, som uden særlige betingelser kan opnås af den almindelige forbruger. Derimod tages der ikke hensyn til individuelle rabatter, der fx ydes ved forhandling om prisen, eller rabatter, der kun ydes til særlige grupper af forbrugere, fx kunder i stormagasiner eller supermarkeder, der opnår rabat som følge af medlemskab af en kontokortsordning eller indkøbsforening.

9.5 Andre særlige varer og tjenester

<i>Husleje for lejeboliger</i>	Indekset for husleje er baseret på den årlige huslejeundersøgelse, der bygger på en repræsentativ stikprøve af ca. 4.000 lejligheder fordelt over hele landet. I forbrugerprisindekset anvendes den gennemsnitlige udvikling i bruttohuslejen for udlejningsboliger (leje-og andelsboliger). I modsætning til andre varer og tjenester er det således ikke den faktiske forbrugerpris, der indgår i indeksberegningen, men bruttoprisen, dvs. egenbetaling plus eventuel boligstøtte. I nettoprisindekset anvendes udviklingen i nettohuslejen (egenbetalingen). Boligtilskud er således fratrukket den husleje, der benyttes ved beregning af nettoprisindekset.
<i>Husleje for ejerbolig</i>	Køb af ejerboliger betragtes som en investering og indgår derfor ikke i forbrugerprisindekset. Derimod dækkes det <i>faktiske forbrug</i> af ejerboliger ved anvendelse af <i>rental equivalence</i> metoden. For ejerboliger antages, at boligudgifterne følger udviklingen i den gennemsnitlige husleje for udlejningsboliger. Huslejeposten opdateres kun én gang om året – i indekset for februar – på grundlag af den årlige udvikling i huslejerne frem til januar for udlejningsboliger. Vægten for ejerboliger opgøres på grundlag af huslejen for tilsvarende lejeboliger. I forbrugerprisindekset reguleres indekset for ejerboliger med den årlige udvikling i <i>bruttohuslejen</i> for udlejningsboliger. I nettoprisindekset reguleres indekset for ejerboliger med den årlige udvikling i nettohuslejen for udlejningsboliger.
<i>Personbiler</i>	Vægten for personbiler omfatter husholdningernes køb af både nye og brugte biler. Fra og med 2016 indsamles der priser på både nye og brugte biler. Før blev det implicit antaget, at prisudviklingen for brugte biler fulgte prisudviklingen på nye biler. Vægten er baseret på oplysninger fra forbrugsundersøgelsen og nationalregnskabet for det samlede bilkøb, som herefter er fordelt på bilmærker på grundlag af oplysning-

ger fra Danmarks Statistiks bilstatistik. Der korrigeres for kvalitetskorrektioner ved hjælp af metoderne 1) – 4) og i enkelte tilfælde 7) som beskrevet i afsnit 9.2.1, idet det i det enkelte tilfælde vurderes hvilken metode, der giver det mest retvisende resultat.

- Medicin** For tilskudspligtig og anden medicin anvendes det af Lægemiddelstyrelsen opgjorte prisindeks, der opgøres på grundlag af indberetninger fra landets apotekere. Indekset er baseret på priser for såkaldte *definerede døgndoser* (DDD), hvorved man søger at tage højde for kvalitetsændringer og ændringer i pakningsstørrelser mv. I forbrugerprisindekset indgår egenbetalingen. I nettoprisindeks anvendes forbrugernes egenbetaling plus tilskud. Fra og med maj 2020 indsamles priser på håndkøbsmedicin fra flere af de danske supermarkeds kæder via stregkodedata.
- Pc'er** Prisindekset for Pc'er og printere er baseret på månedlig indhentning af et stort antal priser via internet. Der anvendes månedlig stikprøveopdatering og kædning. Indekset bygger på priser for stationære og bærbare pc'er og printere.
- Kulturtilbud mv.** For forlystelsesparker, tivoli, sommerlande mv., der kun er åbne en del af året, videreføres priserne uændret uden for sæsonen. For zoologiske haver og dyreparker kan der for de fleste enheder indsamles priser hele året eller det meste af året. Uden for sæsonen estimeres priserne med den gennemsnitlige prisudvikling for de enheder hvorfra der er indberettet priser. For teatre videreføres priserne uændret uden for sæsonen. For sportsskampe dækkes turneringskampe i fodbold, håndbold og ishockey, hvor priserne udenfor sæson videreføres uændret. Enkeltstående sportsskampe, koncerter eller forestillinger medtages ikke i indeksberegningen.
- Bøger** For bøger følges prisudviklingen for de mest solgte bøger – blandt andet følges priserne på bøger på udvalgte top-10-liste.
- Daginstitutioner** Indekset for daginstitutioner er baseret på oplysninger om takster for børnepasning for dagpleje, vuggestuer, børnehaver, aldersintegrerede institutioner, fritidshjem og skolefritidsordninger, der opgøres af Danmarks Statistik på grundlag af indberetninger fra landets tyve største kommuner.
- Forsikring** Indekset for forsikringer er baseret på indberetninger fra de største forsikringsselskaber for et repræsentativt udsnit af forsikringsydelser. Vægtene opgøres netto, det vil sige som husholdningernes udgifter til forsikringspræmier fratrukket selskabernes udbetalinger til husholdningerne, mens udviklingen i bruttopræmien prisen følger som et estimat for udviklingen i nettoprisen, dvs. husholdningernes betaling for de serviceydelser, forsikringsselskaberne yder.
- Finansielle tjenester** Indekset for finansielle tjenester består af to basisindeks *Gebyr til bank* og *Revisor og anden finansiell rådgivning*. Basisindekset *Gebyr til bank* er baseret på indberetninger fra de største pengeinstitutter for et repræsentativt udsnit af klassiske bankydelser (veksling af kontanter, netbank, betaling af regninger og lignende). I henhold til HICP-forordningen indgår ydelser i forbindelse med køb og ejerskab af bolig, deriblandt bidragssatser, samt pensionsordninger ikke. Basisindekset *Revisor og anden finansiell rådgivning* er baseret på priser fra revisionskontorer for opgaver jævnt fordelt basisindeksets titel. Indekset *finansielle tjenester* opgøres kvartalsvist.

10. Usikkerhed og fejlsøgning

Forbrugerprisindekset er baseret på en stikprøve af varer og tjenester og derfor behæftet med usikkerhed. Kapitlet indledes derfor med en gennemgang af de væsentligste kilder til usikkerhed og skævhed (bias). Herefter beskrives hvordan de indsamlede prisoplysninger undersøges for fejl.

10.1 Statistisk usikkerhed

Den statistiske usikkerhed kan opdeles i stikprøveusikkerhed og andre kilder til usikkerhed. Stikprøveusikkerheden knytter sig direkte til stikprøven af varer og tjenester, mens andre kilder til usikkerhed vedrører observations- og svarfejl og registreringsfejl.

10.1.1 Stikprøveusikkerhed

Stikprøven af varer og tjenester

Stikprøven af varer og tjenester er ikke baseret på en klassisk stikprøve, hvor sandsynligheden for udtagning svarer til hver enkelt vares eller tjenestes relative betydning. Der kan derfor heller ikke opgøres et enkelt mål for usikkerheden på det samlede prisindeks.

Usikkerhed i vægtgrundlaget

Usikkerhed i vægtgrundlaget påvirker også usikkerheden i prisindekset. Basisindeksvægtene er opgjort ved at kombinere oplysninger fra forbrugsundersøgelsen og nationalregnskabet og anses som forholdsvis sikre. De detaljerede prismsvægte, som anvendes for forretninger eller varegrupper, er typisk behæftet med en større usikkerhed, især for varer eller tjenester med lille omsætning.

Vægtgrundlaget vurderes dog som forholdsvis sikkert og eventuelle fejl skønnes ikke at have indflydelse af betydning for det samlede forbrugerprisindeks. Det er alene i det omfang, prisudviklingen for en bestemt gruppe varer eller tjenester afviger fra den gennemsnitlige prisudvikling, at fejl i vægtgrundlaget vil påvirke indekset. Jo mere ensartet prisudviklingen er på tværs af basisindeksene, jo mindre betydning har vægtgrundlaget; hvis fx alle basisindeks steg med samme procentsats, ville vægtgrundlaget være helt uden betydning.

10.1.2 Andre kilder til usikkerhed

Andre kilder til statistisk usikkerhed skyldes observationsfejl, svarfejl og registreringsfejl.

Observationsfejl

Det kan forekomme, at stikprøven kommer til at indeholde elementer som ikke tilhører populationen. Fx kan vægte for forretningers markedsandele indeholde salg til virksomheder, vægte for visse produkter kan indeholde produkter solgt til virksomheder, eller der kan indberettes priser for varer, der (typisk) sælges til erhvervsdrivende. Omvendt kan det ske, at elementer i populationen ikke optræder i stikprøven. Der kan fx være tale om, at der ikke indsamles priser fra visse typer forretninger, fx markeder, postordresalg eller internethandel, og vægten for produkter solgt fra disse forretninger kan være undervurderet.

Svarfejl

Der kan opstå svarfejl, hvis en respondent eller prisindsamler opgiver en forkert pris. Dette vil i reglen skyldes misforståelser, hvor der fx tages fejl af hvilke varer der skal indberettes priser for. Det kan også forekomme, at en respondent eller prisindsamler opgiver en forkert pris eller prisen på en vare som kun sælges i ubetydeligt omfang. Non-respons forekommer, hvor en forretning undlader at indsende prisskema eller hvor prisskemaet kun er delvist udfyldt. I disse tilfælde forsøger Danmarks Statistik så

vidt muligt at indhente de manglende oplysninger. Det kan også ske at skemaet modtages for sent til at indgå i indeksberegningen.

Registreringsfejl Endelig kan der forekomme fejl i forbindelse med registreringen af priserne i Danmarks Statistik. Der undersøges imidlertid maskinelt for registreringsfejl, som ikke skønnes at udgøre nogen kilde til væsentlige eller systematiske fejl.

Bortfald Ved bortfald forstås priser, som skulle have været med i indeksberegningen, men som af den ene eller anden grund ikke kommer med. Bortfaldet i den månedlige stikprøve af priser er som hovedregel meget beskedent, under 0,5 pct., og skønnes ikke at påvirke det samlede prisindeks.

10.2 Årsager til skævhed i forbrugerprisindekset

Ved skævhed, eller bias, forstås at det opgjorte indeks afviger systematisk fra det, som indekset har til formål at måle. Skævhed er med andre ord forskellen mellem det, som indekset ideelt set skal måle, og det indekset faktisk måler. Det er fx ikke uden betydning, om indekset først og fremmest er et inflationsmål eller et mål for udviklingen i leveomkostningerne.

I forbindelse med forbrugerprisindeks kan der tales om skævhed som følge af flere årsager:

- Substitution mellem varer (formelskævhed)
- Substitution mellem forretninger
- Substitution mellem basisaggregater
- Kvalitetsændringer
- Nye varer og tjenester

Skævhed som følge af substitution mellem varer (formelskævhed)

Med skævhed som følge af substitution mellem varer menes at forbrugerne indenfor det enkelte basisindeks typisk vil substituere fra varer med relativt store prisstigninger, til varer hvis priser relativt er faldet. Hvis basisindekset beregnes som et Carli eller Dutot indeks vil det overvurdere prisstigningernes betydning for husholdningerne. Denne potentielle skævhed er mindre hvis basisindekset beregnes som et Jevons indeks, da der her er taget højde for en hvis substitution. Jævnlig opdatering af stikprøven mindsker den potentielle bias som følge af forbrugernes substitution mellem varer og forretninger.

Skævhed som følge af substitution mellem forretninger

Skævhed som følge af substitution mellem forretninger opstår når forbrugerne skifter fra forretninger med høje priser til forretninger med lavere priser. Når der medtages en ny forretning i stikprøven får det først betydning for indekset, når der er indhentet priser fra forretningen i to måneder. Medtagning af fx discountbutikker vil således ikke i sig selv påvirke indekset, selvom det betyder, at husholdningerne i gennemsnit kan købe visse varer billigere. Det får kun betydning indirekte, hvis det medfører at forretninger, som allerede er på markedet, sænker deres priser. Hvis en del af prisforskellen skyldes en kvalitetsforskel (fx ringere service og længere ventetid ved kassen), kan der desuden argumenteres for, at (hele) prisforskellen heller ikke bør medtages i indekset.

Skævhed som følge af substitution mellem basisaggregater

Skævhed som følge af substitution mellem basisaggregater svarer i princippet til formelskævhed, men på et mere aggregeret niveau. De aggregerede prisindeks beregnes ved at sammenveje basisindeksene med et sæt af faste udgiftsvægte. Hvis husholdningerne substituerer fra basisaggregater med relative prisstigninger til basisaggregater med relative prisfald vil indekset derfor overvurdere prisstigningernes betydning for husholdningerne, der typisk ikke holder en fast varekurv. For et inflationsindeks kan der ikke på helt samme måde tales om substitutionsbias, da varekurven her netop bør holdes konstant.

På den anden side giver det ikke mening at holde vægtgrundlaget konstant over lange perioder. Med tiden vil det blive mere og mere misvisende i forhold til forbrugets faktiske sammensætning og indekset vil blive skævt. Vægtgrundlaget bør derfor opdateres med jævne mellemrum således at det holdes repræsentativt i forhold til udviklingen i forbrugets sammensætning.

Skævhed som følge af kvalitetsændringer

Der opstår skævhed som følge af kvalitetsændringer hvis prisændringer, som helt eller delvist skyldes kvalitetsændringer, indregnes i prisindekset. Der bør derfor så vidt muligt korrigeres for værdien af kvalitetsændringer. Generelt gælder, at hvis værdien af kvalitetsforbedringer undervurderes eller helt ignoreres vil det medføre, at prisindekset over tid overvurderer den reelle prisstigning. Det betyder blandt andet, at hvis tidsserier i løbende priser deflateres med et indeks, der overvurderer prisudviklingen, undervurderes de reale vækstrater.

I Boskin (1996) estimeres en bias opad på den årlige vækstrate i det amerikanske forbrugerprisindeks på 0,6 pct. point som følge af manglende hensyntagen til kvalitetsforbedringer.¹ Forskellige internationale studier fra 1993 og frem peger på en bias opad på 0,2 – 0,5 pct. point i forhold til den årlige vækstrate på grund af manglende korrektion for kvalitetsforbedringer (Statistics New Zealand (1997)).

Skævhed som følge af fremkomst af nye varer

Stikprøven af varer og priser opdateres løbende, men af praktiske grunde ofte med en vis tidsforskydning. Det betyder, at nye produkter ofte ikke indgår i beregningen af indekset i deres første levetid, og ikke før der foreligger priser for to på hinanden følgende måneder. I begyndelsen af et produkts levetid er det desuden ofte ikke muligt at få information om omsætningen. Som for formelskævhed gælder også her, at jævnlig opdatering af stikprøven mindsker den potentielle skævhed.

10.3 Fejlsøgning

Formålet med fejlsøgningsproceduren er at identificere og rette fejl i de indsamlede prisoplysninger. Fejlsøgningen foretages hver måned i følgende trin:

- A. Manuel fejlsøgning af indkomne prisoplysninger
- B. Kontrol for konsistens og logiske fejl
- C. Statistisk fejlsøgning
- D. Fejlsøgning af aggregerede prisindeks

A. Manuel fejlsøgning af indkomne prisoplysninger

Online-blanketter tjekkes

Når online-blanketterne modtages foretages en gennemgang med henblik på at finde åbenlyse fejl og mangler, fx manglende udfyldelse af blanketterne, Eventuelt kontaktes respondenter for en nærmere forklaring.

B. Kontrol for konsistens og logiske fejl

Konsistenskontrol

Der foretages en række maskinelle kontroller af oplysninger vedrørende respondenter og indberetningshyppighed mv. Dernæst foretages følgende kontroller:

- Alle varer og tjenester undersøges for prismatch (dvs. at der er en pris både i forrige og aktuelle periode)
- Alle priser undersøges for decimalfejl
- Alle respondenter undersøges for, om der har været mindst én prisændring i de sidste 12 måneder ("inlier"-test)
- Vægte undersøges for sumrestriktioner

¹ Estimatet dækker både bias i forbindelse med manglende hensyntagen til kvalitetsændringer og bias i forbindelse med introduktion af nye produkter på markedet.

Observationer på fejllister for disse kontroller undersøges ved hjælp af indberetningsskema eller ved telefonisk kontakt til respondenter.

C. Statistisk fejlsøgning

<i>HB-metoden</i>	For alle produktgrupper med fem eller flere prisændringer identificeres ekstremer ved hjælp af Hidioglou-Berthelot metoden (HB-metoden). Her vurderes prisændringen for hver enkelt vare i forhold til et acceptinterval beregnet på grundlag af medianprisændringen for alle varer i samme produktgruppe.
<i>Fast testgrænse ved få observationer</i>	For alle produktgrupper med mindre end fem prisændringer identificeres ekstremer som procentvis prisændringer større end 10 pct. Af hensyn til styrken af den statistiske test anvendes HB-metoden ikke, hvor der er færre end fem observationer.
<i>Ekstremer tjekkes efter indflydelse</i>	De fundne ekstremers effekt på de månedlige basisindeks beregnes, og der dannes en fejltabel hvor ekstremerne listes efter størrelsen af denne effekt. Alle ekstremer, der medfører en ændring på 1 % eller derover i det månedlige basisindeks undersøges ved tjek af indberetningsskema eller ved kontakt til respondenter.

D. Fejlsøgning af aggregerede prisindeks

<i>Forbruger- og nettoprisindeks sammenlignes</i>	Prisindeksene beregnes på grundlag af det fejlsøgte og rettede datasæt. Efter beregningen tjekkes delindeks manuelt for usædvanlige ændringer og der foretages et maskinelt tjek af, om basisindeks i forbruger- og nettoprisindekset har udviklet sig i samme retning.
<i>Sammenligning med andre kilder</i>	Der foretages desuden validering ud fra eksterne kilder. Fx tjekkes observerede priser for benzin, diesel og fyringsolie med tal fra andre kilder. Derudover vurderes prisændringer ud fra kendskab til sæsonbestemte prisudsving mv.

10.3.1 Statistisk fejlsøgning

Den statistiske fejlsøgning er baseret på en metode udviklet af Hidioglou & Berthelot (1986). Metoden anvendes kun for de varer og tjenester, hvor der er en prisændring fra forrige til aktuel måned. Varer, hvor prisen er uændret fra forrige til aktuel måned, indgår ikke i undersøgelsen. Desuden anvendes metoden kun for produktgrupper hvor der er mindst fem prisændringer, da den er mindre stærk med færre observationer.

- 1. trin* Første trin består i at der dannes prisrelativer for alle varer og tjenester, hvor der er en prisændring fra forrige til aktuel måned:

$$r_i = \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i}.$$

- 2. trin* For hver produktgruppe findes medianværdien r_m af de prisrelativer der indgår i gruppen. Medianen er den midterste værdi i en ordnet talrække. Hvis talrækken består af et lige antal observationer, er medianen gennemsnittet af de to midterste observationer. Medianværdien påvirkes i modsætning til middelværdien for samme talrække ikke af ekstreme værdier.

3. *trin* For at sikre at eventuelle ekstremer identificeres med samme sandsynlighed i begge ender af fordelingen, foretages for hver produktgruppe en transformation af de individuelle prisrelativer:

$$s_i = \begin{cases} 1 - \frac{r_M}{r_i} & \text{for } 0 < r_i < r_M \Rightarrow s_i < 0 \\ \frac{r_i}{r_M} - 1 & \text{for } r_i \geq r_M \Rightarrow s_i \geq 0 \end{cases}$$

4. *trin* Variablen s_i er niveauafhængig. For at muliggøre at prisniveauet kan spille en rolle i fejlsøgningen foretages en transformation til en ny variabel, E :

$$E_i = s_i \cdot \left(\max \{p_i^{t-1}, p_i^t\} \right)^U, \quad 0 \leq U \leq 1$$

E_i beregnes som s_i ganget med den største af forrige og aktuelle måneds pris opløftet i potensen U . U bestemmer i hvilken grad, prisniveauet (den største af priserne) har indflydelse på det acceptinterval, der skal dannes, fx om en ændring fra 10 til 11 kr. skal behandles på samme måde som en ændring fra 100 til 110 kr. Jo større U , jo større indflydelse har prisniveauet. Hvis $U = 0$ har prisniveauet ingen betydning.

5. *trin* For hver produktgruppe findes medianen, E_M , og første og tredje kvartil, henholdsvis E_{Q1} og E_{Q3} , af E_i 'erne. Idet A er en konstant defineres så følgende

$$d_{Q1} = \text{Max} \{E_M - E_{Q1}, |AE_M|\}$$

$$d_{Q3} = \text{Max} \{E_{Q3} - E_M, |AE_M|\}$$

Størrelsen $|A \cdot E_M|$ anvendes til at sikre en minimumsbredde på acceptintervallet. Vælges en lav værdi for A øges sandsynligheden for, at det er $(E_M - E_{Q1})$ eller $(E_{Q3} - E_M)$, der kommer til at bestemme d_{Q1} og d_{Q3} . Sættes A fx til 0,05, vil $|A \cdot E_M|$ være ganske lille, og der kræves derfor kun en relativ lille spredning i fordelingen af E_i 'erne for at det er $(E_M - E_{Q1})$ eller $(E_{Q3} - E_M)$, der bestemmer d_{Q1} og d_{Q3} . Hvis spredningen i E_i 'erne bliver meget lille, vil det være $|A \cdot E_M|$, der bestemmer d_{Q1} og d_{Q3} .

6. *trin* Det endelige acceptinterval defineres herefter som

$$\text{Acceptinterval} = \{E_M - C \cdot d_{Q1}; E_M + C \cdot d_{Q3}\}$$

Hvor $(E_M - C \cdot d_{Q1})$ er den nedre grænse i intervallet og $(E_M + C \cdot d_{Q3})$ den øvre grænse. Konstanten C kan i princippet sættes vilkårligt; jo større C , jo bredere bliver acceptintervallet, og jo færre ekstremer og potentielle fejl vil blive identificeret. Der benyttes i 2004 følgende parameterværdier: $U = 0,4$, $A = 0,05$ og $C = 5$.

Selvom HB-metoden identificerer en prisændring som ekstrem, er der ikke nødvendigvis tale om en fejl. Ekstremer defineres som prisændringer, der ligger udenfor det beregnede acceptinterval. Ekstremer kan derfor være store prisstigninger eller prisfald, men også små prisændringer, hvis der generelt er tale om stigende eller faldende priser.

11. Historik

11.1 Detailpristallet

Detailpristallet Detailpristallet blev med mindre ændringer opgjort fra 1914 til 1963. Vægtgrundlaget var baseret på fordelingen af forbruget i lønmodtagerhusholdningerne og de priser, der indgik i indekset, var de faktiske forbrugerpriser. Frem til 1926 blev indekset opgjort halvårligt, og fra 1927 til 1963 kvartalsvist. Den historiske baggrund for opgørelse af detailpristallet hænger sammen med de voldsomme prisstigninger i forbindelse med 1. verdenskrig. Det var med til at skabe et behov for et officielt inflationsmål, og Statistisk Departement fik derfor til opgave at beregne et pristal.

Før 1914 blev der ikke opgjort dækkende eller sammenhængende serier for udviklingen i forbrugerpriserne. Der er dog med anvendelse af forskellige kilder opgjort prisindeks for fødevarer, beklædning, bolig, brændsel og belysning og skatter mv. tilbage til 1872. På dette grundlag er detailpristallet blevet ført tilbage til 1872 (Nationaløkonomisk Tidsskrift (1926)).

Detailpristallet inkluderede de direkte skatter. Skatterne gik primært til finansiering af typiske offentlige ydelser som undervisning, sundhed, retsbeskyttelse mv. Det var således naturligt at opfatte direkte skatter på samme måde som udgifter til øvrige varer og tjenester, og de blev derfor medtaget i pristallet. Detailpristallet blev i vid udstrækning anvendt ved lønregulering på såvel det offentlige som private arbejdsmarked.

11.2 Det lønregulerende pristal

Det lønregulerende pristal Det lønregulerende pristal blev opgjort fra 1951 til 1963. Indekset blev opgjort kvartalsvist med samme dækning af varer og tjenester som detailpristallet, men med fradrag for en række afgiftsforhøjelser for især alkohol og tobak. Afgiftsforhøjelser på disse varer slog derfor ikke igennem i form af stigninger i lønninger, der blev reguleret med det lønregulerende pristal.

11.3 Reguleringspristallet og månedsprisindekset

I løbet af 1950'erne og 1960'erne blev skatterne i stigende omfang anvendt som led i finans- og fordelingspolitikken. Det blev derfor også stadig vanskeligere at se de direkte skatter alene som betaling for offentlige ydelser og skatteændringer som udtryk for prisændringer på disse ydelser. Indregningen af de direkte skatter havde desuden u hensigtsmæssige effekter. Som eksempel kan nævnes, at invalide- og folkepensionister mistede en reguleringsportion som følge af nedsættelsen af de direkte skatter i foråret 1963, selvom ingen af disse grupper fik gavn af skattenedsættelsen. Samtidig voksede behovet for et prisindeks opgjort eksklusivt såvel direkte som indirekte skatter for at kunne føre en mere effektiv finans- og konjunkturpolitik via skatteændringer.

Reguleringspristallet Ved lov blev Danmarks Statistik i 1963 derfor pålagt at beregne og offentliggøre et kvartalsvist reguleringspristal eksklusivt direkte skatter og med fradrag af indirekte skatter og afgifter og tillæg af offentlige tilskud til almindelig nedsættelse af priserne. Vægtgrundlaget for reguleringspristallet var, som i detailpristallet, opgjort efter forbrugets sammensætning i den gennemsnitlige lønmodtagerhusstand. Reguleringspristallet blev opgjort fra 1963 til 1990.

Månedsprisindekset Der var imidlertid også behov for mere hyppig statistik. Ved lov blev det derfor i 1967 bestemt, at Danmarks Statistik skulle opgøre et månedsprisindeks, baseret på samme pris- og vægtgrundlag som reguleringspristallet, men i modsætning til dette opgjort

månedligt. Reguleringspristallet blev herefter beregnet som gennemsnittet af tre måneders månedsprisindeks.

Brændstof og energi udeladt Efter januar 1980 og frem til juli 1990 blev brændselsstoffer og energi ved lov udeladt af reguleringspristallet og månedsprisindekset. Hensigten hermed var at dæmpe de automatiske lønreguleringer, der blandt andet som følge af de store prisstigninger på olie og benzin havde nået et betydeligt niveau. Reguleringspristallet og månedsprisindekset blev anvendt som grundlag for dyrtidsreguleringen for både det private og offentlige arbejdsmarked fra 1963 og frem til 1983, hvor ordningen blev suspenderet. En række pensioner og sociale ydelser mv. blev dog fortsat op gennem 1980'erne reguleret med reguleringspristallet.

Reguleringspristallet og månedsprisindekset blev opgjort til og med juli 1990. Opgørelsen af de to indeks ophørte som følge af, at alle reguleringsordninger efter reguleringspristallet og månedsprisindekset var blevet afskaffet eller ændret til andet reguleringsgrundlag.

11.4 Forbrugerprisindekset

Forbrugerprisindekset Det nuværende forbrugerprisindeks er offentliggjort fra 1965 og frem. De første to år kvartalsvist, og siden januar 1967 månedligt. Indekset opgøres på grundlag af de faktiske forbrugerpriser, dvs. de priser forbrugerne betaler. Vægtgrundlaget har fra 1965 og frem været baseret på fordelingen af det private konsum for samtlige husholdninger. Det var en udvidelse i forhold til de øvrige pristal hvor alene forbruget i lønmodtagerhusholdningerne indgik i vægtgrundlaget.

Forbrugerprisindekset er ført tilbage til 1914 med udviklingen i detailpristallet eksklusive direkte skatter, og tilbage til 1872 ved hjælp af estimerede tal baseret på andre kilder.

Ændringer i 2000 Med virkning fra januar 2000 blev der gennemført en række grundlæggende ændringer i opgørelsen af forbrugerprisindekset:

- Basisindeks, som indtil december 1999 blev beregnet på grundlag af aritmetiske gennemsnit af priser eller prisændringer, bliver fra januar 2000 beregnet på grundlag af geometriske gennemsnitspriser.
- Der blev indført detaljerede vægte for fordelingen af husholdningernes forbrug på forretninger og varer indenfor visse basisindeks.
- Sæsonkorrektionen for fødevarer med sæsonbestemte prisbevægelser (frugt, grøntsager og fisk) ophørte.

Derudover blev dækningen af varer og tjenester udvidet til også at omfatte forsikringsydelser, charterrejser, kantiner og visse gebyrer (pas, kørekort mv.).

Ændringer i 2001 I januar 2001 blev indeksreferenceåret ændret fra 1980 til 2000, og samtidig blev forbruget opdelt efter den internationale klassifikation for opdeling af det private forbrug (COICOP), som på enkelte områder afviger fra den tidligere anvendte. For at sikre sammenlignelige 12 måneders ændringer er forbrugerprisindekset for 2000 genberegnet og offentliggjort med den nye forbrugsopdeling og med 2000 som indeksreference.

Ændringer i 2016 I januar 2016 blev indeksreferenceåret ændret fra 2000 til 2015. Stregkodedata for hovedgrupperne 1 og 2 for udvalgte supermarkeder blev taget i brug.

Ændringer i 2020 I maj 2020 blev stregkodedata for udvalgte supermarkeder taget i brug til at dække dele af forbruget i hovedgrupperne 4, 5, 6, 9, 11 og 12.

11.5 Nettoprisindekset

Nettoprisindekset Nettoprisindekset er blevet opgjort fra 1975 og frem. Det blev første gang offentliggjort i februar 1980, men med værdier tilbage til 1975. Indekset var en videreførelse af månedsprisindekset før februar 1980 og inkluderede således posterne for brændsel og energi. Det var et hovedmotiv bag indførelsen af nettoprisindekset, at der i skattepolitikken skulle lægges større vægt på beskatning af forbruget, uden at dette udløste kompensation til grupper i befolkningen med en dyrtidsordning.

Loven om nettoprisindekset I 1990 blev beregningen af nettoprisindekset lovfæstet af hensyn til anvendelsen af indekset til reguleringer i henhold til realrenteafgiftsloven og loven om indeksregulerede realkreditlån (Økonomiministeriets bekendtgørelse nr. 529 af 10. juli 1990 af lov om beregning af et nettoprisindeks). Med virkning fra 1. januar 1999 blev loven ændret på enkelte punkter (Økonomiministeriets bekendtgørelse nr. 76 af 3. februar 1999 af lov om beregning af et nettoprisindeks). De væsentligste ændringer er, at indsamlingsperioden ikke længere direkte er fastsat i loven, men fastsættes af Danmarks Statistik, og at der for varer med sæsonbestemt prisudsving ikke længere skal anvendes sæsonkorrigerede priser.

Frem til 1991 blev nettoprisindekset opgjort på grundlag af forbrugets sammensætning i lønmodtagerhusholdningerne. Fra 1991 har vægtgrundlaget været fordelingen af det private konsum for alle private husholdninger. Fra 1991 og frem er det således alene det anvendte prisbegreb, der adskiller netto- og forbrugerprisindekset.

I 2000 og 2001 blev der gennemført samme ændringer vedrørende beregningsmetoder mv. som i forbrugerprisindekset.

Nettoprisindekset kan føres tilbage til 1967 med udviklingen i månedsprisindekset, da de to indeks er baseret på samme dækning af varer og tjenester og samme prisbegreb.

BILAG 1. Lov om beregning af et nettoprisindeks

Økonomiministeriets lovbekendtgørelse nr. 76 af 3. februar 1999

Bekendtgørelse af lov om beregning af et nettoprisindeks

Herved bekendtgøres lov om beregning af et nettoprisindeks, jf. lovbekendtgørelse nr. 529 af 10. juli 1990, med de ændringer, der følger af § 15 i lov nr. 1056 af 23. december 1998.

§ 1. På grundlag af oplysninger om detailpriser på varer og tjenesteydelser og om boligudgifter beregner Danmarks Statistik et prisindeks betegnet nettoprisindekset.

§ 2. Der indhentes hver måned oplysninger om detailpriser for et udvalg af varer og tjenester i en periode fastsat af Danmarks Statistik.

Stk. 2. De fornødne oplysninger om detailpriser på varer og tjenester tilvejebringes ved henvendelse til handlende m.v. Henvendelsen til handlende m.v. sker enten skriftligt eller ved personlig henvendelse til den handlende m.v. af en person bemyndiget hertil af Danmarks Statistik.

§ 3. I de priser, der indgår i nettoprisindekset, foretager Danmarks Statistik så vidt muligt fradrag for de skatter (herunder afgifter), som i henhold til den på det pågældende tidspunkt gældende lovgivning erlægges ved fremstilling, salg eller brug her i landet af de pågældende varer og tjenesteydelser. Såfremt skatten erlægges på grundlag af værdien ved salg fra fremstillings-, indførsels- eller mellemhandelsvirksomheder, kan fradraget ansættes i detailprisen efter de regler, der ifølge den pågældende lov eller i henhold til denne finder anvendelse ved beregningen af skatten, hvor skatten erlægges af en virksomhed, der sælger direkte til forbruger.

Stk. 2. Såfremt der af det offentlige ydes tilskud til en almindelig nedsættelse af prisen på en vare eller tjenesteydelse, der indgår i nettoprisindekset, og tilskud ydes eller kan beregnes med et beløb pr. enhed af varen, tillægges dette beløb ved prisberegningen.

§ 4. Boligudgifter indregnes i nettoprisindekset på grundlag af oplysninger indhentet fra et udvalg af lejere og/eller ejere af boliger.

§ 5. Enhver, der i henhold til bestemmelserne i § 2, stk. 2, afkræves oplysninger om detailpriser for varer m.v., er pligtig at afgive disse oplysninger. I tilfælde, hvor oplysninger begæres afgivet skriftligt, skal dette ske inden den af Danmarks Statistik fastsatte tidsfrist.

Stk. 2. Den, der undlader rettidigt at meddele de oplysninger, der omtales i stk. 1, eller forsætligt eller ved grov uagtsomhed afgiver urigtige oplysninger, straffes med bøde.

Stk. 3. Er overtrædelsen begået af et aktieselskab, andelsselskab eller lignende, kan der pålægges selskabet som sådant bødeansvar.

§ 6. Beregningen af nettoprisindekset skal være tilendebragt senest med udgangen af den efterfølgende måned.

Stk. 2. Nettoprisindekset offentliggøres med een decimal.

§ 7. Denne lov træder i kraft den 1. april 1963.

Stk. 2. (Overgangsbestemmelser, udeladt).

§ 8. Denne lov gælder ikke for Færøerne og Grønland.

Lov nr. 1056 af 23. december 1998, der har ændret §§ 1, 2 og 5, indeholder følgende ikrafttrædelsesbestemmelse:

§ 16

Stk. 1. Loven træder i kraft den 1. januar 1999.

Stk. 2-3. (Udelades).

Økonomiministeriet, den 3. februar 1999

Marianne Jelved

/Søren Brodersen

BILAG 2. Faktor til kvalitetskorrektioner

Antag at vare A erstattes af vare B i periode t . Vare B kan så inkluderes i indekset ved at beregne en korrigeret, hypotetisk, pris for B for forrige periode, $t-1$:

$$(1) \quad p_{t-1}^B = k \cdot p_{t-1}^A$$

k er en kvalitetskorrektionsfaktor som angiver kvaliteten af A i forhold til kvaliteten af B.

Hele prisændringen medtages (uændret kvalitet)

$$(2) \quad k = 1 \Rightarrow p_{t-1}^B = p_{t-1}^A$$

Prisændringen sættes lig kvalitetsændringen

$$(3) \quad k = \frac{p_t^B}{p_{t-1}^A} \Rightarrow p_{t-1}^B = p_t^B$$

Overlappende priser

$$(4) \quad k = \frac{p_{t-1}^B}{p_{t-1}^A}$$

Imputering

$$(5) \quad k = \frac{p_t^B}{p_{t-1}^A \cdot I_{t-1:t}^i} \Rightarrow p_{t-1}^B = \frac{p_t^B}{I_{t-1:t}^i},$$

hvor I^i angiver det månedlige indeks der anvendes til imputering.

Korrektion for mængdeændringer

$$(6) \quad k = \frac{q^B}{q^A} \Rightarrow p_{t-1}^B = \frac{q^B}{q^A} \cdot p_{t-1}^A$$

hvor q^A og q^B er mængden for henholdsvis A og B.

Ekspertvurdering

$$(7) \quad k = \frac{p_t^B}{p_t^B - [(1-c)(p_t^B - p_{t-1}^A)]},$$

hvor c angiver den andel af prisændringen, som antages at være en ren prisændring, mens $(1-c)$ er den andel, der skyldes kvalitetsændringen. (2) og (3) kan ses som specialtilfælde af (7).

Litteraturliste

- Aizcorbe, A., C. Corrado & M. Doms (2000): *Constructing price and quantity indexes for high technology goods*. Industrial Output Section, Division of Research and Statistics. Federal Reserve Board, Washington D.C.
- Armknrecht, P.A og F. Maitland-Smith (2001): *Imputation of Missing Price observations*. IMF Statistics Department, Lecture Notes for Price Statistics Course, June 2001, Singapore Regional Training Institute.
- Boskin, M.J. m.fl. (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*. Washington, DC.
- Dalén, J. (1991): *Computing elementary aggregates in the Swedish consumer price index*. Journal of Official Statistics, 8, 129-147.
- Danmarks Statistik (2004): *Nationalregnskabsstatistik 2002*.
- Diewert, W.E & A. Nakamura (1993): *Essays in Index Number Theory, volume 1*.
- Eurostat (2001): *Compendium of HICP Reference Documents*. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Haan, J. de (1999): *Empirical Studies on Consumer Price Index Construction*. Holland.
- Hidiroglou, M. A. & Berthelot, J.-M (1986): *Statistical editing and Imputation for Periodic Business Surveys*. Survey Methodology, 1986, Vol. 12, No. 1. Statistics Canada.
- ILO (2004): *Consumer Price Index Manual. Theory and Practice*. ILO, Geneve. En elektronisk udgave af publikationen er tilgængelig på ILOs hjemmeside, <http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/guides/cpi/index.htm>
- Nationaløkonomisk Tidsskrift (1926): Nr. LXIV, København.
- Office for National Statistics (1998): *The Retail Prices Index. Technical Manual*. London.
- Statens offentliga utredningar, Justitiedepartementet (1999): *Betänkande av Utredningen om översyn av konsumentprisindex*. Stockholm.
- Statistics New Zealand (1997): *Managing Measurement limitations in the Consumers Price Index*. New Zealand.
- Sørensen, C. (2002): *Økonomisk Samfundsbeskrivelse. Pris- og mængdeindex*. Systime.
- Turvey, R. (1989): *Consumer Price Indices. An ILO Manual*. ILO, Geneve.

Oversigt over anvendte indeksformler

Månedlige basisindeks

$$I_{t-1:t} = \prod \left(\frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} \right)^{1/n}$$

$I_{t-1:t}$: Basisindeks fra måned $t-1$ til måned t

p_{t-1}^i, p_t^i : Priser i henholdsvis måned $t-1$ og måned t

Kædede basisindeks

$$I_{0:t} = I_{0:t-1} \cdot I_{t-1:t}$$

$I_{0:t}$: Basisindeks fra 0 til t

Aggregerede prisindeks

$$I_{0:t} = \sum w_b^j \cdot I_{0:t}^j, \sum w_b^j = 1$$

$I_{0:t}$: Aggregeret prisindeks fra 0 til t

$I_{0:t}^j$: Basisindeks fra 0 til t

w_b^j : Budgetandele, baseret på forbruget i år b

Kædede prisindeks

$$I_{0:t} = I_{0:k} \cdot \sum w_c^j \cdot I_{k:t}^j, \sum w_c^j = 1$$

$I_{0:t}$: Kædet prisindeks fra 0 til t

$I_{0:k}$: Aggregeret prisindeks fra 0 til k

$I_{k:t}^j$: Basisindeks fra k til t

w_c^j : Budgetandele, baseret på forbruget i år c