Indexcijfers

08

Heymerik van der Grient, Jan de Haan

Statistische Methoden (08007)

Centraal Bureau voor de Statistiek

Den Haag/Heerlen, 2008

Verklaring van tekens

.	= gegevens ontbreken
*	= voorlopig cijfer
x	= geheim
–	= nihil
–	= (indien voorkomend tussen twee getallen) tot en met
0 (0,0)	= het getal is kleiner dan de helft van de gekozen eenheid
niets (blank)	= een cijfer kan op logische gronden niet voorkomen
2005–2006	= 2005 tot en met 2006
2005/2006	= het gemiddelde over de jaren 2005 tot en met 2006
2005/'06	= oogstjaar, boekjaar, schooljaar enz., beginnend in 2005 en eindigend in 2006
2003/'04–2005/'06	= oogstjaar, boekjaar enz., 2003/'04 tot en met 2005/'06

In geval van afronding kan het voorkomen dat het weergegeven totaal niet overeenstemt met de som van de getallen.

Colofon

Uitgever
Centraal Bureau voor de Statistiek
Henri Faasdreef 312
2492 JP Den Haag

Prepress
Centraal Bureau voor de Statistiek - Facilitair bedrijf

Omslag
TelDesign, Rotterdam

Inlichtingen
Tel. (088) 570 70 70
Fax (070) 337 59 94
Via contactformulier: www.cbs.nl/infoservice

Bestellingen
E-mail: verkoop@cbs.nl
Fax (045) 570 62 68

Internet
www.cbs.nl

ISSN: 1876-0333

6016508007 X-37

Inhoudsopgave

1. Inleiding op het thema

1.1 Algemene beschrijving en leeswijzer

1.1.1 Beschrijving van het thema

Veel statistische uitkomsten gaan over veranderingen, vaak veranderingen in de tijd. Indexcijfers worden gebruikt om relatieve veranderingen weer te geven. Een indexcijfer dat de verandering van een grootheid op twee tijdstippen (perioden) vergelijkt, geeft dus informatie over de procentuele verandering en is dan ook dimensieloos. Indexcijfers worden op grote schaal gebruikt, vooral in de economische statistieken. Economische grootheden worden vaak in eerste instantie gemeten in waardebedragen. Bekende voorbeelden zijn (waardebedragen van) geproduceerde of aangekochte goederen en diensten. Waardebedragen veranderen echter in de loop van de tijd. Deze veranderingen kunnen zowel veroorzaakt zijn door hoeveelheidsveranderingen als door prijsveranderingen. Meestal zal de waardeverandering het gevolg zijn van een combinatie van beide. De kunst is nu het indexcijfer dat de waardeontwikkeling weergeeft te splitsen in een indexcijfer dat een maat is voor de hoeveelheidsverandering en een indexcijfer voor de prijsverandering.

Een voor de hand liggende eis bij deze decompositie is dan ook dat het product van de prijsindex en de hoeveelheidsindex gelijk is aan de waarde-index. Onder deze eis is het voldoende alleen de prijsindex of de hoeveelheidsindex te berekenen. Het rechtstreeks waarnemen van hoeveelheidsontwikkelingen blijkt om diverse redenen bijzonder lastig. Bovendien fluctueren prijzen vaak minder sterk dan hoeveelheden, zodat bij prijsmeting volstaan kan worden met een relatief kleine steekproef. In de praktijk wordt de hoeveelheidsindex daarom vaak afgeleid als het quotiënt van de waarde-index en de prijsindex. Dit proces wordt *defleren* genoemd. Defleren is met name van belang in de Nationale rekeningen: gebruikers zijn vooral geïnteresseerd in hoeveelheidsveranderingen, die soms wel ‘reële’ veranderingen worden genoemd tegenover de ‘nominale’ veranderingen van de waarden. De Nationale rekeningen vormen het kader waarin nagenoeg alle economische transacties van ons land worden beschreven en de economische (basis)statistieken bijeen worden gebracht of geïntegreerd. Hier wordt ook de groei van het bruto binnenlands product bepaald, ofwel de economische groei. Het gaat daarbij om de ‘reële’ groei.

Indexcijfers beschrijven gewoonlijk een meerdimensionaal fenomeen. Zo vat de *Consumentenprijsindex* (CPI) de prijsontwikkelingen van een zeer groot aantal producten samen in één cijfer. Dat aggregeren komt in de praktijk neer op het rekenkundig of meetkundig middelen van de samenstellende ‘enkelvoudige’ indexcijfers. Er bestaan echter veel manieren om dat te doen en de keuze van een indexformule is dan ook geen triviale zaak. In deze methodenbeschrijving staan de indexformules beschreven die op dit moment bij het CBS worden toegepast. De nodige aandacht zal worden geschonken aan hun eigenschappen. Ook zal hier en daar ingegaan worden op nog niet door het CBS gebruikte methoden.

1.1.2 Problemen en oplossingen

Afgezien van de keuze van de wiskundige formule keert een aantal aspecten telkens terug bij het gebruik van meervoudige indexcijfers. Hoe moeten de gewichten van de samenstellende onderdelen worden bepaald en hoe vaak moeten ze worden aangepast? Wat te doen als op een heel laag niveau van aggregatie, dat wil zeggen voor de elementaire bouwstenen, geen gewichten beschikbaar zijn? En hoe moet worden omgegaan met, al dan niet tijdelijk, ontbrekende gegevens?

Deze (en tal van gerelateerde) vragen komen in de volgende hoofdstukken aan de orde. Hoofdstuk 2 behandelt formules van directe indexcijfers en hun belangrijkste eigenschappen. Met een directe index wordt een index bedoeld die rechtstreeks twee perioden vergelijkt zonder daarbij de eventuele tussenliggende perioden te betrekken. Soms is het wenselijk een tijdreeks voor de langere termijn te berekenen als het product van korte-termijn mutaties. We spreken dan van een kettingindex. Redenen om kettingindexcijfers te berekenen zijn vooral het verouderen van consumptiepatronen (bij de CPI) of de productiestructuur (bij de PPI, de *Producentenprijsindex*) en het op de markt verschijnen van nieuwe producten. Kettingindices worden in hoofdstuk 3 behandeld. De in hoofdstuk 2 en 3 beschreven methoden zijn alleen toepasbaar indien gewichten voorhanden zijn. Op gedetailleerd niveau ontbreken deze nogal eens. Hoofdstuk 4 gaat in op de belangrijkste indexformules voor dit elementaire niveau, waarbij de nadruk ligt op prijsindices. Hoofdstuk 5 gaat over de behandeling van *missing data*. Ontbreken gegevens tijdelijk, dan worden ze doorgaans geïmputeerd. Wanneer ze structureel ontbreken, bijvoorbeeld omdat een product van de markt verdwijnt, dan moet een andere oplossing worden gezocht. Hier komt het verschijnsel kwaliteitsverandering en de manier waarop hiervoor gecorrigeerd wordt aan de orde. In hoofdstuk 6 wordt dit aspect besproken. Hoofdstuk 7 gaat in op twee specifieke onderwerpen, namelijk de behandeling van seizoenproducten bij prijsindices en de berekening van de zogeheten ‘afgeleide’ CPI.

1.2 Afbakening en relatie met andere thema’s

Op het terrein van indexcijfers, en met name op dat van prijs- en hoeveelheidsindexcijfers, bestaat een omvangrijke theoretische en empirische literatuur. Het is onmogelijk, en voor dit themanummer ook niet nodig, op alle aspecten in te gaan. Op vier manieren wordt hier een beperking aangebracht. In de eerste plaats wordt (vrijwel) uitsluitend aandacht besteed aan methoden die nu bij de prijsstatistieken van het CBS en in de Nationale rekeningen toegepast worden. In de tweede plaats worden uitsluitend die methoden behandeld die veelvuldig worden gebruikt. Heel specifieke toepassingen van andere methoden zullen hooguit terloops worden genoemd. Ten derde worden de eigenschappen van indexcijfers vooral bekeken vanuit de zogeheten axiomatische benadering. Deze ‘theorie’ formuleert een aantal axioma’s waaraan indexcijfers bij voorkeur zouden moeten voldoen. Tot slot wordt aandacht besteed aan de economische benadering die van groot belang is voor de CPI en de PPI. Waar nodig wordt verwezen naar de relevante literatuur, waaronder internationale handboeken.

De imputaties voor tijdelijk ontbrekende data zijn, zeker bij prijsstatistieken, niet erg complex. Israëls, Pannekoek en Schulte Nordholt (2007) gaan nader in op imputatietechnieken. Prijsindexcijfers zijn doorgaans schattingen, gebaseerd op steekproeven. Steekproeftheorie in het algemeen wordt in een apart themanummer beschreven (te verschijnen). De structuur van enkele bekende indexformules komen we ook tegen bij standaardisatiemethoden, die elders worden beschreven. Integratietechnieken, die onder andere in de Nationale rekeningen worden toegepast, zijn te vinden in weer een ander themanummer (zie o.a. Bikker, Daalmans en Mushkudiani, 2007).

1.3 Plaats in het statistisch proces

Zoals eerder opgemerkt spelen prijsindexcijfers in het statistisch proces vooral een rol als deflatoren om hoeveelheidsveranderingen ('reële' veranderingen) af te leiden uit de veranderingen in (nominale) waardebedragen. In de Nationale rekeningen worden hiertoe onder andere partiële consumenten- en producentenprijsindexcijfers ingezet. Bij de detailhandelsstatistieken worden ook consumentenprijsindexcijfers gebruikt om hoeveelheidsindexcijfers voor diverse branches uit de detailhandel te berekenen.

Behalve voor deflering zijn prijsindices op zichzelf ook van belang. Het bekendste voorbeeld is wel de CPI, die de belangrijkste inflatie-indicator is. De CPI wordt ook gebruikt voor het aanpassen van contracten, zoals huurcontracten, van overdrachten (sociale verzekeringen, kinderbijslag) en van tarieven zoals belastingtarieven en is natuurlijk een belangrijk gegeven bij loononderhandelingen. De HICP (de Europees geharmoniseerde versie van de CPI) wordt door de Europese Centrale Bank gebruikt als indicator voor de prijsstabiliteit in de eurozone.

1.4 Definities

Onderstaande lijst bevat een aantal begrippen waaraan in dit themanummer vaak wordt gerefereerd.

Begrip	Omschrijving
CPI	Consumentenprijsindex
HICP	De Europees geharmoniseerde Consumentenprijsindex
PPI	Producentenprijsindex
DPI	Producentenprijsindex voor diensten
Aggregeren	Het al of niet gewogen middelen van indexcijfers van goederen of diensten tot een indexcijfer van het totaal (het aggregaat) van die goederen of diensten
Wegingsschema	Overzicht van de gewichten (relatieve waardebedragen) van de diverse productgroepen
Indexreferentieperiode	Periode waarin de index de waarde 100 heeft
Wegingsreferentieperiode	Periode waarop de gewichten (en daarmee de onderliggende hoeveelheden) betrekking hebben. Deze is meestal een jaar.
Prijsreferentieperiode	In een kettingindex: de periode waarmee de prijzen in de verslagperiode worden vergeleken
Berichtgever	Bedrijf, instelling of persoon waar prijzen worden waargenomen

1.5 Algemene notatie

p_i^t	prijs van product *i* in verslagperiode *t*
p_i^0	prijs van product *i* in prijsreferentieperiode (basisperiode) 0
q_i^t	hoeveelheid van product *i* in periode *t*
q_i^0	hoeveelheid van product *i* in periode 0
$v_i^t = p_i^t q_i^t$	waarde van product *i* in periode *t*
$v_i^0 = p_i^0 q_i^0$	waarde van product *i* in periode 0
$V_G^{t/0}$	waardeindex van productgroep *G* in periode *t* ten opzichte van referentieperiode 0
$P_{G,(.)}^{t/0}$	prijsindex volgens formule (.) van productgroep *G* in periode *t* ten opzichte van referentieperiode 0
$Q_{G,(.)}^{t/0}$	hoeveelheidsindex volgens formule (.) van productgroep *G* in periode *t* ten opzichte van referentieperiode 0
$P_{G,(.),ch}^{t/0}$	kettingindex (*chain index*) volgens formule (.) van productgroep *G* in periode *t* ten opzichte van referentieperiode 0
w_i^s	gewicht van product *i* in periode *s*
$\pi_i^{t,0}$	prijsindex van product *i* in periode *t* ten opzichte van referentieperiode 0

1.6 Eisen aan en eigenschappen van indexcijfers

In de indexliteratuur is sprake van een groot aantal indexformules, waarvan de belangrijkste in dit themanummer aan de orde zullen komen. Om de voor- en nadelen van al die formules te kunnen vaststellen en tegen elkaar te kunnen afwegen, zijn in de loop der jaren eisen of axioma’s opgesteld waaraan indexcijfers idealiter moeten voldoen. De axiomatische benadering van indexcijfers staat uitvoerig beschreven in de internationale CPI-manual (ILO e.a., 2004) en Balk (2008).

Een keuzeprobleem doet zich voor omdat geen enkele indexformule aan alle mogelijke eisen blijkt te voldoen. Bij het maken van een keuze moet daarom aan sommige eisen een groter belang worden toegekend dan aan andere. In onderstaand overzicht staan de belangrijkste eisen. In de volgende hoofdstukken zullen indexcijfers steeds tegen deze eisen worden beoordeeld. Bij de nummering van de eisen baseren we ons op Balk (2008)[1].

Vanuit de *axiomatische benadering* worden onder meer de volgende eisen aan prijsindexcijfers gesteld:

- A2. Eis van proportionaliteit (*proportionality test*)

[1] Balk (2008) maakt in de nummering onderscheid tussen axioma’s en andere eisen.

Dit axioma zegt dat een proportionele verandering van alle prijzen moet leiden tot diezelfde proportionele verandering van de index.

- A3. Eis van identiteit (*identity test*)

  Dit axioma vereist dat als de prijzen van alle producten in de verslagperiode t gelijk zijn aan de prijzen in de referentie- of basisperiode 0, de index gelijk moet zijn aan 1.

- A5. Eis van commensurabiliteit (*commensurability test*)

  Dit axioma eist dat de prijsindex niet mag veranderen wanneer de eenheid van het goed of de dienst waarvan de prijs wordt waargenomen, wijzigt. Hier is de homogeniteit van het product van doorslaggevend belang.

- T1. Eis van transitiviteit (*circularity test*)

  Deze eis stelt dat een directe prijsvergelijking tussen de perioden 0 en t tot dezelfde index moet leiden als een indirecte vergelijking (op basis van een kettingindex) via één of meer tussenliggende perioden τ ($0 < \tau < t$).

- T2. Eis van omkering van tijd (*time reversal test*)

  Deze eis stelt dat als de prijzen van de verslagperiode en die van de referentieperiode worden omgewisseld, de resulterende index gelijk dient te zijn aan de reciproke van de oorspronkelijke index. Deze eis volgt uit de eisen van identiteit en transitiviteit.

Vergelijkbare eisen kunnen aan hoeveelheidsindices worden gesteld.

Een andere eigenschap die men wel van prijs- en hoeveelheidsindices verlangt, is dat ze consistent in aggregatie zijn.

- T6. Consistentie in aggregatie (*consistency in aggregation*)

  Een indexformule is consistent in aggregatie als voor iedere enkelvoudige index een gewicht (of relatief belang) bestaat waarmee de totaalindex wordt berekend en waarbij de resulterende totaalindex onafhankelijk is van het aantal tussenniveaus waarvoor indices worden berekend.

2. Directe indices

2.1 Korte beschrijving

De relatieve verandering in het waardebedrag van productgroep *G* tussen de referentieperiode of basisperiode 0 en de verslagperiode *t* wordt gemeten met de waarde-index

$$V_G^{t/0} = \frac{\sum_{i \in G} v_i^t}{\sum_{i \in G} v_i^0} = \frac{\sum_{i \in G} p_i^t q_i^t}{\sum_{i \in G} p_i^0 q_i^0}, \tag{2.1.1}$$

waarin gesommeerd is over alle producten *i* die tot *G* behoren. Het (statistische) doel is – althans in stelsels als de Nationale rekeningen – deze waarde-index te schrijven als het product van een prijsindex en een hoeveelheidsindex:

$$V_G^{t/0} = P_{G(.)}^{t/0} \times Q_{G(.)}^{t/0}. \tag{2.1.2}$$

De vraag is welke typen indices, of anders gezegd: welke wiskundige formules, deze decompositie mogelijk maken. Daarbij zullen de samengestelde prijsindices $P_{G(.)}^{t/0}$ en $Q_{G(.)}^{t/0}$ op een of andere manier rekening moeten houden met het relatieve belang van de afzonderlijke producten. Zoals we in paragraaf 2.3 zullen zien, komt dat neer op het middelen van de enkelvoudige prijs- en hoeveelheidsindices van de producten *i*. Vaak spreekt men van gewogen indices, waarbij de gewichten gebaseerd zijn op de waardebedragen van de producten in de basisperiode en/of de verslagperiode.

Directe prijs- of hoeveelheidsindices vergelijken de waarden, prijzen of hoeveelheden die in bepaalde periode (een maand bijvoorbeeld) zijn waargenomen rechtstreeks met de waargenomen waarden, prijzen of hoeveelheden in een vaste periode in het verleden. Deze vaste periode wordt de referentie- of basisperiode genoemd en aangeduid met 0; de verslagperiode wordt meestal aangeduid met *t*. De prijs, of de geconsumeerde of geproduceerde hoeveelheid, in periode *t* van een specifiek, homogeen product (goed of dienst) kan rechtstreeks vergeleken worden met de prijs of hoeveelheid in periode 0. Dat leidt tot een *enkelvoudig indexcijfer*. Maar, anders dan de bijbehorende waardebedragen, mogen prijzen of hoeveelheden van heterogene producten niet zomaar bij elkaar worden opgeteld. Dit aggregatieprobleem vormt het wezen van de constructie van zogeheten *samengestelde indexcijfers*.

Naast directe (samengestelde) indices bestaan er ook kettingindices. Deze vergelijken niet de prijzen of hoeveelheden met die uit een vast basisjaar, maar met de prijzen of hoeveelheden in tussengelegen perioden, bijvoorbeeld met die van de voorgaande periode. Door de korte-termijn indexcijfers met elkaar te vermenigvuldigen ontstaat een lange-termijn reeks met een vaste indexreferentieperiode. Kettingindices worden in hoofdstuk 3 behandeld.

2.2 Toepasbaarheid

Directe prijs- en hoeveelheidsindices zijn vooral toepasbaar als het relatieve belang (het waardebedrag) van de afzonderlijke enkelvoudige indices weinig verandert in de tijd. Als het relatieve belang wel sterk verandert, en ook als er veel nieuwe en verdwijnende producten voorkomen, is het gebruik van een kettingindex aan te raden. De gewichten zijn gewoonlijk gebaseerd op waardebedragen van een jaar, ook al hebben de samengestelde indices, zoals de CPI, betrekking op verslagmaanden. In veel gevallen is een jaar een 'natuurlijke' keuze, met name omdat bestedingen een seizoenscomponent hebben. Onder bepaalde voorwaarden kan bij een kettingindex gekozen worden voor gewichten op kwartaal- of zelfs maandbasis (zie hoofdstuk 3).

2.3 Uitgebreide beschrijving

2.3.1 Rekenkundige indexcijfers: Laspeyres en Paasche

Van oudsher zijn de indexcijfers volgens de formules van Laspeyres en Paasche het meest bekend. De Laspeyres prijsindex is

$$P_{G,L}^{t/0} = \frac{\sum_{i \in G} p_i^t q_i^0}{\sum_{i \in G} p_i^0 q_i^0} = \sum_{i \in G} w_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right), \tag{2.3.1}$$

met $w_i^0 = p_i^0 q_i^0 / \sum_{i \in G} p_i^0 q_i^0$ het gewicht van de enkelvoudige prijsindex p_i^t / p_i^0 van product *i*, dat wil zeggen het waarde-aandeel in de basis- of referentieperiode 0 ($\sum_{i \in G} w_i^0 = 1$). De eerste schrijfwijze van (2.3.1) laat zien dat in de Laspeyres prijsindex de hoeveelheden uit de referentieperiode constant worden gehouden. Door de hoeveelheden uit de verslagperiode te kiezen onstaat de Paasche prijsindex:

$$P_{G,P}^{t/0} = \frac{\sum_{i \in G} p_i^t q_i^t}{\sum_{i \in G} p_i^0 q_i^t} = \left[\sum_{i \in G} w_i^t \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{-1} \right]^{-1}, \tag{2.3.2}$$

met $w_i^t = p_i^t q_i^t / \sum_{i \in G} p_i^t q_i^t$ het waarde-aandeel van product *i* in verslagperiode *t*. Uit de tweede schrijfwijze van (2.3.2) blijkt dat de Paasche prijsindex een harmonisch gemiddelde is van de enkelvoudige indices.

Merk op dat de Laspeyres en Paasche prijsindices beide varianten zijn van de meer algemene Lowe prijsindex

$$P_{G,Lo}^{t/0} = \frac{\sum_{i \in G} p_i^t q_i^s}{\sum_{i \in G} p_i^0 q_i^s} = \frac{\sum_{i \in G} (p_i^t / p_i^0)(p_i^0 / p_i^s) p_i^s q_i^s}{\sum_{i \in G} (p_i^0 / p_i^s) p_i^s q_i^s} = \sum_{i \in G} \tilde{w}_i^s \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right), \tag{2.3.3}$$

die uitgaat van vaste hoeveelheden q_i^s in een periode *s* die gewoonlijk vooraf gaat aan periode 0 ($s < 0$). De Lowe index wordt vaak aangeduid als een *fixed-basket* index, omdat hij de ontwikkeling beschrijft van een vast pakket (of 'mandje'). Uit de derde schrijfwijze blijkt dat de Lowe prijsindex te schrijven is als gewogen rekenkundig gemiddelde van de enkelvoudige prijsindices p_i^t / p_i^0. De bijbehorende $\tilde{w}_i^s$ gewichten zijn gedefinieerd als $\tilde{w}_i^s = (p_i^0 / p_i^s) w_i^s / \sum_{i \in G} (p_i^0 / p_i^s) w_i^s$, waarin $w_i^s = p_i^s q_i^s / \sum_{i \in G} p_i^s q_i^s$ het waarde-aandeel voorstelt van product in i in periode s. Er is nu dus een onderscheid tussen de hoeveelheids- of wegingsreferentieperiode s en de prijsreferentieperiode 0. Als, zoals gewoonlijk, $s < 0$ dan worden de $\tilde{w}_i^s$ aangeduid als *price-updated* gewichten.

Analoog aan (2.3.1) en (2.3.2) zijn de Laspeyres en Paasche hoeveelheidsindices:

$$Q_{G,L}^{t/0} = \frac{\sum_{i \in G} p_i^0 q_i^t}{\sum_{i \in G} p_i^0 q_i^0} = \sum_{i \in G} w_i^0 \left(\frac{q_i^t}{q_i^0} \right); \tag{2.3.4}$$

$$Q_{G,P}^{t/0} = \frac{\sum_{i \in G} p_i^t q_i^t}{\sum_{i \in G} p_i^t q_i^0} = \left[\sum_{i \in G} w_i^t \left(\frac{q_i^t}{q_i^0} \right)^{-1} \right]^{-1}. \tag{2.3.5}$$

Het valt eenvoudig in te zien dat zowel het product van de Laspeyres prijsindex en de Paasche hoeveelheidsindex als het het product van de Paasche prijsindex en de Laspeyres hoeveelheidsindex exact de waarde-index oplevert. Dat betekent dus dat decompositie (2.1.2) niet mogelijk is met Laspeyres prijs- en hoeveelheidsindices of Paasche prijs- en hoeveelheidsindices; het is een combinatie van beide die aan eis (2.1.2) voldoet.

In de praktijk kunnen Paasche indexcijfers alleen met terugwerkende kracht worden berekend, omdat waardebedragen van de verslagperiode normaliter pas geruime tijd na de verslagperiode beschikbaar komen. Statistische bureaus gebruiken daarom de Laspeyres formule (2.3.1) of de Lowe formule (2.3.3) bij het samenstellen van de meeste prijsindexcijfers. In veel landen wordt de Lowe formule toegepast. Het CBS doet dat tegenwoordig ook bij de CPI en HICP, zij het in een jaarlijkse kettingvariant. Zoals eerder gezegd is het gebruikelijk om de relatieve belangen w_i^0 te baseren op waardebedragen van een heel jaar om seizoenseffecten te vermijden. Het wegingsreferentiejaar gaat meestal één of meer jaren vooraf aan het verslagjaar.

2.3.2 Meetkundige indices: meetkundige Laspeyres en Paasche

De formules van Laspeyres en Paasche kunnen ook in een meetkundige variant (*ML* en *MP*) worden toegepast. Dit leidt tot de volgende prijs- en hoeveelheidsindices:

$$P_{G,ML}^{t/0} = \prod_{i \in G} \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{w_i^0}; \tag{2.3.6}$$

$$P_{G,MP}^{t/0} = \prod_{i \in G} \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{w_i^t}. \tag{2.3.7}$$

$$Q_{G,ML}^{t/0} = \prod_{i \in G} \left(\frac{q_i^t}{q_i^0} \right)^{w_i^0} ; \qquad (2.3.8)$$

$$Q_{G,MP}^{t/0} = \prod_{i \in G} \left(\frac{q_i^t}{q_i^0} \right)^{w_i^t} . \qquad (2.3.9)$$

Eén van de voordelen van rekenkundige indices boven meetkundige indices is hun eenvoudige interpretatie. Zo is de Laspeyres prijsindex, gegeven door (2.3.1), simpel op te vatten als de waardeverandering sinds de basisperiode van het pakket goederen en diensten uit die periode. Toch hebben meetkundige indices eigenschappen die ze aantrekkelijk maken. Zo komen in hoofdstuk 4 ongewogen meetkundige prijsindices aan de orde die, wanneer waardegegevens niet beschikbaar zijn, veelvuldig worden toegepast.

2.3.3 Fisher en Törnqvist indices

Indexcijfers beschrijven een verandering in de tijd door de situatie in verslagperiode t te vergelijken met die in de basis- of referentieperiode 0. Meestal veranderen de relatieve prijzen en hoeveelheden in de loop van de tijd en zullen de Laspeyres en Paasche indexcijfers van elkaar verschillen. Aangezien er geen natuurlijke ordening bestaat bij het vergelijken van twee perioden (de verslag- en basisperiode zijn even belangrijk), ligt een symmetrische behandeling van die twee formules voor de hand. Die wordt bereikt door het ongewogen meetkundig gemiddelde te nemen. Het meetkundig middelen van de (rekenkundige) Laspeyres index en de Paasche index leidt tot de Fisher (F) index. De Fisher prijs- en hoeveelheidsindices van productgroep G zijn derhalve

$$P_{G,F}^{t/0} = \left[P_{G,L}^{t/0} \times P_{G,P}^{t/0} \right]^{\frac{1}{2}} ; \qquad (2.3.10)$$

$$Q_{G,F}^{t/0} = \left[Q_{G,L}^{t/0} \times Q_{G,P}^{t/0} \right]^{\frac{1}{2}} . \qquad (2.3.11)$$

Het meetkundig middelen van de meetkundige Laspeyres en Paasche indices leidt tot de Törnqvist (T) index. De Törnqvist prijs- en hoeveelheidsindices van productgroep G zijn dus

$$P_{G,T}^{t/0} = \left[P_{G,ML}^{t/0} \times P_{G,MP}^{t/0} \right]^{\frac{1}{2}} = \prod_{i \in G} \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{\frac{w_i^0 + w_i^t}{2}} ; \qquad (2.3.12)$$

$$Q_{G,T}^{t/0} = \left[Q_{G,ML}^{t/0} \times O_{G,MP}^{t/0} \right]^{\frac{1}{2}} = \prod_{i \in G} \left(\frac{q_i^t}{q_i^0} \right)^{\frac{w_i^0 + w_i^t}{2}} . \qquad (2.3.13)$$

2.4 Voorbeeld

Als voorbeeld gebruiken we de Laspeyres prijsindex zoals die in het rechterlid van (2.3.1) is gegeven:

$$P_{G,L}^{t/0} = \sum_{i \in G} w_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right). \tag{2.4.1}$$

In tabel 1 staan voor een vijftal producten de enkelvoudige prijsindexcijfers p_0^t / p_i^0 van de maanden januari tot en met juni en de bijbehorende waarde-aandelen w_i^0 in de basis- of referentieperiode. Zoals gebruikelijk hebben de indexcijfers 100 (in plaats van 1) als indexreferentiewaarde.

De totaalindexcijfers kunnen worden berekend als gewogen gemiddelde van de vijf enkelvoudige indexcijfers. Voor *t*=april geldt:

$$P_L^{t/0} = 0{,}2 \times 108{,}75 + 0{,}25 \times 100 + 0{,}15 \times 104 + 0{,}1 \times 107{,}14 + 0{,}3 \times 100 = 103{,}06$$

De totaalindexcijfers kunnen ook als gewogen gemiddelde van de tussenaggregaten *G* (producten 1,2 en 3) en *H* (producten 4 en 5) worden berekend:

$$P_L^{t/0} = 0{,}6 \times 103{,}92 + 0{,}40 \times 101{,}79 = 103{,}06$$

Beide berekeningen leiden tot hetzelfde resultaat, want de formule van Laspeyres is consistent in aggregatie (zie paragraaf 2.5).

Tabel 1. Aggregatie van enkelvoudige prijsindexcijfers

Product	gewicht	jan	feb	mrt	apr	mei	jun
1	0,20	100,00	102,50	107,50	108,75	110,00	110,00
2	0,25	100,00	100,00	91,67	100,00	101,67	110,00
3	0,15	100,00	104,00	100,00	104,00	106,00	110,00
4	0,10	100,00	92,86	100,00	107,14	107,14	110,00
5	0,30	100,00	101,67	101,67	100,00	103,33	110,00
G (1,2 en 3)	0,60	100,00	101,83	99,03	103,92	105,53	110,00
H (4 en 5)	0,40	100,00	99,46	101,25	101,79	104,29	110,00
Totaal	1,00	100,00	100,89	99,92	103,06	105,03	110,00

2.5 Eigenschappen

In Schema 1 valt te lezen aan welke van de in paragraaf 1.6 genoemde eisen de vier bekendste formules uit paragraaf 2.3 voldoen; de meetkundige Laspeyres en Paasche laten we hier buiten beschouwing, omdat die in de praktijk een veel minder grote rol spelen, de Lowe index scoort gelijk aan de Laspeyres en Paasche indices en is daarom niet in het schema opgenomen.

Schema 1. Indicator of indexformules voldoen aan te stellen eisen

	Laspeyres	Paasche	Fisher	Törnqvist
A2. Eis van proportionaliteit	Ja	Ja	Ja	Ja
A3. Eis van identiteit	Ja	Ja	Ja	Ja
A5. Eis van commensurabiliteit	Ja	Ja	Ja	Ja
T1. Eis van transitiviteit	Nee	Nee	Nee	Nee
T2. Eis van omkering van tijd	Nee	Nee	Ja	Ja
T6. Consistentie in aggregatie	Ja	Ja	Nee	Ja

Geen enkele van de vier indexformules voldoet aan alle eisen. Wanneer indexcijfers worden gezien als zelfstandig eindproduct, en niet als deflator voor waardebedragen, dan zijn de eisen A2, A3 en A5 belangrijker dan de eisen T1 en T2. Alle vier de indexformules voldoen aan de eerste drie eisen (of axioma's). Eis T6 is vooral van belang in verband met de gebruiksvriendelijkheid en inzichtelijkheid voor gebruikers. De Fisher index voldoet hier niet aan, de andere drie indices wel.

Er zijn nog tal van andere eisen die men aan een indexformule kan stellen. Het blijkt dat de Fisher index aan de meeste eisen voldoet; deze indexformule komt dan ook vanuit de axiomatische indexcijferbenadering als beste uit de bus. Overigens hoeft het in de statistische praktijk niet altijd erg te zijn als aan bepaalde eisen niet wordt voldaan (zelfs niet aan de belangrijkste eisen). Het gaat er toch vooral om, als aan eisen niet wordt voldaan, hoe groot de afwijkingen zullen zijn. Kleine afwijkingen kunnen wel degelijk acceptabel zijn. De axiomatische benadering is dus een nuttige leidraad, maar hoeft niet in absolute zin gehanteerd te worden. Dat kan ook niet, want er bestaat geen indexformule die aan alle mogelijke eisen voldoet.

De Fisher prijsindex (2.3.10) behoort tot de klasse van *superlatieve* prijsindices. Dat geldt ook voor de Törnqvist prijsindex (2.3.12). Het gebruik ervan is te verdedigen op grond van de (micro-)economische indexcijfertheorie. Superlatieve prijsindices houden rekening met 'substitutiegedrag' van consumenten en producenten, dat wil zeggen met veranderingen in geconsumeerde of geproduceerde hoeveelheden die het gevolg zijn van relatieve prijsveranderingen (ILO e.a., 2004; IMF e.a., 2004).[2] Door de symmetrische behandeling van de (rekenkundige of meetkundige) Laspeyres en

[2] De economische indexcijfertheorie gaat ervan uit dat de CPI bedoeld is als *cost of living index*. Deze index meet de ontwikkeling van de kosten die een consument (minimaal) moet maken om een pakket goederen en diensten te consumeren dat hem een zeker (constant) nut oplevert. De *cost of living index* wordt daarom ook wel *constant utility price index* genoemd. Het is een theoretisch construct, omdat nut niet objectief te meten is. Er moeten dus veronderstellingen gemaakt worden omtrent het consumptiegedrag. Een bijkomend probleem is dat de consumptie (waar het eigenlijk om draait) in een bepaalde periode niet gelijk hoeft te zijn aan de aankopen. Dat geldt vooral bij duurzame goederen zoals auto's. In de CPI komen de aanschafkosten tot uitdrukking terwijl in *een cost of living index* de kosten van het gebruik daarvan een rol behoren te spelen.

Paasche indices spelen relatieve waardebedragen van zowel de basisperiode als de verslagperiode een rol in Fisher en Törnqvist indices. In empirische studies blijken Fisher and Törnqvist indexformules tot vrijwel dezelfde resultaten te leiden, in ieder geval als de prijs- en hoeveelheidsdata een 'glad' verloop vertonen.[3]

Het CBS maakt op dit moment geen gebruik van Fisher of Törnqvist indexformules. In het buitenland zijn daar wel voorbeelden van te vinden, zoals de Nationale rekeningen in de Verenigde Staten (Fisher formule) en de behandeling van scannerdata voor voeding in de Noorse CPI (Törnqvist formule).

[3] Naast de axiomatische benadering en de economische benadering van indexcijfers is er ook nog de stochastische benadering; zie hoofdstuk 16 in ILO (2004) en IMF (2004). Met behulp van eenvoudige regressiemodellen die met de (ongewogen of gewogen) kleinste kwadratenmethode of *maximum likelihood* technieken geschat worden uit de prijzen of hoeveelheden van de afzonderlijke producten, zijn samengestelde indexcijfers volgens de bekende formules af te leiden, inclusief de variantie ervan. Voor de statistische praktijk is deze benadering van ondergeschikt belang. Regressiemodellen spelen wel een belangrijke rol bij de constructie van prijsindexcijfers waar het gaat om het corrigeren voor kwaliteitsveranderingen met behulp van de hedonische methode (zie hoofdstuk 6).

3. Kettingindices

3.1 Korte beschrijving

In hoofdstuk 2 werd steeds uitgegaan van een vaste basis- of referentieperiode 0. De keuze voor een bepaald basisjaar is in zekere zin arbitrair, wat men onwenselijk zou kunnen vinden. Bij het gebruik van de Laspeyres formule (of algemener: de Lowe formule) zal het wegingsschema ook steeds verder in het verleden komen te liggen en doorgaans steeds minder representatief zijn. Het is daarom zonder twijfel zinvol de wegingsreferentieperiode regelmatig op te laten schuiven. Er worden dan korte-termijn reeksen met opeenvolgende wegingsreferentieperioden samengesteld. Door vermenigvuldiging worden deze gekoppeld, zodat een lange-termijn reeks ontstaat. De resulterende indices worden kettingindices (*chain indices*) genoemd. De belangrijkste vraag bij kettingindices is niet zozeer *of* ze moeten worden berekend, maar *hoe frequent* wegingsschema's dienen te worden aangepast. Het gebruik van kettingindices met jaarlijkse geactualiseerde gewichten wordt internationaal aanbevolen, in ieder geval voor de CPI en in de Nationale rekeningen, en meer en meer toegepast, onder andere in Nederland.

De algemene schrijfwijze van een kettingprijsindex is

$$P_{G,(.),ch}^{t/0} = \prod_{\tau=1}^{t} P_{G,(.)}^{\tau/\tau-1} = P_{G,(.)}^{t/t-1} \times P_{G,(.),ch}^{t-1/0} . \qquad (3.1.1)$$

De kettingprijsindex die verslagperiode t vergelijkt met de indexreferentieperiode 0 – die ver in het verleden kan liggen – wordt dus berekend als het product van indices tussen opeenvolgende perioden τ en $\tau - 1$. De (periode-op-periode) korte-termijn indices kunnen in principe met iedere gewenste formule worden berekend. Omdat in de praktijk nog geen waardebedragen voor de verslagperiode bekend zijn, wordt voor de korte-termijn indices meestal de formule van Laspeyres toegepast. Alleen in bijzondere situaties, zoals wanneer scannerdata beschikbaar zijn, zijn ook formules mogelijk waarin gewichten uit de verslagperiode gebruikt worden. Overigens zijn daar ook nadelen aan verbonden.

3.2 Toepasbaarheid

Het gebruik van een kettingindex is vooral zinvol indien zich (snelle) wijzigingen voordoen in de relatieve hoeveelheden (bij een prijsindex) of in de relatieve prijzen (bij een hoeveelheidsindex). Denk bij de CPI bijvoorbeeld aan veranderingen in de aangeschafte hoeveelheden als gevolg van veranderingen in relatieve prijzen, en ook in inkomens en voorkeuren. Toepassing van een kettingindex is op een laag niveau van aggregatie van de goederen en diensten vaak relevanter dan op een hoog niveau. Dat geldt zeker voor de CPI. Het relatieve belang tussen de aankopen aan voeding en duurzame goederen wijzigt zich minder snel dan de relatieve belangen van de afzonderlijke producten binnen die categorieën.

Het gebruik van een kettingindex heeft ook andere voordelen. Het vereenvoudigt niet alleen in technische zin de behandeling van nieuwe en verdwijnende producten (inclusief nieuwe en verdwijnende variëteiten van bestaande producten, dus van het uitvoeren van kwaliteitscorrecties in een prijsindex; zie hoofdstuk 6), maar zorgt er ook voor dat nieuwe producten tijdig opgenomen (kunnen) worden. Daarnaast biedt het kettingprincipe met de bijbehorende 'basisverlegging' de mogelijkheid de steekproef van bedrijven waar prijzen worden waargenomen aan te passen. Dit laatste is bijvoorbeeld bij de PPI en de prijsindex van zakelijke diensten (DPI) reden geweest de directe Laspeyres prijsindex te schrijven als een kettingindex. In paragraaf 3.3 komen we hierop terug.

Het kettingindexprincipe verkleint vaak het verschil ('*spread'*) tussen de Laspeyres en Paasche indices. Een ketting-Laspeyres prijsindex ligt dan ook meestal dichter in de buurt van een superlatieve index zoals de Fisher of de Törnqvist dan zijn directe tegenhanger. Statistische bureaus hebben nogal eens op de verwachte vermindering van de *substitution bias* gewezen bij de invoering van een jaarlijkse basisverlegging van hun CPI.

3.3 Uitgebreide beschrijving

3.3.1 Principe van een kettingindex

Het uitgangspunt in de algemene formule voor een kettingindex (3.1.1) is dat de verslagperioden en de korte-termijn prijs- of wegingsreferentieperioden τ even lang zijn. Het kunnen jaren zijn, en dan spreken we van een jaarlijkse kettingindex, maar ook kwartalen of zelfs maanden. In de Nationale (jaar-)rekeningen worden kettingindexcijfers op jaarbasis toegepast. De jaar-op-jaar prijsindexcijfers worden met de formule van Paasche berekend, de jaar-op-jaar hoeveelheidsindexcijfers met de formule van Laspeyres.[4]

Bij de prijsstatistieken is de verslagperiode meestal een maand, soms een kwartaal. De prijs- of wegingsreferentieperiode is vrijwel altijd een jaar. Ondanks het verschil in lengte van deze perioden is het toch mogelijk kettingindexcijfers te berekenen. Wel is de constructie iets gecompliceerder dan in de eenvoudige algemene formule (3.1.1). Er moet een koppelmaand of -kwartaal worden gebruikt en er ontstaat een verschil tussen de prijs-en wegingsreferentieperiode (vergelijkbaar met het verschil in de Lowe index (2.3.3)). In de volgende paragraaf wordt voor de CPI, PPI en DPI uiteengezet hoe de kettingindex in de praktijk wordt berekend.

---

[4] Strikt genomen klopt dit niet helemaal. De jaar-op-jaar prijsindexcijfers zijn in veel gevallen 'verpaaschte' indexcijfers, waarbij partiële indexcijfers uit de PPI of CPI (die op basis van de Lowe of Laspeyres formule worden samengesteld) geaggregeerd worden volgens de Paasche formule – voor het samenstellen van jaarcijfers zijn op dit aggregatieniveau meestal wel ruwe schattingen van de gewichten in de verslagperiode bekend. Merk op dat hierdoor de aggregatie-consistentie (test T6 uit paragraaf 1.6) verloren gaat.

3.3.2 Varianten van kettingindexcijfers

CPI

Tot 2007 was het bij de CPI gebruikelijk eens in de vijf jaar het wegingsschema te herzien. Om aan gebruikerswensen voor langlopende tijdreeksen tegemoet te komen werden de totaalindexcijfers in een zekere maand aan elkaar ‘gekettingd’, waardoor in feite een vijfjaarlijkse kettingindex werd geconstrueerd. Sinds 2007 is de CPI een kettingindex waarbij het wegingsschema jaarlijks wordt herzien.

Aan de basis van de berekening staan korte-termijn indexcijfers in verslagmaand *m* van jaar *j* van de steekproefelementen *i* (artikelen of representanten) met het voorafgaande jaar als index- en wegingsreferentiejaar, weergegeven met $\pi_i^{j,m/j-1}$. Deze indexcijfers worden ook wel elementaire indexcijfers genoemd; zie ook hoofdstuk 4. De prijsindex voor productgroep *G* wordt berekend met de Laspeyres formule:

$$P_{G,L}^{j,m/j-1} = \sum_{i \in G} w_i^{j-1} \pi_i^{j,m/j-1}, \tag{3.3.1}$$

ervan uitgaande dat de gewichten w_i^{j-1} bekend zijn.

Van (3.3.1) wordt de mutatie berekend ten opzichte van december van jaar *j*-1:

$$P_{G,L}^{j,m/j-1,12} = \frac{P_{G,L}^{j,m/j-1}}{P_{G,L}^{j-1,12/j-1}} = \frac{\sum_{i \in G} w_i^{j-1} \pi_i^{j,m/j-1}}{\sum_{i \in G} w_i^{j-1} \pi_i^{j-1,12/j-1}} = \sum_{i \in G} \tilde{w}_i^{j-1,12} \pi_i^{j,m/j-1,12}, \tag{3.3.2}$$

met

$$\tilde{w}_i^{j-1,12} = \frac{w_i^{j-1} \pi_i^{j-1,12/j-1}}{\sum_{i \in G} w_i^{j-1} \pi_i^{j-1,12/j-1}}. \tag{3.3.3}$$

De prijsindexmutatie $P_{G,L}^{j,m/j-1,12}$, weergegeven door (3.3.2), is een Lowe prijsindex met december van jaar *j*-1 als prijsreferentieperiode en jaar *j*-1 als hoeveelheids- of wegingsreferentieperiode; zie ook vergelijking (2.3.3). De gewichten (3.3.3) zijn de jaargewichten van *j*-1 gewaardeerd tegen het prijsniveau van december van jaar *j*-1. Deze operatie staat bekend als het *price-updaten* van de gewichten.

Vervolgens wordt mutatie (3.3.2) vermenigvuldigd met de bestaande lange-termijn tijdreeks (kettingindex) voor productgroep *G* van december van jaar *j*-1:

$$P_{G,L,ch}^{j,m/0} = P_{G,L,ch}^{j-1,12/0} \times P_{G,L}^{j,m/j-1,12}. \tag{3.3.4}$$

December van jaar *j*-1 is dus zowel de prijsreferentieperiode van mutatie (3.3.2) als koppelmaand.

Analoog worden korte-termijn indices op hogere aggregatieniveaus berekend tot aan de totaal-CPI toe. Op elk niveau worden de korte-termijn indices via het beschreven kettingmechanisme gekoppeld aan de bestaande lange-termijn reeks. Van der Grient en de Bruijn (2007) beschrijven de CPI-methodiek in detail.

PPI

De PPI is (in 2007) in essentie nog een Laspeyres index waarvan de gewichten eens in de vijf jaar worden herzien. Technisch gezien wordt de PPI echter op een bepaald aggregatieniveau berekend als een kettingindex (zie Okkerse en Vosselman, 2004). De aan het wegingsschema ten grondslag liggende hoeveelheden hebben niettemin betrekking op een vast referentiejaar, op dit moment 2000.

Bij de PPI is het elementaire niveau een productgroep G bij een bepaald bedrijf b. De elementaire indexcijfers $\pi_{bG}^{j,m/0}$ worden geschat op grond van prijzen van specifieke representanten uit productgroep G. De prijsindex van productgroep G wordt berekend door te aggregeren over alle bedrijven in de steekproef die voor G relevant zijn. Waar het de *output*-PPI betreft, zijn dat alle steekproefbedrijven die goederen uit groep G produceren. In dat geval weerspiegelen de vaste gewichten w_{bG}^{0} (de relatieve belangen tussen de bedrijven) de relatieve productiewaarden van het referentiejaar 0. Stelt B_G de steekproef van bedrijven voor, dan geldt in principe:

$$P_{G,L}^{j,m/0} = \sum_{b\in B_G} w_{bG}^{0} \pi_{bG}^{j,m/0}, \tag{3.3.5}$$

In de praktijk wordt (3.3.5) echter berekend als een *maandelijkse* kettingindex:

$$P_{G,L,ch}^{j,m/0} = P_{G,L,ch}^{j,m-1/0} \left[\frac{P_{G,L}^{j,m/0}}{P_{G,L}^{j,m-1/0}} \right]. \tag{3.3.6}$$

De factor tussen rechte haken in (3.3.5) wordt herschreven tot

$$P_{G}^{j,m/j,m-1} = \frac{P_{G,L}^{j,m/0}}{P_{G,L}^{j,m-1/0}} = \frac{\sum_{b\in B_G} w_{bG}^{0} \pi_{bG}^{j,m/0}}{\sum_{b\in B_G} w_{bG}^{0} \pi_{bG}^{j,m-1/0}} = \sum_{b\in B_G} \tilde{w}_{bG}^{j,m-1} \pi_{bG}^{j,m/j,m-1}, \tag{3.3.7}$$

waarin $\tilde{w}_{bG}^{j,m-1} = w_{bG}^{0} \pi_{bG}^{j,m-1/0} / \sum_{b\in B_G} w_{bG}^{0} \pi_{bG}^{j,m-1/0}$ de *price-updated* gewichten zijn, i.c. de gewichten van jaar 0 gewaardeerd tegen prijzen van jaar j, maand m-1.

De indexcijfers van de Prodcomgroepen G op het laagste aggregatieniveau worden geaggregeerd met de Laspeyres formule tot indexcijfers van Prodcomroepen AG met wegings- en indexreferentieperiode 0:

$$P_{AG,L,ch}^{j,m/0} = \sum_{G\in AG} w_{G}^{0} P_{G,L,ch}^{j,m/0} \tag{3.3.8}$$

Uit (3.3.8) blijkt duidelijk dat het subscript *ch* (ketting) alleen betrekking heeft op de technische uitwerking van de indexberekening en niet op een jaarlijkse aanpassing van het wegingsschema. Dat laatste is gewoonlijk de reden om een kettingformule toe te passen.

DPI

Als reden om in de PPI een (pseudo) kettingindex op maandbasis te gebruiken werd destijds opgegeven dat hierdoor de verzameling steekproefbedrijven (berichtgevers) maandelijks eenvoudig aan te passen zou zijn. In de praktijk blijkt een maandelijkse aanpassing echter niet nodig of om operationele redenen onwenselijk – een jaarlijkse aanpassing volstaat meestal. Dat geldt ook voor de DPI. De steekproef van bedrijven wordt dus gedurende een jaar constant gehouden. Maar bedrijven kunnen ophouden te bestaan of bijvoorbeeld niet langer goederen uit groep G produceren. Dan zal het panel toch (gedwongen) ververst moeten worden.

De berekening van de DPI vindt plaats op kwartaalbasis. Evenals de PPI is de DPI in essentie een *fixed-weight* prijsindex. De prijsindexcijfers voor kwartaal k van jaar j op het laagste niveau binnen de dienstenclassificatie, hier ook G genoemd, worden berekend via

$$P_{G,Y}^{j,k/0} = \sum_{b \in B_G} w_{bG}^{r} \pi_{bG}^{j,k/0}, \tag{3.3.9}$$

waarin r de wegingsreferentieperiode weergeeft ($r < 0$). Die periode heeft betrekking op een jaar dat voorafgaat aan de indexreferentieperiode. Formule (3.3.9) staat bekend als een Young index. In het algemeen is het gebruik daarvan niet aan te bevelen. Indien de gewichten w_{bG}^{r} vrij stabiel in de tijd zijn, dan kan de Young index echter als een benadering van de Laspeyres index worden beschouwd.

Ook bij de DPI wordt de berekening uitgevoerd als een jaarkettingindex, waarbij het vierde kwartaal steeds als koppelperiode dient (zie Dijkstra en Kirsten, 2007):

$$P_{G,Y,ch}^{j,k/0} = P_{G,Y,ch}^{j-1,4/0} \left[\frac{P_{G,Y}^{j,k/0}}{P_{G,Y}^{j-1,4/0}} \right]. \tag{3.3.10}$$

De factor tussen rechte haken in (3.3.10) wordt herschreven tot

$$P_{G}^{j,k/j-1,4} = \frac{P_{G,Y}^{j,k/0}}{P_{G,Y}^{j-1,4/0}} = \frac{\sum_{b \in B_G} w_{bG}^{r} \pi_{bG}^{j,k/0}}{\sum_{b \in B_G} w_{bG}^{r} \pi_{bG}^{j-1,4/0}} = \sum_{b \in B_G} \tilde{w}_{bG}^{j-1,4} \pi_{bG}^{j,k/j-1,4} \tag{3.3.11}$$

waarin $\tilde{w}_{bG}^{j-1,4} = w_{bG}^{r} \pi_{bG}^{j-1,4/0} / \sum_{b \in B_G} w_{bG}^{r} \pi_{bG}^{j-1,4/0}$ *price-updated* gewichten zijn.

De indexcijfers op het laagste niveau G worden geaggregeerd naar indexcijfers van aggregaatgroepen AG met de Young formule (wegingsreferentieperiode r en indexreferentieperiode 0):

$$P_{AG,Y,ch}^{j,k/0} = \sum_{G \in AG} w_{G}^{r} P_{G,Y,ch}^{j,k/0}. \tag{3.3.12}$$

3.4 Eigenschappen

Aan het gebruik van kettingindices zijn zowel voor- als nadelen verbonden. Het grootste voordeel, en de belangrijkste reden om kettingindexcijfers te berekenen, is dat recente wegingsschema's een rol spelen bij de berekening. Een praktisch voordeel is dat bij de overgang op een nieuwe indexreferentieperiode relatief eenvoudig nieuwe berichtgevers kunnen worden toegevoegd. Dat laatste is bij de PPI en DPI de reden de index te schrijven als een pseudo-kettingindex. Voor nieuwe berichtgevers moet wel een relatief belang worden vastgesteld dat spoort met de *price-updated* gewichten van de al bestaande berichtgevers.

Een onlosmakelijk gevolg van het gebruiken van meerdere wegingschema's in de lange-termijn reeks is dat verschillen tussen prijsindexcijfers van verschillende jaren niet meer alleen het gevolg zijn van prijsveranderingen maar ook het gevolg kunnen zijn van hoeveelheidsveranderingen. Kettingindices voldoen dus niet aan identiteitseis A3, wat een belangrijk nadeel is.

Ook het bekende inflatiecijfer, dat wordt bepaald als mutatie van de CPI van maand t ten opzichte van maand t-12, voldoet niet aan de identiteitseis. Uitgaande van de ketting Laspeyres CPI, waarbij de korte-termijn indices berekend zijn via formule (2.3.1), geldt voor de inflatie in maand m van jaar j:

$$Inflatie^{j,m} = \frac{P_{L,ch}^{j,m/0}}{P_{L,ch}^{j-1,m/0}} = \frac{\sum_i p_i^{j,m} q_i^{j-1}}{\sum_i p_i^{j-1,12} q_i^{j-1}} \times \frac{\sum_i p_i^{j-1,12} q_i^{j-2}}{\sum_i p_i^{j-1,m} q_i^{j-2}} =$$

$$= \sum_i \tilde{w}_i^{j-1,m} \pi_i^{j,m/j-1,m} \times \delta^{j,m/j-1,m}, \tag{3.4.1}$$

waarin $\tilde{w}_i^{j-1,m} = w_i^{j-1} \pi_i^{j-1,m/j-1} / \sum_i w_i^{j-1} \pi_i^{j-1,m/j-1}$ de *price-updated* gewichten zijn van jaar j-1, gewaardeerd tegen prijzen van maand m van dat jaar, en met

$$\delta^{j,m/j-1,m} = \frac{\sum_i p_i^{j-1,m} q_i^{j-1}}{\sum_i p_i^{j-1,m} q_i^{j-2}} \Bigg/ \frac{\sum_i p_i^{j-1,12} q_i^{j-1}}{\sum_i p_i^{j-1,12} q_i^{j-2}}. \tag{3.4.2}$$

De Lowe prijsindex $\sum_i \pi_i^{j,m/j-1,m} \tilde{w}_i^{j-1,m}$ in de laatste schrijfwijze van (3.4.1) is een 'betere' inflatiemaatstaf dan (3.4.1) zelf, omdat hoeveelheidsveranderingen tussen de perioden j-1,m en j,m hierin niet doorwerken – een Lowe index voldoet aan de identiteitseis. De factor $\delta^{j,m/j-1,m}$ geeft de mate weer waarin de berekende inflatie (3.4.1) op basis van een kettingindex van de gewenste maat verschilt. Die factor zal meer van 1 gaan afwijken naarmate de hoeveelheidsstructuren van de jaren j-1 en j meer van elkaar verschillen. Uit empirisch onderzoek is overigens gebleken dat de factor (3.4.2) meestal weinig van 1 verschilt. Het voordeel van het publiceren van een continue tijdreeks zonder herziening van de inflatiecijfers, woog voor het CBS zwaarder dan een lichte vertekening in de cijfers.

Een nadeel van kettingindices is dat ze niet consistent in aggregatie zijn; ze voldoen niet aan eis T6. Anders gezegd, de partiële kettingindices uit de lange-termijn reeks kunnen niet met één en dezelfde set gewichten geaggregeerd worden tot de kettingindices van hogere aggregaten. Externe gebruikers kunnen dan ook niet (eenvoudig) zelf het prijsverloop berekenen van niet-gepubliceerde aggregaten.

Een ander nadeel van kettingindices is dat ze last kunnen hebben van *drift*. Hiermee wordt bedoeld dat een kettingindex veel van 1 kan verschillen wanneer de prijzen (in een prijsindex) of de hoeveelheden (in een hoeveelheidsindex) in de verslagperiode gelijk zijn aan die in de indexreferentieperiode. Een kettingindex voldoet dus vaak niet aan de eis van transitiviteit T1. Het gevolg daarvan kan zijn dat een kettingindex van het algemene type (3.1.1), waarin de verslag- en wegingsreferentieperiode even lang zijn, drift vertoont. Dat geldt vooral voor maand-op-maand en ook kwartaal-op-kwartaal als er systematische fluctuaties zoals seizoenpatronen in de data aanwezig zijn, of wanneer er sprake is van 'asymmetrische' schommelingen in de gewichten. Maand-op-maand en ook kwartaal-op-kwartaal ketting Laspeyres en Paasche indices staan bekend om hun neiging tot drift. Het gebruik ervan is sterk af te raden.

Superlatieve kettingindices[5] zullen gewoonlijk minder last hebben van drift dan niet-superlatieve vanwege het feit dat twee opeenvolgende perioden symmetrisch worden behandeld. Toch is drift niet uitgesloten. Een bekende oorzaak bij prijsindexcijfers is *price bouncing*, waarbij de prijs van een product eerst sterk daalt – met name als het een aanbieding betreft – en daarna naar het oude niveau terugkeert, gecombineerd met 'asymmetrische' aan- of verkopen. Bij scannerdata van supermarkten komt het bijvoorbeeld voor dat zeer grote hoeveelheden verkocht worden van producten die in de aanbieding zijn, zeker als het om houdbare producten (frisdranken, toiletpapier e.d.) gaat. Consumenten slaan het product thuis op; er treedt 'voorraadvorming' op en de consumptie gaat niet gelijk op met de verkopen.[6] Het niveau van de verkopen keert dus niet terug naar het niveau van voor de aanbieding. Deze asymmetrie in de verkopen kan bij ook toepassing van superlatieve, symmetrische indexformules tot opwaartse of neerwaartse *chain drift* leiden. Met het gebruik van maand-op-maand superlatieve kettingindices moet dan ook opgepast worden.

3.5 Voorbeeld

Tabel 2 bevat een rekenvoorbeeld van kettingprijsindexcijfers dat de niet-additiviteit illustreert. Het totaal-kettingindexcijfer van februari 2005 (129,07) is geen gewogen gemiddelde van de onderliggende kettingindexcijfers. Dat wil zeggen, noch met de

[5] Zie ook voetnoot 2.

[6] Triplett (2003) wijst erop dat deze voorraadvorming de interpretatie van de CPI als *cost of living index* lastig maakt. Immers, daar gaat het om de kosten van consumptie van goederen en diensten en niet zozeer van de aankopen (zie ook voetnoot 1).

gewichten uit 2000 noch met die uit december 2005 kunnen de partiële indexcijfers worden geaggregeerd tot het totaal-kettingindexcijfer.

Tabel 2. Berekening van een kettingindex

Product	Gewicht 2000	2000	Dec 2005	Gewicht dec 2005	Dec 2005	Jan 2006	Feb 2005
1	0,20	100,00	121,00	0,25	100,00	100,00	102,00
2	0,25	100,00	117,00	0,20	100,00	103,00	104,00
3	0,15	100,00	133,00	0,10	100,00	98,00	97,00
4	0,10	100,00	143,00	0,18	100,00	104,00	104,00
5	0,30	100,00	124,00	0,27	100,00	105,00	106,00
G (1, 2 en 3)	0,60	100,00	122,33	0,55	100,00	100,73	101,82
H (4 en 5)	0,40	100,00	128,75	0,45	100,00	104,60	105,20
Totaal	1,00	100,00	124,90	1,00	100,00	102,47	103,34
Kettingindex							
G (1, 2 en 3)		100,00	122,33		122,33	123,22	124,56
H (4 en 5)		100,00	128,75		128,75	134,67	135,45
Totaal		100,00	124,90		124,90	127,99	129,07

In tabel 3 staat een voorbeeld van *chain drift* die optreedt bij het toepassen van de superlatieve Törnqvist prijsindex. Product 1 is in maand 1 in de aanbieding; de prijs is gedaald en de omzet zeer sterk gestegen. In maand 2 is de prijs van product 1 naar het oude niveau terug gekeerd, maar de omzet nog niet, vermoedelijk als gevolg van ‘voorraadvorming’. Product 2 is gedurende de hele periode niet in prijs veranderd. Aangezien vanaf maand 2 de prijzen van 1 en 2 gelijk zijn aan die in de startmaand (referentiemaand) 0, is het logisch te eisen dat de (ketting)prijsindex vanaf maand 2 gelijk is aan 100. Dat is niet het geval; aan deze eis van transitiviteit (T1) wordt niet voldaan.

Tabel 3. Ketting Törnqvist index

Maand	Product 1		Product 2		Index
	Omzet	prijs	Omzet	prijs	
0	8000	2,80	8000	3,09	100,00
1	460000	2,52	8000	3,09	92,49
2	2000	2,80	8000	3,09	98,43
3	8000	2,80	8000	3,09	98,43
4	8000	2,80	8000	3,09	98,43

4. Prijsindices op elementair niveau

4.1 Korte beschrijving

Economische indexcijfers kunnen op allerlei aggregatieniveaus worden berekend. Bij prijsmeting wordt het meest gedetailleerde niveau waarop indexcijfers worden samengesteld vaak aangeduid als het elementaire aggregatieniveau. In de praktijk is dit het niveau waaronder gegevens over relatieve belangen (gewichten) ontbreken. De indexcijfers op dit niveau, de elementaire prijsindexcijfers, worden berekend op basis van de waargenomen prijzen, de microdata. Indexcijfers op hogere aggregatie-niveaus worden vervolgens berekend als gewogen gemiddelde van de elementaire indexcijfers.

Er zijn diverse mogelijkheden (formules) om op basis van waargenomen prijzen een elementaire prijsindex te berekenen. De drie bekendste formules zijn die van Carli, Dutot en Jevons. Het betreft respectievelijk het ongewogen rekenkundig gemiddelde van individuele prijsmutaties, de verhouding van ongewogen rekenkundig gemiddelde prijzen en de verhouding van ongewogen meetkundig gemiddelde prijzen. Het gebruik van de Carli index is niet toegestaan in het kader van de HICP.

In de praktijk zijn de elementaire prijsindexcijfers gebaseerd op een panelsteekproef, wat betekent dat in opeenvolgende perioden prijzen betrekking hebben op dezelfde producten, waargenomen bij dezelfde verkooppunten. Door *like with like* te vergelijken treden geen veranderingen op in de kwaliteit van waargenomen producten. Dat is een vereiste voor een prijsindex.

4.2 Toepasbaarheid

Elementaire prijsindices zijn per definitie ongewogen indices en worden alleen ‘uit noodzaak’ toegepast als informatie over relatieve belangen ontbreekt. Overigens kan in theorie impliciet met het relatieve belang rekening gehouden worden door gebruik te maken van ongelijke (eerste orde) insluitkansen bij het steekproefontwerp; in dat geval is expliciet wegen onnodig. Iets meer daarover staat in paragraaf 4.4. Voor het maken van een keuze tussen de Carli, Dutot of Jevons index vormt, net zoals bij de gewogen indices in paragraaf 2.5, de axiomatische benadering een goed hulpmiddel. Dit komt aan de orde in paragraaf 4.3. Hier bespreken we enkele algemene overwegingen.

Als we afzien van steekproefaspecten is de Dutot index strikt genomen uitsluitend toepasbaar bij een *homogeen* elementair aggregaat waarbij de waargenomen prijzen betrekking hebben op ‘hetzelfde’ product (bij de CPI een goed of dienst dat vanuit het gezichtspunt van de consument hetzelfde ‘nut’ oplevert). Immers, alleen dan is het middelen van prijzen zinvol. Traditioneel is de CPI gebaseerd op het idee van (een steekproef van) homogene goederen en diensten. Hierdoor, maar wellicht deels ook vanwege de eenvoudige berekeningswijze, gebruikt het CBS tot op heden bij de CPI de Dutot index.

Internationaal wordt de Jevons index meer en meer toegepast. In het kader van de HICP staat Eurostat zowel de Jevons als de Dutot index toe. Daarentegen is de Carli index niet geoorloofd. Bij de PPI en de DPI past het CBS de Jevons formule toe. Het is de bedoeling bij de CPI over te stappen van de Dutot op de Jevons index, omdat volledige homogeniteit in de praktijk niet of nauwelijks valt te bereiken.

4.3 Uitgebreide beschrijving

4.3.1 Het elementaire aggregatieniveau

De gewenste mate van detail van een elementair aggregaat valt moeilijk eenduidig te definiëren. In de praktijk wordt dit meestal bepaald door het niveau waaronder geen expliciete gegevens over relatieve waardebedragen beschikbaar zijn. Stel, we willen een prijsindexcijfer voor televisies berekenen. Televisies komen in allerlei soorten en maten voor. Is er informatie voorhanden om het waardebedrag van verkochte (of geproduceerde) televisies uit te splitsen dan zou bijvoorbeeld één van de elementaire aggregaten kunnen bestaan uit 25” flatscreen tv’s die in Nederland worden verkocht. Een verdere detaillering kan worden aangebracht door 25” flatscreen tv’s van een bepaald merk te kiezen.

Voor het afbakenen van elementaire aggregaten zijn een paar vuistregels op te stellen:

- Streef zoveel mogelijk homogeniteit na. Is er waarde-informatie beschikbaar om een aggregaat verder uit te splitsen, dan is dat gewoonlijk aan te bevelen zolang een ‘redelijke’ celvulling overblijft.
- Probeer een elementair aggregaat zo te kiezen dat de goederen of diensten naar verwachting een vergelijkbare prijsontwikkeling kennen.
- Houd er rekening mee dat een elementair aggregaat als steekproefkader moet kunnen dienen bij het selecteren van de specifieke goederen of diensten waarvoor prijzen worden waargenomen.

Hoe gedetailleerd het elementaire niveau ook wordt vastgesteld, meestal bestaat er toch nog enige mate van heterogeniteit. Met andere woorden, doorgaans omvat het elementaire aggregaat nog vrij veel specifieke goederen of diensten die bij een groot aantal verkooppunten verkocht worden.

4.3.2 Drie elementaire prijsindexformules

Hier bespreken we de drie bekendste prijsindexformules op het elementaire niveau. De prijs in periode t van een product i (hier: een specifiek product waargenomen bij een bepaald verkooppunt) wordt weergegeven door p_i^t, de prijsindex van het elementaire aggregaat A met basisperiode 0 en berekend volgens formule (.) door $P_{A,(.)}^{t/0}$ en het aantal waargenomen prijzen – de steekproefomvang, die constant verondersteld wordt – met n_A.

Rekenkundig gemiddelde van prijsverhoudingen (Carli prijsindex):

$$P_{A,C}^{t/0} = \frac{1}{n_A}\sum_{i=1}^{n_A}\left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right). \tag{4.3.1}$$

Verhouding van rekenkundig gemiddelde prijzen (Dutot prijsindex):

$$P_{A,D}^{t/0} = \frac{\frac{1}{n_A}\sum_{i=1}^{n_A} p_i^t}{\frac{1}{n_A}\sum_{i=1}^{n_A} p_i^0} = \frac{\sum_{i=1}^{n_A} p_i^t}{\sum_{i=1}^{n_A} p_i^0} = \frac{\sum_{i=1}^{n_A} p_i^0\left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right)}{\sum_{i=1}^{n_A} p_i^0}. \tag{4.3.2}$$

Zoals blijkt uit de laatste schrijfwijze van (4.3.2) worden de prijsverhoudingen in de Dutot index impliciet gewogen met de prijzen uit de referentieperiode.

Meetkundig gemiddelde van prijsverhoudingen (Jevons prijsindex), dat gelijk is aan de *verhouding van meetkundig gemiddelde prijzen*:

$$P_{A,J}^{t/0} = \prod_{i=1}^{n_A}\left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right)^{\frac{1}{n_A}} = \frac{\prod_{i=1}^{n_A}(p_i^t)^{\frac{1}{n_A}}}{\prod_{i=1}^{n_A}(p_i^0)^{\frac{1}{n_A}}}. \tag{4.3.3}$$

Wiskundig gezien is de Jevons index altijd kleiner dan of, als alle prijsverhoudingen identiek zijn, gelijk aan de Carli index (Jensen’s ongelijkheid).

Het is ook mogelijk op het elementaire niveau kettingindexcijfers te berekenen door de prijsmutaties tussen opeenvolgende perioden $t-1$ en t $(t = 0,...,t)$ met elkaar te vermenigvuldigen. De periode-op-periode Carli index

$$P_{A,C}^{t/t-1} = \frac{1}{n_A}\sum_{i=1}^{n_A}\left(\frac{p_i^t}{p_i^{t-1}}\right)$$

leidt tot de ketting Carli index

$$P_{A,C,ch}^{t/0} = \prod_{t=1}^{t} P_{A,C}^{t/t-1} = P_{A,C}^{t/t-1} \times P_{A,C,ch}^{t-1/0}. \tag{4.3.4}$$

De periode-op-periode Dutot index

$$P_{A,D}^{t/t-1} = \frac{\frac{1}{n_A}\sum_{i=1}^{n_A} p_i^t}{\frac{1}{n_A}\sum_{i=1}^{n_A} p_i^{t-1}} = \frac{\sum_{i=1}^{n_A} p_i^t}{\sum_{i=1}^{n_A} p_i^{t-1}}$$

leidt tot de ketting Dutot index

$$P^{t/0}_{A,D,ch} = \prod_{\tau=1}^{t} P^{\tau/\tau-1}_{A,D} = P^{t/t-1}_{A,D} \times P^{t-1/0}_{A,D,ch} = P^{t/0}_{A,D}. \qquad (4.3.5)$$

De periode-op-periode Jevons index

$$P^{\tau/\tau-1}_{A,J} = \prod_{i=1}^{n_A} \left(\frac{p_i^{\tau}}{p_i^{\tau-1}} \right)^{\frac{1}{n_A}}$$

leidt tot de ketting Jevons index

$$P^{t/0}_{A,J,ch} = \prod_{\tau=1}^{t} P^{\tau/\tau-1}_{J,D} = P^{t/t-1}_{J,D} \times P^{t-1/0}_{J,D,ch} = P^{t/0}_{A,J}. \qquad (4.3.6)$$

De ketting Dutot en Jevons indices zijn (bij een constante steekproefomvang n_A) identiek aan de directe Dutot en Jevons indices. Dat geldt niet voor de Carli index. In de praktijk wordt de kettingformule vaak gebruikt om met een wisselende steekproefomvang om te gaan, bijvoorbeeld als gevolg van tijdelijk ontbrekende prijzen. Zie hiervoor hoofdstuk 5.

4.3.3 Unit value index

In bijzondere omstandigheden zijn hoeveelheden of waardebedragen beschikbaar op een extreem gedetailleerd niveau. Dit doet zich onder meer voor bij de scannerdata van supermarkten in de CPI. Daar kan gesproken worden van volstrekt homogene producten, namelijk producten met een uniek *European Article Number* (EAN) die in een bepaalde supermarktketen worden verkocht. De prijsindex van ieder product wordt hier berekend met de *unit value index*. In het algemeen is de *unit value index* gedefinieerd als

$$P^{t/0}_{A,UV} = \frac{\sum_{i=1}^{n_A} v_i^t \Big/ \sum_{i=1}^{n_A} q_i^t}{\sum_{i=1}^{n_A} v_i^0 \Big/ \sum_{i=1}^{n_A} q_i^0} = \frac{\sum_{i=1}^{n_A} p_i^t q_i^t \Big/ \sum_{i=1}^{n_A} q_i^t}{\sum_{i=1}^{n_A} p_i^0 q_i^0 \Big/ \sum_{i=1}^{n_A} q_i^0}, \qquad (4.3.7)$$

waarin $v_i^s = p_i^s q_i^s$ de waarde van product *i* is in periode *s* (*s*=0,*t*) en q_i^s de hoeveelheid. Merk op dat formule (4.3.7) in feite de verhouding is van gewogen gemiddelde prijzen, waarbij de relatieve hoeveelheden in beide perioden als gewichten dienen. Eenvoudig valt in te zien dat de *chained unit value index* gelijk is aan de directe *unit value index*.

4.4 Eigenschappen

4.4.1 Axiomatische benadering

De drie elementaire prijsindexformules uit paragraaf 4.3.2, Dutot, Carli en Jevons, kunnen tegen de eisen uit hoofdstuk 1 worden afgezet. In schema 2 is dat gedaan.

Schema 2. Indicator of indexformules voldoen aan te stellen eisen

	Dutot	Carli	Jevons
A2. Eis van proportionaliteit	Ja	Ja	Ja
A3. Eis van identiteit	Ja	Ja	Ja
A5. Eis van commensurabiliteit	Nee	Ja	Ja
T1. Eis van transitiviteit	Ja	Nee	Ja
T2. Eis van omkering van tijd	Ja	Nee	Ja

Alle drie formules voldoen aan de proportionaliteitseis A2 en de identiteitseis A3. De Dutot index voldoet als enige van de drie niet aan de eis van commensurabiliteit A5. De homogeniteit van het product is hier van doorslaggevend belang; indien het product niet homogeen is, dan voldoet de Dutot index niet aan dit axioma. Dit houdt in dat, zoals eerder gezegd, de Dutot formule eigenlijk alleen mag worden toegepast bij 'voldoende homogene' goederen en diensten.

De Carli index voldoet als enige niet aan de transitiviteitseis T1. Het gebruik van de kettingvariant van de Carli index kan leiden tot aanzienlijke *chain drift*; algemeen wordt aangenomen dat de ketting Carli een opwaartse vertekening heeft. De eisen A3 en T1 impliceren de eis van omkering van tijd T2, die zegt dat als de prijzen van de verslagperiode en die van de referentieperiode worden omgewisseld, de resulterende prijsindex gelijk moet zijn aan de reciproke van de oorspronkelijke index. Uiteraard voldoet de Carli index daaraan als enige van de drie niet. In de CPI en PPI Manuals wordt dit als een zeer belangrijke tekortkoming gezien. Het is ook de reden waarom de Carli index door Eurostat niet wordt toegestaan bij de HICP.

De Jevons index voldoet als enige aan alle eisen die aan een elementaire prijsindex gesteld kunnen worden en verdient vanuit axiomatisch oogpunt de voorkeur.[7] De Jevons index is echter gevoelig voor sterke prijsveranderingen. In het extreme geval dat één prijs zeer dicht bij nul ligt, wordt het meetkundig gemiddelde van alle prijzen ook vrijwel nul, ongeacht de waarden van de overige prijzen.

---

[7] De Jevons index heeft ook de voorkeur als de verschillende formules tegen elkaar worden afgewogen op basis van de economische benadering van elementaire prijsindices, zeker wat betreft de CPI als het uiteindelijke doel is een *cost of living index* te schatten (zie voetnoot 2). Hierbij wordt aangenomen dat er een constante substitutie-elasticiteit bestaat die weergeeft in welke mate relatieve hoeveelheden veranderen als gevolg van relatieve prijsveranderingen. Is die elasticiteit gelijk aan 1, dan blijven de relatieve waardebedragen constant in de tijd. Als vervolgens wordt aangenomen dat de steekproefgegevens verkregen zijn door trekking naar rato van de waarde-aandelen in de referentieperiode, dan is de Jevons index een bij benadering zuivere schatter van de superlatieve Törqnvist prijsindex. Om het gebruik van de Jevons index te onderbouwen zijn dus wel wat veronderstellingen nodig. Echter, bij toepassing van de Carli of de Dutot index gaat men er impliciet van uit dat er in het geheel geen substitutie optreedt (een substitutie-elasticiteit van 0). Dat is voor de meeste elementaire aggregaten niet realistisch.

Het gebruik van de *unit value index* is, net zoals de Dutot index, eigenlijk alleen zinvol bij homogene aggregaten. Toch wordt hij soms gebruikt voor productgroepen die heterogeen van samenstelling zijn. Dat gebeurt onder andere bij de statistiek van de buitenlandse handel. Het grote nadeel is dat veranderingen in de hoeveelheidsstructuur de *unit value index* beïnvloeden. Hij voldoet niet aan de identiteitseis A3 (de index kan veranderen ook als de prijzen niet veranderen), of meer algemeen niet aan de proportionaliteitseis A2, en ook niet aan de eis van commensurabiliteit A5 (de *unit value index* hangt af van de eenheden waarin wordt gemeten). Silver (2007) bespreekt de *unit value index*; zie Balk (1998) voor toepassing ervan in de CPI.

4.4.2 Steekproefaspecten

Elementaire prijsindexcijfers zijn schattingen, gebaseerd op steekproefgegevens. Het ligt dus voor de hand de eigenschappen van elementaire indices ook vanuit de steekproeftheorie te bekijken. Twee belangrijke kenmerken van schatters zijn de variantie (of de standaardfout) en de eventuele vertekening. Het gebruikte steekproefontwerp speelt daarbij een centrale rol. Balk (2005) gaat uitgebreid in op dit aspect, vooral op de onzuiverheid. Er kan bijvoorbeeld aangetoond worden dat de Carli index – die in Europa niet is toegestaan – een bij benadering zuivere schatter is van de Laspeyres prijsindex als de steekproef (panel) getrokken is met insluitkansen evenredig aan de waarden in de (wegings-)referentieperiode.

In de praktijk zijn de steekproeven voor prijsindices op het laagste aggregatieniveau echter zelden getrokken volgens zo’n ‘net’ ontwerp. Dat is wel te begrijpen: goede steekproefkaders ontbreken vaak. Bovendien is het meestal niet mogelijk de steekproeven te trekken naar rato van waarden of hoeveelheden. Die informatie ontbreekt nu juist – anders zouden we ook expliciete gewichten kunnen gebruiken. Sommige landen passen een ruwe vorm van *PPS sampling* toe, bijvoorbeeld door bij de trekking rekening te houden met de omvang van de berichtgevers, zoals vloeroppervlak of het aantal werknemers. Dat laatste gaat het CBS ook doen bij de PPI (Knottnerus, 2008). Het Bureau of Labor Statistics in de Verenigde Staten is de uitzondering op de regel: de CPI is er volledig gebaseerd op kanssteekproeven, hoewel ook daar soms met benaderingen moet worden gewerkt.

4.5 Voorbeeld

In tabel 4 is een eenvoudig voorbeeld opgenomen van drie elementaire indexcijfers. Merk op dat de Jevons index altijd kleiner is dan, of gelijk is aan, de Carli index. In mei zijn alle prijzen gelijk aan die van januari, dus we verwachten dat de (ketting) indices in mei weer op 100 staan. Dat geldt inderdaad, behalve voor de ketting Carli index. Dit is het gevolg van de niet-transitiviteit. Een vergelijkbare situatie doet zich voor in juli waarin alle prijzen ten opzichte van januari met 10% zijn gestegen. De ketting Carli heeft een duidelijke opwaartse vertekening.

Zoals uit formule (4.1.2) blijkt, worden in de Dutot index de prijsmutaties impliciet gewogen met de prijzen uit de referentieperiode. In het voorbeeld zijn de effecten hiervan te zien. De forse prijsmutaties van item 3 in februari en maart hebben bij de Dutot index veel minder effect dan bij de Carli index en de Jevons index. Reden is de relatief lage referentieprijs van item 3.

Tabel 4. Berekening van elementaire indexcijfers

Item	Januari	Febr.	Maart	April	Mei	Juni	Juli
				Prijzen			
1	6,00	6,00	7,00	6,00	6,00	6,00	6,60
2	7,00	7,00	6,00	7,00	7,00	7,20	7,70
3	2,00	3,00	4,00	5,00	2,00	3,00	2,20
4	5,00	5,00	5,00	4,00	5,00	5,00	5,50
Rekenkundig gem. prijs	5,00	5,25	5,50	5,50	5,00	5,30	5,50
Meetkundig gem. prijs	4,53	5,01	5,38	5,38	4,53	5,05	4,98
Directe indices							
Carli	100,00	112,50	125,60	132,50	100,00	113,21	110,00
Dutot	100,00	105,00	110,00	110,00	100,00	106,00	110,00
Jevons	100,00	110,67	118,92	118,92	100,00	111,45	110,00
Kettingindices							
Carli	100,00	112,50	122,54	124,81	113,89	128,93	129,02
Dutot	100,00	105,00	110,00	110,00	100,00	106,00	110,00
Jevons	100,00	110,67	118,92	118,92	100,00	111,45	110,00

5. Non-respons en imputeren van prijzen

5.1 Tijdelijke non-respons en imputeren

Het ontbreken van gegevens komt in bijna elke statistiek voor en het is gebruikelijk dergelijke ontbrekende data te imputeren. Ook bij prijsstatistieken is dit het geval. Er zijn verschillende redenen waarom de prijs van een specifiek product bij een bepaalde berichtgever niet kan worden waargenomen. Het product kan uitverkocht zijn, de winkel of producent is wegens verbouwing of vakantie gesloten, de prijswaarnemer heeft door omstandigheden slechts een deel van de berichtgevers kunnen bezoeken, etc. In al deze gevallen betreft het *tijdelijke non-respons*; er wordt van uitgegaan dat in de volgende periode (maand) wel weer prijzen kunnen worden waargenomen.

Tijdelijke non-respons doet zich voor op het niveau van elementaire aggregaten. Het probleem is tweeledig. In de eerste plaats is het aantal prijswaarnemingen kleiner en de standaardfout van de elementaire index daardoor groter dan gewenst. Ten tweede heeft een waarneming die ontbreekt in verslagperiode t een ‘reëel’ effect. Omdat een elementair aggregaat veelal heterogeen van samenstelling is, hebben de gemiddelde prijzen (in de Dutot en Jevons indices) in de verslagperiode en de basisperiode bij non-respons betrekking op steekproeven met een verschillende kwaliteitsmix. Dit probleem wordt ernstiger geacht dan het eerste. De meest eenvoudige oplossing, die in de praktijk eigenlijk ook altijd wordt gekozen, is het prijsverloop tussen t-1 en t te baseren op de observaties – specifieke producten bij bepaalde berichtgevers, ook wel *product offers* genoemd – die in beide perioden beschikbaar zijn. Anders gezegd, het prijsverloop wordt tijdelijk berekend met een kleiner panel. In feite worden hiermee – impliciet of expliciet, afhankelijk van het verwerkingsysteem – in periode t de ontbrekende prijzen geïmputeerd als het product van de prijs in periode t-1 en het (gemiddelde) prijsverloop tussen t-1 en t van de overige *product offers* binnen het elementaire aggregaat.

Een kettingvariant van de elementaire indexformule vergemakkelijkt de behandeling van tijdelijke non-respons. Is in periode t+1 weer een volledige set prijzen beschikbaar, dan resulteert een prijsindexcijfer dat identiek is aan het cijfer dat verkregen zou worden met de overeenkomstige directe formule, tenminste als die formule voldoet aan de transitiviteitseis (T1 in schema 2). Die voorwaarde geldt voor de Dutot en Jevons indices. Formules (4.3.5) en (4.3.6) worden dan ook veelvuldig toegepast. Het is wel zaak de ontbrekende prijs expliciet te imputeren en de geïmputeerde prijs in de berekening van de volgende periode mee te nemen.

Een bijkomend voordeel van de kettingformule is dat een structurele aanpassing van het panel (een verwijdering van bestaande of toevoeging van nieuwe *product offers*) eenvoudig is door te voeren. Het kan bijvoorbeeld gaan om een uitbreiding van het panel, maar ook om het aanbrengen van kwaliteitscorrecties bij een constante steekproefomvang als één of meer *product offers* in opeenvolgende perioden van ongelijke kwaliteit zijn. Het corrigeren voor kwaliteitsveranderingen wordt in hoofdstuk 6 behandeld.

5.2 Permanente non-respons

Permanente non-respons doet zich bijvoorbeeld voor als een specifiek product uit het assortiment van een bepaalde berichtgever is gehaald. Permanente non-respons heeft tot gevolg dat de standaardfout van de elementaire index permanent groter zou zijn dan wenselijk is. In dergelijke gevallen is het noodzakelijk de steekproef weer op de gewenste omvang te brengen door het selecteren van een nieuwe berichtgever waar de prijs van het product kan worden waargenomen.

Bij gebruik van de kettingvariant van de elementaire indexformule kan zo'n nieuw *product offer* meedoen bij de berekening als in twee opeenvolgende perioden prijzen zijn waargenomen. Een alternatief is om de eerst waargenomen prijs van het nieuwe *product offer* te vergelijken met de laatst beschikbare (al of niet geïmputeerde) prijs van het vervallen *product offer*. Dit alternatief verdient in principe de voorkeur. Als beide *product offers* niet van dezelfde kwalitatief zijn, dan hoort eigenlijk expliciet voor het verschil in kwaliteit gecorrigeerd te worden. Bij de CPI doet het CBS dit op het moment niet. Dat hoeft geen groot bezwaar te zijn zolang elementaire aggregaten redelijk homogeen van samenstelling zijn, de kwaliteit (inclusief leveringscondities van de specifieke producten) in de tijd niet sterk verandert en het non-respons percentage betrekkelijk laag is.

5.3 Voorbeeld

Voor een eenvoudig voorbeeld van het imputeren in geval van tijdelijke non-respons maken we gebruik van de prijzen uit tabel 5. Stel, elementair aggregaat *A* bestaat uit items 1 tot en met 4. Voor item 4 is in periode 1 geen prijs waargenomen. In periode 2 liggen alle prijzen 10% hoger dan in periode 0.

Tabel 5. Waargenomen prijzen in perioden 0, 1 en 2

Item	Periode 0	Periode 1	Periode 2
1	6,00	8,00	7,70
2	7,00	7,00	6,60
3	2,00	3,00	2,20
4	5,00		5,50

Het prijsindexcijfer van *A* voor periode 1 volgens de formule van Dutot wordt gebaseerd op items 1 tot en met 3:

$$P_{A,D}^{1/0} = \frac{8,00 + 7,00 + 3,00}{6,00 + 7,00 + 2,00} (\times 100) = 120 .$$

Voor item 4 wordt in periode 1 een prijs geïmputeerd door de prijs in referentieperiode 0 te vermenigvuldigen met het aggregaatprijsverloop:

$$\hat{p}_4^1 = 5{,}00 \times 1{,}20 = 6{,}00 .$$

In periode 3 is weer een volledige set prijzen beschikbaar. Om een prijsindexcijfer tussen periode 1 en periode 2 te berekenen wordt voor item 4 de geïmputeerde prijs als referentieprijs gebruikt:

$$P_{A,D}^{2/1} = \frac{7{,}70 + 6{,}60 + 2{,}20 + 5{,}50}{8{,}00 + 7{,}00 + 3{,}00 + 6{,}00}(\times 100) = 91{,}67 .$$

Dit leidt tot de ketting Dutot index

$$P_{A,D,ch}^{2/0} = \prod_{\tau=1}^{2} P_{A,D}^{\tau/\tau-1} = 1{,}20 \times 0{,}9167(\times 100) = 110{,}00 .$$

De directe Dutot index tussen periode 0 en 2 is

$$P_{A,D}^{2/0} = \frac{6{,}60 + 7{,}70 + 2{,}20 + 5{,}50}{6{,}00 + 7{,}00 + 2{,}00 + 5{,}00}(\times 100) = 110{,}00 .$$

De directe index is identiek aan de kettingindex. De Dutot index voldoet immers aan de eis van transitiviteit.

6. Corrigeren voor kwaliteitsverandering

6.1 Korte beschrijving

De kwaliteit van producten blijft niet constant in de tijd. De gemiddelde PC van nu is van betere kwaliteit dan die van tien jaar geleden. Kwaliteitsverschillen gaan vaak gepaard met prijsverschillen; een hogere kwaliteit betekent meestal een hogere prijs, al is dat niet noodzakelijk het geval (het omgekeerde komt ook voor). Een verbetering van de kwaliteit levert een hoger ‘nut’ op voor degene die het product aanschaft en moet daarom worden beschouwd als een toename van de hoeveelheid en niet van de prijs. Dit betekent dat kwaliteitsveranderingen tot uitdrukking moeten komen in de hoeveelheidsindex en niet mogen doorwerken in een prijsindex. Het corrigeren voor kwaliteitsveranderingen vormt een van de grootste problemen bij de samenstelling van prijsindexcijfers.

In hoofdstuk 5 is reeds vermeld dat in de praktijk wordt gewerkt met een panel van *product offers*, dat wil zeggen met een steekproef van specifieke producten die zijn waargenomen bij bepaalde verkooppunten. Het kwaliteitsprobleem wordt zichtbaar doordat het panel niet constant is: er verdwijnen producten van de markt en dus ook uit het panel. Om de steekproef op peil te houden wordt een vervangend product geselecteerd, bijvoorbeeld een nieuw model of type PC. In dit geval gaat het om een gedwongen vervanging (*forced replacement*). Maar het komt ook voor dat het panel moedwillig ververst wordt. Dat is zelfs aan te bevelen voor dynamische markten met veel nieuwe en verdwijnende modellen, zoals de PC-markt, want de steekproef dient de populatie te weerspiegelen. Op de lange termijn is de steekproef dus niet constant van samenstelling en moet een correctie aangebracht worden op de verandering van de ‘ruwe’ prijsdata.

In de literatuur wordt een groot aantal methoden voor kwaliteitscorrecties genoemd; ILO (2004) en IMF (2004) geven een uitgebreid overzicht. Een eerste indeling is die in expliciete en impliciete correctiemethoden. Bij expliciete methoden wordt aan het kwaliteitsverschil tussen het oude en nieuwe product in de steekproef expliciet een waarde toegekend. Een van de bekendste expliciete correctiemethoden is hedonische regressie. Hierbij wordt een ‘hedonische prijsvergelijking’ geschat, die de prijs van een product relateert aan een set van kwaliteitsbepalende variabelen. Bij impliciete methoden wordt op enigerlei wijze een prijsverloop geschat; impliciet wordt daardoor aan het kwaliteitsverschil tussen het oude en nieuwe product een waarde toegekend.

6.2 Toepasbaarheid

Kwaliteitscorrecties kunnen worden uitgevoerd op verschillende aggregatieniveaus, afhankelijk van de mate van homogeniteit van het betrokken elementaire aggregaat. Zoals al bleek in paragraaf 5.2 kan het gaan om het niveau van individuele *product offers*, dus om een waarneming van een product bij een berichtgever. Kwaliteitscorrecties zijn ook mogelijk op alle prijzen (of een subset daarvan) binnen een bepaald elementair aggregaat.

Welke correctiemethode moet of kan worden toegepast, hangt van diverse factoren af. Bij een expliciete methode is meer informatie nodig over de betrokken producten of *product offers* dan bij een impliciete methode. Ook de marktsituatie is van belang. Is de markt zeer competitief, waardoor kwaliteitsverschillen direct in het prijsniveau tot uiting komen, of is dit niet of maar beperkt het geval?

In paragraaf 6.3 wordt een aantal veel toegepaste correctiemethodieken besproken, waarbij aangegeven wordt onder welke omstandigheden een methode toepasbaar is. We gaan niet in op het aggregatieniveau waarop de correcties plaatsvinden. Voor het gemak spreken we eenvoudig van 'oude' (vervangen) en 'nieuwe' (vervangende) *producten*.

6.3 Uitgebreide beschrijving

Schema 3 laat de situatie zien waarin de prijsstatisticus mogelijk met een kwaliteitsverschil tussen het oude en nieuwe product geconfronteerd wordt. Product *m* zit in periode *t*-1 in de steekproef, in periode *t* is het vervangen door product *n*. De vraag is wat het 'zuivere' prijsverloop tussen *t*-1 en *t* is, gegeven het feit dat een eventueel kwaliteitsverschil tussen *m* en *n* niet van invloed mag zijn op dat prijsverloop.

Schema 3. Situatieschets bij oud en nieuw product

	Waargenomen prijzen		
	Periode *t*-2	Periode *t*-1	Periode *t*
Oude product *m*	p_m^{t-2}	p_m^{t-1}	
Nieuwe product *n*			p_n^t

Een *expliciete* kwaliteitscorrectiemethode kent aan het verschil in kwaliteit tussen *m* en *n* expliciet een waardebedrag toe, zeg a^t. Dit waardebedrag wordt in mindering gebracht op de prijs van het nieuwe product *n* waardoor een fictieve prijs in periode *t* resulteert ($p_n^t - a^t$) die rechtstreeks vergeleken kan worden met de prijs in periode *t*-1 van het oude product *m*. Het prijsverloop tussen *t*-1 en *t* wordt dan berekend als:

$$\pi^{t/t-1} = \frac{p_n^t - a^t}{p_m^{t-1}} \tag{6.3.1}$$

Bij *impliciete* methodes wordt direct een schatting gemaakt van de prijsontwikkeling $\pi^{t/t-1}$ zonder gebruik te maken van de waargenomen prijzen p_m^{t-1} en p_n^t. Op basis van die schatting en p_m^{t-1} en p_n^t kan met behulp van formule (6.3.1) impliciet een waarde worden toegekend aan het kwaliteitsverschil tussen het oude en nieuwe product.

Hieronder worden de belangrijkste expliciete en impliciete methoden op hoofdlijnen beschreven. Ook gaan we kort in op twee methoden die in het kader van de HICP sterk ontraden worden en alleen in uitzonderlijke situaties toegepast mogen worden. In feite zijn ze bij de HICP via verordeningen verboden.

6.3.1 *Expliciete methoden*

- Directe vergelijking (*direct comparison*)

  De eerste stap tijdens het uitvoeren van een expliciete kwaliteitscorrectie bestaat gewoonlijk uit het vergelijken van het oude en nieuwe product. Wanneer er geen verschil in kwaliteit wordt geconstateerd, zodat $a^t = 0$ in (6.3.1), dan mogen de prijzen p_m^{t-1} en p_n^t rechtstreeks worden vergeleken. Het is gebruikelijk om deze methode onder het kopje kwaliteitscorrectiemethoden te bespreken, maar dat is enigszins merkwaardig; er wordt niets gecorrigeerd.

- Hoeveelheidscorrectie (*quantity adjustment*)

  Deze methode is bruikbaar indien de producten *m* en *n* kwalitatief gelijkwaardig zijn, maar in verschillende hoeveelheden verkocht worden. Een frisdrank wordt bijvoorbeeld in periode *t*-1 in flessen van 1 liter verkocht, terwijl hij in periode *t* alleen in flessen van 1,5 liter te krijgen is. De prijs in periode *t* kan dan worden omgerekend naar de hoeveelheid waarin het product in periode *t*-1 beschikbaar was. Meestal wordt een lineaire relatie tussen de prijs en de ‘hoeveelheid’ (zoals de inhoud) verondersteld. Een niet-lineair verband ligt overigens vaak meer voor de hand.

- Optieprijzen (*option prices*)

  Deze mogelijkheid doet zich voor indien in periode *t*-1 naast de standaardversie van een product een variant met één of meer extra opties verkrijgbaar was. Denk aan een auto waar tegen betaling extra accessoires zijn ingebouwd. Als deze auto in periode *t* standaard met de extra accessoires is uitgerust dan is een waardering van het kwaliteitsverschil (i.c. de accessoires) bekend, namelijk de optieprijs uit periode *t*-1. Deze prijs wordt gebruikt om voor het kwaliteitsverschil te corrigeren.

  In de praktijk wordt meestal niet de gehele prijs van de optie als correctieprijs gebruikt maar een deel daarvan, vaak 50%. Reden is dat het voor de producent goedkoper is een accessoire standaard in te bouwen dan incidenteel op verzoek van een cliënt. Bovendien hebben extra accessoires niet voor alle consumenten een toegevoegde waarde. Het is echter niet langer mogelijk het product zonder die optie aan te schaffen.

- Productiekosten (*production costs*)

  Het bedrag a^t wordt hier bepaald aan de hand van de extra kosten die gemoeid zijn met het produceren van het nieuwe product *n* (ten opzichte van het oude product *m*). Aangenomen wordt dat extra productiekosten een goede waardering vormen van het kwaliteitsverschil.

- Oordeel van deskundigen (*expert judgement* of *expert guess*)

Hier wordt aan een productdeskundige gevraagd het kwaliteitsverschil tussen *m* en *n* te waarderen. Dit kan bijvoorbeeld de producent of de importeur zijn van die producten. Hij kent een waarde a^t aan het kwaliteitsverschil toe of maakt een schatting van de prijs van het oude product *m* in periode *t* als dat nog beschikbaar zou zijn geweest.

- Hedonische benadering (*hedonic approach*)

  Eigenlijk veronderstellen alle expliciete methoden een relatie tussen de prijs van een product en de kwaliteitsbepalende kenmerken. Bij de hedonische methode wordt die relatie gemodelleerd en (gewoonlijk) met kleinste-kwadratenregressie geschat op de data van een groot aantal variëteiten van het product. Een semi-logaritmische vergelijking blijkt in de praktijk vaak redelijk te voldoen. Die ziet er zo uit:

$$\ln(p_i^t) = \alpha^t + \sum_{k=1}^{K} \beta_k^t x_{ik} + \varepsilon_i^t , \tag{6.3.2}$$

  waarin x_{ik} het *k*-de kenmerk is van variëteit *i* (*k*=1,…,*K*) en β_k^t de bijbehorende parameter; ε_i^t is de storingsterm. Met behulp van de geschatte parameters of ‘schaduwprijzen’ $\hat{\beta}_k^t$ kan het kwaliteitsverschil tussen twee variëteiten gewaardeerd worden. Er zijn verschillende manieren om dat te doen. Zie hiervoor ILO (2004), IMF (2004), Triplett (2004) en De Haan (2007).

  Het specificeren en schatten van een regressievergelijking zoals (6.3.2) vereist enige kennis van econometrie. Wellicht was dit de reden dat het nogal lang heeft geduurd voordat de hedonische methode ingeburgerd raakte. Een praktisch punt is dat voor het schatten van de vergelijking meestal meer waarnemingen nodig zijn dan beschikbaar zijn in het panel waarmee de prijsindex wordt bepaald. De extra benodigde data worden gewoonlijk niet iedere verslagperiode *t* verzameld, maar minder frequent, bijvoorbeeld eens per kwartaal of eens per halfjaar. Dan wordt aangenomen dat de regressiecoëfficiënten (schaduwprijzen) vrij stabiel in de tijd zijn.

6.3.2 Impliciete methoden

- Imputatie (*bridged overlap of class mean imputation*)

  Hierbij wordt de prijsverandering van een set andere, min of meer vergelijkbare producten gebruikt als schatting van het prijsverloop $\pi^{t/t-1}$ in (6.3.1). Er zijn diverse varianten om die verzameling vergelijkbare producten te bepalen. De imputatiemethode wordt soms ten onrechte verward met niet corrigeren voor kwaliteitsverandering; impliciet wordt altijd een veronderstelling gemaakt over de kwaliteitsverandering. Deze methode wordt veel toegepast, ook door het CBS, vooral bij producten waar naar verwachting geen grote kwaliteitsveranderingen optreden.

- Overlap (*overlap*)

Bij deze methode wordt, anders dan in schema 3, aangenomen dat er een periode is waarin het oude en nieuwe product tegelijkertijd verkrijgbaar zijn en ook de prijzen bekend zijn. Stel dat dit periode *t*-1 is. Aangenomen wordt dat de waarde van het kwaliteitsverschil (in periode *t*) gelijk is aan het prijsverschil tussen *m* en *n* in periode *t*-1. De overlapmethode komt er in feite op neer dat het prijsverloop in periode *t*-1 gebaseerd wordt op product *m* en dat voor periode *t* op product *n*. Deze methode is alleen bruikbaar als de markt gekenmerkt wordt door volledige concurrentie en beide producten zich in dezelfde ‘levensfase’ bevinden. Aan de eerste voorwaarde wordt lang niet altijd voldaan. De tweede voorwaarde is ook problematisch: het verdwijnende product wordt vervangen door een product dat ook van de markt dreigt te verdwijnen. De overlapmethode wordt niettemin wel toegepast, ook door het CBS.

6.3.3 Ongewenste methoden

- Wegkoppelen van de prijsverandering (*Link to show no price change*)

  In deze methode wordt de prijs van het nieuwe product *n* in periode *t* gekoppeld aan de prijs van het oude product *m* in periode *t*-1, zodanig dat de prijsindex niet verandert. Het prijsverschil tussen *m* en *n* wordt geheel toegeschreven aan een kwaliteitsverschil. Bovendien wordt tussen *t*-1 en *t* geen prijsverandering verondersteld. Deze methode introduceert in het algemeen ten onrechte een vorm van prijsstabiliteit.

- Aanhouden (*Carry forward*)

  Deze methode houdt in dat de prijs van het oude product *m* in periode *t*, en ook in daarop volgende periodes, wordt aangehouden. Er wordt dus geen vervangend product *n* aan het panel toegevoegd. Ook in dit geval kan ten onrechte een vorm van prijsstabiliteit worden geïntroduceerd. Deze aanpak is in het kader van de HICP alleen toegestaan wanneer harde informatie beschikbaar is die de aanname van geen prijsverandering onderbouwt.

7. Specifieke onderwerpen

7.1 Seizoenproducten

Veel producten worden niet in elke maand van het jaar in dezelfde hoeveelheden aangeschaft of geproduceerd. Een (kalender)jaar is in zekere zin een ‘natuurlijke’ referentieperiode, want seizoeninvloeden worden dan uitgesloten. Bij prijsindices is het dan ook gebruikelijk de wegingsschema’s te baseren op bestedingen, productiewaarden, etc. van een geheel jaar. Een probleem is dat sommige producten niet het gehele jaar verkrijgbaar zijn of geproduceerd worden en er dus geen prijzen kunnen worden waargenomen. Zulke producten noemt men wel ‘sterke’ seizoenproducten, in tegenstelling tot ‘zwakke’ seizoenproducten die doorlopend op de markt zijn.

Bij de CPI en de HICP wordt voor een beperkt aantal productgroepen daarom in de praktijk gewerkt met wegingsschema’s die per maand kunnen verschillen. Het gaat om aardappelen, groente en fruit (AGF), kleding, en bloemen en planten. De maandafhankelijke wegingsschema’s worden toegepast binnen ieder van deze groepen. Het gewicht van de productgroep als geheel (fruit, groente e.d.) wordt wel over het hele jaar constant gehouden. De prijsindex voor productgroep *G* uit de categorie sterke seizoenproducten voor maand *m* van verslagjaar *j* ten opzichte van het referentiejaar *j*-1 wordt met de Rothwell-formule berekend:

$$P_{G,R}^{j,m/j-1} = \sum_{i \in G} w_i^{j-1,m} \left(\frac{p_i^{j,m}}{p_i^{j-1}} \right), \tag{7.1.1}$$

met $\sum_{i \in G} w_i^{j-1,m} = w_G^{j-1}$ voor alle *m*.

De PPI kent geen maandafhankelijke wegingsschema’s. Indien een product vanwege seizoensinvloeden in bepaalde maanden niet wordt geproduceerd en er geen prijs valt waar te nemen, wordt de laatst waargenomen prijs aangehouden en met het vaste jaargewicht in de berekening meegenomen. Hoewel over de langere termijn bezien de prijsontwikkeling de juiste trend weergeeft, heeft deze handelwijze een dempend effect op de korte termijn prijsontwikkelingen.

Bij enkele branches waarvoor een DPI wordt bepaald, speelt wel de seizoenproblematiek. De berekeningsmethodiek om hiermee rekening te houden is nogal branchespecifiek. Voor details wordt daarom verwezen naar Dijkstra en Kirsten (2007).

7.2 Afgeleide indexcijfers (*Constant tax index*)

Er zijn tal van redenen waarom consumentenprijzen veranderen. Eén daarvan is het wijzigen van de tarieven voor indirecte, productgebonden belastingen. Voorbeelden zijn btw en accijnzen op tabak en benzine. De (verwachte) inflatie speelt een belangrijke rol tijdens loononderhandelingen. Werknemers streven ernaar in ieder geval voor inflatie gecompenseerd te worden. Het zou wat vreemd zijn als maatregelen van de overheid die tot doel hebben consumenten te treffen, via loononderhandelingen op de werkgevers worden afgewenteld. In de jaren 70 van de twintigste eeuw is daarom een ‘afgeleide’ CPI ontwikkeld die probeert weer te geven wat de CPI geweest zou zijn indien de tarieven van de indirecte belastingen niet waren veranderd. Het is een theoretisch construct, want als tarieven ongewijzigd waren gebleven, waren vraag en aanbod beïnvloed en waren daarmee de marktprijzen waarschijnlijk niet gelijk aan de nu geldende. De afgeleide CPI voorziet desondanks in een behoefte.[8] Inmiddels wordt ook van de HICP een afgeleide versie berekend, de *constant tax index*.

Hieronder volgt de berekeningswijze van de afgeleide prijsindex voor een product *i* waarop btw en twee typen accijnzen rust. We gebruiken de volgende notatie:

- α_i^t accijns met een forfaitair tarief per eenheid product. Zulke accijnzen worden ook wel accijnzen naar hoeveelheid genoemd en zijn onafhankelijk van de consumentenprijs;
- γ_i^t tariefpercentage van de accijns naar waarde;
- δ_i^t tariefpercentage van de btw – een fractie van de prijs exclusief btw, maar inclusief accijnzen.

De (gemiddelde) consumentenprijs van product *i* op tijdstip *t*, p_i^t, is te schrijven als een combinatie van de prijs vóór belasting p'^t_i (netto prijs) en de diverse belastingen en accijnzen:

$$\begin{aligned} p_i^t &= p'^t_i + \alpha_i^t + \gamma_i^t p_i^t + \delta_i^t \left(p'^t_i + \alpha_i^t + \gamma_i^t p_i^t \right) \\ &= \left(1+\delta_i^t\right)\left(p'^t_i + \alpha_i^t + \gamma_i^t p_i^t\right). \end{aligned} \tag{7.2.1}$$

De afgeleide prijs $\tilde{p}_i^t$ is gedefinieerd als de prijs van *i* in periode *t*, die zou gelden bij tarieven van de referentieperiode 0. Uitgaande van (7.2.1) kan de afgeleide prijs worden geschreven als functie van de consumentenprijs:

$$\tilde{p}_i^t = \frac{\dfrac{p_i^t}{1+\delta_i^t} - \left(\alpha_i^t - \alpha_i^0\right) - \gamma_i^t p_i^t}{\dfrac{1}{1+\delta_i^0} - \gamma_i^0}. \tag{7.2.2}$$

Delen door de referentieprijs p_i^0 leidt tot de afgeleide index:

$$\tilde{\pi}_i^{t/0} = \frac{\dfrac{p_i^t}{1+\delta_i^t} - \left(\alpha_i^t - \alpha_i^0\right) - \gamma_i^t p_i^t}{\dfrac{p_i^0}{1+\delta_i^0} - \gamma_i^0 p_i^0}. \tag{7.2.3}$$

Het aggregeren van alle partiële afgeleide indices gebeurt op dezelfde manier als bij de ‘gewone’ CPI dan wel HICP.

---

[8] Tegenwoordig zijn in de CPI ook consumptie-gebonden belastingen (zoals motorrijtuigenbelasting) opgenomen waarmee in de afgeleide CPI eveneens rekening wordt gehouden.

8. Literatuur

Balk, B.M. (1998), On the Use of Unit Value Indices as Consumer Price Sub-Indices, in : W. Lane (ed.). In: *Proceedings of the Fourth Meeting of the Ottawa Group*. Bureau of Labor Statistics, Washington, D.C., pp. 112-120.

Balk, B.M. (2000), *On Curing the CPI's Substitution and New Goods Bias*. Research paper 0005, Sector Statistische Methoden, CBS, Voorburg.

Balk, B.M. (2005), Price Indexes for Elementary Aggregates: The Sampling Approach. *Journal of Official Statistics* 21, 675-699.

Balk, B.M. (2008), *Prices and Quantities. Models for Measuring Aggregate Change and Difference* (te verschijnen).

Bikker, R., J. Daalmans en N. Mushkudiani (2007), *Methodenreeks, thema Macro-integratie, deelthema Inpassen*. CBS, Voorburg.

Dijkstra, E. en U. Kirsten (2007), *Nieuwe methode voor de statistiek Producentenprijzen Diensten*. CBS, Voorburg.

Grient, H.A. van der, en N. de Bruijn (2007), *Gewone en afgeleide CPI (2006=100) als kettingindex: berekeningsmethodiek bij een aggregaatmatrix*. CBS, Voorburg.

Haan, J. de (2007), *Hedonic Price Indexes: A Comparison of Imputation, Time Dummy and Other Approaches*. Paper gepresenteerd tijdens de vijfde Economic Measurement Group Workshop, 12-13 december 2005, Sydney.

International Labour Office (ILO, 2004), *Consumer Price Index Manual; Theory and Practice*. ILO Publications: Genève.

International Monetary Fund (IMF, 2004), *Producer Price Index Manual; Theory and Practice*. IMF Publications: Washington.

Israëls, A., J. Pannekoek en E. Schulte Nordholt (2007), *Methodenreeks, thema Controle en correctie/imputatie, deelthema Imputatie*. CBS, Voorburg.

Knottnerus, P. (2008), *Steekproefadvies PPI*. CBS, Voorburg.

Okkerse, R. en W. Vosselman (2004), *Nieuwe indexformules voor de statistiek Producentenprijzen*. CBS, Voorburg.

Silver, M. (2007), *Do Unit Value Export, Import, and Terms of Trade Indexes Represent or Misrepresent Price Indexes?*. IMF Working Paper nr. WP/07/121, Washington, D.C.

Triplett, J.E. (2003), Using Scanner Data in the Consumer Price Index: Some Neglected Conceptual Considerations. In: R. Feenstra and M. Shapiro (eds.), *Scanner Data and Price Indexes*. University of Chicago Press, Chicago.

Triplett (2004), *Handbook on Hedonic Indexes and Quality Adjustments in Price Indexes; Special Application to Information Technology Products*. Directorate for Science, Technology and Industry Working Paper 2004/9, Paris: OECD.