

Vägningstal och indexkonstruktion i samband med coronakrisen

Coronapandemins efterverkningar har lett till metodologiska svårigheter för inflationsberäkningarna i Sverige liksom i andra länder. I en tidigare pm till nämnden (Carlsson och Ståhl, 2020a) diskuterades i första hand prismättningsfrågan. I föreliggande dokument lyfts frågor kopplade till vägningstal och indexkonstruktion. Nämnden välkomnas att komma med synpunkter på de ämnen som diskuteras samt att uppmärksamma andra metodfrågor kopplade till pandemin som de anser att SCB bör utreda närmare.

1. Syfte

Syftet med föreliggande pm är att utgöra underlag för fortsatt diskussion av coronakrisens effekter på SCB:s inflationsmätningar. I en bilaga beskrivs de principer och den imputeringsmetod som SCB tillämpat för att hantera de mätproblem som uppstått under de senaste månaderna. Fokus i huvudtexten ligger på effekterna på KPI, KPIF och HIKP av skiften i hushållskonsumtionens fördelning mellan olika huvudgrupper och delgrupper. Vi beskriver på vilket sätt konsumtionens fördelning påverkar de olika måtten och varför stora skiften i konsumtionen riskerar att leda till problem för inflationsstatistiken. Vi diskuterar också hur imputerade indextal bör hanteras på längre sikt, det vill säga i kommande årslänkar.

I avsnitt 4 listas ett antal frågor som nämnden välkomnas att komma med synpunkter på. Innan dess ges en bakgrund tänkt att fungera som underlag för diskussionerna. I avsnitt 2 ges en generell beskrivning av hur vägningstal används i de tre måtten KPI, KPIF och HIKP och på vilket sätt relativa konsumtionsförändringar genom dessa påverkar indextal och inflationstakt. Vi beskriver också den så kallade "korgeffekten" och på vilket sätt denna påverkar nivå och utvecklingstal för KPI och KPIF. I

avsnitt 3 diskuteras vidare hur pris- och volymutvecklingen har sett ut hittills under 2020, och vilka slutsatser som eventuellt kan dras av detta vad gäller tillförlitligheten i inflationsmätningarna under 2020 samt effekter under kommande år.

2. Vägningstal och deras effekter på index och inflation

Vikter (vägningstal) baserade på hushållskonsumtionens fördelning mellan olika typer av produkter används för att aggregera delindex till en total för alla de tre måtten KPI, KPIF och HIKP. Nedan ges en kort beskrivning av hur vägningstal kommer in i de olika indexkonstruktionerna. För detaljer hänvisas till dokumentet *Statistikens framställning* (SCB, 2020), tillgängligt via SCB:s hemsida.

Vi kommer att använda beteckningen $I_{t_1}^{t_2}$ för en indexlänk som går från tidpunkt t_1 till t_2 . Denna länk beskriver prisutvecklingen mellan period t_1 och t_2 för hela den produktkorg som ingår i KPI, KPIF eller HIKP. $I_{t_1}^{t_2}(g)$ är motsvarande länk för den specifika produktgruppen g . Vi använder också $U^y(g)$ för att beteckna värdet av den totala privata inhemska hushållskonsumtionen under år y inom produktgrupp g .

2.1 Indexkonstruktion

Indexkonstruktion för KPI

Konsumentprisindex (KPI med indexbasår 1980) för månad m år y beräknas som ett kedjat index enligt formeln:

$$I_{1980}^{y,m} = I_{1980}^{2005} \times I_{2005}^{2006} \times I_{2006}^{2007} \times \dots \times I_{y-3}^{y-2} \times I_{y-2}^{y,m}$$

där den sista länken, ”månadslänken”, går från helåret två år innan till innevarande månad, medan den näst sista länken, ”årslänken”, beskriver prisutvecklingen mellan år $(y-3)$ och $(y-2)$. (För diskussionen i föreliggande pm är det främst dessa två länkar som är av betydelse.)

Länkarna beräknas i sin tur enligt:

$$I_{y-3}^{y-2} = \sum_{\forall g} \{w_W^y(g) \cdot I_{y-3}^{y-2}(g)\}, \text{ med } w_W^y(g) = \frac{\sqrt{U^{y-3}(g)U^{y-2}(g)/I_{y-3}^{y-2}(g)}}{\sum_{\forall g} \sqrt{U^{y-3}(g)U^{y-2}(g)/I_{y-3}^{y-2}(g)}} \quad (1)$$

respektive

$$I_{y-2}^{y,m} = \sum_{\forall g} \{w_L^y(g) \cdot I_{y-2}^{y,m}(g)\}, \text{ med } w_L^y(g) = \frac{U^{y-2}(g)}{\sum_{\forall g} U^{y-2}(g)} \quad (2)$$

där summorna går över alla produktgrupper som ingår i KPI-korgen. De två vikterna $w_W^y(g)$ och $w_L^y(g)$ hänvisas i denna pm till som "vägningstal".

Inflationstakten, den relativa prisförändringen mellan period $(y-1, m)$ och (y, m) , beräknas utifrån ovanstående indextal och kan därmed så när som på avrundningar skrivas:

$$\Delta_{y-1,m}^{y,m}(KPI) = \frac{I_{1980}^{y,m} - I_{1980}^{y-1,m}}{I_{1980}^{y-1,m}} = \frac{I_{y-3}^{y-2} \times I_{y-2}^{y,m}}{I_{y-3}^{y-1,m}} - 1 \quad (3)$$

Indexkonstruktion för KPIF

Konsumentprisindex med fast ränta (KPIF med indexbasår 1987) för månad m år y kedjas enligt samma princip som KPI:

$$I_{1987}^{y,m} = I_{1987}^{2005} \times I_{2005}^{2006} \times I_{2006}^{2007} \times \dots \times I_{y-3}^{y-2} \times I_{y-2}^{y,m}$$

De ingående länkarna beräknas också enligt samma metod (och med samma vägningstal). Det enda undantaget mot KPI är att produktgrupperna 'Räntekostnader, egnahem' och 'Räntekostnader, bostadsrätt' räknas under antagande om konstanthållen räntesats.

Indexkonstruktion för HIKP

Det EU-harmoniserade måttet (HIKP med indexbasår 2015) för månad m år y kedjas till skillnad från KPI/KPIF via december, och beräknas enligt:

$$I_{2015}^{y,m} = I_{2015}^{2015,12} \times I_{2015,12}^{2016,12} \times \dots \times I_{y-2,12}^{y-1,12} \times I_{y-1,12}^{y,m}$$

De ingående länkarna kan skrivas:

$$I_{y-1,12}^{y,m} = \sum_{\forall g} \{w_{LT}^y(g) \cdot I_{y-1,12}^{y,m}(g)\}, \text{ med } w_{LT}^y(g) = \frac{U^{y-2}(g) \cdot I_{y-2}^{y-1,12}(g)}{\sum_{\forall g} \{U^{y-2}(g) \cdot I_{y-2}^{y-1,12}(g)\}} \quad (4)$$

där summan nu går över alla produktgrupper som ingår i HIKP-korgen, vilken skiljer sig något från KPI/KPIF-korgen. Vikterna, $w_{LT}^y(g)$, utgör alltså vägningstalen för HIKP.

Inflationstakten enligt HIKP ges, så när som på avrundningar, av:

$$\Delta_{y-1,m}^{y,m}(HIKP) = \frac{I_{2015}^{y,m} - I_{2015}^{y-1,m}}{I_{2015}^{y-1,m}} = \frac{I_{y-1,12}^{y-1,12} \cdot I_{y-2,12}^{y-1,12}}{I_{y-2,12}^{y-1,m}} - 1 \quad (5)$$

2.2 Effekter av konsumtionsskiften, på kort sikt

KPI/KPIF

Som framgår ovan så består KPI och KPIF av både ”årslänkar” och ”månadslänkar”. På kort sikt påverkas dock index i första hand av månadslänkarna (2), i vilka konsumtionsuppgifter från år $(y-2)$ används för sammanvägningen. Man kan se detta som en form av approximation, då en fördelning som även tog hänsyn till konsumtionen under år y och eventuellt även $(y-1)$ hade varit teoretiskt mer fördelaktig. Sådana uppgifter finns emellertid normalt sett inte tillgängliga. Approximationen bygger på antagandet att konsumtionens fördelning mellan olika produktgrupper är relativt stabil över tiden och kan därmed antas fungera sämre i tider av kraftiga konsumtionsförskjutningar.

HIKP

För HIKP-länkarna (4) är situationen densamma som för månadslänkarna; konsumtionsuppgifter från år $(y-2)$ används som en approximation då mer aktuella uppgifter inte finns tillgängliga. Stora konsumtionsförändringar kan alltså antas leda till mindre representativa vägningstal även för HIKP. I ”HIKP-manualen” (Eurostat, 2018) står att vikter ska vara “så representativa som möjligt för konsumtionsmönstret under år $(y-1)$ ”.¹

2.3 Effekter av konsumtionsskiften, på längre sikt

Årslänken i KPI/KPIF

Eftersom årslänken (1) räknas med två års eftersläpning så är det här möjligt att använda vägningstal som baseras på konsumtionsbelopp från samma tidsperiod som länken avser. Årslänken fångar på så vis upp de konsumtionsskiften som sker under perioden, och bidrar till att indexserien för KPI/KPIF på sikt hamnar på en mer korrekt nivå.

HIKP-länkarna

För HIKP används ingen separat långtidslänk utan kedjning sker utifrån de ursprungliga decemberlänkarna. Den eventuella brist på representativitet som finns i vägningstalen för dessa länkar justeras alltså inte heller på sikt.

¹ ” [The] ‘weighting reference period’ of an HICP means the 12-month period of consumption or expenditure from which the weights are estimated for the compilation of the HICP index figures. [...] Member States shall produce HICPs using sub-index weights which reflect the consumers’ expenditure pattern in the weighting reference period and aim to be as representative as possible for consumers’ expenditure patterns in the previous calendar year [...] Each year, Member States shall therefore review and update HICP sub-index weights taking into account preliminary national accounts data on consumption patterns of year $t-2$ [...] “

Kedjedrift

Normalt sett brukar risken för ”drift” i de kedjade serierna för KPI, KPIF och HIKP betraktas som ytterst liten. Detta då vägningsstalen baseras på helårsvärden, och därmed inte är särskilt volatila.² Om konsumtionsmönstren skulle variera kraftigt mellan år så skulle dock en sådan risk kunna uppstå.

2.4 Korgeffekten

SCB publicerar varje år beräkningar av hur stor del av årets inflationstakt enligt KPI respektive KPIF som utgörs av en så kallad ”korgeffekt”. Med detta avses den effekt som kommer sig av att inflationstakten beräknas utifrån den kedjade indexserien, och därmed påverkas av att konsumtionens sammansättning ändras över tiden. Mer specifikt så innebär KPI:s indexkonstruktion att korgeffekten påverkas av att månadslänkar efter hand byts ut mot årslänkar.

Även HIKP kan sägas innehålla ”korgeffekter”, även om inga årslänkar används. Eftersom HIKP kedjas årsvis via december så uppstår dock ingen korgeffekt på månadstakten, och i december finns heller ingen effekt på årstakten. SCB har hittills inte beräknat korgeffekter för HIKP.

Sedan 2020 beräknas korgeffekten på inflationstakten för KPI och KPIF enligt följande (Ståhl, 2019):

$$K_{y-1,m}^{y,m} = \frac{I_{y-2}^{y-2} \times I_{y-1,m}^{y-1,m}}{I_{y-3}^{y-1,m}} - 1 \quad (6)$$

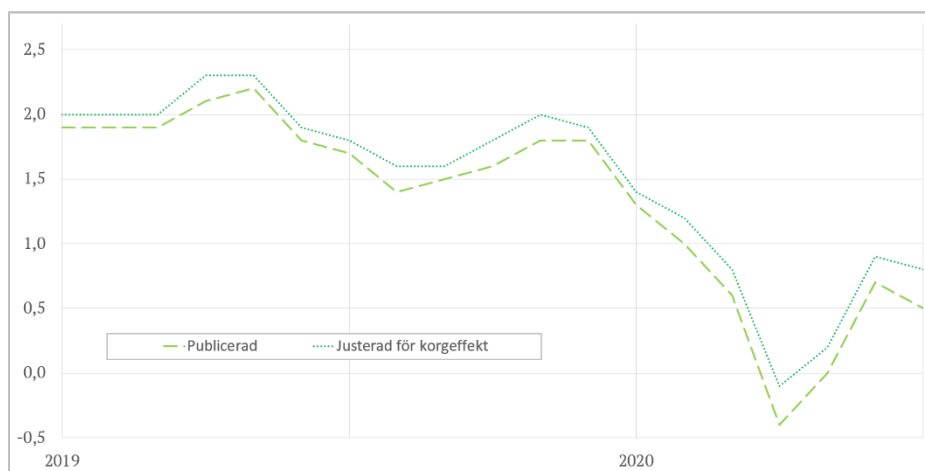
Formeln innebär att en form av ”fiktiv inflationstakt” [jmf formel (3)] beräknas under antagande om oförändrade priser de 12 senaste månaderna. Den ger med andra ord den inflationstakt som skulle ha blivit resultatet om SCB genomförde alla beräkningar ”på vanligt sätt” medan samtliga elementärindex uppvisade oförändrat prisläge jämfört med samma period föregående år.

I figur 1 redovisas inflationstakten för perioden 2019M01–2020M07 tillsammans med motsvarande mått med korgeffekten borträknad. Det alternativa måttet kan tolkas som inflationstakten helt baserad på den konsumtionsfördelning som gällde under år (y-2), d.v.s. 2017 respektive 2018 i figuren.³ Under 2020 har korgeffekten varit relativt stor och hittills

² Med kedjedrift avses fenomenet att en kedjad indexserie ger ett annat resultat än en serie där varje period jämförs med den första. Risken för kedjedrift ökar när kvantiteterna varierar mycket över tiden.

³ Måttet har beräknats enligt formeln $\frac{I_{y-2}^{y,m}}{I_{y-2}^{y-1,m}} - 1$; jämför (3) och (6).

under året har den dragit ner inflationstakten med i genomsnitt ungefär två tiondelar.



Figur 1: Inflationstakt och korgeffektsjusterad inflationstakt för perioden 2019M01 – 2020M07 (i procent). Källa: SCB och egna beräkningar.

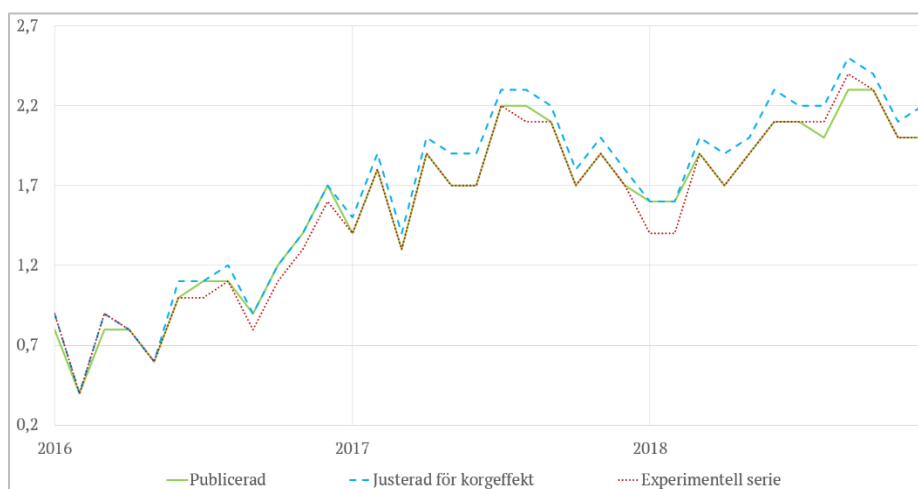
Storleken på korgeffekten beror på ett relativt komplicerat sätt av de konsumtionsskiften som skett mellan år $(y-3)$ och $(y-2)$; förutom volymutvecklingen mellan $(y-3)$ och $(y-2)$ påverkas korgeffekten även av hur prisnivåerna under $(y-3)$ och $(y-2)$ skiljer sig från nivåerna under $(y-1)$. Förändringar i produktgruppsstrukturen mella olika år, d.v.s. tillägg av nya produktgrupper och borttagande av utgående, påverkar också. Eftersom en del av korgeffekten kommer sig av att månadslänkar efter hand byts mot årslänkar - en konstruktion baserad på äldre vikter byts alltså mot en konstruktion med vikter från den period som länken avser - så är en vanlig tolkning att index med beaktande av korgeffekten i efterhand ”korrigeras” för förskjutningar i konsumtionen.

Korgeffekten påverkar även inflationstakten. Historiskt har korgeffekten bidragit till att dra ner inflationstakten och enligt preliminära beräkningar har detta också lett till att den hamnat närmare en experimentell serie som beräknats utifrån mer representativa vägningstal (retroaktivt räknade vägningstal baserade på de konsumtionsbelopp som blir tillgängliga först två år senare).

I figur 2 redovisas resultaten av en sådan preliminär beräkning för perioden 2016M01-2018M12. Den experimentella serien har här räknats utifrån en korg baserad på konsumtionsbeloppen för samma år och året innan. Resultatet kan tolkas som det inflationsutfall som skulle ha uppstått om inflationen beräknades med hjälp av ett fastkorgsindex där korgen utgjordes av det geometriska medelvärdet av kvantiteterna från helåren $(y-$

1) och y .⁴ Noteras bör att alternativa formuleringar för den experimentella serien hade varit möjliga.

Som syns i figuren så har korgeffekten för denna period dragit ner inflationstakten med i genomsnitt ungefär en tiondel. Detta har i sin tur gett inflationstal som över tid hamnat närmare den experimentella serien. Det är dock svårt att överblicka hur effekten skulle slå under mer extrema variationer i konsumtionsmönstret.



Figur 2: Inflationstakt, korgeffektsjusterad inflationstakt och inflationstakt enligt experimentell serie för perioden 2016M01 – 2018M12 (i procent). Källa: SCB och egna beräkningar.

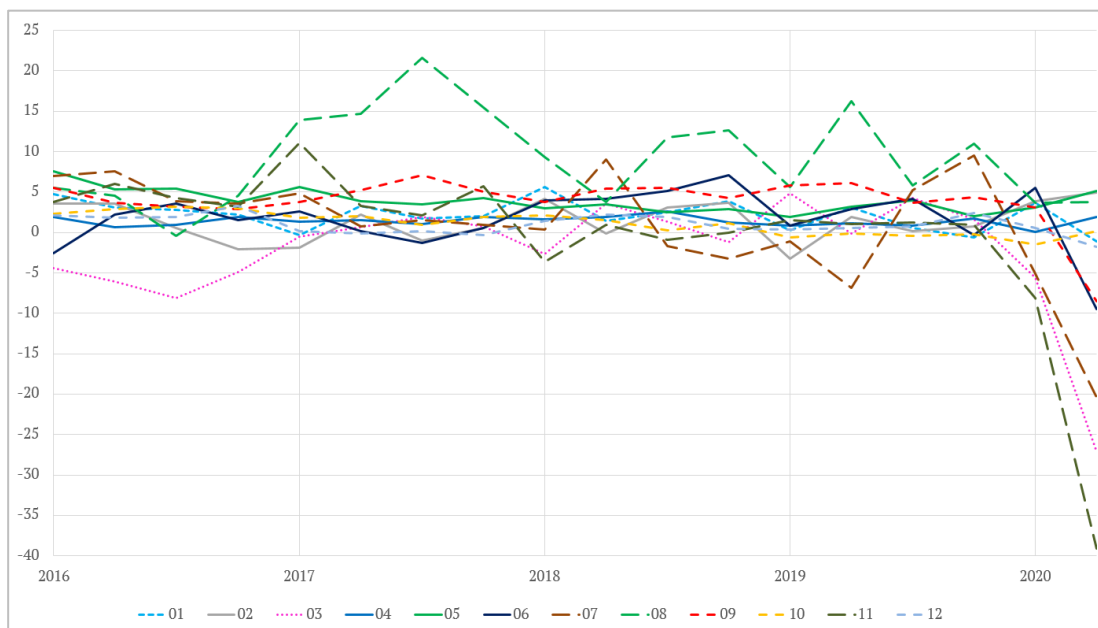
3. Inflationmätningar 2020-2023

3.1 Volym- och prisutveckling under 2020

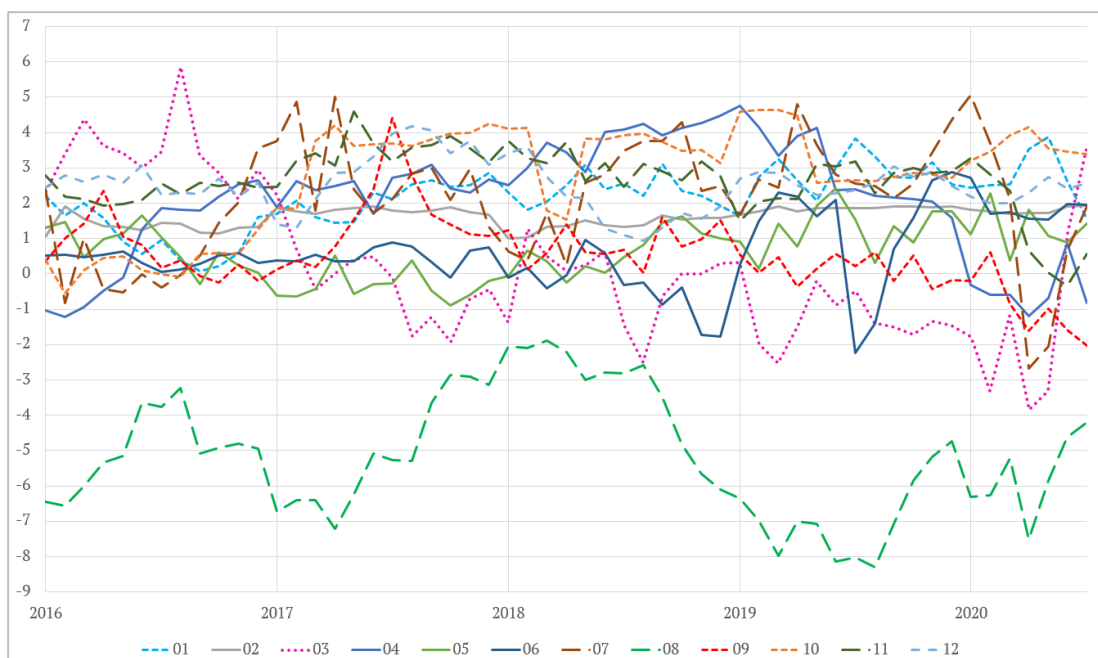
I figur 3 redovisas hushållskonsumtionens utveckling enligt nationalräkenskapernas senaste kvartalsberäkningar, uppdelat på huvudgrupper enligt COICOP. Det är tydligt att ovanligt stora skiften mellan aggregaten ägt rum under 2020; medan exempelvis COICOP 11, 03

⁴ Serien har praktiskt räknats genom att vägningstalen i den vanliga månadslinken (2) ersatts med de justerade vägningstalen $w^*(g) = w_L^y(g) \times \frac{\sqrt{F_{y-1}^y(g) \cdot F_{y-2}^{y-1}(g)}}{\sum \{w_L^y(g) \cdot \sqrt{F_{y-1}^y(g) \cdot F_{y-2}^{y-1}(g)}\}}$, där $F_{y-1}^y(g)$ betecknar en

”framskrivningsfaktor” baserad på den faktiska förändringen i konsumtionsbeloppet för produktgrupp g mellan år $(y-1)$ och y . Denna faktor har räknats utifrån de konsumtionsbelopp som använts för KPI:s viktberäkningar två år senare, enligt följande: $F_{y-1}^y(g) = \frac{U^y(g)}{U^{y-1}(g) \cdot I_{y-1}^y(g)}$. Den experimentella inflationstakten har slutligen räknats justerat för ”korgeffekt” d.v.s. i enlighet med fotnot 4 men med de alternativa vikterna, $w^*(g)$, som grund även för indexet i nämnaren.



Figur 3: Hushållens konsumtionsutgifter 2016K01 – 2020K02. Relativ förändring jämfört med samma kvartal föregående år (i procent). Källa: SCB, nationalräkenskapernas kvartalsberäkningar, fasta priser enligt referensår 2019. (01 = Livsmedel, 02 = Alkohol och tobak, 03 = Kläder och skor, 04 = Boende, 05 = Inventarier och hushållsvaror, 06 = Hälso- och sjukvård, 07 = Transport, 08 = Post- och telekommunikation, 09 = Rekreation och kultur, 10 = Utbildning, 11 = Restaurang och logi, 12 = Diverse).



Figur 4: Prisutveckling 2016M01 – 2020M07. Relativ förändring jämfört med samma månad föregående år (i procent). Källa: SCB, Konsumentprisindex. (01 = Livsmedel, 02 = Alkohol och tobak, 03 = Kläder och skor, 04 = Boende, 05 = Inventarier och hushållsvaror, 06 = Hälso- och sjukvård, 07 = Transport, 08 = Post- och telekommunikation, 09 = Rekreation och kultur, 10 = Utbildning, 11 = Restaurang och logi, 12 = Diverse).

och 07 rasat kraftigt så uppvisar COICOP 02, 05 och 08 en relativt stabil utveckling jämfört med samma period föregående år.

Figur 4 (föregående sida) visar prisutvecklingen enligt KPI för motsvarande aggregat. Även här sticker den sista perioden ut, om än inte lika tydligt som i figur 3. COICOP 07 uppvisar exempelvis en ovanligt låg inflationstakt under 2020 och COICOP 03 är mer volatil än vanligt.

3.2 Slutsatser angående inflationsmätningarna 2020

Det är inte helt enkelt att dra slutsatser utifrån figur 3 och 4 eftersom utvecklingstalen där redovisas på så pass aggregerad nivå. Som exempel kan tas COICOP 07. Gruppen uppvisar en låg inflationstakt i figur 4, samtidigt som den enligt figur 3 sannolikt har haft en större vikt i inflationsmåttet än vad den hade haft om månadslänkens vägningstal tagit hänsyn till konsumtionens fördelning under innevarande år. Detta skulle alltså ha bidragit till en underskattning av årets inflationstakt. Samtidigt gäller att COICOP 07 innehåller många olika produktkategorier, däribland bilar, cyklar, drivmedel och transporttjänster. Och medan prisnedgången nästan helt förklaras av låga drivmedelspriser så är det möjligt att figur 3 även visar på effekter av utebliven konsumtion av exempelvis utrikes flygresor. Det är därmed vanskligt att uppskatta storleken på totaleffekten utan mer detaljerad information.

Möjligheter till mer detaljerade uppskattningar

KPI:s vägningstal beräknas normalt sett med nationalräkenskapernas årsberäkningar som viktigaste informationskälla. (Därutöver ingår också ett stort antal sidokalkyler baserade på olika typer av interna och externa statistikunderlag.) Preliminära årsberäkningar avseende 2020 blir tillgängliga först under hösten 2021 och SCB har hittills inte utrett möjligheterna att prognosticera konsumtionsbeloppen för 2020 för enskilda produktgrupper utifrån mer approximativa underlag. Sådana alternativa vägningstal hade annars kunnat användas för att uppskatta storleken på eventuell under- eller överskattning i årets redovisade inflationstakt.

Schablonmässiga uppskattningar av effekterna på årets inflationstakt har ändå gjorts baserat på viktframskrivning utifrån nationalräkenskapernas kvartalsberäkningar, tillsammans med antaganden om konstant utveckling inom huvudgrupper. Resultaten har gett vissa indikationer på att inflationstakten kan ha underskattats under den i en mening värsta krisperioden, april-maj 2020. Osäkerheten i dessa uppskattningar (till följd av de kraftiga antaganden som de baserats på) har dock bedömts som så pass stor att resultaten inte redovisas här.

3.3 Slutsatser angående korgeffekter 2022 – 2023

Givet att KPI och KPIF räknas med ordinarie metod under kommande år så finns en risk för ovanligt stora korgeffekter under 2022 och 2023. Det är dock svårt att idag uttala sig om storlek eller riktning på dessa effekter eftersom de, förutom att bero av konsumtionsförskjutningarna mellan produktgrupper, beror av prisutvecklingen under såväl 2021 som 2022.

4. Diskussion

4.1 Frågor till nämnden

Nedanstående punkter är exempel på metodfrågor relaterade till indexkonstruktion och vägningstal som SCB kommer att behöva ta ställning till under de närmaste åren och vilka nämnden välkomnas att ha synpunkter på. (Frågorna tydliggörs längre ner i avsnittet.) Diskussionen bygger till stor del på det implicita antagandet att 2020 kommer att förbli ett år som ”sticker ut”; det vill säga att coronakrisens effekter kommer att vara som störst under innevarande år för att sedan bli mindre betydande från och med 2021.

- Ska indexkonstruktionen för KPI/KPIF justeras temporärt på sådant sätt att index på sikt inte är beroende av utvecklingen under 2020, för att undvika kedjedrift?
- Hur ska imputerade produktgruppsindex hanteras i kommande årslänkar för KPI och KPIF?
- Ska lämpligen månadslänkar för KPI och KPIF räknas med en alternativ indexformel för 2021 och 2022?
- Hur ska alla dessa frågor hanteras i HIKP?

En ytterligare fråga är huruvida det finns skäl för SCB att utreda motiv och möjligheter att retroaktivt producera särskilda analytiska KPI-serier med två till tre års eftersläpning.

Nedan går vi igenom de olika punkterna i tur och ordning.

4.2 Temporärt ändrad kedjningsprincip

Om 2020 visar sig bli ett väldigt udda år med avseende på vikt-förskjutningar mellan produktgrupper såväl som på skillnader i prisutveckling, så skulle detta kunna leda till ett skifte i indexnivån som ligger kvar även på sikt. Man skulle därför kunna tänka sig en temporär

konstruktion där man ”kedjar sig förbi” 2020. Ett sådant grepp kan eventuellt vara motiverat för att förebygga singular kedjefrift (kedjefrift som uppstår vid ett engångstillfälle). Av principskäl och för möjliga framtida situationer skulle det dock vara lämpligt att i så fall slå fast tydliga kriterium för under vilka förhållanden ett sådant grepp ska tillämpas, för att hanteringen inte ska uppfattas som godtycklig.

För KPI och KPIF

För KPI och KPIF:s del skulle den särskilda kedjningen kunna göras med hjälp av en speciell tvåårslink för perioden 2019 till 2021. Denna skulle i så fall kedjas på under 2023 enligt följande princip:

$$I_{1980}^{y,m} = I_{1980}^{2005} \times I_{2005}^{2006} \times I_{2006}^{2007} \times \dots \times I_{2018}^{2019} \times I_{2019}^{2021} \times I_{2021}^{2023,m}$$

För HIKP

Motsvarande justering är även tänkbar för HIKP och skulle exempelvis kunna innebära en link för perioden (2019,12) till (2021,12), vilken kedjas på under 2022. Eftersom separata långtidslänkar inte är något som normalt sett tillämpas i HIKP är det emellertid inte särskilt troligt att Eurostat skulle rekommendera något liknande. Om krisens effekter visar sig bli som störst under våren och sommaren och ekonomin i december återgår till mer av ett normalläge torde också behovet vara mindre.

4.3 Hantering av imputerade produktgruppsindex i årslänkarna

Eftersom de årslänkar som används i KPI och KPIF beräknas med viss eftersläpning så är det i princip möjligt att ta hänsyn till kvaliteten i olika elementärindex när en årslänk ska beräknas. Inför 2022 och 2023 kommer SCB att stå inför en situation där vissa produktgruppsindex är helt eller delvis modellberäknade (imputerade). Frågan är vilken betydelse de modellräknade indexen bör ges i kommande årslänkar.

Årslänken för en viss produktgrupp, g , beräknas normalt sett enligt följande:

$$I_{y-3}^{y-2}(g) = \frac{I_{y-4,12}^{y-3,12}(g) \cdot \sum_{m=1}^{12} I_{y-3,12}^{y-2,m}(g)}{\sum_{m=1}^{12} I_{y-4,12}^{y-3,m}(g)} \quad (7)$$

där $I_{y-1,12}^{y,m}(g)$ betecknar ett ”produktgruppsindex”; den mest grundläggande formen av index i KPI/KPIF:s indexkonstruktion (se SCB, 2020). Dessa produktgruppsindex kommer, givet att beräkning görs enligt standardförfarande, under 2022 att vara imputerade i delar av täljaren av (7), och under 2023 (åtminstone) i delar av nämnaren.

Vi ser följande möjliga alternativ för beräkning av årslänkar för helt eller delvis imputerade produktgrupper under 2022 och 2023:

- (i) Årslänk beräknas enligt standardmetod, d.v.s. imputerade elementärindex hanteras på samma sätt som övriga index.
- (ii) Indextal som helt eller delvis imputerats tas inte med i beräkningen av årslänken.
- (iii) Samma som (ii) men av symmetriskäl tas även motsvarande månader, m , bort från nämnaren respektive täljaren.
- (iv) Indextal som imputerats till 100% tas inte med i beräkningen av årslänken. Indextal som till viss del beror av insamlade prisuppgifter tas med till fullo.
- (v) Samma som (iv) men med symmetrijustering enligt samma princip som (iii).
- (vi) Indextal som imputerats till 100% tas inte med i beräkningen av årslänken. Indextal som imputerats till viss del räknas om baserat på enbart faktiska prisuppgifter.
- (vii) Samma som (iv) men med symmetrijustering för fullständigt imputerade produktgrupper enligt samma princip som (iii).

Den främsta nackdelen med alternativ (vi) och (vii) är att vissa elementärindex då skulle baseras på ytterst få observationer.

Värt att notera är att en annan typ av imputerade indextal redan förekommer i KPI, nämligen sådana som beräknas för produkter som är ur säsong. Dessa specialhanteras inte i årslänkarna. Å andra sidan bör de ha en marginell effekt på årsindex då säsongsmönstret definitionsmässigt är likadant varje år. Imputeringsmetoden som används för dessa är också en annan.

4.4 Alternativ till ordinarie månadslänkar

Möjliga justeringar under 2022

Om de förskjutningar av konsumtionen som skett under 2020 är av temporär natur är det tänkbart att fördelningen från 2019 vore en bättre approximation att använda sig av för 2022 års månadslänk. Fördelen med en justerad konstruktion under 2022 skulle i så fall vara att inflationstakten i större utsträckning baseras på ett för året representativt konsumtionsmönster. Vägningstalet i formel (2) skulle då bytas ut mot:

$$\widetilde{w}_L^y(g) = \frac{U^{y-3}(g)I_{y-3}^{y-2}(g)}{\sum_{\forall g}\{U^{y-3}(g) \cdot I_{y-3}^{y-2}(g)\}}$$

Alternativt så skulle en genomsnittsfördelning baserad på både 2019 och 2020 års konsumtion kunna användas: ⁵

$$\widetilde{w}_L^y(g) = \frac{\sqrt{U^{y-3}(g) \cdot U^{y-2}(g) \cdot I_{y-3}^{y-2}(g)}}{\sum_{\forall g} \sqrt{U^{y-3}(g) \cdot U^{y-2}(g) \cdot I_{y-3}^{y-2}(g)}}$$

Motsvarande justeringar är också tänkbara för HIKP. Vägningstalet i formel (4) skulle då bytas ut mot:

$$\widetilde{w}_{LT}^y(g) = \frac{U^{y-3}(g) \cdot I_{y-3}^{y-1,12}(g)}{\sum_{\forall g} \{U^{y-3}(g) \cdot I_{y-3}^{y-1,12}(g)\}}$$

alternativt

$$\widetilde{w}_{LT}^y(g) = \frac{\sqrt{U^{y-3}(g) \cdot U^{y-2}(g) \cdot I_{y-3}^{y-1,12}(g) \cdot I_{y-2}^{y-1,12}(g)}}{\sum_{\forall g} \sqrt{U^{y-3}(g) \cdot U^{y-2}(g) \cdot I_{y-3}^{y-1,12}(g) \cdot I_{y-2}^{y-1,12}(g)}}$$

Möjliga justeringar under 2021

Inför 2021 skulle en justerad länk behöva bygga på prognoser, eftersom information om en verklig fördelning liknande den under 2020 inte finns tillgänglig. SCB har inte utrett möjligheten att i vägningstalskalkylen ta hänsyn till prognoser för utvecklingen mellan 2019 och 2020 inom olika produktgrupper.

Vägledning från Eurostat

I samband med finanskrisen tillsatte Eurostat en task force på ämnet 'Compilation issues for the HICP arising from the economic turmoil' (se Eurostat, 2013), vars slutsatser delvis kan vara relevanta även i fråga om coronakrisen. Dessa kan tolkas som att diskussionen genom Eurostat förordar anpassning av vikterna till den senaste tidens utveckling, men samtidigt manar till försiktighet:

“Weights for 2010 should ideally be based on National Accounts results for year t-2 [...] with an adjustment of the weights to take into account significant changes in consumption expenditures up to year t-1.

Before making any further special adjustments to weights, consider the full consequences of doing so, the impact of doing so and not doing so, and decide how the calculation of weights should be made for following periods.

⁵ I formeln antas att konsumtionsbeloppen "prisuppdaterats" till den prisnivå som gäller för respektive indexlänks prisbasperiod, vilket är konsistent med hur nuvarande formel för månadslänkarna är uppbyggda.

It is advised that weights adjustments are based on factual evidence and not on expectations of what expenditure may be in the current year or in future. Expectations regarding changed consumption levels in the actual year t, or even measured changes during year t shall not be taken into account for determining or updating the weights for year t.

If during year t new information becomes available about the consumption pattern in year t-1 an update of the product sample may be considered but the weights structure shall not be revised at the level of elementary product groups. ”

Följande formulering från den senaste *Commission Implementing Regulation* (Eurostat, 2020c, artikel 3.1), är också relevant i sammanhanget:

“ Member States shall derive the sub-index and elementary aggregate weights used in the index for year t as follows:

(a) Until 31 December 2022, national accounts data for year t-2 and any available and relevant information from household budget surveys and other data sources shall be used to obtain subclass expenditure shares and divide them among the elementary aggregates of the subclass. From 1 January 2023, national accounts data for year t-2, which can be complemented with data from a recent household budget survey and other sources, shall be used to obtain subclass expenditure shares and divide them among the elementary aggregates of the subclass;

(b) The expenditure shares for year t-2 shall be reviewed and updated to make them representative of year t-1 “

Vikterna ska alltså enligt denna skrivelse ”göras representativa” för år (y-1). Det är i dagsläget inte helt klart vad som avses med denna formulering men Eurostat har aviserat att särskild vägledning gällande viktberäkningarna under coronakrisen ska komma under hösten.

4.5 Analytiska serier

Den retroaktivt räknade serie som redovisades i avsnitt 2.3 utgör ett exempel på en typ av analytisk KPI-serie som är möjlig att beräkna med två års eftersläpning. Om prognosticerade konsumtionsbelopp fanns tillgängliga så skulle även liknande analytiska serier kunna räknas för innevarande år.

De resultat som redovisades i denna pm är att betrakta som experimentella. På sikt skulle emellertid SCB kunna utreda möjligheterna till analytiska serier mer noggrant. Retroaktivt räknade analytiska serier skulle kunna ge efterhandsinformation om coronapandemins effekter på inflationsmätningarna och därmed fylla ett syfte för mer avancerade användare.

Samtidigt skulle tidsseriebrott orsakade av eventuella metodjusteringar i den officiella serien undvikas. En risk med framtagande av analytiska serier är dock att dessa riskerar att leda till missförstånd hos användare. Det är viktigt att poängtera att de fastställda KPI-talen inte kan ändras, något som tydligt framgår från regeringens delegeringsbeslut till SCB om att fastställa KPI (Finansdepartementet, 1993):

”Regeringen beslutar att Statistiska centralbyrån skall fastställa KPI för varje månad fr.o.m. januari 1993. Regeringen förutsätter att KPI sedan det fastställts inte omprövas.”

Innan själva konstruktionen av eventuella analytiska serier kan diskuteras bör därför först behoven av sådana serier utredas noga.

Referenser

Carlsson, E. och Ståhl, O. (2020a), *Hantering av effekter av Corona-pandemin i KPI och HIKP*, PM inför möte 008 i Nämnden för KPI den 1 april 2020.

<https://www.scb.se/contentassets/1b48f2064ebd46a78eda4d68d51c0403/hantering-av-effekter-av-corona-pandemin-i-kpi-och-hikp---uppdaterad-2020-05-11.pdf>

Carlsson, E. och Ståhl, O. (2020b), *Svårt att räkna KPI i coronatider*, Fördjupningsartikel i Sveriges ekonomi Statistiskt perspektiv, nr 2 2020.

https://www.scb.se/contentassets/4afe4f60ecc74a31a03a2e41ddc46d1e/nr001_2020k01_ti_a28ti2004.pdf

Eurostat (2013), *Compendium of HICP reference documents*,

<https://ec.europa.eu/eurostat/documents/3859598/5926625/KS-RA-13-017-EN.PDF/59eb2c1c-da1f-472c-b191-3d0c76521f9b>

Eurostat (2018), *Harmonised Index of Consumer Prices (HICP) Methodological manual*, <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-manuals-and-guidelines/-/KS-GO-17-015>

Eurostat (2020a), *Guidance on the compilation of the HICP in the context of the covid-19 crisis, methodological note*, publicerat den 3 april 2020.

https://ec.europa.eu/eurostat/documents/10186/10693286/HICP_guidance.pdf

Eurostat (2020b), *Guidance note on HICP issues emerging from the lifting of lockdown measures*, publicerat den 9 juli 2020.

https://ec.europa.eu/eurostat/documents/10186/10693286/HICP_lifting_lockdown_measures_guidance.pdf

Eurostat (2020c), *Commission Implementing Regulation 2020/1148 of 31 July 2020*. https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=uriserv:OJ.L_.2020.252.01.0012.01.ENG.

Finansdepartementet (1993), *Regeringsbeslut 9, 1993-02-11, angående fastställande av konsumentprisindex.*

SCB (2020a), *Statistikens framställning, KPI 2020*, version 2020-02-19.
https://www.scb.se/contentassets/a1e257bb3a574420b9d3ff59851c0a/pr0101_staf_2020_kk_200219.pdf

Ståhl (2019), *Redovisningen av korgeffekten*, PM inför möte 006 i Nämnden för KPI den 23 maj 2019.
<https://www.scb.se/contentassets/1b48f2064ebd46a78eda4d68d51c0403/re-dovisningen-av-korgeffekten.pdf>.

Bilaga: Beskrivning av SCB:s hantering av mätproblem relaterade till coronakrisen

I denna bilaga beskrivs SCB:s praktiska hantering av de mätproblem som uppstått för KPI, KPIF och HIKP under våren och sommaren 2020 till följd av coronakrisen. För närmare information om den vägledning som getts av Eurostat hänvisas till Eurostat (2020a; 2020b). Carlsson och Ståhl (2020b) ger en beskrivning av den svenska beslutsprocessen och redovisar resultat av testberäkningar enligt olika imputeringsmetoder för saknade produktgrupper.

Mätproblem under 2020

Ett antal insamlingstekniska problem har uppkommit under våren och sommaren vilka behövt hanteras eftersom. Exempelvis har en del fysiska butiker i urvalet hållits stängda. I de flesta fall har dock försäljning hos motsvarande butiker fortsatt online och SCB har kunnat övergå till insamling via internet. I den händelse att prisskillnader finns mellan butik- och onlineförsäljning riskerar hanteringen att leda till viss bias i mätningen. SCB:s bedömning under våren har dock varit att den ökade risken för bias varit liten, då relativt få butiker i urvalet hållits stängda och dessa butikers prissättning varit sådan att övergången till webbinsamling inte bedömts ge några större effekter.

En viss ökning i bortfall har uppstått inom enstaka branscher där permitteringar varit vanliga. Uppgiftslämnare har på grund av permitteringarna haft svårt att lämna uppgifter i tid.

Ett annat problem som behövts hanteras är utebliven konsumtion inom produktgrupper där priser normalt sett insamlas över internet. För webbinsamling gäller alltid att det inte går att säga vilka av de insamlade priserna som representerar verklig konsumtion. Detta problem har dock

blivit extra påtagligt under våren 2020. För varje sådan produktgrupp har SCB behövt avgöra vilka av de webbsamlade priserna som inte bör ingå i indexberäkningarna. Samlade bedömningar har gjorts baserat på de underlag som funnits tillgängliga. Det går inte att komma ifrån att varje sådan bedömning innehåller subjektiva inslag, varför en viss bias inte kan uteslutas. SCB har dock inte gjort några studier av storlek eller riktning på sådan eventuell bias.

Imputering (modellberäkning) enligt en särskild metod har tillämpats för produktgrupper där en majoritet av konsumtionen inte kunnat prismätas. Bedömningen av vilka produktgrupper som ska imputeras har i första hand gjorts utifrån de saknade prisnoteringarnas sammanlagda vikt inom produktgruppen. Hänsyn har dock också tagits till olika former av stratifieringar av populationen. Exempelvis så bedömdes det som rimligt att basera index för paketresor på insamlad data så snart de viktigaste charterdestinationerna öppnade upp, även om många av de enskilda hotell som normalt sett ingår i SCB:s prismätningar fortfarande inte gick att boka.

Huvudprincipen har varit att i så stor utsträckning som möjligt använda de priser som faktiskt kunnat samlas in. Därmed har också ett antal produktgrupper med ytterst få prisuppgifter imputerats *delvis*. Detta bedömdes som en bättre approach än att inte utnyttja insamlad data, och även bättre än att basera ett elementärindex på ett fåtal prisuppgifter. I tabell B1 redovisas vilka produktgrupper som imputerats helt eller delvis med den särskilda imputeringsmetoden under perioden april–augusti 2020.

Tabell B1: Produktgrupper som imputerats enligt den särskilda metoden under perioden 2020M04-2020M08.

Månad	April	Maj	Juni	Juli	Augusti
Helt imputerade	Flygcharter Utrikes flygresor Idrottstävlingar Biobiljetter Teaterbiljetter Inträdesbiljetter	Flygcharter Utrikes flygresor Idrottstävlingar Biobiljetter Teaterbiljetter	Flygcharter Idrottstävlingar	Idrottstävlingar Teaterbiljetter	Idrottstävlingar Teaterbiljetter
Delvis imputerade	Inrikes flygresor Båtresor Långfärdsbuss Museer	Inrikes flygresor Båtresor Långfärdsbuss Inträdesbiljetter Museer	Inrikes flygresor Utrikes flygresor Båtresor Långfärdsbuss Inträdesbiljetter	Utrikes flygresor Båtresor Långfärdsbuss Inträdesbiljetter	Utrikes flygresor Inträdesbiljetter

Teknisk beskrivning av imputeringsmetoden

Principen bakom metoden är att imputera utifrån den 12-månaders-utveckling som observerats för de produktgrupper som *inte* innehåller imputeringar.⁶ Det bör dock noteras att eftersom årsförändring beräknats

⁶ Av praktiska skäl har även produktgrupp 7808 (Lotteri, tips, toto) uteslutits.

med hänsyn till KPI:s indexkonstruktion är metoden inte helt neutral med avseende på inflationstakten totalt (årsförändringar enligt denna konstruktion är inte summerbara över produktgrupper).⁷ Av praktiska skäl har dessutom samma imputeringar använts för KPIF och HIKP som för KPI, trots att 12-månadersutvecklingen baserats på KPI.

Låt $\lambda(y, m)$ beteckna årsförändringen baserat på alla produktgrupper som inte innehåller imputeringar. Den beräknas enligt:

$$\lambda(y, m) = \frac{\sum_{\forall g} \{w_L^y(g) \cdot I_{y-2}^{y,m}(g)\} \cdot \sum_{\forall g} \{w_W^y(g) \cdot I_{y-3}^{y-2}(g)\}}{\sum_{\forall g} \{w_L^{y-1}(g) \cdot I_{y-3}^{y-1,m}(g)\}}$$

med summering över alla icke imputerade produktgrupper, h , som ingår i KPI-korgen.⁸ Imputering av ett pris för månad m år y inom produktgrupp g , $P_g^{m,y}$, görs enligt följande:

$$\widehat{P}_g^{m,y} = P_g^{0,y} \times \frac{I_{y-2,12}^{y-1,m}(g)}{I_{y-2,12}^{y-1,12}(g)} \times \lambda(y, m)$$

där $P_g^{0,y}$ betecknar samma produkts "baspris" (priset i december föregående år), $I_{y-2,12}^{y-1,m}(g)$ avser preliminärt elementärindex för produktgrupp g för samma månad föregående år och $I_{y-2,12}^{y-1,12}(g)$ reviderat elementärindex för december föregående år för samma produktgrupp (jmf SCB, 2020). Man kan visa att om samtliga prisuppgifter i en produktgrupp imputeras enligt ovan så kommer årsförändringen för produktgruppen (räknat utifrån den kedjade indexserien) att bli lika med $\lambda(y, m)$.

⁷ För att se detta, antag att samtliga KPI:s produktgrupper imputeras med årsförändring λ . Det innebär att vi för varje produktgrupp, g , kan skriva: $\frac{I_{1980}^{y,m}(g)}{I_{1980}^{y-1,m}(g)} = \lambda \Leftrightarrow \frac{I_{y-2}^{y,m}(g) \cdot I_{y-3}^{y-2}(g)}{I_{y-3}^{y-1,m}(g)} = \lambda$. Årsförändringen totalt blir

lika med: $\frac{I_{1980}^{y,m}}{I_{1980}^{y-1,m}} = \frac{I_{y-2}^{y,m} \cdot I_{y-3}^{y-2}}{I_{y-3}^{y-1,m}} = \frac{\sum_{\forall g} \{w_L^y(g) \cdot I_{y-2}^{y,m}(g)\} \cdot \sum_{\forall g} \{w_W^y(g) \cdot I_{y-3}^{y-2}(g)\}}{\sum_{\forall g} \{w_L^{y-1}(g) \cdot I_{y-3}^{y-1,m}(g)\}} \neq \lambda$ (annat än i specialfall).

⁸ Formeln har förenklats och beskriver inte den standardisering av vikter som sker i varje summering.