

Till statsrådet Britta Lejon, Justitiedepartementet

Den 11 december 1997 bemyndigade regeringen chefen för Finansdepartementet att tillkalla en särskild utredare med uppdrag att genomföra en översyn av konsumentprisindex (KPI). Översynen avser såväl indexets syfte som dess konstruktion. Utredningen skall bl.a. belysa behovet av prisindex för olika ändamål och hur index allmänt bör vara utformade. I uppdraget ingår också att formulera preciserade riktlinjer på vissa områden för att underlätta tolkningen av de principiella grunder som föreslås.

Med stöd av bemyndigandet förordnades den 11 december 1997 Alf Carling som särskild utredare till utredningen (Fi 1997:18). Nämnden för konsumentprisindex har utnyttjats som expertgrupp i arbetet. Utredningen har också biträtts av en referensgrupp med representanter för användare av index.

Den 1 februari 1998 anställdes avdelningsdirektör Mats Haglund som sekreterare i utredningen. Fil.dr. Jörgen Dalén har som konsult biträtt utredningen med indexteknisk expertis.

Härmed överlämnas utredningens betänkande Konsumentprisindex. För utredningens förslag svarar den särskilde utredaren. Särskilda yttranden har lämnats av två ledamöter i expertgruppen: Bengt Assarsson och Anders Klevmarken. Bilagorna 4 och 5 har författats av Mats Haglund, bilagorna 2, 3, 6 och 7 av Jörgen Dalén.

Stockholm i november 1999

Alf Carling

/Mats Haglund

Innehåll

Sammanfattning	5
Summary in english.....	13
1 Inledning	21
2 Användningen av index och utgångspunkter för dess utformning	25
2.1 Användningsområden.....	25
2.2 Teorin för levnadskostnadsindex	27
2.3 Pris- och konsumtionsbegrepp.....	29
2.4 Några utgångspunkter.....	34
3 Indexkonstruktion.....	39
3.1 Inledning.....	40
3.2 Allmänt om indexkonstruktion.....	42
3.3 Grundläggande indexkonstruktion	44
3.3.1 Viktunderlaget	44
3.3.2 Alternativen	45
3.3.3 Utvärdering.....	50
3.3.4 Val av grundläggande indexkonstruktion	56
3.4 Index på detaljerad nivå	58
3.4.1 Allmänna utgångspunkter.....	58
3.4.2 Index för intermediära aggregat.....	60
3.4.3 Index för elementära aggregat.....	61
3.5 Säsongsvariation.....	62
3.5.1 Allmänt om säsongsvariation.....	62
3.5.2 Beräkning av månadsindex	63
3.6 Mätperioden	66

4	Boendekostnad i egnahem och bostadsrätt	69
4.1	Varaktiga varor i allmänhet.....	69
4.1.1	Hyresekvivalentansatsen.....	69
4.1.2	Alternativkostnadsansatsen.....	70
4.1.3	En partiell kostnadsansats	70
4.1.4	Nettoanskaffningsmetoden.....	71
4.2	Nuvarande metoder i Sverige och andra länder	72
4.3	Egnahem – förslag	76
4.3.1	Förslaget i korthet	76
4.3.2	Indexet för kapitalkostnader	78
4.3.3	Vikten för kapitalkostnader	82
4.4	Fritidshus – förslag.....	85
4.5	Bostadsrättslägenheter – förslag.....	85
5	Politiskt beslutade taxor, subventionerade tjänster och inkomstberoende avgifter.....	89
5.1	Bakgrund och allmänna utgångspunkter	89
5.2	Omsorgsavgifter och bostadsbidrag.....	90
5.3	När priset beror på inkomsten	91
5.3.1	Taxesystemen inom barn- och äldreomsorg.....	91
5.3.2	Kostnadsindex eller kompenserande index.....	92
5.4	Slutsatser.....	95
6	Tillförlitlighet.....	97
6.1	Osäkerhetskällor och deras bidrag	98
6.1.1	Urvalsosäkerhet	98
6.1.2	Systematiska fel – bias.....	99
6.1.3	Misstag.....	102
6.1.4	Vägningstalsfel	102
6.2	Krav på tillförlitlighet	103
6.3	Åtgärder för ökad eller bibehållen tillförlitlighet.....	104
7	KPI som underlag för stabiliseringspolitik	109
7.1	Bakgrund.....	109
7.2	Målvariabel för penningpolitiken.....	110
7.3	Mått på underliggande inflation.....	120
7.4	Sammanfattning.....	124

8	Kompletterande index.....	127
8.1	Kategoriprisindex	128
8.2	Bruttoprisindex	130
8.3	Nettoprisindex	132
8.4	Konstantskatteindex	134
8.5	Slutsatser.....	135
9	Produktion och presentation av index.....	137
9.1	Tolkningen av grunderna för indexberäkningarna.....	137
9.2	Fastställande och presentation	140
9.2.1	Fastställande och eventuella justeringar	140
9.2.2	Presentationssätt	141
9.3	Resursfrågor.....	145
	Särskilda yttranden	149
 Bilagor:		
1.	Kommittédirektiv	165
2.	Vägledande principer för ett konsumentprisindex (KPI).....	171
3.	A proposal for a new system of aggregation in the Swedish Consumer Price Index	187
4.	Säsongsvariation.....	241
5.	Index för boendekostnader i egnahem	253
6.	Bedömning av biasrisker i konsumentprisindex (KPI)	265
7.	Measures to reduce KPI-bias due to quality change	305

Sammanfattning

Utredningen har gjort en översyn av konsumentprisindex, grundad på användningsområdena för index och de krav på utformningen som bör ställas med hänsyn till olika slags användning. Förslag till förändringar ges i betänkandet, beträffande dels indexets allmänna konstruktion (valet av indexformel, m.m.), dels beräkningen av index på vissa delområden, särskilt boendekostnader och inkomstrelaterade taxor. Vidare diskuteras användbarheten av konsumentprisindex som underlag för stabiliseringspolitik, särskilt som målvariabel för Riksbankens penningpolitik. Utöver frågorna om ett allmänt konsumentprisindex diskuteras behov och utformning av kompletterande mått, bl.a. kategoriprisindex och mått på underliggande inflation. Slutligen diskuteras några formella och organisatoriska frågor, bl.a. indexnämndens uppgifter och sammansättning.

Tre huvudsakliga användningsområden för konsumentprisindex behandlas i betänkandet:

1. för kompensationsändamål och som ett allmänt mått på utvecklingen av hushållens levnadskostnader,
2. för beräkning och analys av hushållens realinkomstutveckling,
3. som allmänt mått på kronans inhemska köpkraft och som målvariabel för penningpolitiken.

Det synsätt, som ligger till grund för utredningens överväganden och förslag, är att konsumentprisindex bör mäta inverkan av prisändringar på hushållens kostnader för konsumtion av varor och tjänster. Denna kostnadsansats har nära anknytning till den ekonomiska teorin för levnadskostnadsindex.

Det svenska konsumentprisindex, så som det byggts upp av de två grundläggande utredningarna på området (SOU 1943:8 och SOU 1953:23), framstår i en internationell jämförelse som en ambitiöst utformad approximation till ett levnadskostnadsindex. I allmänhet har KPI kunnat fylla sina ursprungliga syften – som underlag för pris-kompensation i socialförsäkringssystemet och för beräkning av realinkomstförändringar – på ett tillfredsställande sätt. Dock har behandlingen i index av räntekostnader i egna hem medfört påtagliga problem

under senare tid. Det gäller inte minst vid användning som inflationsmått (underlag för stabiliseringspolitik).

De förändringar, som här föreslås, innebär inte någon genomgripande förändring av grunderna för index. Syftet är snarare att på ett antal punkter förbättra KPI:s förmåga att mäta kostnadsutvecklingen för hushållen.

Indexkonstruktion

Förslaget innebär att KPI skall vara ett kedjeindex uppbyggt av år-till-år-länkar, vilka anger förhållandet mellan det genomsnittliga prisläget under på varandra följande år. Det kedjade indexet för en aktuell månad är produkten av sådana länkar och en avslutande år-till-månad-länk, som anger förhållandet mellan prisläget under månaden och det genomsnittliga prisläget under kalenderåret två år tidigare.

På den relativt aggregerade nivå, där ett relevant viktunderlag kan hämtas från nationalräkenskaperna m.fl. källor, bör beräkningen baseras på konsumtionens sammansättning i genomsnitt för de båda jämförda åren. Vid beräkning av år-till-månad-länken utnyttjas information om konsumtionens sammansättning under länkens basår.

På lägre nivå, där aktuella och relevanta vikter saknas, bör beräkningarna i allmänhet göras utifrån förutsättningen att värdeandelarna inom respektive aggregat är oförändrade. Undantag kan göras i sådana fall där det inte är rimligt att anta att kvantitetsandelarna påverkas av ändringar i relativa priser. Vid aggregering till högre nivåer, som kan vara aktuella att redovisa enligt alternativa grupperingar av delindexalen, bör vikterna i år-till-månad-länken däremot vara av Laspeyres-typ, dvs. baserade på konsumtionens volymmässiga sammansättning under basåret.

Månadsindex bör inte säsongrensas. Däremot kan en säsongjustering göras i vissa fall, där variationer över året i priser och konsumerade kvantiteter kan härledas till kvalitetsvariationer eller systematisk variation mellan säsonger i hushållens värdering av ifrågasvarande varor och tjänster.

Inflationstakten (tolvmånaderstal) bör redovisas som kvoter mellan officiella indextal, inte som nu justerade för effekten av mellanliggande viktrevision. Viktrevisioner vid årsskiftena kommer därmed att ge upphov till hopp i tolv månaderstalen, men dessa kan beräknas bli endast i storleksordningen 0,1 procent. Denna olägenhet uppvägs enligt min mening mer än väl av fördelen med att index med det föreslagna presentationssättet ger en entydig bild av prisförändringstakten.

Boendekostnader i egnahem och bostadsrätt

Hushållets kostnad för att utnyttja varaktiga varor, som har ett andrahandsvärde, kan i princip betraktas som en hyra. Då hushållet självt äger varorna kan kostnaden beräknas antingen med en hyres-ekvivalentansats eller genom direkt skattning av kapitalkostnaden.

För andra varaktiga varor än bostäder beräknas prisindex nu, av praktiska skäl, med en anskaffningsansats, d.v.s. att hela kostnaden hänförs till anskaffningsperioden. Det kan tänkas vara möjligt att tillämpa en hyresekvivalent- eller kostnadsansats också för vissa sådana varor, men utredningen har inte närmare prövat förut-sättningarna för detta.

Prisindex för boendekostnad i bostadsrätt föreslås liksom hittills vara baserat på en hyresekvivalentansats. Dock bör övervägas om metoden behöver modifieras så att urvalet av hyreslägenheter, som läggs till grund för beräkningen, görs mer representativt för samman-sättningen hos bostadsrättsbeståndet.

Hyresmarknaden för småhus är i Sverige alltför begränsad för att kunna bilda grund för en hyresekvivalentansats, då det gäller boendekostnaden i egnahem. Det är därför nödvändigt att bygga indexberäkningen på en direkt skattning av kostnadsutvecklingen.

Egnahemskostnaden består av dels löpande kostnader för drift, uppvärmning och reparationer, dels en kapitalkostnadsdel bestående av räntekostnad, värdeminskning (förslitning minus kapitalvinst) och fastighetsskatt. Förslaget innebär att kapitalkostnaden exkl. fastighetsskatt antas utgöra en konstant andel av fastighetens aktuella marknadsvärde. Detta förenklande antagande motiveras av att det inte är möjligt att löpande mäta förändringarna av de kapitalvinster, som uppstår genom hushållens bostadsinnehav. Kostnaden beräknas enligt förslaget under förutsättning av ett inom varje indexlänk konstant förhållande mellan långsiktig nominell marknadsränta och långsiktigt förväntad kapitalvinst, samt en likaledes konstant förslitningsandel. Indexet (exkl. fastighetsskatt) bestäms då av ett fastighetsprisindex avseende det aktuella husbeståndet, medan konsumtionsvikten motsvarar kapitalkostnaden efter kapitalinkomstskatt.

Fastighetsskattens direkta effekt på boendekostnaderna föreslås, liksom i dag, bli beaktad fullt ut. Inverkan av kapitalinkomst- och realisationsvinstskatt föreslås däremot ge utslag enbart i vikten för kapitalkostnader i index.

Posten reparationer och underhåll avgränsas till att omfatta endast åtgärder av rutinkaraktär. Andra åtgärder, som eventuellt motiveras av en längre tids förslitning, betraktas i stället som investeringar.

Inkomstberoende taxor

Avgifter för barn- och äldreomsorg ingår inte i nuvarande KPI. Mot bakgrund av de allmänna principerna för index anser jag inte att en sådan begränsning av KPI:s täckning är motiverad. Barnomsorgsavgifterna bör föras in i index, liksom nu sker i det europeiska harmoniserade indexet, HIKP. Beträffande äldreomsorg kompliceras situationen av att en mycket stor del av avgifterna regleras genom s.k. förbehållsbelopp. Det kan vara ett skäl att tills vidare lämna dessa avgifter utanför KPI. Situationen i detta avseende kommer dock troligen att ändras genom att realinkomsterna höjs i den berörda gruppen hushåll, då en allt större andel av de äldre pensionärshushållen får pension baserad på tidigare förvärsarbete. Också avgifterna för äldreomsorg torde därför efter en tid behöva inräknas i KPI.

Index bör beräknas utifrån utvecklingen av de avgifter hushållen faktiskt betalar, oavsett om förändringen beror på ändrade inkomster eller på att taxorna ändrats. Denna s.k. exogena ansats för indexberäkningen kommer också att tillämpas vid beräkning av index för barnomsorg i HIKP.

Tillförlitlighet

Utredningen har gjort en genomgång av olika osäkerhetskällor och deras bidrag till osäkerheten i indexskattningarna. Eftersom index används för olika ändamål har analyserats vilka krav som ställs på indexets tillförlitlighet i dessa sammanhang, liksom vilka åtgärder som kan vidtas för att öka tillförlitligheten.

Genomgången leder inte till några konkreta förslag till metodändringar, utöver dem som föreslås i andra delar av betänkandet. Det konstateras att summan av de systematiska fel (bias) som vidlåder det föreslagna konsumentprisindexet torde vara liten vid en internationell jämförelse, kanske i storleksordningen +0,3 procent per år i genom-snitt. Redan så små avvikelser leder dock till betydande oönskade omfördelningar vid långsiktiga indexeringar. Den osäkerhet som beror på att beräkningarna baseras på urvals- snarare än på total-undersökningar har uppskattats till $\pm 0,4$ procent per år (95% konfidens-intervall). Bedömningen är att denna osäkerhet åtminstone inte bör tillåtas öka.

De förenklade metoder som föreslås avseende boendekostnader i egnahem respektive i bostadsrättslägenheter, samt de som tillämpas för andra slag av varaktiga varor, leder också till osäkerhet. En inte orimlig bedömning är att denna osäkerhet är av samma storleksordning som urvalsosäkerheten.

Kraven på att undvika misstag bör ställas högt. Prismätning och indexberäkning är emellertid en komplicerad uppgift. Det är därför väsentligt att för verksamheten utnyttja en hög kompetens vad gäller såväl indexteori och metodik som kunskaper om aktuella förhållanden och tendenser inom olika varu- och tjänsteområden, liksom att beräkningsrutinerna är effektiva och väl kända för dem som skall arbeta med dem.

KPI som underlag för stabiliseringspolitik

Konsumentprisindex används också som underlag för utformning och utvärdering av stabiliseringspolitik. En huvudfråga för utredningen gäller användbarheten som målvariabel för Riksbankens penningpolitik hos dels det föreslagna KPI, dels det europeiska indexet HIKP.

De förändringar i indexets utformning som här föreslås, särskilt beträffande behandlingen av räntekostnader i egnahem, förbättrar enligt min mening användbarheten som målvariabel väsentligt jämfört med nuvarande KPI. Ränteutvecklingens direkta genomslag i nuvarande index har alltsedan inflationsmålets tillkomst försvårat tolkningen av penningpolitiken.

HIKP är ett index som utformats specifikt för stabiliseringspolitiska syften. Det är ett Laspeyres-index och ger därför en tendens till systematisk överskattning av levnadskostnadernas utveckling. I stabiliseringspolitiska tillämpningar kan detta dock inte betraktas som ett betydelsefullt problem. Samtidigt undviker man med HIKP de förut nämnda hoppen i tolvmånaderstalen i samband med viktrevisioner. Med tanke på den mycket måttliga storleksordningen kan inte heller detta betraktas som en betydelsefull faktor vid val mellan de två alternativen.

Vissa av de delindex, som ingår i KPI, utesluts i HIKP. Det gäller bl.a. boendekostnader i bostadsrättslägenheter och kapitalkostnader i egnahem. Utredningsarbete pågår beträffande den framtida behandlingen av egnahem i HIKP.

Den viktigaste fördelen med HIKP som fokus och målvariabel i penningpolitiken är den direkta jämförbarheten med inflationsmått för andra EU-länder och med målvariabeln för den europeiska centralbanken. Mot detta måste ställas att oklarhet fortfarande gäller om HIKP:s framtida utformning på en del punkter.

Utredningen har av Riksbanken ombetts att söka precisera ett mått på underliggande inflation, som har förutsättningar att vinna bred acceptans och som löpande kan publiceras av SCB. Frågan ställs också om ett sådant mått skulle kunna ersätta KPI som målvariabel. Om ett mått på underliggande inflation skall användas som målvariabel, framstår ett

enkelt konstantskatteindex som det bästa alternativet. Det nu av SCB publicerade konstantskatteindexet UNDI_X har under tiden efter skattereformen utgjort en god utjämnande indikator på utvecklingen av KPI exklusive räntedelen av egnahemsposten. Enligt min mening är det emellertid mer ändamålsenligt att, liksom tidigare, låta ett konstantskatteindex komplettera den officiella målvariabeln (oavsett om denna är ett nytt KPI eller HIKP) i stället för att ersätta den.

I ett sådant konstantskatteindex (KSI) är det endast skatte- och subventionsändringar i slutledet som frånräknas. Som utjämnande indikator på konsumentprisutvecklingen torde det vara överlägset sådana mått – av konstantskatte- eller nettopristyp – där man också räknar bort ändringar av indirekta skatter i tidigare led. Orsaken är att sådana förändringar till stor del övervältras bakåt i stället för framåt, på konsumentpriserna.

Som underlag för Riksbankens analys av inflationstendenserna behövs också andra mått eller indikatorer på underliggande inflation; mått med mer eller mindre stark anknytning till konsumentprisindex. Som exempel kan nämnas mått där man räknar bort varor med särskilt stora prisvariationer eller där man söker renodla inhemska faktorerers inverkan på inflationstakten. Härtill kommer indikatorer som konstruerats utifrån specificerade ekonomiska modeller för pris- och produktionsutvecklingen. Sådana mått blir dock enligt min mening alltför komplicerade och svårtolkade för att kunna nå allmän acceptans som ett "officiellt" mått på underliggande inflation att löpande produceras av SCB.

Kompletterande index

Ett allmänt konsumentprisindex fyller enligt min mening de grundläggande krav, som med hänsyn till de tre inledningsvis nämnda användningsområdena kan ställas på ett löpande (månadsvis) beräknat och publicerat mått på konsumentprisutvecklingen.

Som framhölls ovan bör emellertid också ett konstantskatteindex (KSI) beräknas månadsvis som en indikator på underliggande inflation. KSI bör också kunna ersätta nettoprisindex på flertalet av de områden där detta index nu används, t.ex. för prisjustering där man inte vill räkna in effekter på den allmänna prisutvecklingen av indirekta skatter. Värdet av att också fortsättningsvis genomföra löpande beräkningar av nettoprisindex får mot denna bakgrund betraktas som starkt begränsat.

Det torde inte heller föreligga något behov av att löpande beräkna ett allmänt bruttoprisindex – d.v.s. ett index inklusive direkta skatter och med avdrag för direkta inkomstöverföringar till hushåll.

Det är troligen motiverat att från tid till annan genomföra detaljerade undersökningar av levnadskostnadernas förändringar för bestämda kategorier av hushåll, med fördelning efter inkomstklass och hushållskategori (kategoriprisindex). Sådana beräkningar kan utgöra en viktig del av underlaget för fördelningspolitiska studier. De ställer emellertid väsentligt större krav på detaljerat statistiskt underlag – såväl prisuppgifter som viktunderlag av hushållsbudgettyp – än beräkning av ett allmänt konsumentprisindex. Skillnaderna mellan inkomst- eller åldersgrupper av hushåll får nämligen antas till stor del gälla konsumtionens fördelning inom varugrupper – t.ex. mellan olika varianter av varorna inom grupperna kläder och konsumentkapital-varor.

Det har däremot inte manifesterats någon större efterfrågan på löpande beräkning och publicering av kategoriprisindex, och det finns enligt min mening inte tillräckligt starka skäl för att komplettera KPI med sådana indexberäkningar.

Organisationsfrågor

Det bör också fortsättningsvis vara SCB:s ansvar att anpassa produktionen och spridningen av den officiella KPI-statistiken till rådande behov. Organisationen av utvecklingsarbetet rörande konsumentprisindex – där indexnämnden avgör frågor av principiell natur om tolkningen av grunderna för indexberäkningen – har enligt min uppfattning fungerat effektivt. Verksamheten i nämnden bör fortsätta i stort sett på samma sätt som hittills. Indexets viktiga roll som regulator i bl.a. socialförsäkringssystemet bör dock bättre än nu speglas i nämndens sammansättning. Jag föreslår därför att en nionde ledamot skall förordnas av SCB efter förslag från Riksförsäkringsverket och Socialstyrelsen.

Summary

The Committee has reviewed the Swedish Consumer Price Index (CPI) based on the areas of use for the index and their implications for the design of the index. Proposals for changes are presented in the report, concerning the general design of the CPI as well as the calculation of the index in specific areas; especially owner occupied housing and income related charges. The use of the CPI as a basis for stabilisation policy is also discussed, especially its function as a target variable for the Central Bank's monetary policy. In addition to the issues regarding a general Consumer Price Index, the report contains a discussion of supplementary indices, e.g. indices for specific categories of households and measures of core inflation.

Three main areas of use for the CPI are addressed in the report:

- for compensation purposes and as a general measure of changes in the cost of living,
- for computation and analysis of real income changes,
- as a general measure of the internal purchasing power of the Swedish currency and as a target variable for monetary policy.

The Committee's proposals are based on the opinion that a Consumer Price Index should measure, as far as possible, the effect of price changes on the households' consumption costs. This cost approach is closely linked to the theory of the cost of living index.

The Swedish CPI, designed by the two major committees in the area (SOU 1943:8 and SOU 1953:23) can be regarded as an ambitious attempt at approximating a cost of living index. To a large extent the CPI has been able to fulfil its original aims – as a basis for price compensation in the social security system and for calculation of real income changes – in a satisfactory manner. The treatment of interest cost for owner occupied housing in the index has caused considerable problems, however. This has also been evident lately when the CPI is used as an inflation measure – as a basis for stabilisation policy, especially monetary policy.

The changes proposed in this report do not imply fundamental changes in the general approach. The aim is rather to improve, in a

number of specific areas, the ability of the CPI to measure cost changes that confront households.

General design of the CPI

It is proposed that the CPI be a chain index consisting of year-to-year links that measure the relation between the average price level during two consecutive years. The chained index for a specific month is the product of these year-to-year links and a final link, which measures the relation between the price level during that month and the average price level during the calendar year two years earlier.

On the relatively aggregated level, where up-to-date weight data are available, the year-to-year links should be based on the average composition of consumption during the two compared years (a Walsh index). For calculation of the year-to-month link, information on the composition of consumption in the base year should be used (a Laspeyres link).

On a lower level, where relevant and up-to-date weight data are not available, calculations should be based, in most cases, on the assumption that shares in value terms are unchanged (unitary elasticity of substitution). Exceptions from this rule could be made in cases where it is not reasonable to assume that relative volumes are affected by changes in relative prices. When aggregating to higher levels, however, where alternative groupings of the index are made for analytic purposes, weights in the year-to-month link should be of the Laspeyres type, i.e. based on the consumption volumes in the base year.

Monthly indices should generally not be seasonally adjusted. A seasonal (or quality) adjustment could be made, however, in some cases where seasonal variations can be attributed to quality differences or to variations in the households' valuation of the goods in question.

The rate of inflation, calculated over twelve months, should be computed as a ratio between the official index numbers, and not (as is done now), adjusted for weight revision. Such revisions at year-end will cause "jumps" in the twelve-month inflation rates, but they are only about 0,1 percent. The interpretation problems that this may cause are considered to be small compared to the advantage, by having one single measure, of avoiding confusion concerning the rate of inflation.

Durable goods

The cost for using durable goods that have a secondhand value can be regarded as a kind of rent. When a household itself owns the goods, the cost can be calculated either using a rental equivalent method or through direct estimation of the capital cost.

For durable goods other than housing, the price index is now calculated by a net acquisition approach, i.e. the whole cost is allocated to the period of purchase. It may be possible to extend the cost approach to some of these goods, but the Committee has not reviewed this issue more closely.

The price index for dwellings in housing co-operatives is proposed to be calculated, like now, as a rental equivalent. It should be investigated, however, if the method can be improved, so that the sample of rented apartments better represents the composition of the stock of co-operative dwellings.

The market for renting single-family houses in Sweden is too small to be useful as a basis for a rental equivalent approach regarding housing cost in owner-occupied houses. It is necessary, therefore, to base the index on direct calculation of changes in user cost.

The cost for owner-occupied housing consists of:

- current operational cost, costs for heating and repair, and
- capital cost, including interest, depreciation minus accruing capital gains, and property tax.

Due to the long-term nature of the households' housing decisions, it is not appropriate, however, to let year-by-year variations in the difference between interest rates and capital gains influence the index directly. Instead it is proposed that the capital cost excluding property tax be treated as a constant percentage of the current value of the property, within each index link. The cost would then be calculated assuming a constant relation within each index link between the long-term nominal interest rate and the (expected) long-term capital gain, and a constant depreciation rate. The index, excluding property tax, is then determined by an index of dwelling prices, and the weight corresponds to capital cost adjusted for tax effects.

Changes in property tax are proposed to affect the index fully, as they do now. The effects of capital income and capital gains taxes, on the other hand, will only influence the weight for capital cost.

The index for maintenance and repair will be limited to cover only repair activities of a routine nature. Other similar activities that may be motivated by longer-term depreciation are regarded as investments.

Income-related charges

Charges for care of children and elderly people are not included in the present Swedish CPI. Based on the general principles for the index, this exclusion cannot be justified. The charges for child care should be included in the CPI, as is now done in the European harmonised index (HICP).

Regarding fees for the care of elderly people the situation is more complex, due to the fact that for households with low incomes these charges are regulated, to a large extent, through so-called reservation amounts (income remaining after paying the fees). These amounts are in turn adjusted for price level changes using the CPI. For this reason – and also because the present tariff structure in different municipalities is very complicated – the charges should continue to be left out of the CPI. The situation in this respect will probably change, however, as a larger share of households in this age group will receive pension payments based on earlier salary income. Charges for care of elderly people will then have to be included into the CPI.

The index should be calculated based on changes in the prices that the households actually pay for the services, regardless of whether the changes are caused by rising incomes or by changed fee structures.

Reliability

The Committee has reviewed different sources of uncertainty and their contribution to total uncertainty in index results. The index is used for different purposes and the demand for reliability that stems from them has been analysed. Measures that would improve reliability have also been considered.

This review does not result in any tangible proposals for methodological changes in addition to those proposed in the other parts of the report. It is observed that the sum of systematic errors (bias) in the proposed index can be expected to be low, compared to many other countries, possibly by the size of +0.3 percent a year on average. However, even such a small bias will result in significant unintentional redistribution when long term index linking is applied to social benefits or contracts. Uncertainty due to sampling errors is estimated at ± 0.4 per cent a year (95% confidence interval). This uncertainty should at least not be allowed to increase.

The simplified methods proposed for owner-occupied housing and for co-operative dwellings, as well as the net acquisitions method used for other durable goods, also contribute to uncertainty. An assessment that

seems reasonable is that this contribution is of the same order of size as the sampling error.

Significant mistakes should be avoided. However, measuring price change is a complicated task. Thus it is important to use high skilled expertise in index theory and methodology, deep knowledge about current conditions and trends in the concerned markets and efficient production processes.

CPI as a basis for stabilisation policy

The consumer price index is also used as part of the information base for the design and evaluation of stabilisation policy. A main question here concerns the usefulness of the proposed Swedish CPI and of the HICP as a target variable for monetary policy.

The changes proposed here in the design of the CPI, especially regarding the treatment of interest costs for owner-occupied housing, will considerably improve its usefulness as a target variable compared to the present CPI. The direct impact of interest changes in the present CPI has caused difficulties for the interpretation of monetary policy.

The HICP has been created specifically for stabilisation policy purposes. It is a Laspeyres-index and therefore has a tendency to systematically overestimate the rate of increase in the cost of living. This cannot be regarded as a serious problem, however, since the size of the upward bias is well known. At the same time the HICP avoids the above-mentioned jumps in the calculated twelve-month inflation rates caused by weight revision. Considering the very limited size of these effects, they cannot be seen as an important factor when choosing between the two indices.

Some CPI sub-indices are excluded in the HICP. Examples are housing costs in co-operatives and capital costs in owner-occupied houses. Changes in the treatment in the HICP of owner-occupied housing are considered, however.

The most important advantage of the HICP as a focus and target variable for Swedish monetary policy is that it can be compared directly to inflation measures for other European countries and to the target variable for the European Central Bank. A disadvantage is that its future design is still to some extent uncertain.

The Committee has been requested, by the Swedish Central Bank, to specify an indicator of core inflation that can be broadly accepted and can be published monthly by Statistics Sweden. The question is also raised if such an index could replace the CPI as a target variable for monetary policy. If a measure of core inflation is to be used as a target

variable, a simple form of constant-tax index appears to be the best alternative. The constant-tax index now produced by Statistics Sweden (UND1X) has been – over the period after the major tax reform in the early 1990's – a good trend indicator for the CPI excluding mortgage interest. The Committee suggests, however, that the constant-tax index should continue to be used as a supplement to the official target variable (the new CPI or the HICP) rather than replace it.

The constant-tax index proposed in this report (KSI) is an index where adjustment is made only for the effects of tax and subsidy changes at the final stage (sales to consumers). As a trend indicator for consumer prices it is probably more reliable than measures – of the constant-tax or net-price type – where adjustments are made also for tax changes in earlier stages of the production chain. The reason for this is that such changes often influence factor/input prices rather than consumer prices.

Other measures or indicators of core inflation are also needed as an information base for analysing inflationary tendencies, and some of these measures should probably be linked to the consumer price index. Examples are:

- indices excluding goods with strong price fluctuations
- indices focusing on the impact on inflation from domestic sources, and
- indicators based on specific economic models for price and production change.

These additional indices will probably be too technically complicated, however, to be accepted as "official" measures of core inflation.

Supplementary indices

A general consumer price index can fulfil the general requirements for an index produced monthly that arise from the three above mentioned areas of use. A constant-tax index (KSI) should also be published monthly, however, as an indicator of core inflation. The KSI can replace the present net-price index in most of its areas of use, e.g. for index-linked payments where it is not considered appropriate to include effects from indirect taxes. A monthly net-price index will therefore have a very limited value.

There will probably not be any need for producing a general gross-price index, i.e. an index including direct taxes and with deduction for direct income transfers to households.

Detailed studies, from time to time, are probably warranted regarding changes in the cost of living for different categories of households; e.g.

household types, income and age groups. These studies can form an important part of the information base for analysis of welfare-distribution issues. However, they require considerably more detailed information, both regarding price data and household budget data, than is needed for the calculation of a general (plutocratic) consumer price index. Differences between income and age groups can be assumed to concern the allocation of consumption within commodity groups – e.g. between specific types of goods in the areas of food products and clothing.

Strong demand has not been noted for monthly price indices for different categories of households. In the Committee's opinion there are not sufficient grounds for proposing that the CPI be supplemented by such monthly indices.

Organisational issues

It should be the responsibility of Statistics Sweden to adjust production and presentation of CPI statistics to current needs. The Consumer Price Index Board is responsible for the interpretation of the principles of the CPI. This organisational model has functioned well, and it should continue in essentially the same way as now. A new member should be added to the Consumer Price Index Board, however, in order to strengthen its competence regarding i.a. the social security system.

1 Inledning

Huvudpunkterna i utredningsuppdraget kan sammanfattas på följande sätt:

- Att kartlägga behovet av prisindex för olika ändamål,
- att analysera de principiella frågeställningar kartläggningen ger upphov till,
- att analysera hur index allmänt bör vara utformade för olika ändamål,
- att bedöma i vilken utsträckning befintliga index tillgodoser dessa behov, och
- att formulera preciserade riktlinjer på vissa områden för att underlätta tolkningen av de principiella grunder som föreslås.

Frågan om användbarhet betonas starkt i utredningens direktiv:

Avgörande för utformningen av en index är dess syfte. Utredaren skall främst kartlägga behoven och analysera de principiella frågeställningar kartläggningen ger upphov till. Utifrån detta skall anges vilken storhet som det i olika sammanhang är indexens mål att mäta.

Utredaren skall också belysa behovet av prisindex för olika ändamål, analysera hur index allmänt bör vara utformade för olika ändamål samt bedöma i vilken utsträckning befintliga index (HIKP, KPI, nettoprisindex) tillgodoser dessa behov. Behov av att mäta den 'underliggande inflationen' bör behandlas i detta sammanhang.

I direktiven framhålls att tillkomsten av ett europeiskt harmoniserat index för konsumentpriser (HIKP) på sikt kan innebära att kraven på ett nationellt KPI förändras. Mot bakgrund av de ökade behoven av index för olika syften ställs också frågan om flera index bör ersätta eller komplettera KPI.

När det gäller den sista punkten ovan, dvs. formulering av preciserade riktlinjer, nämns i direktiven följande sju problemområden:

1. Utformningen av index för egnahemsägarnas och bostadsrättsinnehavarnas boendekostnader.

2. Relevansen för föreslagna index av den diskussion som förts avseende överskattande systematiska fel.
3. Behandlingen av subventioner och inkomstrelaterade taxor.
4. Riktlinjer för val av indexformel på lägsta aggregeringsnivå.
5. Valet av mätperiod.
6. Principer för behandling av säsongvariationer.
7. Krav på tillförlitlighet.

Utredningsarbetet har bedrivits i ett antal olika steg, och betänkandets disposition följer i stort denna uppläggning.

Först har en kartläggning gjorts av användningsområdena för svensk KPI och de krav på index, som aktualiseras vid olika slags användning. Också de förändringar i utnyttjandet av index, som skett under senare år, har undersökts i detta sammanhang. Grundläggande principer för utformning av index har sedan diskuterats mot bakgrund av dels de olika användningsområdena, dels ekonomisk och statistisk indexteori. Kartläggningen redovisas i kapitel 2, och där ges också en första, kortfattad presentation av utgångspunkter för utformningen av index. Vägledande principer för ett konsumentprisindex behandlas mer utförligt i *Bilaga 2* till betänkandet

I nästa steg följer en teknisk genomgång av olika alternativ för indexkonstruktion och bestämning av konsumtionsvikter på olika aggregeringsnivå. Kapitel 3 handlar om indexkonstruktionen, bl.a. vilken indexformel som skall användas för att väga samman pris-förändringar på olika varor och tjänster. Först diskuteras valet av indexformel utifrån den principiella och kalkylmässiga genomgång av olika alternativ, som redovisas i *Bilaga 3* till betänkandet. Därefter följer en diskussion av beräkningsmetoder på lägre nivå, där underlaget för bestämning av konsumtionsvikter är mer bristfälligt. Kapitlet innehåller också en diskussion av de beräkningsproblem, som har att göra med säsongvariation i priser och konsumerade kvantiteter.

De två därpå följande kapitlen innehåller analyser av särskilda problemområden, som nämns i direktiven, främst behandlingen av boendekostnader i egnahem och av varuområden med omfattande subventionering och/eller inkomstberoende taxor. I kapitel 4 diskuteras de synnerligen svårlösta problem, som har att göra med hur användningen av varaktiga varor, särskilt egnahem, bör behandlas i konsumentprisindex. En motsvarande diskussion av frågor om behandling av politiskt bestämda taxor (speciellt de inkomstberoende) följer i kapitel 5.

Risken för systematiska fel (bias) i beräkningar av konsumentprisindex har varit föremål för en intensiv debatt de senaste åren. Särskilt har uppmärksamats risker för överskattande bias, som sammanhänger *dels* med indexkonstruktionen, *dels* med behandlingen av

kvalitetsförändringar och nya varor. Dessa och andra faktorer som påverkar indexets tillförlitlighet diskuteras i kapitel 6, liksom kraven på tillförlitlighet hos index. I *Bilaga 6* görs en genomgång av de biasutredningar som gjorts i ett antal länder, och av den kritik som där riktas mot index, särskilt i den amerikanska s.k. Boskinkommissionens rapport. I bilagan görs en uppskattning av motsvarande felrisiker i ett svenskt KPI. En analys av möjligheterna att minska förekomsten av systematiska fel med hänsyn framförallt till behandlingen av kvalitetsförändringar och nya varor redovisas i *Bilaga 7*.

KPI:s roll som underlag för stabiliseringspolitik behandlas i kapitel 7. Huvudvikten har lagts på användningen av index som målvariabel för Riksbankens penningpolitik och på det europeiska harmoniserade indexet (HIKP) som alternativ till KPI i det sammanhanget. Vidare diskuteras behovet av och den lämpliga utformningen av mått på s.k. underliggande inflation.

I kapitel 8 diskuteras behovet av kompletterande index vid sidan av KPI, t.ex. kategoriprisindex och nettoprisindex. Det avslutande kapitlet är inriktat på frågor om fastställande av och presentationssätt för index. Kapitlet innehåller också en diskussion av indexnämndens framtida ställning och sammansättning.

Framställningen i betänkandets huvudtext är relativt kortfattad, medan ett antal olika metodfrågor behandlas mer utförligt i bilagor. En sådan uppläggning motiveras av att många av dessa frågor har utpräglat teknisk karaktär. Syftet är att huvudtexten skall ge en samlad och såvitt möjligt lättbegriplig bild av de förändringar som föreslås beträffande grunderna för beräkning av index.

2 Användningen av index och utgångspunkter för dess utformning

2.1 Användningsområden

Kvalitén hos ett prisindex – liksom hos varje annan produkt – bestäms av dess användbarhet för det, eller de, ändamål som det är avsett för. Förslag om indexberäkningar måste därför grundas på en *kartläggning* av användningen, på en *precisering* av den fråga man i varje särskilt fall skall besvara samt på en *avvägning* mellan olika behov. Vi skall här närmast ge en översiktlig bild av användningsområdena för konsumentprisindex och mot den bakgrunden redovisa några allmänna utgångspunkter för utformningen av index.

Användningsområdena för konsumentprisindex kan delas in i följande tre huvudgrupper:

1. Användning för kompensationsändamål och som allmänt mått på utvecklingen av hushållens levnadskostnader. Det kan handla om att bilda underlag för justering ("värdesäkring") av:
 - pensioner, socialbidrag och andra inkomstöverföringar till hushåll från den offentliga sektorn,
 - skatteskalor,
 - transfereringar inom den privata sektorn,
 - priser i långfristiga avtal,
 - priser på realränteobligationer.
2. Sådan användning som har att göra med omräkning av nominella värdebelopp/värdeförändringar till volym- eller realvärdemått. Hit hör t.ex. användningen:
 - för beräkning och analys av hushållens köpkrafts- eller realinkomstutveckling,
 - som underlag för löneförhandlingar och för analys av reallöneutvecklingen,
 - för volymberäkning (deflatering) av detaljhandelsomsättningen och av privat konsumtion i nationalräkenskaperna.

3. Användning i stabiliseringspolitiska sammanhang. De viktigaste exemplen är KPI:s användning:
- som ett generellt mått på utvecklingen av kronans inhemska köpkraft,
 - för jämförelser med konsumentprisutvecklingen i andra länder, och
 - som målvariabel för stabiliseringspolitik, särskilt Riksbankens penningpolitik.

När det gäller det första användningsområdet bör framhållas, att indexregleringens funktion i allmänhet inte är att konstanthålla köpkraften hos de berörda hushållens *totala inkomster*. I stället handlar det om att realvärdesäkra bestämda belopp, som överförs – antingen från den offentliga sektorn (t.ex. pensioner) eller mellan hushåll (t.ex. underhållsbidrag). Ett undantag är socialbidragen, som syftar till att ”fylla ut” hushållens realinkomster upp till en bestämd nivå. Ett annat är det särskilda bostadstillägget för pensionärer, där basbeloppet används för att beräkna en skälig levnadsnivå.

Kraven, eller önskemålen, beträffande indexets egenskaper kan i en del avseenden skilja sig mellan olika användningar. En huvudfråga, som också ställs i direktiven, är om sådana skillnader motiverar att flera index bör ersätta eller komplettera KPI.

Mot intresset av att kunna ”skräddarsy” prisindex för skilda ändamål måste emellertid ställas värdet av att (som nu) ha tillgång till ett officiellt, väl känt och accepterat index med brett användningsområde. Det är också viktigt att klargöra gränsen mellan vad som *kan* regleras – t.ex. i fråga om pensioner och andra inkomstöverföringar – med automatik grundad på ett bestämt prisindex, och vad som kräver politiska beslut i det enskilda fallet. Det är exempelvis knappast rimligt att KPI-baserad kompensation skulle kunna lösa fördelningsproblem som uppkommer vid en omläggning av skattesystemet eller markant ändrad andel avgiftsfinansiering för offentliga tjänster.

Utredningens uppgift är följaktligen inte enbart att bestämma egenskaperna hos ett ”idealiskt” index för varje enskilt användningsområde. Man måste också bedöma hur allvarlig effekten blir om man avstår från vissa av dessa egenskaper, för att nå större enhetlighet. Det finns således anledning att undersöka i vad mån en enhetlig index-konstruktion kan utnyttjas för flera syften. En huvudslutsats i detta betänkande är att det finns goda förutsättningar för att konstruera ett konsumentprisindex som är användbart på alla de tre huvudområden som nämndes ovan.

Den existerande, ekonomiska teorin för levnadskostnadsindex är då en viktig utgångspunkt. I nästa avsnitt skall vi ge en kort genomgång av de definitioner och avgränsningar, som görs i denna teori.

2.2 Teorin för levnadskostnadsindex

Den ekonomiska ansatsen till indexteorin bygger på antagandet om optimerande beteende hos hushållen. Den tar sin utgångspunkt i ekonomisk mikroteori, där begrepp som nyttofunktioner, efterfrågefunktioner och priselasticiteter spelar en central roll. Enligt denna teori skall index (ett s.k. konstantnyttindex eller sant levnadskostnadsindex) ange förhållandet mellan de penningbelopp som erfordras för att i två prissituationer upprätthålla samma konsumtionsstandard, eller samma nyttonivå, t.ex:

$$I_0^t = \frac{P_1^t Q_1^* + P_2^t Q_2^* + \dots + P_K^t Q_K^*}{P_1^0 Q_1^0 + P_2^0 Q_2^0 + \dots + P_K^0 Q_K^0} = \frac{\sum_{k=1}^K P_k^t Q_k^*}{\sum_{k=1}^K P_k^0 Q_k^0}, \quad (2.1)$$

där $P_1^0, P_2^0, \dots, P_K^0$ respektive $P_1^t, P_2^t, \dots, P_K^t$ är priserna i två olika prissituationer för varorna 1, 2, ..., K. $Q_1^0, Q_2^0, \dots, Q_K^0$ är de kvantiteter av respektive vara som konsumerades vid den ena prissituationen (0), medan $Q_1^*, Q_2^*, \dots, Q_K^*$ är en varukorg som sammantaget representerar samma konsumtionsstandard, och som skulle ha valts om det istället var den andra prissituationen (t) som gällde.

Ett sådant index innebär att man jämför två situationer, där inte bara priserna utan också konsumtionens sammansättning skiljer sig åt (på grund av hushållens anpassning till ändrade relativa priser). I praktiken måste emellertid ett prisindex vara beräknat utifrån *en* bestämd varukorg – även om denna kan vara en sammanvägning av observerad konsumtionssammansättning i båda de jämförda situationerna. Forskningen på området handlar följaktligen till stor del om hur olika tänkbara indexformler förhåller sig till ett sant levnadskostnadsindex. Vi återkommer till valet av indexformel i nästa kapitel.

Det bör framhållas, att teorin bygger på starkt förenklande antaganden om marknadernas funktionssätt och konsumenternas beteende. Exempelvis förutsätts hushållen ha fullständig kännedom om konsumtionsvarornas kvalitet och priser. Beräkning av ett sant levnadskostnadsindex skulle också kräva ingående kännedom om hushållens preferenser, representerade bl.a. av egenpris- och korspriselasticiteter. Teorin är dessutom primärt utformad för enskilda hushåll, och övergång till index för grupper av hushåll eller hela hushållskollektivet innebär ytterligare komplikationer. Det är mot den här bakgrunden viktigt att understryka, att teorin endast kan bidra med viss vägledning, inte med färdiga anvisningar om hur index bör beräknas.

För en mer utförlig genomgång av indexteorin hänvisas till *Bilaga 2* "Vägledande principer för ett konsumentprisindex". Där behandlas också den s.k. axiomatiska indexteorin och dess relevans för utformningen av index.

En viktig begränsning hos teorin är att den är atemporal (saknar tidsdimension). Då teorin tillämpas på jämförelser mellan tidsperioder, t.ex. olika år, måste man förutsätta att hushållens preferenser inte ändrats. Sparande, tillgångar och skulder beaktas inte. Det betyder att det inte finns någon skillnad mellan (disponibel) inkomst, totala utgifter och totala kostnader för konsumtion. Teorin kan då formuleras i termer av kompenserande förändring av hushållens inkomster. Förändringen av ett teoretiskt levnadskostnadsindex blir lika med den relativa förändring av de disponibla inkomsterna som möjliggör en oförändrad konsumtionsstandard då priserna ändras.

I en värld med hushållssparande – såväl i finansiella tillgångar som i realkapital, t.ex. egna hem – blir situationen betydligt mer komplicerad. Sparandet innebär att kostnaden för periodens konsumtion skiljer sig från den disponibla inkomsten, och utgifterna under perioden skiljer sig från kostnaden t.ex. beroende på konsumtionskrediter och/eller räntebetalningar. Man ställs inför valet mellan kostnads-, utgifts- och (nödvändig) inkomständring som underlag för indexberäkningen. Om man vill välja inkomstalternativet tillkommer ytterligare komplikationer, som har att göra med dels inkomstberoende skatter och bidrag, dels tillräknade inkomster av typen egnahemsinkomst.

Enligt min mening bör indexdefinitionen baseras på *kostnaden* för oförändrad konsumtionsstandard i de perioder indexberäkningen avser. Indexberäkningar utifrån inkomst- eller utgiftsalternativen skulle behöva byggas på komplicerade flerperiodsmodeller för hushållens konsumtions- och sparandebeslut. Skälen för att välja kostnads-ansatsen och dess innebörd på olika delområden skall diskuteras mer ingående i senare avsnitt av betänkandet.

Det finns betydande skillnader mellan olika länder, redan då det gäller den grundläggande synen på vad ett konsumentprisindex bör mäta. Med viss förenkling kan man här tala om två "skolor". Den ena utgår från begreppet levnadskostnad och menar att ett index skall mäta förändringen av kostnaden i pengar för att ett representativt hushåll, eller ett aggregat av hushåll, skall kunna bibehålla en bestämd konsumtionsstandard. Den andra deklarerar helt enkelt att index skall mäta genomsnittlig prisförändring för en bestämd "korg" av konsumtionsvaror och –tjänster.

I principiella uttalanden ansluter sig USA och Nederländerna, liksom Sverige, till det första synsättet. Samtidigt ansluter sig Australien och ett flertal europeiska länder explicit till den andra traditionen. Den har

också legat till grund för det europeiska harmoniserade indexet, HIKP. Det svenska konsumentprisindex hör otvivelaktigt hemma i den förstnämnda traditionen, vilket klart framgår av motiveringarna i grundläggande utredningstexter på området (SOU 1943:8 och SOU 1953:23).

2.3 Pris- och konsumtionsbegrepp

Ett mått på den allmänna prisutvecklingen skall ange hur mycket priserna i *genomsnitt* förändras från en tidsperiod till en annan. Av flera skäl är det dock långt ifrån självklart hur ett sådant genomsnitt skall beräknas. För att välja mellan olika tillvägagångssätt måste vi bli mer konkreta med avseende på måttets innebörd.

Utredningens uppdrag är begränsat till att avse prisindex för hushållens konsumtion. En lämplig utgångspunkt för ett sådant index är att det skall mäta effekten av prisförändringar på de *kostnader* hushållen har i egenskap av konsumenter, d.v.s. som förbrukare av konsumtionsvaror och tjänster. En sådan utgångspunkt är konsistent med den ekonomiska indexteorin.

Syftet med ett prisindex är således att mäta effekten av *prisändringar*. Förändrad tillgång eller kvalitet på varor och tjänster som kan användas fritt, utan direkt kostnad för användaren, beaktas således inte. Det gäller såväl kollektiva nyttigheter, t.ex. inom områdena miljö och infrastruktur, som de varor och tjänster, t.ex. på miljö- och sjukvårdsområdena, som tillhandahålls fritt för individuell konsumtion. Däremot, i den mån konsumenter är villiga att betala mer för exempelvis en miljövänligare vara, skall det tolkas som en kvalitets-skillnad. Varans miljöegenskaper uppskattas och värderas då på samma sätt som andra egenskaper; hållbarhet, design etc.

Effekter av förändringar i externa förhållanden, såsom klimat, miljö och olycksrisker, avspeglas således inte i index. I relation till indexteorin får detta tolkas som att KPI är ett betingat levnadskostnads-index, där dessa faktorer antas vara konstanta. I praktiken finns dock här en del tolkningsproblem, t.ex. i fråga om försäkringspremier.

Med levnadskostnader avses hushållens samtliga direkta kostnader för förbrukning av varor och tjänster. Beräkningsgrunderna påverkas alltså inte av politiska värderingar – t.ex. av vad som anses önskvärt att de politiska välfärdssystemen kompenserar för. Inga kostnader för konsumtion utesluts *a priori*, även om ”nyttigheterna” är ohälsosamma eller t.o.m. illegala.

Hela det pris hushållen betalar för konsumtionsvaror och -tjänster bör uppfattas som kostnad för konsumtion, även om en del av priset utgörs

av indirekt skatt. Däremot betraktas inte de ”indirekta kostnader för konsumtion”, som kan anses föreligga genom att hushållen får betala skatt på inkomst och förmögenhet för kollektiv finansiering av konsumtionstjänster, som levnadskostnader i denna mening. Skälet är att det där inte finns något omedelbart samband mellan det enskilda hushållets kostnad för skatten och dess förbrukning av ifrågavarande tjänster.

Motsvarande avgränsning gäller i fråga om subventioner och transfereringar till hushåll. Det pris, eller den avgift, hushållen faktiskt får betala för varan eller tjänsten är det relevanta priset, även då det utgör en liten del av den totala kostnaden – återstoden subventioneras eller utgör offentlig konsumtion. Direkta (icke varuanknutna) transfereringar beaktas däremot inte i levnadskostnadsindex.

Det finns emellertid ett antal avgränsningsproblem i fråga om skatter och subventioner. Ett exempel är fastighetsskatten på småhus – formellt sett är den en direkt skatt, men den är direkt knuten till en bestämd typ av konsumtion. Samtidigt kan (avdragsrätten i) kapital-inkomstbeskattningen betraktas som en indirekt subvention till boende i egnahem och bostadsrätt. Behandlingen av bostadsbidrag och av inkomstberoende taxor vållar också svårigheter i detta sammanhang, liksom avgränsningen mellan direkta skatter och vissa typer av avgifter. Vi återkommer till dessa tillämpningsfrågor i senare kapitel.

När det gäller behandlingen av direkta skatter och transfereringar bör framhållas, att s.k. levnadskostnadsindex ursprungligen, såväl i Sverige som i flertalet andra länder, beräknades inklusive direkt skatt. I Sverige avskaffades dessa index (bruttoprisindex) först på 1950-talet. Skäl för och emot användning av bruttoprisindex som komplement till KPI diskuteras i kapitel 8.

Kostnadsansatsen innebär i princip att hushållens kostnad för att under den aktuella perioden utnyttja varor och tjänster skall ligga till grund för indexberäkningen. Hushållens kostnader för de varor och tjänster, som förbrukas i nära anslutning till anskaffningstidpunkten, kan föras till samma period och är lika med de belopp man fått betala (anskaffningspriset). Detsamma gäller för varaktiga varor som saknar andrahandsvärde och där hela kostnaden därför belastar anskaffningsperioden.

För andra varaktiga varor är situationen mer komplicerad. Ett index definierat i termer av kostnaden för vad hushållen konsumerar bör där i princip mäta priser/kostnader som belastar var och en av perioderna. Prisbegreppet för (användning av) sådana varaktiga varor är snarast att jämföra med en hyra. Då hushållen själva äger varorna kan kostnaden också uppfattas som skillnaden mellan dessas värde vid periodens början och periodens slut plus kostnaden för finansiering. Den kan beräknas

antingen genom en hyresekvivalentmetod eller genom en mot denna svarande kostnadskalkyl.

I praktiken tillämpas emellertid periodisering endast vid beräkning av boendekostnader i egnahem. För andra varaktiga varor som t.ex. hushållens bilar, möbler och hushållsmaskiner accepteras en förenklad metod, som innebär att hela inköpspriset räknas som en kostnad under anskaffningsperioden. Detta måste givetvis betraktas som ett markant avsteg från en strikt kostnadsansats. Det är emellertid en förenkling som tillämpas internationellt, såväl i fråga om konsumentprisindex som i nationalräkenskaperna. Egnahemsposten i det svenska KPI innehåller ett mått på kostnaden för utnyttjande av småhus plus uppvärmnings-, reparations- och andra driftskostnader. Beräkningen av detta slags boendekostnader är dock problematisk i flera avseenden, och problemen diskuteras närmare i kapitel 5.

Mått baserade på förändringar av hushållens *utgifter* för konsumtion är inte användbara för beräkning av konsumentprisindex. Det finns i allmänhet inget direkt samband mellan förbrukningens/kostnadernas fördelning över tiden och fördelningen över tiden av utgifter i form av kontantinsatser, amorteringar och räntebetalningar. Inte heller går det att entydigt knyta utgiftsändringar till prisändringar i den aktuella perioden – de kan i stället till stor del bero på (påtvingade eller av hushållen valda) förändringar i finansieringssätt. Om hushållens valfrihet i fråga om finansiering vore starkt begränsad, skulle utgifts-baserade mått kunna ha relevans som mått på prisändringars inverkan på hushållens *likviditet*. Detta är emellertid enligt min mening inte en uppgift för konsumentprisindex.

Så långt gäller diskussionen vilka *priser* som har relevans för indexberäkningen. Nästa fråga gäller vilken (eller vems) *konsumtion* som bör läggas till grund för sammanvägningen av dessa priser eller prisändringar. Vi har redan konstaterat, att den ”varukorg” som hushållen väljer vid rådande priser och inkomster bör läggas till grund för indexberäkningarna. Vidare handlar det, tills vidare, enbart om ett *allmänt* konsumentprisindex, för hela hushållskollektivet, inte om ett kategoriprisindex.

Här krävs emellertid ytterligare precisering för att klargöra vilken avgränsning av konsumtionen som bör gälla i ett svenskt konsumentprisindex. Svenska hushålls inkomster används huvudsakligen för inköp och konsumtion i Sverige. I en icke obetydlig omfattning sker dock konsumtion också utomlands. Inköp görs i utlandet dels i samband med resor, dels via postorder, internet etc. för konsumtion i Sverige. På motsvarande sätt svarar utländska hushåll för en del av konsumtionen och inköpen av konsumtionsvaror i Sverige. Det finns följaktligen ett

antal alternativa kriterier för avgränsningen av ett svenskt konsumentprisindex:

- a) konsumtion i hushåll som är bosatta i Sverige,
- b) konsumtion som sker i Sverige,
- c) konsumtion av varor och tjänster som köpts i Sverige.

Om det huvudsakliga syftet med index är att ge underlag för kompensation eller för bedömning av hushållens inkomstutveckling, borde det i princip inte spela någon roll var inköpen eller konsumtionen sker. Varukorgen borde då definieras enligt a) ovan. Vill man i stället belysa svensk inflationstakt i ett stabiliseringspolitiskt perspektiv, så är det å andra sidan rätt uppenbart att priserna vid inköp i Sverige bör ligga till grund för beräkningen.

Möjligen kan det också på andra grunder hävdas, att priser vid inköp i andra länder inte bör ha någon relevans för hur inkomster regleras i Sverige. En sådan grund kan vara, att det svenska samhället inte kan anses ha påtagit sig ett ansvar för förhållandena i andra länder eftersom det inte kan påverka dessa förhållanden. Ändå torde anknytningen till svenska hushåll eller svenska inkomster ligga närmast till hands vid användning av konsumentprisindex för kompensationsändamål. Utan tvivel är detta också fallet då index används för att beräkna realinkomstförändringar.

I praktiken beräknas emellertid konsumentprisindex i alla länder med priserna vid inköp av konsumtionsvaror och tjänster inom landet som grund, medan vikterna vanligen är hushållsbudgetdata, som avser sammansättningen av inhemska hushålls konsumtion. Ett konsumentprisindex kan därför ofta karakteriseras som ett mått på prisutvecklingen för inhemska hushålls inköp inom landet.

Ett skäl för denna avgränsning är beräkningstekniskt; det har ansetts bli alltför resurskrävande att få fram underlag beträffande prisutvecklingen för hushållens inköp utomlands. Detta måste fortfarande betraktas som ett avgörande skäl för att utgå från priser vid inköp i Sverige vid beräkning av KPI. Med hänsyn till den snabba utvecklingen i riktning mot mer "internationaliserad" konsumtion – såväl genom turistresor och bosättning utomlands som genom hushållens direktinköp från utlandet – kan det dock finnas anledning att efter en tid överväga förändringar av beräkningsgrunderna i detta avseende. Förbättrad täckning skulle i så fall kunna åstadkommas genom att på områden med betydande direktinköp utomlands göra kompletterande prismätningar eller utnyttja andra länders prisstatistik. Behovet av en sådan utvidgning bör bedömas av SCB och Nämnden för konsumentprisindex.

Vid bestämning av konsumtionsvikter i ett prisindex omfattande många hushåll med olika köpkraft och skilda konsumtionsmönster, aktualiseras också frågan vilken vikt som skall ges åt *varje enskilt hushålls* konsumtion. Nuvarande konsumentprisindex syftar till att ge ett mått på hur mycket kostnaden för hela kollektivets sammanlagda konsumtion förändras till följd av prisändringar. En kostnadskrona har lika stor betydelse för viktberäkningen oavsett vilket hushåll som använder den, och vikten för en viss vara utgörs följaktligen av hushållens sammanlagda konsumtion av varan. Ett index som beräknas utifrån denna vägningsprincip kallas *plutokratiskt* index.

När index används för kompensationsändamål, är ett plutokratiskt index inte uppenbart det bästa alternativet. ”Varukorgen” påverkas i allmänhet mer av konsumtionens sammansättning i ett hushåll med hög inkomst än av dess sammansättning i ett hushåll med lägre inkomst (höginkomsthushållet ges högre vikt), eftersom gruppen höginkomsthushåll har större genomsnittskonsumtion.

Alternativet kallas ett demokratiskt index och innebär att varje hushåll, eller kanske snarare varje konsumtionsenhet, ges samma vikt. Den implicita vikten för varje vara bestäms då av dess genomsnittliga andel av hushållens/konsumtionsenheternas varukorgar, till skillnad från dess andel av den samlade konsumtionen. Ett demokratiskt index kan alltså beskrivas som ett ovägt genomsnitt av samtliga hushålls individuella levnadskostnadsindex – eventuellt vägda med antalet konsumtionsenheter i respektive hushåll. Ett demokratiskt index, såväl som ett kategoriprisindex, ställer betydligt större krav på detaljerat viktunderlag än ett allmänt, plutokratiskt index.

Beräkning av ett allmänt, demokratiskt prisindex skulle emellertid enligt min mening inte väsentligt förbättra användbarheten för kompensationsändamål. Som underlag för att beräkna köpkraften hos speciella grupper (t.ex. pensionärer), eller för reglering av specifika inkomstkällor, har såväl det demokratiska som det plutokratiska indexet klara brister. Om en högre grad av precision eftersträvas i sådana sammanhang, framstår användning av kategoriprisindex, avseende de aktuella hushållskategorierna eller inkomstlagen, som mer näraliggande än beräkningar av ett demokratiskt index. Vi återkommer till frågan om kategoriprisindex som alternativ eller komplement till ett allmänt konsumentprisindex.

2.4 Några utgångspunkter

Mot bakgrund av grupperingen av användningsområden i avsnitt 2.1 skall vi här ange några allmänna utgångspunkter för KPI:s utformning. Preciseringar och mer utförliga motiveringar presenteras i de följande kapitlen.

En viktig utgångspunkt för utredningens överväganden och förslag är att index skall beräknas utifrån prisförändringarnas inverkan på hushållens *kostnad* för konsumtion. Index skall ange (i görligaste mån approximera) hur prisförändringarna påverkar kostnaden för att bibehålla oförändrad konsumtionsstandard, oavsett orsaken till prisändringarna.

Teorin för levnadskostnadsindex har mest påtaglig relevans, då index används för kompensationsändamål. Som framgår av vår senare diskussion (i kapitel 4) rörande kostnader för användning av varaktiga varor, finns här tolkningsproblem som måste beaktas vid val av beräknings sätt för bl.a. egnahemsposten i KPI. Praktiska hänsyn gör också att man tvingas avstå från strikt tillämpning av kostnadsansatsen för många varaktiga varor. Som vägledande princip bör dock kunna slås fast att:

Om syftet med index är att bilda grund för priskompenserande inkomstöverföringar och reglering av skatteskalor, bör ett levnadskostnadsindex utgöra norm för utformningen. Index bör så långt det är praktiskt möjligt mäta prisändringarnas inverkan på kostnaderna för hushållens konsumtion (inte på utgifter eller hushållens behov av likviditet).

Slutsatsen gäller oavsett om inkomstöverföringarna sker mellan den offentliga sektorn/socialförsäkringssystemet och hushållen eller inom den privata sektorn, och självklart också om syftet är att ge ett allmänt mått på förändring av hushållens levnadskostnader. Som framhölls inledningsvis syftar kompensationsanvändningen av index via basbeloppet i allmänhet till att realvärdesäkra bestämda belopp som överförs till hushåll (t.ex. pensioner eller underhållsbidrag), inte till att "fylla ut" hushållets totala disponibla inkomst till oförändrad köpkraft. Ett undantag är socialbidragen, men där baseras beräkningarna inte på totalindex/basbelopp utan på en speciellt sammansatt varukorg.

Det återstående exemplet i punkt 1 ovan – d.v.s. pris- eller hyresuppräknning i långsiktiga avtal – har knappast någon tydlig anknytning till levnadskostnadsindex. I den mån syftet är att kompensera säljaren för kostnadshöjningar, är ett konsumentprisindex överhuvud taget inte en naturlig utgångspunkt. Det här är ett av flera exempel där KPI används "i brist på bättre" för ändamål som ligger långt från dess egentliga syfte.

Sådana användningsområden kan inte ges någon större vikt, när utformningen av konsumentprisindex skall bestämmas.

När syftet är att mäta *förändringar* av realinkomster eller real konsumtion (punkt 2 i avsnitt 2.1 ovan) är anknytningen till ett teoretiskt levnadskostnadsindex svagare än i fallet med kompensation. Ändå torde i praktiken de "idealiska" måtten för beräkning av realinkomstförändringar inte skilja sig mycket från kompensationsmåtten – bl.a. är betydelsen av varusubstitution vid ändrade relativa priser ungefär densamma. Slutsats:

Samma huvudprinciper för utformning av index kan tillämpas, oavsett om användningsområdet är beräkning av realinkomstförändringar eller kompensation.

Valet av index att användas för fastprisberäkning (deflatering) av konsumtionsvärden eller andra mått i löpande priser i nationalräkenskaperna blir beroende av vilket slags mått på volymutvecklingen som eftersträvas – vill man ha ett volymindex av typ Laspeyres så behövs ett prisindex av typ Paasche etc. Man bör dock kunna förutsätta att de önskemål beträffande delindex i KPI, som kan härledas från detta slags användning, tillgodoses genom särskilda bearbetningar. De är därför inte avgörande för utformningen av officiella indexberäkningar.

I båda de hittills behandlade fallen aktualiseras frågor om *vems* eller *vilkas* konsumtion som avses. Strikt tillämpning av principerna för levnadskostnads- eller kompensationsindex förutsätter att indexberäkningen grundas på konsumtionens sammansättning i de hushåll kompensationen avser. Detsamma kan hävdas gälla beträffande beräkningar av hur realinkomster eller konsumtionsvolymerna har utvecklats för avgränsade kategorier hushåll, t.ex. av reallönernas utveckling för hela löntagarkollektivet eller för bestämda grupper av löntagare.

Frågorna om avgränsning och om behov av kategoriprisindex diskuteras närmare i kapitel 8. Tills vidare väljer vi följande utgångspunkt:

Endast om det finns en betydande, systematisk avvikelse mellan utvecklingen av totalindexet och indexet för stora och i konsumtionshänseende homogena kategorier hushåll, har motiv för att använda kategoriprisindex någon större bäring.

De kategorier som närmast skulle vara aktuella, löntagarhushåll och pensionärshushåll, är inom sig mycket heterogena vad gäller konsumtionens sammansättning. Därför finns inte heller någon större efterfrågan på löpande beräkningar och publicering av kategoriprisindex. Det hindrar givetvis inte att detaljerade undersökningar av prisutvecklingen för olika kategorier av hushåll – med indelning t.ex. efter inkomst och familjestorlek – kan ha stort värde för analys av fördelningspolitiska frågor. Sådana undersökningar bör emellertid kunna genomföras

intermittent (t.ex. var femte år), och frågan om hur de kan utformas faller utanför uppdraget för denna utredning.

Ett viktigt område, där indexberäkningar baserade på en speciell varukorg redan nu används, är som underlag för uppräknig av socialbidragsnormen. Den viktigaste uppgiften för KPI i sådana sammanhang torde vara att tillhandahålla delindex som kan vägas enligt principer bestämda för respektive tillämpning. Dessa principer kan vara normativa eller baseras exempelvis på konsumtionens sammansättning i hushåll med mycket låga inkomster.

Det tredje användningsområdet för konsumentprisindex – som allmänt inflationsmått, framförallt i stabiliseringspolitiska tillämpningar – behandlas i detta kapitel endast mycket kortfattat. Den makroekonomiska teorin ger endast begränsad vägledning för utformningen av prisindex med sådant syfte. Diskussionen i betänkandet rörande målvariabeln för penningpolitiken avser enbart olika konsumentprisindex användbarhet i sammanhanget, och den baseras huvudsakligen på den tolkning av prisstabilitetsmålet som redovisats av Riksbanken.

Ett ofta anfört skäl för avvikelser från kostnadsbaserade index är att ett inflationsmått bör avse aktuella transaktionspriser, inte periodiserade kostnader. Det finns emellertid också starka skäl som talar för att basera ett inflationsmått på prisförändringarnas inverkan på kostnaderna för hushållens konsumtion. I praktiken får behandlingen av finansieringskostnader i egnahemsposten stor betydelse för möjligheterna att utnyttja konsumentprisindex också för stabiliseringspolitiska ändamål. För- och nackdelar med olika alternativ – i första hand det KPI utredningen föreslår och det europeiska harmoniserade indexet, HIKP – diskuteras i kapitel 7.

Det har framhållits, bl.a. av företrädare för den svenska Riksbanken, att det centrala är hur den långsiktiga, eller trendmässiga, inflations-takten utvecklas. Det är denna inflation som påverkas av den samlade efterfrågan i ekonomin och därmed av penningpolitiken. S.k. utbudsstörningar, inklusive ändringar av indirekta skatter och subventioner, kan antas ge upphov till endast tillfälliga svängningar i prisstegrings-takten runt den långsiktiga nivån. Detta behöver inte innebära att KPI och liknande mått är olämpliga som grund för ett inflations- eller prisstabilitetsmål. Om störningarna kan visas medföra endast tillfälliga svängningar, bör t.ex. KPI:s utfall, räknat över två eller tre år, kunna användas för att kontrollera om prisstabilitetsmålet uppfylls.

Utformning och löpande utvärdering av stabiliseringspolitiken ställer emellertid inte krav enbart på prisindex täckning, utan också på att ursprunget till olika förändringar kan härledas. Det är uppenbart att förändringen av konsumentprisindex över kortare perioder – månad för månad, och troligen också räknat som tolv månaderstal – kan ge en

missvisande bild av den underliggande inflationstakten (core inflation) i ekonomin. Som underlag för penningpolitiken, och för att kunna göra den trovärdig, behövs därför också mått/indikatorer på denna underliggande inflation. Mått på underliggande inflation beräknas sedan 1998 av SCB för Riksbankens räkning.

En utgångspunkt för den följande diskussionen är att användningen för kompensationsändamål är det viktigaste användningsområdet för ett officiellt svenskt konsumentprisindex. I den mån konflikter uppkommer mellan önskemål hänförliga till indexets olika syften, får prioriteringar i första hand göras utifrån användningen i kompensations-sammanhang. Som antytts ovan, torde emellertid ingen allvarlig konflikt föreligga gentemot användningen för realinkomst-beräkningar. Skäl har också anförts (t.ex. av Hill 1998 och Triplett 1999)¹ för att ett mått på förändring av levnadskostnader i allmänhet också är det bästa måttet på inflation, att användas i stabiliserings-politiska sammanhang. Den frågan är emellertid mer komplicerad och kommer att diskuteras närmare i kapitel 7.

Att användningen för kompensationsändamål är central betyder inte att KPI bör utformas med syftet att i alla situationer kunna ge svar på frågan vilka prisförändringar som bör föranleda kompenserande åtgärder, t.ex. ändring av prisbasbeloppet. Uppgiften för KPI är att visa hur hushållens kostnader för en oförändrad konsumtionsstandard påverkas av *prisändringar* – inklusive avgiftsändringar och inverkan från ändrade indirekta skatter och subventioner.

I vad mån exempelvis en politikomläggning mot ökad eller minskad andel avgiftsfinansiering inom sjukvård, barn- och äldreomsorg bör ge utslag i prisbasbeloppet, och därmed i pensions- och andra kompensationsbaserade system, är till stor del en politisk fråga. En sådan omläggning kan påverka hushållens ekonomi (deras budgetrestriktion) också på andra sätt än via avgifterna, t.ex. genom att de direkta skatterna ändras i motsatt riktning. En liknande situation uppkommer vid omfördelning av beskattningen mellan direkt och indirekt skatt, som t.ex. i det tidiga 90-talets skattereform. Den innebar en kraftig, uppåtriktad effekt på KPI genom att sänkt direkt skatt "finansierades" med höjd mervärdesskatt, vilket beaktades i särskild

¹ Hill, Peter (1998): *The measurement of inflation and changes in the cost of living*, s. 49. vol. 15 no 1 1998, Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe, IOS Press.

Triplett, Jack E. (1999): *Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework for a Consumer Price Index?*, s.3 och avsnitt IV. Uppsats presenterad vid International Working Group on Price Indices (the Ottawa Group), Reykjavik Augusti 1999, Statistics Iceland.

ordning vid fastställande av basbeloppet för 1991 och 1992. Beräkningsgrunderna för prisbasbeloppet kan, och har, ändrats också av andra skäl, t.ex. budgetpolitiska.

Frågan om rimlig eller rättvis kompensation i situationer som de här nämnda kan i praktiken inte lösas entydigt med hjälp av enbart ett "objektivt" mått av typ konsumentprisindex. Detta utgör ändå en viktig del av beslutsunderlaget, och kan under normala förhållanden – d.v.s. i frånvaro av stora förändringar i skatte- och avgiftspolitiken – översättas till automatiska förändringar i prisbasbeloppet.

Då index används för prisomräkning i privata avtal – inklusive realränteobligationer – finns givetvis inte samma möjligheter att i efter-hand (via justering av basbelopp) hantera extraordinära förändringar, t.ex. i skattepolitiken. Man torde här, vid formulering av avtalen, få välja mellan en knytning till KPI eller till något modifierat indexmått, som anses bättre svara mot förhållandena i det enskilda fallet. Det är i vart fall inte möjligt att utforma ett allmänt, officiellt prisindex så att det helt svarar mot behoven i alla förekommande fall, t.ex. avtalade pensioner, hyresavtal och realränteobligationer.

3 Indexkonstruktion

Sammanfattning och förslag

Konsumentprisindex föreslås liksom nu vara ett kedjeindex sammansatt av två olika typer av indexlänkar. Indexet skall även fortsättningsvis ange prisutvecklingen beräknad utifrån en aktuell konsumtions-sammansättning, som delvis är ett resultat av inträffade relativpris-förändringar. Det syftet uppnås dock enligt min mening med större tillförlitlighet, om den nuvarande långtidslänken ersätts med en år-till-år-länk som anger förhållandet mellan det genomsnittliga pris-läget under två intilliggande kalenderår. År-till-år-länken bör, så långt tillgängligt viktunderlag tillåter, beräknas som ett index enligt Walsh, dvs. med vikter som speglar konsumtionens sammansättning under båda åren.

Den nuvarande korttidslänken bör ersättas av en år-till-månad-länk, som anger förhållandet mellan prisläget en viss månad och det genomsnittliga prisläget under kalenderåret två år tidigare. På den högsta aggregeringsnivån föreslås denna beräknas som ett index enligt Laspeyres, dvs. med vikter som speglar konsumtionens samman-sättning under länkens basår.

Dessa förslag rörande den grundläggande indexkonstruktionen behandlas ingående i avsnitt 3.3. I två inledande avsnitt, 3.1 och 3.2, förs en diskussion om olika typer av index och om valet av index-formel, i allmänhet och på olika nivåer i beräkningarna.

Indexberäkningar på lägre nivå, där aktuella och relevanta vikter saknas, bör i allmänhet göras utifrån förutsättningen att hushållen anpassar sin konsumtion med hänsyn till inträffade relativprisförändringar. Utredningens förslag rörande utformningen av dessa beräkningar behandlas i avsnitt 3.4.

Ställningstagandena avseende säsongvariation redovisas i avsnitt 3.5 och frågan om val av mätperiod behandlas kortfattat i avsnitt 3.6.

3.1 Inledning

Av flera skäl är det inte möjligt att beräkna ett ”sant levnadskostnads-index”. Man är därför hänvisad till att beräkna ett närmevärde till ett sådant index. Med det avses ett mått som kan beräknas utifrån en för varje indexlänk bestämd sammansättning av konsumtionen – en bestämd varukorg – men som med stor sannolikhet nära ansluter till ett idealt index. Ett allmänt uttryck för ett sådant prisindex, som anger prisläget under jämförelseperioden t i förhållande prisläget under basperioden 0, är

$$I_0^t = \frac{P_1^t Q_1 + P_2^t Q_2 + \dots + P_K^t Q_K}{P_1^0 Q_1 + P_2^0 Q_2 + \dots + P_K^0 Q_K} = \frac{\sum_{k=1}^K P_k^t Q_k}{\sum_{k=1}^K P_k^0 Q_k}, \quad (3.1)$$

där $P_1^0, P_2^0, \dots, P_K^0$ och $P_1^t, P_2^t, \dots, P_K^t$ är priserna under basperioden 0 respektive jämförelseperioden t för varorna 1, 2, ..., K , och där Q_1, Q_2, \dots, Q_K är kvantiteterna av respektive vara enligt den bestämda varukorgen. Summerat över alla varor anger täljaren hur mycket varukorgen kostar enligt prisläget under period t , medan nämnaren anger motsvarande kostnad enligt prisläget under period 0.

Frågan i det här kapitlet är närmast vilka Q_k – eller vilken varukorg – som skall väljas som grund för jämförelsen. De mest uppenbara alternativen är att bestämma varukorgen antingen enligt de kvantiteter som konsumerades under basperioden (Q_k^0), Laspeyres indexformel, eller enligt dem som konsumeras under jämförelseperioden (Q_k^t), Paasches index-formel. I en jämförelse mellan två perioder kan ett Laspeyres-prisindex således beskrivas som

förhållandet mellan jämförelseperiodens *hypotetiska* kostnad för basperiodens konsumtion och basperiodens *faktiska* kostnad,

och ett Paasche-prisindex som

förhållandet mellan jämförelseperiodens *faktiska* kostnad och basperiodens *hypotetiska* kostnad för samma konsumtion.

Båda alternativen är lika försvarbara, om konsumtionen under båda perioderna fått styras av hushållens fria val. Då ansatserna utgår från de

faktiska förutsättningar som gällde under en av perioderna, tenderar den hypotetiskt beräknade kostnaden för den andra perioden att överskatta kostnaden för samma konsumtionsstandard. Under *viktperioden* – basperioden i Laspeyres index respektive jämförelseperioden i Paasches index – har hushållen nämligen kunnat välja varor och tjänster så att de, utifrån de då gällande priserna, minimerat kostnaden. Under den andra perioden har den *hypotetiska* kostnaden av naturliga skäl inte minimerats på motsvarande sätt. Man bör därför kunna förvänta att ett index enligt Laspeyres tenderar att överskatta levnadskostnaderna under period t i förhållande till period 0, medan det omvända förhållandet gäller för ett index enligt Paasche.

Om indexberäkningen istället utnyttjar information om konsumtionens sammansättning under båda perioderna, uppkommer ingen sådan snedvridande effekt. Det är fallet t.ex. för index enligt Walsh, där varukorgen är det geometriska genomsnittet av de kvantiteter som konsumerades under period 0 och under period t ($\sqrt{Q_k^0 \times Q_k^t}$). Ett sådant index anger

förhållandet mellan de hypotetiska kostnaderna vid jämförelseperiodens priser och vid basperiodens priser, avseende den för perioderna genomsnittliga konsumtionen.

Walshs index är ett s.k. *superlativt prisindex*, eftersom det uppfyller de ”rimliga” krav som formulerats inom den så kallade axiomatiska indexteorin. Superlativa index kan också visas ha goda förutsättningar ge tillfredsställande approximationer av ett ekonomisk-teoretiskt definierat, s.k. sant levnadskostnadsindex, under förutsättning av att hushållens preferenser inte skiljer sig nämnvärt mellan basperioden och jämförelseperioden (se vidare *Bilaga 2*). Fishers ideala index, som är det geometriska genomsnittet av Laspeyres och Paasches index, samt Törnqvists index,¹ är exempel på andra superlativa index.

Ett annat index som utnyttjar information om konsumtionens sammansättning under båda de jämförda perioderna är Edgeworths index. Tolkningen av det är praktiskt taget densamma som för Walshs index. Skillnaden är att varukorgen i Edgeworths index bildas som ett *aritmetiskt* genomsnitt, eller som summan ($Q_k^0 + Q_k^t$), av de båda

¹ Törnqvists index:
$$I_0^t = \prod_{k=1}^K \left[\frac{P_k^t}{P_k^0} \right]^{\frac{1}{2} \left(\frac{P_k^0 Q_k^0 + P_k^t Q_k^t}{\sum P_k^0 Q_k^0 + \sum P_k^t Q_k^t} \right)}$$

periodernas kvantiteter. Ett index enligt Edgeworth bör därför ge resultat som ligger mycket nära de superlativa indexen.

Den nuvarande svenska ansatsen för indexkonstruktion, så som den formulerades av 1943 års indexsakkunniga, kan betraktas som ett tidigt försök att approximera ett sant levnadskostnadsindex. Istället för att utnyttja information om konsumtionens sammansättning under båda de jämförda perioderna, bestäms dock varukorgen i det fallet av konsumtionens sammansättning under den mellanliggande tiden.

Det finns således goda skäl att beräkna konsumentprisindex som ett superlativt index. Tyvärr är det inte möjligt fullt ut, eftersom vår information om konsumtionens sammansättning sällan är tillräckligt aktuell och aldrig tillräckligt detaljerad. I de följande avsnitten skall vi undersöka vilka möjligheter valet av indexformler erbjuder för att åstadkomma en indexberäkning, som så nära som möjligt ansluter till utfallet av de superlativa indexen. Framställningen här grundas i huvudsak på den genomgång som görs i *Bilaga 3*. I avsnitt 3.2 nedan beskrivs dock först allmänt förutsättningarna för och strukturen hos ett prisindex.

3.2 Allmänt om indexkonstruktion

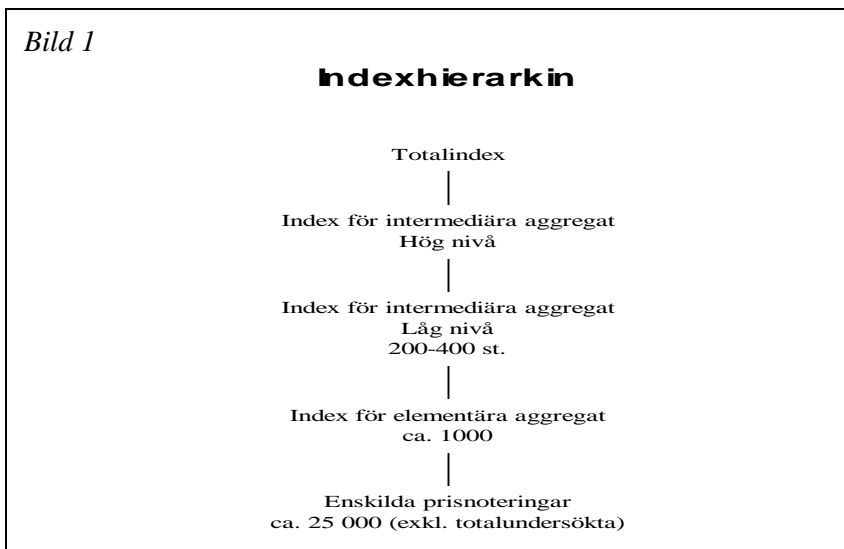
Underlaget för ett prisindex utgörs i huvudsak av prisnoteringar avseende urval av varor, tjänster och försäljningsställen och av varu- eller varugrupsfördelade konsumtionsvärden. I undantagsfall avser konsumtionsuppgifterna kvantiteter snarare än värden. Indexproblemet handlar om att kombinera det här underlaget så att det bildar ett så korrekt uttryck som möjligt för förhållandet mellan kostnaden under olika perioder för en oförändrad levnadsstandard.

Flera prisnoteringar för två perioder och avseende en viss vara, kan kombineras för att bilda index för ett *elementärt aggregat*. Vanligtvis finns det ingen rimligt lättillgänglig information om försäljningen i respektive butik av den aktuella varan.² Beräkningen av den genomsnittliga prisutvecklingen inom det elementära aggregatet måste därför göras utan kännedom om i vilken omfattning som varor och tjänster handlats till respektive pris. Frågor som rör beräkningen av index för elementära aggregat behandlas i avsnitt 3.4.

I avsnitt 3.3 diskuteras dock först indexets grundläggande konstruktion, dvs. den som kan tillämpas i de delar av index-beräkningen

² En ökad tillgänglighet till butikskassedata (scannerdata) avseende såväl priser som försålda kvantiteter kan i framtiden komma att ändra på detta förhållande.

där man har tillgång till ett helt relevant och aktuellt vikt-underlag. Frågan gäller alltså här hur man kombinerar olika delindex till ett totalindex eller till andra huvudaggregat. För att bilden av "indexhierarkin" skall bli komplett diskuteras också valet av indexformel på de mellannivåer, där man förvisso har tillgång till viktinformation men där denna information ur ett idealt perspektiv alltid är föråldrad eller på annat sätt uppenbart bristfällig. Vi benämner dessa index för *intermediära aggregat*, och de behandlas i anslutning till frågan om elementära aggregat i avsnitt 3.4.



En aspekt på indexkonstruktionen är således hur man i olika steg, och utifrån underlag med olika karaktär, bildar index för allt större aggregat. En annan aspekt är på vilket sätt jämförelser utsträcks i tiden. Därvid skiljer man i praktiken främst mellan två huvudalternativ:

- *Fastbasindex*, där prisjämförelserna avser en varukorg som ligger fast under ett antal år, t.ex. fem år, respektive
- *Kedjeindex*, där varukorgen ersätts varje år och prisjämförelser mellan olika år görs genom att kedja via en länkperiod, under vilken såväl den gamla som den nya varukorgen prismäts.

Ett fastbasindex innebär således att man även mellan år gör direktjämförelser mellan prisläget i jämförelseperioden t och i basperioden 0 . Motsvarande jämförelse är i kedjeindexet sammansatt av en kedja av årsvisa indexlänkar:

$$I_0^t = I_0^1 \times I_1^2 \times \dots \times I_{t-2}^{t-1} \times I_{t-1}^t. \quad (3.2)$$

Fördelarna med ett fastbasindex är den enkla tolkningen av indexserien och en något enklare framställningsprocess. Kedjeindexets förtjänst är främst att varukorgen inte förändras från år till år. Valet mellan fastbasindex och kedjeindex behandlas i avsnitt 3.3 tillsammans med frågor rörande valet av indexformel för huvudaggregaten. Detsamma gäller en tredje aspekt på indexkonstruktionen, nämligen om prisläget vid jämförelsetidpunkten primärt bör relateras till prisläget en viss basmånad eller ett visst basår.

3.3 Grundläggande indexkonstruktion

3.3.1 Viktunderlaget

Nationalräkenskaperna redovisar den privata konsumtionen fördelad på knappt etthundra *ändamål*, dels enligt kvartalsvisa beräkningar ca. 75 dagar efter avslutat kvartal och dels enligt en mer genomarbetad årsberäkning ca. 11 månader efter referensåret, med en reviderad årsberäkning ytterligare ett år senare. En planerad ökning av detaljeringsgraden kan komma att innebära att årsberäkningarna kan redovisas för ca. 400 kategorier. Annan statistik som används för beräkning av vikter är bl.a. hushållsbudgetstatistik samt Jordbruksverkets statistik över livsmedelskonsumtionen. Vid sidan av officiell statistik utnyttjas underlag som inhämtas specifikt för ändamålet, från enskilda företag, branschorganisationer eller experter.

Internationellt är vanligtvis hushållsbudgetstatistik den källa som utgör det primära viktunderlaget. I Sverige används dock den statistiken tillsammans med andra källor som komplement till underlaget från nationalräkenskaperna. En förklaring till att Sverige därvidlag skiljer sig från de flesta andra länder torde vara att det svenska indexet är ett kedjeindex, med ett uttalat krav på ett aktuellt underlag för årliga viktrevisioner. Detta har inte varit möjligt att tillgodose med hushållsbudgetstatistiken. Avsikten är nu att dessa undersökningar nu skall ske kontinuerligt, och att varugrupsvisa resultat för kalenderår skall kunna finnas tillgängliga ungefär ett halvår efter referensåret. Små urval (ca. 2000 hushåll) och bortfall innebär dock att resultaten avseende olika detaljgrupper – den nivå där statistiken främst kompletterar nationalräkenskaperna – är behäftade med en betydande osäkerhet.

3.3.2 Alternativen

Formlerna inom ramar nedan är avsedda som kompletterande information.

De alternativ som har prövats är dels tre olika indexformler där viktperioden är densamma som prisbasperioden:

- Laspeyres index
- geometriskt index
- CES-index

Laspeyres index (index månad m år y , basår 0)

$${}^L I_0^{y,m} = \sum_{k=1}^K W_k^0 I_{0;k}^{y,m}, \quad (3.3)$$

där $I_{0;k}^{y,m} = \frac{P_k^{y,m}}{P_k^0}$ är prisindex för respektive vara k .

$$W_k^0 = \frac{P_k^0 Q_k^0}{\sum_{k=1}^K P_k^0 Q_k^0} = \frac{V_k^0}{\sum_{k=1}^K V_k^0}, \quad (3.4)$$

där V_k^0 är konsumtionsvärdet avseende vara k under basperioden.

Geometriskt index

$${}^G I_0^{y,m} = \prod_{k=1}^K [I_{0;k}^{y,m}]^{W_k^0} \quad (3.5)$$

CES-index (Constant Elasticity of Substitution)

$${}^{CES} I_0^{y,m} = \left[\sum_{k=1}^K W_k^0 (I_{0;k}^{y,m})^{1-s} \right]^{\frac{1}{1-s}}, \quad (3.6)$$

där s är en skattad enhetlig substitutionselasticitet.

Laspeyres index beskrevs redan i avsnitt 3.1 ovan. I praktiken saknas de kvantitetsuppgifter Q_k^0 som förutsattes där. Indexet får därför skrivas om på en form som utnyttjar värdeuppgifter istället. Laspeyres index är då ett vägt aritmetiskt medelvärde av indexen för de olika kategorier varor och tjänster som omfattas. Vikterna är respektive kategoris värdemässiga andel av hushållens totala konsumtion. Det *geometriska* indexet är som namnet antyder, ett vägt geometriskt medeltal av samma delindex.

Laspeyres index ger ett korrekt uttryck för förändringen av levnads-kostnaderna om hushållen, trots inträffade relativpris-förändringar och oförändrade preferenser, väljer att behålla bas-periodens *kvantitativa* sammansättning av konsumtionen. Det geometriska indexet å andra sidan, ger ett korrekt uttryck för levnads-kostnadsförändringen om hushållen, vid samma förutsättningar, väljer att behålla basperiodens *värdemässiga* sammansättning av konsumtionen. Laspeyres index är med andra ord konsistent med en helt oelastisk efterfrågan – substitutionselasticiteten 0 – medan det geometriska indexet är konsistent med en normalelastisk efterfrågan – substitutionselasticiteten -1. *CES-indexet* slutligen, förutsätter inte *a priori* en viss substitutionselasticitet. Den bestäms istället så att indexet på ett historiskt material ger samma resultat som ett superlativt index.

Utifrån dessa tre indexformler har såväl *fastbasindex* med fem år mellan viktrevisionerna som *kedjeindex* med årliga viktrevisioner beräknats. Fastbasindexet enligt Laspeyres indexformel är den internationellt helt dominerande indexkonstruktionen. Någon tillämpning, i KPI-sammanhang, av de övriga alternativen, är inte känd.

Den typ av *kedjeindex* som tillämpas i Storbritanniens och Frankrikes motsvarigheter till KPI samt i HIKP har också prövats. Dessa index kan beskrivas som

- kedjeindex av "Laspeyres-typ".

Dessa är inga riktiga Laspeyres kedjeindex, eftersom viktperioden inte sammanfaller med indexlänkens prisbasperiod, som i de här fallen är en enskild månad³ – januari i Storbritanniens motsvarighet till KPI och december i de övriga fallen. Viktperioden är däremot ett helt år – i Sveriges HIKP det just avslutade kalenderåret, i Storbritannien och Frankrike den tolv månadersperiod som avslutades ett halvt respektive ett år före prisbasperioden. I övriga länder inom EU/EES är vikt-perioden i HIKP densamma som tillämpas i de nationella fastbas-indexen.

³ Det gäller f.ö. också i många av de länder som beräknar ett fastbasindex.

Svensk HIKP (kedjad index månad m år y , basår 0)

$${}^{HIKP}I_0^{y,m} = I_0^{0,dec} \times I_{0,dec}^{1,dec} \times \dots \times I_{y-2,dec}^{y-1,dec} \times I_{y-1,dec}^{y,m}, \quad (3.7)$$

där

$$I_{y-1,dec}^{y,m} = \sum_{k=1}^K W_k^{KT} I_{y-1,dec;k}^{y,m}, \quad (3.8)$$

$$W_k^{KT} = \frac{P_k^{y-1,dec} Q_k^{y-1}}{\sum_{k=1}^K P_k^{y-1,dec} Q_k^{y-1}} = \frac{V_k^{y-1} I_{y-1;k}^{y-1,dec}}{\sum_{k=1}^K V_k^{y-1} I_{y-1;k}^{y-1,dec}}, \quad (3.9)$$

I ett kedjeindex är det vidare möjligt att efter hand ersätta de ursprungligen beräknade indexlänkarna, med länkar som beräknats med vikter som speglar konsumtionens sammansättning under en senare period än de ursprungligen använda vikterna. Sverige torde vara det enda land som beräknar det officiella konsumentprisindexet på det sättet. Följande alternativ har prövats för dessa *reviderade* länkar:

- Långtidslänkarna i den nuvarande indexkonstruktionen
- Paasches index
- Superlativa index enligt Fisher, Törnqvist och Walsh
- Edgeworths index

KPI:s nuvarande indexkonstruktion skiljer sig från HIKP:s genom att alla ursprungliga *korttidslänkar* för december, kompletteras med en *långtidslänk* som används vid kedjningen. Långtidslänkarna beräknas med ett viktunderlag som speglar konsumtionens sammansättning under det just avslutade året, dvs. det kalenderår som sträcker sig från länkens prisbasperiod t.o.m. länkens jämförelseperiod. Som direkta alternativ till de nuvarande långtidslänkarna har också prövats två typer av länkar som utnyttjar viktunderlag både från det just avslutade året och från året innan. De kan därför uppfattas som mellanting mellan de nuvarande långtids- och korttidslänkarna. Beräkningsformen för dessa är annars densamma som för Edgeworths respektive Törnqvists index, varför de nedan benämns ”kvasi-Edgeworth-index” respektive ”kvasi-Törnqvist-index”.

Nuvarande KPI (kedjad index månad m år y , basår 0)

$${}^{KPI}I_0^{y,m} = {}^{LT}I_0^{0,dec} \times {}^{LT}I_{0,dec}^{1,dec} \times \dots \times {}^{LT}I_{y-2,dec}^{y-1,dec} \times {}^{KT}I_{y-1,dec}^{y,m}, \quad (3.10)$$

där

$${}^{KT}I_{y-1,dec}^{y,m} = I_{y-1,dec}^{y,m} \text{ i (3.7),}$$

och där

$${}^{LT}I_{y-2,dec}^{y-1,dec} = \sum_{k=1}^K W_k {}^{LT}I_{y-2,dec;k}^{y-1,dec}, \quad (3.11)$$

$$W_k^{LT} = \frac{P_k^{y-2,dec} Q_k^{y-1}}{\sum_{k=1}^K P_k^{y-2,dec} Q_k^{y-1}} = \frac{V_k^{y-1} / I_{y-2,dec;k}^{y-1}}{\sum_{k=1}^K V_k^{y-1} / I_{y-2,dec;k}^{y-1}}, \quad (3.12)$$

Två direkta alternativ till långtidslänkarna enligt (3.11) är vad som ovan benämndes "kvasi-Edgeworth-index" respektive "kvasi-Törnqvist-index" (se vidare *Bilaga 3*).

De superlativa indexformler som prövats har beräknats som kedjeindex med intilliggande hela kalenderår som prisbasperiod respektive jämförelseperiod – *år-till-år-länkar*. Vad som jämförs i varje länk är således den genomsnittliga prisnivån under respektive år, alltså inte prisnivån i december ett år och prisnivån i december året innan, som i kedjeindexen ovan. Eftersom år-till-år-länkarna av naturliga skäl kan beräknas först efter jämförelseårets slut, måste index för aktuella månader, liksom i dagens indexkonstruktion, beräknas med hjälp av en annan typ av länk – en *år-till-månad-länk*, med ett viktunderlag som avser länkens basperiod (Laspeyres, geometriskt, CES). Detsamma gäller Edgeworths index som också utnyttjar ett viktunderlag från båda åren i jämförelsen, liksom Paasches index som hämtar viktunderlaget från det senare av de båda åren.

Kedjeindex med år som basperiod för respektive länk (kedjad index månad m år y , basår 0)

$$I_0^{y,m} = \left(I_{-2}^{-1} \times I_{-1}^0 / {}^L I_{-2}^0 \right) \times I_0^1 \times I_1^2 \times \dots \times I_{y-3}^{y-2} \times {}^L I_{y-2}^{y,m}, \quad (3.13)^4$$

där ${}^L I_{y-2}^{y,m}$ är en år-till-månad-länk enligt Laspeyres indexformel, och där år-till-år-länkarna I_{y-3}^{y-2} t.ex. kan vara index enligt Walsh eller Edgeworth.

$$I_{y-3}^{y-2} = \sum_{k=1}^K W_k I_{y-3;k}^{y-2}, \quad (3.14)$$

med vikter enligt Walshs indexformel

$$W_k = W_k^W = \frac{P_k^{y-3} \sqrt{Q_k^{y-3} Q_k^{y-2}}}{\sum_{k=1}^K P_k^{y-3} \sqrt{Q_k^{y-3} Q_k^{y-2}}} = \frac{\sqrt{V_k^{y-3} V_k^{y-2} / I_{y-3}^{y-2}}}{\sum_{k=1}^K \sqrt{V_k^{y-3} V_k^{y-2} / I_{y-3}^{y-2}}}, \quad (3.15)$$

respektive enligt Edgeworths indexformel

$$W_k = W_k^E = \frac{P_k^{y-3} (Q_k^{y-3} + Q_k^{y-2})}{\sum_{k=1}^K P_k^{y-3} (Q_k^{y-3} + Q_k^{y-2})} = \frac{V_k^{y-3} + V_k^{y-2} / I_{y-3}^{y-2}}{\sum_{k=1}^K (V_k^{y-3} + V_k^{y-2} / I_{y-3}^{y-2})}. \quad (3.16)$$

Se Bilaga 3 för övriga alternativa år-till-år-länkar.

⁴ Den inledande termen inom parenteserna är nödvändig om alla indextal i serien fr.o.m. basåret (och även tidigare år) skall ha samma innebörd. Den innebär också att det kedjade indexet totalt sett inte har något förväntat s.k. Laspeyres-fel.

3.3.3 Utvärdering

Utvärderingen grundas i huvudsak på den genomgång som redovisas i Bilaga 3. Några aspekter lyfts dock fram ytterligare här. Alternativen prövas med avseende på:

- Anknytning till etablerad indexteori.
- Risken för systematiska fel (bias) i förhållande till ett superlativt index.
- Precision
- Axiomatiska överväganden (indextest).
- Förmågan att korrekt hantera säsongvaror.
- Aktualitet
- Komplexitet i tolkning och analys.
- Resursaspekter

Anknytning till etablerad indexteori.

Då vi talar om en viss levnadsstandard tänker vi oss denna som den levnadsstandard hushållen erfar under loppet av ett år. Det beror på att hushållens anspråk och behov varierar med årstiden och andra säsongsmässiga tilldragelser: jul, sportlov, påsk etc. Ett annat mer praktiskt skäl till att inta ett årsperspektiv är att det är på årsbasis som det är realistiskt att sammanställa detaljerade uppgifter om sammansättningen av hushållens konsumtion.

Alla grundläggande prisindexformler utgår från priser i en bas-period och i en jämförelseperiod samt de kvantiteter som konsumerats under en av eller båda dessa perioder. Ett index med en månad som prisbasperiod, som de nuvarande långtids- och korttidslänkarna, är inte uppbyggt på det sättet. År-till-år-länkar ansluter däremot direkt till de etablerade indexformlerna, förutsatt att vi kan beräkna ett relevant uttryck för det genomsnittliga priset under ett år. Ett sådant index har en mer uppenbar tolkning och kan utvärderas inom ramen för den etablerade indexteorin.

Risken för systematiska fel

De numeriska resultaten i Bilaga 3 bygger på beräkningar för perioden 1981-1998, avseende en indelning av den privata konsumtionen i drygt 70 ändamål. Boendekostnader i egnahem, utom el och uppvärmning, har inte ingått i beräkningen. Den måttliga uppdelningen av konsumtionen innebär att man inte kan räkna med att finna särskilt stora avvikelser mellan indexalternativen. Hushållens varusubstitution sker till stor del på en betydligt mer detaljerad nivå, vilken vi skall återkomma till senare.

De superlativa indexen utgör norm för under-sökningen av risker för systematiska fel, eftersom de har bäst förutsättningar att approximera ett sant levnadskostnadsindex. De superlativa indexen ger sinsemellan närmast identiska resultat.

En viktig slutsats är att ett kedjeindex med år-till-år-länkar enligt Edgeworths indexformel, för alla praktiska ändamål, kan ses som ett fullgott alternativ till ett superlativt index, såväl i genomsnitt över en följd av år som för varje enskilt år.

Kedjeindex med månad som prisbasperiod enligt ett "kvasisuperlativt" eller "kvasi-Edgeworth" index ligger också mycket nära normen såväl i genomsnitt över hela den studerade perioden som enskilda år. Det finns anledning att misstänka att resultatet indikerar en viss negativ bias – den uppmätta avvikelsen är dock så liten som i genomsnitt 0,02 procent per år. Förklaringen torde vara att dessa index, med basmånad december och kalenderårsvikter, i praktiken har i viss mån historiska vikter snarare än vikter som tidsmässigt ansluter till bas- och jämförelseperioderna.

De olika CES-indexen kan också beräknas så att de i genomsnitt över längre tidsperioder inte avviker nämnvärt från normen. De kedjade alternativen är vanligtvis också en mycket god approximation till de superlativa indexen för enskilda år.

Det nuvarande långtidsindexet ger ett utfall som i genomsnitt per år ligger 0,04 procent under de superlativa indexen. Skillnaden är knappast signifikant eftersom avvikelserna för enskilda år varierar ganska mycket, från minus 0,27 till plus 0,12. Det finns i och för sig grund för att misstänka att långtidsindexet har en tendens till negativ bias eftersom viktunderlaget egentligen är lite för aktuellt i förhållande till bas- och jämförelseperioderna – viktperioden omfattar det mellan-liggande kalenderåret, inklusive jämförelsemånaden december, men inte basmånaden december året innan. Om relativprisförändringarna under loppet av en årslänk – december till december – i stor utsträckning inträffar redan i början av kalenderåret, bidrar asymmetrin än mer till en negativ bias.

De övriga indexalternativen har alla ett tydligt systematiskt fel i förhållande till normen. Ett kedjat Laspeyres-index med år-till-år-länkar, det nuvarande korttidsindexet/HIKP (kedjat index av Laspeyres-typ), och ett fastbas Laspeyres-index har alla en signifikant och positiv bias på i genomsnitt 0,05, 0,08 respektive 0,15 procent. Ett kedjat Paasche-index har en negativ bias på -0,05 procent, och de geometriska indexen är alla biased i storleksordningen -0,1 procent.

Precision

Emellanåt anförs att dagens höga ambition vad gäller vikternas aktualitet uppnås på bekostnad av deras tillförlitlighet. De konsumtionsberäkningar från nationalräkenskaperna som ligger till grund för vikterna är preliminära och delvis prognosticerade. I *tabell 1* nedan redovisas jämförelser mellan indexberäkningar gjorda på olika viktunderlag: det som används idag, det reviderade men preliminära underlag som normalt föreligger ca. 11 månader efter referensåret samt de definitiva beräkningar som normalt är tillgängliga ca. 23 månader efter referensåret.

Skillnaderna är små, vilket kontrasterar mot den bild som tidigare redovisats för åren 1986, 1987 och 1988, i en rapport från Riksdagens revisorer.⁵ Där angavs skillnader på 0,23, 0,14 respektive 0,12 procentenheter – samtliga positiva och betydligt större tal. Metoden skiljer sig dock i ett antal avseenden; bl.a. avsåg de äldre beräkningarna reviderade långtidslänkar, de inkluderade egnahemsposten fullt ut, och vikterna ersattes också i vissa fall på en mer detaljerad nivå. I de beräkningar som redovisas i tabellen nedan är det enbart viktunderlaget på nationalräkenskapsnivån som varierats. En rimlig bedömning är att skillnaderna mellan de olika viktunderlagen är numeriskt något mindre än skillnaderna mellan ett index enligt Laspeyres och ett superlativt index men utan att vara systematiska.

Tabell 1: Indexlänkar år-till-år enligt Laspeyres indexformel^a

Viktunderlag	Index, föregående år = 100						
	1998	1997	1996	1995	1994	1993	1992
Nuvarande underlag	100,83	102,10	100,91	102,79	102,85	104,91	101,31
Reviderad	100,82	102,13	100,90	102,86	102,87	104,85	101,33
Definitiv	100,88	102,86	102,84	104,85	101,37
<i>Skillnad jämfört med nuvarande</i>							
Reviderad	-	0,03	0,00	0,07	0,01	-0,05	0,02
Definitiv	-0,03	0,07	-0,01	-0,05	0,06

^a Vägt genomsnitt av delindex avseende ändamål enligt nationalräkenskaperna, exkl. Egnahem bostad.

Kvaliteten i vägningstalen är således inget kraftfullt argument för att sänka ambitionen vad avser vikternas aktualitet och övergå till ett ren-

⁵ Riksdagens revisorers förslag angående konsumentprisindex, Fors. 1991/92:16, s. 33.

odlat Laspeyres-index, kedjat eller fastbasindex. Det är dock fullt möjligt att utsträcka den avslutande indexlänken så att den anger prisläget under respektive månad *andra* året efter viktåret, istället för som nu, första året. Därmed skulle det mer tillförlitliga viktunderlaget kunna utnyttjas. Jag återkommer till den möjligheten i slutet av avsnittet om grundläggande indexkonstruktion.

Axiomatiska överväganden

En prövning av alternativen mot olika rimliga indextest ger inte mycket ytterligare vägledning. Visst förord ges åt index enligt Fisher, Walsh och Edgeworth, som uppfyller alla de viktigaste kraven.

Förmågan att korrekt hantera säsongvaror

Frågor som rör säsongvariation behandlas i avsnitt 3.5 nedan samt i *Bilaga 4*. Från dessa genomgångar är det tydligt att tillförlitligheten hos indextal avseende en viss månad, som uttryck för kostnaden för en viss årlig levnadsstandard, är väsentligt sämre än hos ett indextal som avser ett helt år. Med tanke på att den långsiktiga utvecklingen av ett kedjeindex med månadsbas vilar helt på det prisläge som skattas respektive länkmånad, talar det för att välja ett index med årsbas. Ett index med årsbas kan också öppna vissa möjligheter att förbättra beräkningen av index för varor med säsongmässigt kraftigt varierande utbud.

Aktualitet

Eftersom indexutvecklingen under alla omständigheter kan skrivas fram med en avslutande länk med historiska vikter, är det ingen skillnad mellan alternativen. Möjligen skulle januariindexet kunna tidigareläggas en eller annan dag jämfört med nuläget, med ett fast-basindex eller med ett kedjeindex där det nya viktunderlaget avser en tidigare period än det just avslutade året.

Korttidjämförelser, analyser, dekomponeringar etc.

Viktrevisionseffekter

Ett problem med dagens indexkonstruktion har att göra med att prisutvecklingen enligt ett aktuellt (det mellanliggande årets) konsumtionsmönster endast kan beräknas för december – i långtidslänken. Det är den, och inte den ursprungliga korttidslänken för december som sedan bildar utgångspunkt för kedjningen av kommande indexlänkar. Förhållandet mellan ett kedjat indextal avseende en viss månad ett år och indextalet för motsvarande månad ett år tidigare beror då inte bara på de prisförändringar som inträffat under mellantiden, utan också på den mellanliggande viktrevisionen, som kommer till uttryck i skillnader mellan långtidslänken och korttidslänken för december.

Som framgått ovan är den skillnaden systematisk och varierar normalt mellan 0,0 och -0,3 procentenheter. Ett årsskifte innebär därför vanligen ett litet hopp, uppåt eller nedåt, i de tolvmånderstal som bildas av kvoten mellan kedjade indextal. Hoppen är i genomsnitt ungefär 0,1 procentenheter, och endast i undantagsfall så stora som 0,3 procentenheter. I de alternativa indexkonstruktionerna, med år-till-år-länkar och där ett aktuellt konsumtionsmönster också lyfts in i efter-hand, är hoppen av ungefär samma storlek. I ett index med historiska vikter, eller där viktperioden genomgående är densamma som prisbas-perioden, uppstår inte problemet.

Kritiken mot kedjeindex

Ett kedjeindex, även om det är av Laspeyres-typ, kan kritiseras för att jämförelser mellan år inte i strikt mening avser en fix varukorg. Låt oss ta HIKP för Sverige, som är ett sådant index, och betrakta tolvmånderstalen för säg april och maj 1999. Det första talet är resultatet av att man kedjat prisutvecklingen från april 1998 till december 1998 enligt vikter som hänför sig till år 1997 och prisutvecklingen från december 1998 till april 1999 enligt vikter som hänför sig till 1998. Åtta månaders prisförändringar är således vägda med konsumtionsammansättningen 1997 och fyra månaders prisförändringar enligt 1998 års konsumtion. Nästa tolvmånderstal, det för maj 1999, är på motsvarande sätt sammansatt av sju månaders prisutveckling, maj 1998 – december 1998, vägd enligt 1997 års konsumtion, och fem månader enligt de senare vikterna. Man kan säga att det sker ett successivt utbyte av vikterna, vilket innebär att de totalt sett inte åldras.

I ett fastbasindex kan alla jämförelser, till priset av åldrande vikter, ges en tydlig och strikt tolkning som avseende en fix varukorg. Å andra

sidan kan ett fastbasindex knappast vara för evigt. Så småningom måste vikterna ersättas för att de skall uppfattas som relevanta för analyser av den aktuella prisutvecklingen. När så sker blir omskrivningen av inflationshistorien desto mer påtaglig, och det är tveksamt om kritiken mot kedjeindexets successiva "viktbyte" egentligen är något argument för fastbasindex.

Analysera och tolka

Vissa användare behöver sätta sig in i hur indexet beräknas och ha möjlighet att göra detaljerade analyser, framförallt på kort och medel-lång sikt, av effekten på index av faktiska och förväntade prisförändringar. Det bör också vara möjligt att bilda index för alternativa grupperingar av delindex, genom en enkel aritmetisk aggregerings-metod utifrån delindex och vägningstal.

De här behoven talar i första hand för ett fastbas Laspeyres-index, tätt följt av ett kedjeindex av Laspeyres-typ med en länkmånad som basperiod. Alternativ som innebär att man i efterhand lyfter in reviderade vikter innebär att alla analyser baserade på indexet blir mer komplexa. Av dessa alternativ är den nuvarande indexkonstruktionen samt alternativet baserade på Walshs och på Edgeworths indexformel de minst besvärliga. Med en avslutande länk enligt Laspeyres index ges också goda förutsättningar för kortfristiga analyser. De geometriska indexen och CES-indexen får, trots att de använder vikter från prisbasperioden, liksom Fishers och Törnqvists index, räknas som förhållandevis komplexa från användarsynpunkt.

Resursaspekter

Konsekvenserna av utredningens förslag berörs sammantaget i kapitel 9. Resursbehovet beräknas skilja sig mycket litet mellan alternativen, varför den aspekten är av underordnad betydelse vid valet indexkonstruktion. De kostnader som främst påverkas av valet av indexkonstruktion är kostnaden för att bygga upp, underhålla och driva ett rationellt produktionssystem. Lite förenklat kan vi säga att ett fastbasindex medför lägst kostnader, särskilt ett Laspeyres-index. Därefter följer kedjeindex av Laspeyres-typ, övriga kedjeindex med månad som prisbasperiod och slutligen kedjeindex med år-till-år-länkar baserade på ett aktuellt viktunderlag. Även kostnaderna för kvalitetssäkring, metodutveckling och metodunderhåll kan bedömas vara på samma sätt stigande med den ökande komplexiteten i indexberäkningen.

Samordningen med HIKP innebär inga nämnvärda restriktioner för valet av indexformel för huvudaggregaten. Merkostnaden för en skillnad i det här avseendet bedöms inte vara avgörande.

3.3.4 Val av grundläggande indexkonstruktion

Från det föregående avsnittet kan vi dra följande slutsatser:

- Index enligt Paasche har ett negativt systematiskt fel och har inga praktiska fördelar framför andra alternativ.
- De geometriska indexen har alla ett inte obetydligt negativt systematiskt fel. För användningen av index har de också nackdelar jämfört med aritmetiska alternativ.
- Ett kedjat Laspeyres-index med år som prisbasperiod drabbas, liksom de indexalternativ som i efterhand lyfter in reviderade vikter, av hopp vid årsskiftena och eftersom Laspeyres-indexet dessutom är biased så är alternativet inte intressant.
- Det finns inget skäl att välja ett index enligt Fisher eller Törnkvist. Liksom de geometriska indexen är de väsentligt mer svår-analyserade för användarna av statistiken än ett index enligt Walsh, som också är ett superlativt index och som ger samma resultat.
- Inget tyder på att man med CES-indexen kan göra mer träffsäkra "prognoser" av ett superlativt index, än vad man kan göra med en Laspeyres-framskrivning av det senast beräknade Walsh-, Edgeworth- eller långtidsindexet. CES-indexet är också betydligt mer svår-analyserat än de andra återstående alternativen.
- Ett "kvasi-superlativt" index, ett "kvasi-Edgeworth-index" samt dagens långtidsindex är möjligen måttligt biased. Eftersom de två första utnyttjar samma viktunderlag som de riktiga superlativa indexen, ligger deras utfall också närmare normen än långtidsindexet, som endast utnyttjar viktinformation från det senare året. Vi har inga indikationer på att långtidsindexet skulle vara mindre biased. Då det inte har några praktiska fördelar jämfört med de Walsh- eller Edgeworth-liknande alternativen, bör hellre något av dessa väljas.
- Vid en jämförelse mellan dessa "kvasi-index" och riktiga index enligt Walsh respektive Edgeworth, med år-till-år-länkar, framstår de senare alternativen i flera avseenden som bättre. De har en klar anknytning till indexteori, de är unbiased, de har bättre förutsättningar för att hantera säsongvaror. Som konstateras nedan är det möjligt att nå vissa fördelar genom att utsträcka den avslutande Laspeyres-länken till att avse det andra året efter viktåret. Potentialen för dessa förbättringar är större med år-till-år-länkar än med ett index med månad som prisbasperiod. Det beror på att de superlativa

egenskaperna hos indexformeln blir mest framträdande då vikterna hänförs till rätt perioder i förhållande till prisbas- och jämförelseperioderna. Ett index med år-till-år-länkar är å andra sidan något mer komplext. Skillnaden är dock liten, varför skälen klart överväger till förmån för något av dessa alternativ.

De som nu återstår är två mycket lika alternativ och ett lite annor-lunda:

- ett kedjat Walsh-index med år-till-år-länkar och en avslutande Laspeyres-länk,
- ett kedjat Edgeworth-index med år-till-år-länkar och en avslutande Laspeyres-länk,
- ett kedjat index av Laspeyres-typ med december-till-månad-länkar, dvs. kedjade korttidsindex, samma konstruktion som gäller i HIKP.

I varje valsituation bör det alternativ väljas som ger det mest korrekta måttet på levnadskostnadsutvecklingen, om kostnaderna inte är avskräckande. Helt klart är Walsh-Laspeyres och Edgeworth-Laspeyres alternativen klart överlägsna mått, framför allt genom avsaknaden av systematiskt fel. Redan små fel, som är systematiska, leder efter en tid till betydande oönskade omfördelningar när index används för att reglera penningbelopp över längre tidsperioder. Merkostnaden för de mer ambitiösa alternativen bedöms heller inte vara av den storleks-ordningen att det kan påverka valet. Svårare är det att bestämma vilken indexformel – Walshs eller Edgeworths – som bör väljas för år-till-år-länkarna. Dessa båda alternativ förefaller vara i det närmaste helt utbytbara. Båda kan tolkas som prisutvecklingen avseende en viss, för de båda åren genomsnittlig, varukorg. De kan båda beräknas som ett aritmetiskt vägt genomsnitt av delindexen.

Edgeworths formel definierar varukorgen som det aritmetiska genomsnittet av de båda årskorgarna, eller summan av dem, medan den i Walshs indexformel är ett geometriskt genomsnitt. Det senare uppfattas ofta som mindre konkret. För den praktiska beräkningen och användningen av indexet innebär den omständigheten dock ingen skillnad. För Walsh talar att det är ett superlativt index och att det visats ha de egenskaper som ger de bästa förutsättningarna att approximera ett sant levnadskostnadsindex. Det som därvid skiljer det från index enligt Edgeworth är att det är helt symmetriskt med avseende på de jämförda perioderna. I praktiken är det av liten betydelse när konsumtionsvolymerna endast ändras måttligt mellan intilliggande år. En aspekt som talar för Walshs index är att det möjliggör en likartad och enkel indexstruktur från lägsta till högsta aggregeringsnivå. Nästa avsnitt behandlar beräkningarna på lägre nivå.

Slutsatsen

Indexet bör vara ett kedjat år-till-år-index enligt Walshs indexformel (uttrycken 3.13-3.15 ovan), och med en till varje årsindex kedjad år-till-månad-länk enligt Laspeyres indexformel (uttrycken 3.3-3.4 ovan). Den senare anger förhållandet mellan prisläget den aktuella månaden och det genomsnittliga prisläget under kalenderåret två år tidigare.

Denna indexkonstruktion gör det möjligt att utnyttja de mer fullständiga årsberäkningarna som underlag för att bestämma vikterna. Som framgått ovan har den revidering som då görs jämfört med de preliminära beräkningarna i sig ingen stor betydelse för indexutfallet. Mer väsentligt är att också mer detaljerad konsumtionsstatistik kan göras tillgänglig under mellantiden, vilket innebär att Walsh-formeln kan tillämpas på en i vissa fall väsentligt mer detaljerad nivå än annars. Den längre Laspeyres-länken innebär också att mycket av det praktiska arbetet med viktrevisionen kan spridas ut under en längre tid, istället för att som nu vara koncentrerat till ett fåtal veckor i början av varje år.

3.4 Index på detaljerad nivå⁶

3.4.1 Allmänna utgångspunkter

När vi går längre ner i indexhierarkin har vi inte tillgång till ett lika aktuellt viktunderlag som på den högsta nivån, där delindex tal vägs samman till ett totalindex. Det är därför inte möjligt att på detaljerad nivå, i början av ett visst år y , beräkna en år-till-år-länk enligt Walshs indexformel som anger prisläget år $y-2$ i förhållande till prisläget år $y-3$. Det viktunderlag som finns avser i bästa fall konsumtionen under år $y-3$. I sämsta fall är det inte möjligt eller realistiskt att överhuvud taget få tillgängligt ett viktunderlag, ens med dålig aktualitet. Det senare är i allmänhet fallet när det gäller indexberäkningen på den lägsta nivån – de elementära aggregaten – där enskilda prisnoteringar kombineras till index avseende specifika varor eller tjänster.

Då det inte är möjligt att observera hushållens konsumtionsval i såväl bas- som jämförelseperioden måste indexberäkningen bygga på en föreställning om hur konsumtionens sammansättning förändras från den ena perioden till den andra. Man kan inte förutsätta att konsumtionens

⁶ För en mer grundlig genomgång av allmänna utgångspunkter avseende index på detaljerad nivå, hänvisas till Bilaga 3, avsnitten 5.1 och 5.2, liksom vad avser en mer teknisk framställning av förslagen, avsnitten 5.3-5.5 samt Annex 2 i bilagan.

volymmässiga sammansättning är oförändrad, inte ens om den faktiska sammansättningen under såväl basperioden som under jämförelseperioden är okänd. Anledningen är det negativa samband som i allmänhet finns mellan förändrade relativpriser och konsumerade kvantiteter, och som innebär att en oförändrad värdemässig sammansättning *a priori* är ett lika berättigat antagande.

Frågan är därför närmast vilken indexformel som kan sägas vila på de mest realistiska antagandena om konsumenternas beteende eller, mer specifikt, olika varors och tjänsters substitutionselasticitet. Klart är att en indexformel, som innebär att man räknar aritmetiska genomsnitt av indextal eller priskvoter utifrån historiskt observerade eller antaget lika värdevikter, är konsistent med en helt oelastisk efterfrågan – oförändrade volymandelar. Vad som kan uppfattas som realistiskt är dock inte uppenbart. Av genomgången i bilaga 3 framgår att det underlag som finns för att ta ställning till denna fråga är ganska begränsat. Två tentativa slutsatser är dock:

- att substitutionselasticiteten för större kategorier av varor eller tjänster varierar från nästan oelastisk (0) till gott och väl mer än normalelastisk (-1).
- att substitutionselasticiteten på mer detaljerade nivåer, särskilt elementära aggregat, vanligtvis är större i absoluta tal och ofta väsentligt lägre än -1 för olika konkurrerande fabrikat.

Man har alltså i allmänhet anledning att förvänta en relativt sett större anpassning av konsumtionen till inträffade relativprisförändringar ju mer detaljerad uppdelning av konsumtionen som studeras. Således, om relativpriset på t.ex. glass ökar så är den relativa minskningen av glasskonsumtionen större än vad den relativa minskningen av livsmedelskonsumtionen skulle vara vid en lika stor relativprisökning på livsmedel. Om relativpriset på en *visst typ* av glass ökar så är den relativa minskningen av konsumtionen av den glassen större än vad den relativa minskningen av den totala glasskonsumtionen skulle vara vid en lika stor allmän relativprisökning på glass.

Mot den här bakgrunden, och mot bakgrund av den i *Bilaga 3* (avsnitt 4.4.3, punkt 4) skattade substitutionselasticiteten 0,4 avseende den högsta aggregeringsnivån, får ett generellt antagande om normalelastisk efterfrågan på aggregeringsnivåer under huvudaggregaten bedömas vara mer realistiskt än ett antagande om helt oelastisk efterfrågan. Valet av beräkningsformel bör därför i allmänhet göras utifrån antagandet om normalelastisk efterfrågan.

3.4.2 Index för intermediära aggregat

Det vi kallar intermediära aggregat kan lämpligen delas upp i två nivåer:

- *dels* en låg nivå, där index för elementära aggregat kombineras till index avseende ca. 200-400 varor och tjänster, som kan vara intressanta att använda som byggstenar i olika typer av redovisningar och analyser, och
- *dels* en högre nivå, där dessa index kombineras till index för ändamål eller mer allmänt till de kategorier för vilka konsumtions-skattningar avseende viktperioden finns tillgängliga.

Det är naturligt att inte båda nivåerna uppträder på varje konsumtionsområde, liksom att en nivå kan vara uppdelad i flera aggregeringssteg.

För många användare av statistiken har det betydande praktiska fördelar om man på den *högre nivån*, där de 200-400 kategorierna kombineras till ändamål eller motsvarande, tillämpar en aritmetisk aggregering. För beräkningen av *år-till-år-länken* föreslår jag att denna utformas som en approximation av ett Walsh-index, baserad på antagandet att den värdemässiga fördelningen av konsumtionen inte förändras från det ena året till det andra. Undantag från detta bör göras på sådana konsumtionsområden där det kan göras troligt att relativprisförändringar inte leder till någon nämnvärd förändring av konsumtionens volymmässiga sammansättning. I de fallen är det mer rimligt att utgå ifrån att den volymmässiga fördelningen av konsumtionen är oförändrad.

År-till-månad-länken på denna högre intermediära nivå bör dock, i likhet med den grundläggande indexkonstruktionen, i sin helhet beräknas såsom index av Laspeyres-typ, dvs. med underlaget till vikterna hämtat från prisbasperioden eller en ännu tidigare period. Också här skulle det vara möjligt att tillämpa samma beräkningsformel som i *år-till-år-länken*. Det innebär att vägningstalen varierar från månad till månad, vilket förvisso inte skall tas som intäkt för att indexet visar fel, men som likväl är en oönskad och opraktisk egenskap, t.ex. när man önskar analysera effekten på index av prisförändringar på olika områden.

Intermediära aggregat på den *lägre nivån* föreslås däremot beräknas som approximationer av Walsh-indexet, liksom ovan under antagande om oförändrade värdeandelar. Det gäller i det fallet såväl *år-till-år-länken* som *år-till-månad-länken*. De skäl som ovan anfördes emot en sådan beräkning i *år-till-månad-länken* har inte alls samma relevans här, eftersom komponenter av det resulterande indexet i allmänhet inte är föremål för analyser. Snarare uppfattas index på den här nivån som avseende en bestämd vara eller tjänst.

Även här kan undantag göras för sådana varor där det är uppenbart att efterfrågan är oelastisk. Det kan vara fallet t.ex. när aggregeringen

enbart har en geografisk dimension, över kommuner avseende kommunala taxor eller över landsting avseende avgifter för läkarvård.

3.4.3 Index för elementära aggregat

Vid beräkning av elementära aggregat saknas information om försäljningen per butik (eller motsvarande) av olika varor. Beräkningen görs därför under det förenklade antagandet att försäljningsvärdet eller försäljningsvolymen per butik är lika stor. I en del fall kan något allmänt storleksmått för butikerna utnyttjas.

För beräkning av index för elementära aggregat föreslås samma Walsh-approximation som på den lägre intermediära nivån. Det innebär att ett likartat beräkningssätt kan tillämpas på alla nivåer i indexberäkningen. Då det knappast är möjligt att numeriskt skilja utfallet av Walsh-approximationen från utfallet av ett geometriskt index, är det inget som hindrar att Walsh-approximationen tillämpas också i HIKP. De beräkningsformler för elementära aggregat som tillåts i HIKP är det geometriska indexet och kvoten mellan aritmetiska medelpriser, samt sådana alternativa indexformler som inte ger avvikande resultat. Det geometriska indexet är dock en etablerad indexform och som fått en allt större spridning internationellt. Om detta uppfattas som en viktigare aspekt än de praktiska som anfördes ovan, är det inget som hindrar att index för elementära aggregat beräknas som ett geometriskt index.

Den nuvarande beräkningsformeln har viss anknytning till den nuvarande grundläggande indexkonstruktionen och ger också den, resultat som ligger mycket nära det geometriska indexet. Med en annan indexkonstruktion på högre aggregationsnivåer är den nuvarande beräkningsformeln emellertid svår att motivera.

Kvoten mellan aritmetiska medelpriser kan vara en försvarbar beräkningsformel vid helt oelastisk efterfrågan och på sådana marknader där "nollpriser" förekommer. Den är dock generellt sett inget idealiskt alternativ, eftersom elementära aggregat vanligtvis består av mer eller mindre heterogena produkter, med olika prisnivåer. Den okända (kvantitets-) vikten antas vara densamma för alla noteringar, varför de mer exklusiva och dyrare varianterna tenderar att dominera indexutvecklingen.

Aritmetiskt medeltal av priskvoter är en indexformel som åtminstone tidigare kommit ifråga för elementära aggregat. Även det alternativet är konsistent med en helt oelastisk efterfrågan. Men för att den formeln inte skall ha en överskattande bias krävs dessutom, att de antaget normalt lika värdevikterna justeras med hänsyn till de priser som råder vid priskvotpunkten. Annars kommer butiker med ett tillfälligt högt pris

vid prisbastidpunkten att få en för liten vikt, och butiker med ett tillfälligt lågt pris en för stor vikt. I praktiken är en sådan justering emellertid inte möjlig eftersom den ”normala” pris-nivån är okänd i butiker som är nya i urvalet.

3.5 Säsongsvariation

Direktiven:

Utredaren skall ange vilka principer som skall vara vägledande för hantering av säsongsvariationer i tillgång och pris.

3.5.1 Allmänt om säsongsvariation

Med säsongsvariation menar vi i allmänhet att utvecklingen av priser och/ eller konsumerade kvantiteter under loppet av ett år påverkas av ett mer eller mindre regelbundet säsongsmönster. Bakomliggande orsaker till säsongsvariationer är dels klimat och dels konventioner eller institutionella faktorer som t.ex. julhandeln. De påverkar dels tillgången på, eller produktionskostnaderna för, vissa typer av varor och tjänster och dels hushållens värdering av olika varor och tjänster.

Orsaker till säsongsvariationer i konsumtionsmönster och priser hänförs således till utbuds- och/eller efterfrågesidan. Konsekvensen för prisindexberäkningar är att jämförelser mellan säsongsolika perioder försvåras i vissa avseenden. Det finns här anledning att peka på två viktiga avgränsningar.

För det första medför en systematisk säsongsvariation inga principiella problem för indexberäkningen, när det gäller jämförelser mellan hela år (eller, mer allmänt, hela tolv månadersperioder). För den här föreslagna indexformeln innebär detta, att beräkningar av årslänkar inte kompliceras genom förekomsten av sådan säsongsvariation. Inte heller beräkning av prisutvecklingen mellan samma månader olika år (tolv månaderstal) påverkas av systematisk säsongsvariation.

För det andra då det gäller jämförelser mellan säsongsolika perioder – t.ex. mellan olika månader eller mellan en månad och ett årsgenomsnitt – uppkommer problem av principiell art endast om säsongsvariationen helt eller delvis kan hänföras till variationer i efterfrågan över året. Om priserna på vissa varor (och därmed också de efterfrågade kvantiteterna) varierar till följd av att tillgång eller utbud skiljer sig mellan olika delar av året, skall dessa prisskillnader direkt avspeglas i index. Praktiska mätproblem uppkommer i dessa fall om vissa efterfrågade varor eller

tjänster överhuvud taget inte finns tillgängliga under vissa månader eller om de skiftar i kvalitet.

Uppgiften för KPI är således att mäta den faktiska prisutvecklingen, inte att vara ett säsongrensat mått i vanlig bemärkelse. Det hindrar givetvis inte att man, vid sidan av det officiella KPI, också skulle kunna tillhandahålla säsongrensade prisserier i den mån sådana efterfrågas. I Sverige, där alla "tung" användningar av index baseras på årsvisa jämförelser eller tolv månaderstal, är dock troligen efterfrågan på sådana mått starkt begränsad.

De betydelsefulla, och svårhanterade, problemen vad gäller säsongvariation, och som är av principiell art, uppkommer som följd av att hushållens värdering av vissa varor eller tjänster kan skilja sig mellan olika delar av året. Det inte möjligt att uttala sig om skillnaden i kostnad för en viss standard, mellan säg två olika månader, om produkternas bidrag till hushållens levnadsstandard är beroende av säsongen. Det är i princip samma problem som uppstår i den mån som kvaliteten på t.ex. vissa färskvaror varierar med säsongen.

Oavsett om det handlar om "objektivt konstaterade" kvalitetskillnader (t.ex. för grönsaker) eller om att hushållens värdering av samma produkt (t.ex. glass eller månadskort för kollektivresor) beror på årstiden, behövs ett slags kvalitetsjustering av prisindex. När det gäller utredningens förslag till indexkonstruktion är detta ett problem som gäller beräkningen av år-till-månad-länkarna. Det kommer att diskuteras mer utförligt i nästa avsnitt. Frågor om säsongvariation behandlas också i *Bilaga 4*.

3.5.2 Beräkning av månadsindex

Det konsumentprisindex som föreslås i denna utredning är i princip ett årsindex. Det syftar till att beskriva hur hushållens kostnad för en årskonsumtion av oförändrad standard utvecklas över tiden. Det innebär att också indexets avslutande år-till-månad-länk bör i görligaste mån approximera prisutvecklingen för en årskonsumtion.

Att tolka ett år-till-månad-index som ett mått på kostnadsförändringen för oförändrad levnadsstandard innebär att man implicit eller explicit bestämmer de hypotetiska priser, som skulle ha observerats, om det varit möjligt att varje månad upprepa hushållens köp under hela basåret. Med implicit menar vi att metoden valts *ad hoc* utifrån praktiska överväganden. Med explicit avses att man gör ett specifikt val av säsong- eller kvalitetsrensningsmetod. Inte ens i det senare fallet kan man emellertid göra anspråk på att mäta prisutvecklingen för säsongvarorna med någon högre grad av precision.

Inom ramen för givna preferenser kan konsumtionen av vissa varor och tjänster värderas olika beroende på säsong. Låt oss anta att för exempelvis vinterjackor, lokaltrafikens periodkort och resor till olika turistorter speglar de systematiska prisvariationerna över året sådana skillnader i värdering/efterfrågan snarare än utbudsskillnader. En "kvalitetsjusterad" prisutveckling kan då imputeras genom säsongrensning, där säsongsfaktorerna skattas utifrån historiska prisdata, t.ex. för vinterkläder, eller bestäms utifrån basårets taxor, t.ex. för lokaltrafik. Ett alternativ som på en del områden kanske är mer praktiskt, är att betrakta konsumtion under olika säsonger som olika varor, så som redan sker i ett fåtal fall.

Det finns emellertid också varor med över året varierande efterfrågan, där priserna inte på samma sätt varierar säsongsmässigt. Glass och hotellrum (ej turisthotell) kan tjäna som exempel. För varor där produktionsvolymen lätt kan anpassas till efterfrågan, t.ex. glass, är priserna praktiskt taget desamma hela året, trots att efterfrågan varierar med årstiden. Hotellpriserna är t.o.m. lägre under sommaren, då hushållens efterfrågan och värdering av tjänsterna vanligen är högst. Orsaken är här att annan efterfrågan på samma tjänster (från affärs- och andra tjänsteresor) varierar i motsatt riktning mot hushållens.

När vi inte kan tolka de säsongsmässiga prisskillnaderna som uttryck för skillnader i hushållens värdering finns det knappast något alternativ till att tillämpa de observerade aktuella priserna som mått på den aktuella prisnivån avseende också de köp som görs under andra säsonger. Konsekvensen blir i exemplen ovan, att index avseende de aktuella varorna tenderar att bidra till en överskattning av kostnaderna för en oförändrad levnadsstandard de tider på året då tillgången till varorna värderas högt och vice versa.

Slutsatser:

1. För varor och tjänster som hushållen värderar på i stort sett samma sätt i förhållande till annan konsumtion, oberoende av säsong, kan de observerade priserna under respektive månad betraktas som avseende kvalitetsmässigt likvärdiga köp, och de kan därför ligga till grund för en direkt prisjämförelse. Det gäller oavsett om utbudet varierar eller inte.
2. Då observerade säsongsmässiga prisskillnader bedöms vara ett resultat av över året varierande efterfrågan, och inte i nämnvärd omfattning beror på skillnader i utbud, bör prisskillnaderna tolkas som uttryck för en "kvalitetsskillnad" mellan köp under olika säsonger och följaktligen bör de inte komma till uttryck i indexförändringar.
3. För andra varor och tjänster, där orsakerna till säsongvariationer i priser och/eller kvantiteter i betydande omfattning är sammansatt av impulser från såväl utbuds- som efterfrågesidan, vore det principiellt riktiga att göra en "kvalitetsjusterad" jämförelse med avseende på den senare faktorn. I praktiken finns dock i det här fallet inget underlag för en sådan justering, varför de observerbara priserna får användas för en direkt jämförelse.

De praktiska konsekvenserna är att indexberäkningarna för de allra flesta produkter, liksom nu, anger utvecklingen av de aktuella observerade priserna. På ett begränsat antal områden kan det dock finnas stöd för att mäta den säsong- eller kvalitetsrensade prisutvecklingen, nämligen på sådana produkter som kan hänföras till punkten 2. ovan. Möjligt kan kollektivtrafik och turistresor, säsongbetonade beklädnadsvaror och några fler områden vara kandidater.

När det gäller val av imputeringsmetod, då det inte är möjligt notera ett aktuellt pris p.g.a. att produkten är säsongsmässigt borta från marknaden, avstår jag från att anvisa praktiska riktlinjer. I den mån som "bristen" beror på en oförmåga från marknaden att tillgodose en existerande efterfrågan bör dock situationen tolkas som bidragande till en säsongsmässigt högre levnadskostnad. Om orsaken istället är en säsongsmässig frånvaro av efterfrågan kan situationen inte tolkas så.

Trots de principiella, och i viss mån praktiska, invändningarna är det min mening att det är möjligt att ge en ganska tillförlitlig bild av levnadskostnadsutvecklingen, också mellan säsongsolika perioder. Det finns heller inte skäl att kräva en stor exakthet i de månadsvisa jämförelserna om tillämpningarna kan anpassas så att de vilar på säsonglika perioder. För stabiliseringspolitiska syften är det också framför allt tolv månaderstal som ligger till grund för den kortperiodiska analysen.

3.6 Mätperioden

Direktiven:

Idag görs prisinsamling till konsumentprisindex under den vecka som den 15 i månaden infaller. För vissa varor och tjänster insamlas priser per den 15 i månaden. Utredaren skall slå fast om index skall avse den genomsnittliga prisnivån under en månad eller vid en viss tidpunkt.

Det föreslagna konsumentprisindexet skall tolkas som ett mått på förhållandet mellan kostnaden för en viss levnadsstandard vid olika prissituationer. Det har tidigare i kapitlet framhållits att år är de perioder för vilka det är meningsfullt att ställa samman de konsumtionsdata som skall ligga till grund för indexberäkningen. De priser som svarar mot en årskonsumtion, och som hushållen beaktat vid konsumtionsvalet, är de kvantitetsvägda genomsnitten av alla de priser som tillämpades under respektive år. Indexet är därför per definition en jämförelse mellan prisläget under olika tidsperioder och inte vid olika tidpunkter.

Det kan vara lämpligt att även mer direkt pröva frågan om period kontra tidpunkt mot bakgrund av indexets huvudanvändningar:

Det råder inte någon tvekan om att ett index, som används för deflatering av konsumtionsbelopp inom nationalräkenskaperna eller av detaljhandelns omsättning, liksom ett index som används för beräkning av realinkomstutvecklingen, måste avse de *perioder* som de aktuella beloppen hänför sig till, dvs. normalt hela månader, kvartal eller år.

Även vid kompensationsstillämpningar är det mest naturligt att anknyta till under perioder faktiskt upplupna förändringar av kostnaden för en oförändrad levnadsstandard. Om avsikten med en indexering endast är att anpassa ett visst belopp till ett aktuellt prisläge är det mindre klart. Emellertid är det knappast i något sammanhang en fördel att knyta kompensationen till en tidpunkt, om den därmed riskerar att bestämmas av ett tillfälligt högt eller tillfälligt lågt prisläge.

Också i stabiliseringspolitiska sammanhang torde man vara mer betjänt av ett genomsnittsmått för en period än av ett mått avseende en viss tidpunkt under perioden, som kan påverkas av tillfälliga faktorer. Å andra sidan kan möjligen utvecklingen åskådliggöras lättare, om den hänför sig till två bestämda tidpunkter istället för till två perioder. Vid genomsnittsmätningar kommer effekten av en prisförändring (som inträffar någon annan dag än den första i månaden) att delas upp på två månadsindex. Den ena delen redovisas på samma månad som priset ändrats och den återstående delen följande månad. Ett index med genomsnittsmätningar kan därför vara något mer svåranalyserat.

Trots att indexet skall tolkas som ett genomsnittsmått, är det inte självklart att prismätningarna bör spridas ut över hela månaden. För

många varor och tjänster, där priserna i allmänhet inte ändras nämnvärt under loppet av en månad, skulle det sakna betydelse. I de fallen torde det nuvarande förfarandet med prisinsamling den 15:e i månaden, eller den vecka den 15:e infaller, vara ändamålsenligt. På en del områden kan det emellertid finnas skäl att överväga andra alternativ. Då sådana kan vara mer resurskrävande, måste en avvägning göras mot de andra åtgärder som kan vidtas för att öka indexets tillförlitlighet.

4 Boendekostnad i egnahem och bostadsrätt

4.1 Varaktiga varor i allmänhet

Redan inledningsvis framhölls att den mest näraliggande tolkningen av ett genomsnittsmått på konsumentprisernas utveckling är att det syftar till att ange hur mycket hushållens *kostnader* för en viss konsumtion förändras. Med kostnader menas de belopp som ett hushåll avstår från för konsumtionen under en period och de utgörs

- *dels* av sådana belopp som hushållen erlägger som ersättning för de *icke varaktiga* varor och tjänster som hushållet köper och förbrukar under perioden och
- *dels* av sådana belopp som hushållen avstår från när man äger och under perioden själv utnyttjar *varaktiga* varor för konsumtion, istället för att:
 - avstå ifrån dem och ha kapitalvärdet placerad mot en avkastning; alternativt
 - låta ett annat hushåll använda dem mot gällande marknadshyra.

4.1.1 Hyresekvivalentansatsen

För tjänster och icke varaktiga varor, dvs. sådana varor som är avsedda att förbrukas i nära anslutning till anskaffningstidpunkten, är periodens kostnad alltså lika med vad hushållen fått köpa dem för. I det andra fallet, dvs. med varaktiga varor, blir det mer komplicerat. Att själv avstå från att nyttja sina ägodelar, för att istället hyra ut dem, upplevs emellertid endast i undantagsfall som ett realistiskt alternativ. Men om det finns en fri och väl utvecklad hyresmarknad är de belopp som skulle kunna erhållas i hyra ett i högsta grad adekvat uttryck för hur mycket pengar hushållet avstår från för sin konsumtion. Ett annat sätt att se saken är följande:

På en perfekt marknad bestäms hyran av uthyrarnas totala kostnader. Om det då råder samma villkor för en konsument som själv äger

exempelvis sin bostad, som för hyresvärdar som hyr ut ekvivalenta bostäder, kan man dra slutsatsen att boendekostnaden för dem som äger sin bostad är densamma som hyran för motsvarande bostäder. De här synsätten motiverar *hyresekvivalentansatsen* som metod för att i nationalräkenskaperna skatta nyttjandevärdet av egnahem och bostadsrättslägenheter samt i flera länders motsvarigheter till konsumentprisindex som metod för att skatta utvecklingen av boendekostnaden i egnahem och ägarlägenheter.

4.1.2 Alternativkostnadsansatsen

I avsaknad av en hyresmarknad är alternativet närmast att kalkylera och summera de olika kostnadsposter som innehavet för med sig. Anta att ett hushåll äger en bil som är värd 150.000 kronor. Om bilen efter ett år kan säljas för 120.000 kronor är skillnaden – värdeminskningen på 30.000 kronor – en kostnad för hushållet. Tillsammans med en finansieringskostnad för det egna och lånade kapital som ”placerats” i bilen, utgör värdeminskningen hushållets kapitalkostnad för bil-konsumtionen. Därutöver tillkommer kostnader för drift, underhåll m.m. Det här sättet att betrakta kapitalkostnaden brukar kallas *alternativkostnadsansatsen*, eftersom den jämför de ekonomiska konsekvenserna av att äga varan under den aktuella perioden med alternativet att ha motsvarande kapital placerat mot ränta.

4.1.3 En partiell kostnadsansats

Användningen av index för kompensationsändamål syftar till att värdesäkra, eller bevara köpkraften hos, specifika penninginkomster: pensioner, sociala förmåner, löner och andra ersättningar, avkastningen på realränteobligationer etc. En annan näraliggande användning är att beräkna förändringen av reallöner eller realinkomster.

Både alternativkostnadsansatsen och hyresekvivalentansatsen avser att beskriva utvecklingen av egnahemsägarens *totala kostnader* för boende, inkl. de belopp som fastighetsägaren avstår ifrån i ränta på eget kapital. En förändring av dessa belopp innebär dock inte att egnahemsägaren fått det bättre eller sämre. Vid en förändring kan ju hushållet fortsätta att avstå från den alternativa avkastningen och fortsätta att konsumera i samma omfattning. Om man ser indexets uppgift som att bilda underlag för reglering av hushållens totala *penninginkomster*, kan därför det fullständiga kostnadsuttrycket, inkl. kostnader för ränta på eget kapital, uppfattas som för omfattande.

Starka skäl talar emellertid emot alternativet att söka bestämma ett kompensationsbehov grundat på ett sådant inkomstbegrepp. Den reala marknadsräntan – liksom skattereglerna för kapitalinkomst och realisationsvinst – påverkar hushållens ekonomi på flera olika sätt och inte enbart via inverkan på boendekostnaderna i egnahem. Då hus-hållen har såväl (räntebärande) finansiella tillgångar som finansiella skulder, går effekterna i olika riktning för olika hushåll. En ”representativ” eller ”genomsnittlig” inverkan på hushållens konsumtionsutrymme är i praktiken omöjlig att beräkna. Att ensidigt beakta de konsekvenser som har att göra med utgiftsräntor för bostads-lån utgör enligt min mening inte någon fördel, då index används för kompensationsändamål.

4.1.4 Nettoanskaffningsmetoden

Även om en vara har lång fysisk livslängd kan den ekonomiska livslängden, dvs. den tid under vilken varan har ett betydande värde på en andrahands- eller hyresmarknad, vara väsentligt kortare. För sådana varor är värdeminskningen stor i förhållande till finansierings-kostnaden. De belopp hushållen erlägger som ersättning för nya varor speglar i sådana fall ganska väl deras kostnader för konsumtionen. En mycket förenklad metod för att uppskatta värdet av hushållens konsumtion av varaktiga varor är därför att mäta för hur stora belopp som hushållen netto anskaffar varor från andra sektorer av ekonomin. Med undantag för boendet är det en sådan *nettoanskaffningsmetod* som tillämpas i nationalräkenskaperna. Ett prisindex som utgår från nettoanskaffningsmetoden mäter utvecklingen av de priser som hus-hushållen får erlägga för varor som köpts under en viss period. I vilken utsträckning de faktiskt förbrukats, liksom finansieringskostnaderna, saknar då betydelse. I praktiken behandlas de varaktiga varorna på samma sätt som icke varaktiga varor och tjänster. Det är den här metoden som tillämpas i KPI för alla varaktiga varor utom bostäder. Detsamma gäller i alla andra länder, möjligen med något undantag.

Vissa varor har i och för sig en synnerligen utsträckt ekonomisk livslängd. Dit kan t.ex. räknas: smycken, konstföremål, vissa möbler och segelbåtar. Bostäder intar dock en särställning bland dessa, när det gäller konsekvenser för hushållens ekonomi. När det gäller bilar är det också lätt att visa att värdeminskningen normalt utgör en betydande och väsentligt större del av kostnaden än finansieringskostnaden. Förändringen av priserna på de bilar som hushållen anskaffar ger därför ett betydande bidrag till att beskriva bilkostnadsutvecklingen. Det ligger utanför mitt uppdrag att föreslå preciserade riktlinjer vad gäller andra

varaktiga varor än bostäder, och jag har därför inte prövat om det finns skäl för att i något fall frånga den nuvarande anskaffnings-metoden.

4.2 Nuvarande metoder i Sverige och andra länder

Internationellt finns ingen entydig praxis för hur bostadsposten skall beräknas i ett konsumentprisindex. Internationella överenskommelser som ILO:s konvention om arbetsmarknadsstatistik ger också ett mycket stort spelrum när det gäller valet av metod. Ett undantag utgör *harmoniserad index för konsumentpriser*, HIKP, som beräknas enligt mer detaljerade, och för EU/EES-länderna bindande, regler.

Sverige

I det svenska konsumentprisindexet, KPI, beräknas delindexet för boendekostnader i *egnahem* f.n. i stort sett enligt de riktlinjer som lades fast av 1955 års bostadsindexutredning. I en del avseenden har ändringar skett efter beslut av nämnden för konsumentprisindex.

Konsumtionsvärdet (vikten) för egnahemsboende, exkl. el och uppvärmning, baseras på nationalräkenskaperna. Det innebär att bostadskonsumtionen skattas i termer av bostadsyta, vilken åsätts en kvadratmeterhyra hämtad från hyresmarknaden och som justerats så att hänsyn tas till egnahemsägarens tillgång till biyta, trädgård etc.

Indexet för egnahemsboende är ett vägt genomsnitt av ett antal delindex:

- Räntekostnader
- Avskrivningar
- Fastighetsskatt
- Försäkringsavgifter
- Reparationer och underhåll, köpta tjänster
- Reparationer och underhåll, varor
- Vatten och avlopp, renhållning samt sotning
- Tomträttsavgäld

Egnahemsvikten fördelas mellan delindexen på basis av direkta skattningar av de olika kostnadsbeloppens storlek. Räntekostnaderna beräknas därvid på det belopp som de nuvarande ägarna faktiskt nedlagt

i fastigheten¹, som antas belastas med en finansieringskostnad motsvarande den genomsnittliga räntesatsen på utestående lån för bostadsändamål (i småhus). Kostnaderna för avskrivningar skattas som 1,4 procent av det aktuella marknadsvärdet.

Delindexet för räntekostnader beräknas på ett sätt som är konsistent med den kalkyl som ligger till grund för fördelningen av den totala egnahemsvikten. Det innebär att indexet påverkas såväl av förändringar i det nedlagda kapitalet som av förändringar avseende den genomsnittliga räntan på bostadslånen. En förändring av det nedlagda kapitalet som beror på en real förändring av bostadsstocken tillåts dock inte påverka index, eftersom avsikten är att mäta förändringen av kostnaden för en oförändrad standard. De förändringar som tillåts påverka kapitalstocken är därför *dels* sådana som beror på att fastigheterna bytt ägare så att köpeskillingen förändrats och *dels* sådana som beror på att priserna förändrats på den andel av stocken som under en period utgörs av nytillkomna bostäder.

Den genomsnittliga räntan på bostadslånen är ett vägt genomsnitt av räntesatser för olika typer av lån. De räntesatser som anses gälla en viss månad för lån med bunden ränta är ett rullande genomsnitt av de nytillåtningsräntor som tillämpats de senaste 60 månaderna för lån med 5 års räntebindningstid, respektive de senaste 24 månaderna för lån med 2 års räntebindningstid. De förra får i beräkningarna representera samtliga lån med 5 års eller längre räntebindningstid, medan de senare representerar lån där räntan bundits för kortare tid.

Delindexet för avskrivningar sätts lika med indexet för reparationer och underhåll – genomsnittet för köpta tjänster och varor. T.o.m. 1998 utgjordes indexet av ett byggnadsprisindex för färdigställda småhus.

Någon motsvarande beräkning avseende *bostadsrättslägenheter* görs inte. I index förutsätts boendekostnaden istället utvecklas på samma sätt som för hyreslägenheter.

Andra länder

Den brittiska statistikmyndigheten gjorde 1994 en kartläggning av vilka metoder som tillämpades internationellt för beräkning av bostads-postens egnahemsdel. Kartläggningen avsåg samtliga nuvarande EU-länder samt Australien, Canada, Japan, Norge, Nya Zeeland, Schweiz och USA.

¹ Köpeskillning plus belopp nedlagda i om- och tillbyggnader.

Av de undersökta länderna var det sex som *utelämnade* boendekostnader i egnahem, utom driftskostnader etc.:

- Frankrike
- Grekland
- Italien
- Luxemburg
- Spanien
- Österrike

Nio länder tillämpade en *hyresekvivalentansats*, dvs. boendekostnaden förutsätts utvecklas på samma sätt för ägda bostäder som för hyrda:

- Belgien
- Danmark
- Japan
- Nederländerna
- Norge
- Portugal
- Schweiz
- Tyskland
- USA

Fyra länder tillämpade någon form av *kostnadskalkyl*:

- Canada
- Finland
- Storbritannien
- Sverige

De begränsade kostnadsuttryck som används i dessa fall, särskilt de i Canada, Finland och Storbritannien, ligger nära vad man uppfattar som hushållens boendeutgifter. Det faktum att man tagit med en avskrivningspost (förslitning) har motiverat benämningen kostnadskalkyl.

Ränteposten avser i Canada, Finland och Storbritannien räntan på det lånade kapitalet, medan de i Sverige omfattar ränta på hela det historiskt nedlagda kapitalet. Låne-/kapitalstocken (som räntekostnaden beräknas på) förutsätts i Canada och Storbritannien, liksom i Sverige, ändras främst i samband med att husen byter ägare och i den utsträckning som huset då stigit eller fallit i värde sedan förra över-låtelsen. I Canada och Storbritannien förutsätts omsättningen ske på ett sådant sätt att varken den genomsnittliga innehavstiden eller fördelningen på olika innehavstider förändras. Det innebär att dessa index inte påverkas av skillnader mellan åren avseende de faktiskt omsatta husen. I Sverige däremot har valts en ansats som innebär att variationer i hur många hus som omsätts samt de omsatta husens tidigare ägarhistoria påverkar utvecklingen av indexet. Ett år med stor omsättning tenderar därför indexet att stiga mer än ett år med liten omsättning, eftersom fler hus får nya högre köpeskillingar. Vidare, ett år då många hus omsätts som varit i samma ägo länge tenderar indexet att stiga mer än ett år då omsättningen domineras av hus som bytt ägare mer nyligen.² I Finland slutligen,

² Båda dessa slutsatser bygger på förutsättningen att huspriserna långsiktigt stigit.

förutsätts lånestocken vara nominellt oförändrad över tiden. Endast i Storbritannien påverkas beräkningen av möjligheten att göra avdrag för utgiftsräntor.

Ett renodlat *utgiftsalternativ* tillämpades endast i två länder:

- Australien
- Irland

I båda fallen har man, vad avser kapitaldelen, begränsat sig till ränteutgifter. Kontantinsatser och amorteringar ingår ej.

Alternativet att behandla bostäder som vilken vara som helst, och mäta de priser som hushållen erlägger vid köp av nya hus, *netto-anskaffningsansatsen*, tillämpades endast i ett av de undersökta länderna:

- Nya Zeeland

I samband med nyligen genomförda översyner av indexberäkningarna i Australien och i Nya Zeeland har man kommit fram till att index i dessa länder bör beräknas såväl enligt utgiftsalternativet som enligt anskaffningsalternativet.

EU/EES

Den första användningen av Harmoniserad index för konsumentpriser, HIKP, var som underlag för uppföljning av det konvergenskrav för medlemskap i den Europeiska monetära unionen (EMU) som avsåg prisstabilitet. Den främsta användningen idag är som målvariabel för penningpolitiken inom EMU, i det sammanhanget som ett vägt genomsnitt över EMU-länderna, samt som en inom EU/EES jämförbar makroekonomisk indikator. Med utgångspunkt ifrån detta har bedömningen gjorts att indexet bör mäta utvecklingen av priser som erläggs i *aktuella transaktioner* som direkt ersättning för konsumentvaror och -tjänster.

För delindexet egnahemsboende har det kommit att innebära att enbart löpande driftskostnader ingår. Inga poster som avser kapital-delen eller tillräknade hyresvärden ingår. Även reparationer och under-håll betraktas därvid som anskaffning av nytt bostadskapital till den del de inte avser rutinmässiga åtgärder. Utredningsarbete pågår dock i syfte att se om egnahems-posten i HIKP bör kompletteras enligt anskaffnings-ansatsen. Frågan hur behandlingen av egnahems-posten i HIKP påverkar indexets användning som inflationsmått kommer att närmare kommenteras i kapitel 7.

4.3 Egnahem – förslag

4.3.1 Förslaget i korthet

Det är inte möjligt att på ett helt tillförlitligt sätt, och med exakthet, beskriva utvecklingen av kostnaden för att bo i egnahem. Någon större hyresmarknad för småhus finns inte i Sverige. Därför är uthyrning/hyra av småhus sällan ett reellt alternativ, och de hyror som erläggs kan inte förväntas vara representativa för egnahemsägarnas kostnader i allmänhet. Den betydligt större hyresmarknaden för lägenheter i flerbostadshus är inte heller representativ, på grund av dels inslaget av regleringar och dels att beståndet av hyreslägenheter skiljer sig väsentligt från egnahemsbeståndet med avseende på bostädernas kostnadsbild, typ, belägenhet och standard. Det är därför inte möjligt att med hyres-ekvivalentansatsen beskriva utvecklingen av egnahemsägarnas boendekostnader på ett tillförlitligt sätt.

Nettoanskaffningsmetoden kan inte betraktas som något rimligt alternativ. Även om den har kunnat motiveras för andra varaktiga varor, så är förutsättningarna speciella för just bostäder genom kombinationen av den synnerligen utsträckt varaktigheten och det stora värde som bostäderna representerar.

Mitt förslag är således att indexet avseende boendekostnader i egnahem skall baseras på en alternativkostnadsansats. De faktiska förändringarna av kapitalkostnaden, från månad till månad och från år till år, kan emellertid inte kalkyleras fullt ut. Jag anser dock att en i sammanhanget rimlig förenkling är att beräkna varje indexlänk under förutsättningen att skillnaden mellan den långsiktiga nominalräntan och den likaledes långsiktiga förväntade relativa kapitalvinsten är konstant. I det följande används beteckningen *bostadsrealränta* för skillnaden mellan nominalräntan och den förväntade relativa kapitalvinsten på egnahem. Den senare, som är samma sak som den förväntade huspris-inflationen, antas sammanfalla med den förväntade allmänna inflationen. Eftersom det också finns goda skäl att se förslitningen som en konstant andel av fastighetskapitalet, innebär det att indexet för kapitalkostnader, exkl. fastighetsskatt, skall bestämmas av värde-utvecklingen på en oförändrad stock av egnahem. Indexet för kapital-kostnader, exkl. fastighetsskatt, bör därför vara ett fastighetsprisindex. Det underlag som idag används för framställning av *småhusbarometern* och *fastighetsprisindex för småhus* bör kunna ligga till grund för ett, i det här sammanhanget, ändamålenligt mått.

Effekter av ändrad kapitalinkomstbeskattning, inkl. realisationsvinstbeskattningen, bör som nu inte påverka indexet. Skälet är att skatten inte är knuten till konsumtionen av en viss vara eller tjänst (även

om reglerna för beskattning av realisationsvinst skiljer sig mellan olika tillgångsslag). Dess effekt på kapitalkostnaden uppkommer genom inverkan, efter skatt, på bostadsrealräntan och på den relativa förslitningen. Men skatten påverkar hushållens ekonomi på flera sätt. Samtidigt som en sänkt kapitalinkomstskatt ökar boendekostnaden efter skatt, ökar den också hushållens övriga kapitalinkomster efter skatt. Därför bör kapitalinkomstskatten behandlas analogt med bostadsrealräntan i övrigt, dvs. endast påverka vikten, medan bostadsrealräntan *efter skatt* betraktas som konstant inom varje indexlänk.

Fastighetsskatten anknyter däremot direkt till hushållens bostadskonsumtion och ändringar bör liksom nu beaktas fullt ut i indexberäkningen – avseende såväl skattesats som det omräknade bastalet. Detsamma gäller i princip också räntebidragen i den mån som ändringar av dessa nämnvärt kan påverka utvecklingen av indexet.

Egnahemsinnehavet påverkar hushållets förmögenhetsskatt, om det omräknade bastalet avviker från det deklarationsvärde som gäller vid en alternativ placering av kapitalet. Skatten saknar dock liksom kapitalinkomstskatten en direkt anknytning till boendet. Å andra sidan är effekten på hushållens ekonomi entydig. Med den nuvarande utformningen av skatten bör man dock kunna bortse från den, även vid beräkningen av egnahemskostnadernas vikt i KPI.

Eftersom värdeminskning p.g.a. förslitning är en del av kapitalkostnaden, kan inte *dessutom* de åtgärder som vidtas på bostaden i syfte att kompensera för en längre tids normal förslitning, uppfattas som konsumtion. Sådana åtgärder måste istället, i likhet med ny-, om- och tillbyggnader, uppfattas som investeringar i nytt bostadskapital och med en varaktighet av samma karaktär som bostaden i sig. Posten reparationer och underhåll skall därför avgränsas så att den endast omfattar åtgärder av löpande karaktär. Detta skiljer sig från hur posten avgränsas i KPI idag men ansluter till de principer som tillämpas i nationalräkenskaperna och i HIKP.

Sammanfattningsvis innebär förslaget att:

- De nuvarande delindexen avseende räntekostnader och avskrivningar ersätts med ett index som anger utvecklingen av hushållens kapitalkostnader (exkl. fastighetsskatt), vid prisbasperiodens bostadsrealränta och regler för kapitalinkomstskatt. Det nya indexet approximeras med ett fastighetsprisindex avseende egnahem. Konsumtionsvikten motsvarar kapitalkostnaderna (exkl. fastighetsskatt) under prisbasperioden avseende viktperiodens konsumtion. Dessa är kostnaderna för en nominell långsiktig ränta, räknad på egnahemmens marknadsvärde under prisbasperioden, minskad med

den förväntade likaledes långsiktiga värdestegringen (kapitalvinster - förslitning) och räknat efter skatt.

- Fastighetsskatten, och i mån av betydelse även räntebidragen, beaktas liksom idag.
- Posten reparationer och underhåll avgränsas så att den endast omfattar sådana åtgärder som är av rutinkaraktär.

Övriga delindex – avseende Försäkringsavgifter; Vatten och avlopp, renhållning samt sotning; Tomträttsavgäld; – förutsätts beräknas utifrån samma principiella innebörd som idag.

I det följande preciseras och motiveras utredningens förslag mer utförligt vad avser kapitalkostnaderna exkl. fastighetsskatt och räntebidrag. I *Bilaga 5* finns en mer teknisk framställning.

4.3.2 Indexet för kapitalkostnader

Den grundläggande modellen

Medan kostnaden för boende i hyresrätt utgörs av hyran är kostnaden för egnahemsboende sammansatt av ett antal olika kostnadsslag: drift, löpande reparationer och underhåll samt kapitalkostnader. Kapitalkostnaderna utgörs av ränta och värdeminskning. Om bostaden istället ökar i värde, vilket har varit det vanliga åtminstone sett över ett antal år, är den senare delen av kapitalkostnaden negativ, dvs. den bidrar till att minska boendekostnaden.

Priset, eller ”hyran”, för att under en period bo i egnahem är alltså summan av dessa kostnader. Ett prisindex mellan två perioder får vi genom att beräkna förhållandet mellan kostnadssumman enligt prisläget i respektive period avseende ett likvärdigt boende. Vi skall här utgå ifrån att det är okontroversiellt att bestämma hur index för drift, löpande reparationer och underhåll m.m. skall utformas. När det gäller kapitalkostnader är det i allmänhet mindre självklart och det skall därför preciseras ytterligare:

- *Ränta* avser såväl hushållets lånefinansiering som den ränta eller alternativa avkastning som hushållen avstår från på det egna kapital som är placerat i bostaden.
- *Värdeminskningen* (eller värdeökningen) är sammansatt av *dels* den värdeförändring som beror på förslitning – den samlade effekten av bostadens fysiska förslitning och tilltagande obsolescens – och *dels* den värdeförändring som beror på kapitalvinster/-förluster (fastighetsinflation/-deflation) avseende kvalitetsmässigt oförändrade hus.

Ett förenklat exempel på vad det innebär kan se ut så här:

Anta att marknadsvärdet av stocken egnahem uppgår till 1 000 milj. kronor i utgångsläget – indexlänkens basår – och att en viss fastighetsinflation råder så att värdet under jämförelseperioden, för en stock av samma storlek och standard, är 1 030 milj. kronor. Om räntan på såväl lånat som eget kapital är 6 procent i båda perioderna, uppgår räntekostnaden till $0,06 \times 1000 = 60$ respektive $0,06 \times 1030 = 61,8$ milj. kronor. Anta att fastighetsinflationen (i årstakt) är 3 procent i båda perioderna och att förslitning varje år bidrar till en minskning av bostädernas värde med i genomsnitt 1 procent. Den totala relativa värdeförändringen efter förslitning är alltså +2 procent (i årstakt), såväl under länkens basår som under jämförelseperioden. Den del av kapitalkostnaden som utgörs av värdeförändring är alltså negativ och bidrar till att minska kostnaden med $0,02 \times 1000 = 20$ respektive $0,02 \times 1030 = 20,6$ milj. kronor. Om vi antar att de övriga kostnadsslagen, drift, löpande reparationer och underhåll, är totalt 30 milj. kronor enligt basårets prisläge och 32,3 milj. kronor enligt jämförelseperiodens prisläge, kan vi summera kostnaden enligt prisläget i respektive period och beräkna ett prisindex som:

$$100 \times \frac{\text{Summa kostnad enligt aktuellt prisläge}}{\text{Summa kostnad enligt basårets prisläge}} =$$

$$= 100 \times \frac{61,8 - 20,6 + 32,3}{60 - 20 + 30} = 100 \times \frac{73,5}{70} = 105$$

Ett index för enbart kapitalkostnaden kan beräknas som

$$100 \times \frac{\text{Summa kapitalkostnad enligt aktuellt prisläge}}{\text{Summa kapitalkostnad enligt basårets prisläge}} =$$

$$= 100 \times \frac{61,8 - 20,6}{60 - 20} = 100 \times \frac{41,2}{40} = 103$$

Eftersom räntesatsen, husinflationen och den relativa förslitningen antogs ligga på samma nivå i båda perioderna, förklaras skillnaden i kapitalkostnad mellan perioderna helt av att värdet av kapitalstocken är högre i den senare perioden. Alltså vid givna värden för räntesats, husinflation och relativ förslitning är kapitalkostnaden proportionell mot egnahemmens marknadsvärde.

I varje period avstår hushållen således för sin bostadskonsumtion ett belopp motsvarande en viss andel av fastigheternas värde, och ju högre värdet är desto större är detta kostnadsbelopp. I verkligheten varierar dock räntesatser och husinflation över tiden. Den relativa förslitning som uppstår genom ett visst nyttjande är det däremot rimligt att föreställa sig är densamma när två perioder jämförs, varför förslitningsprocenten förutsätts vara en konstant, åtminstone inom loppet av varje indexlänk.

Ett långsiktigt perspektiv

När det gäller de båda andra komponenterna i kapitalkostnaden är frågan om det är rimligt att uppfatta den genomsnittliga räntan på de utestående lånen, eller den kortfristiga nyutlåningsräntan, och den aktuella husinflationen som särskilt relevant för hur boendekostnaden bör uppfattas. En *tillfälligt* hög förhållandevis kortfristig ränta eller en *tillfällig* husdeflation leder inte till att hushållen i någon större utsträckning omprövar sin bostadskonsumtion, trots att bostads-innehavet just då ter sig oförmånligt. Kortsiktiga förändringar i boendekonsumtionen förklaras snarare av demografiska faktorer, likviditet m.m. Däremot är den kostnad som hushållen *förväntar* sig skall gälla sett över en förhållandevis lång tidsperiod relevant när det gäller hushållens konsumtionsval. I det perspektivet är den relevanta husinflationen den som i genomsnitt gäller under en period av kanske 15 år – den genomsnittliga tiden för ett egnahemsinnehav. Och när avsikten är att binda kapital i ett egnahem under en planerad femton-årig innehavsperiod, är den relevanta räntesatsen den som gäller vid placeringar på lika lång sikt.

Den aktuella räntesatsen vid placeringar på lång sikt är väl känd, eftersom löpande räntenoteringar görs avseende obligationer med avlägsen inlösenstidpunkt. Däremot är det inte möjligt att inhämta noteringar avseende den husinflation som i genomsnitt *skall* gälla de närmaste 15 åren. Genom att mäta inflationsförväntningarna är det förvisso möjligt att utforma ett mått på den kostnad man kan *förvänta* sig skall inträffa.

KPI är till sin karaktär ett mått på vad som faktiskt inträffat. Att låta indexets förändring, från månad till månad och från år till år, bestämmas av uppmätta eller skattade inflationsförväntningar är därför ingen godtagbar lösning. Eftersom ränta och inflationstakt, sett över de längre tidsperioder som är relevanta här, tenderar att följas åt, är emellertid ett näraliggande alternativ att betrakta skillnaden mellan dessa – bostadsrealräntan – som konstant. Mot bakgrund av att det inte är möjligt att fullt ut utvärdera kostnaden för ett egnahemsinnehav förrän

bostaden sålts, framstår detta som en rimlig förenkling. Det betyder att om skillnaden mellan nominalräntan och den förväntade husinflationen under prisbasperioden var 4 procent så förutsätts detta förhållande gälla under hela indexlänken. Eftersom förslitnings-procenten också förutsattes vara konstant innebär det att indexet avseende kapitalkostnaden helt och hållet skall bestämmas av värde-utvecklingen på kvalitetsmässigt oförändrade egnahem, precis som i exemplet ovan, och det föreslås därför utgöras av ett fastighets-prisindex. Av skäl som anförts i avsnitt 4.3.1 bör dock förändringar av kapitalinkomstbeskattningen inte påverka beräkningen av delindex-länken ifråga.

Antagandet om en under indexlänken konstant bostadsrealränta är naturligtvis inte helt realistiskt. Självklart sker det successivt en förskjutning av den reala ränta som i efterhand kan visas ha påverkat hushållens boendekostnad, t.ex. om vi jämför den reala ränte-belastningen under perioden juni 1999 – juni 2014 med den reala ränte-belastningen för ett kvalitetsmässigt identiskt boende under perioden juli 1999 – juli 2014. Det finns dock ingen möjlighet att i juli 1999 skatta denna förskjutning på ett trovärdigt sätt. Alla alternativ att göra det med en på olika sätt utjämnad realränta kommer oundvikligen att leda till svåra tolkningsproblem. Om realräntan i stället hålls konstant under indexlänken kan indexet åtminstone ges tolkningen att det anger kostnadsförändringen vid en bestämd bostadsrealränta och vid basperiodens regler för skatt på kapitalinkomster.

En jämförelse med det nuvarande indexet

Kapitalkostnaden i egnahemsposten kommer alltså att påverka KPI-utvecklingen i positiv riktning under perioder då fastighetspriserna stiger snabbare än andra priser och omvänt. Detta är en direkt mot-svarighet till effekten på hyrorna av förändringarna av priserna på hyresfastigheter vid ett visst reallt avkastningskrav. I det nuvarande räntekostnadsindexet bestäms utvecklingen, vid en viss *nominell* ränte-nivå, av förändringen av det historiskt nedlagda kapitalet (se avsnitt 4.2.1). Man synes här ha utgått från uppfattningen att den *enskilde* egnahemsägaren därmed inte skulle kompenseras såväl via en för-mögenhetstillväxt som via en indexbestämd kompensation.

Att hushållet genom värdestegringen får en ökad nominell för-mögenhet har emellertid ingen entydig betydelse för behovet av kompensation. Endast om huspriserna stiger i en annan takt än den allmänna prisnivån skulle det få några konsekvenser: att egnahemsägarnas samlade reala resurser ökar då relativpriset på fastigheter stiger och att deras reala resurser minskar då relativpriset på fastigheter minskar.

Problemet i kompensations-sammanhang är därför inte den nominella förmögenhetstillväxten i sig, utan de löpande kapitalvinsterna (husinflationen) som måste beaktas eftersom de minskar hushållets boendekostnader.

Det bör framhållas att också det nuvarande räntekostnadsindexets utformning innebär att indexet stiger med ökande fastighetspriser. Det är ingen fördel att detta sker i den takt som bestäms av de faktiska överlåtelserna och att värdet av en enskild fastighet ses som oförändrat mellan överlåtelsetillfällena. Det innebär däremot att man ytterligare fjärmar sig från vad som är den aktuella kostnaden för boendet

4.3.3 Vikten för kapitalkostnader

Kapitalkostnaden, exkl. fastighetsskatt och före räntebidrag, som bestämmer indexets vikt, utgör en andel av prisbasperiodens värde av viktperiodens egnahemsstock. Andelen beräknas som räntesats plus relativ förslitning minus relativ kapitalvinst (husinflation), allt räknat efter skatt på kapitalinkomster och enligt de räntesatser etc. som gällde under prisbasperioden. Den relativa förslitningen förutsätts kunna skattas utifrån nationalräkenskaperna. Skattningen av de övriga komponenterna diskuteras nedan.

Ränta på lånat kapital

Den nominella räntan, som förutsätts stå i ett konstant förhållande till den långsiktiga fastighetsinflationen, uppfattas som den under basperioden gällande räntan på obligationer med lång återstående löptid (ca. 15 år). Hushållens faktiska finansieringsbild ser dock väsentligt annorlunda ut. Det lånade kapitalet är sammansatt av såväl lån med rörlig ränta som lån med varierande räntebindningstider, vanligen 5 år eller kortare tid.

Kostnaden för ränta på lånat kapital sammanfaller dock i allmänhet inte med hushållets faktiska låneräntor: Anta att räntan på de befintliga lånen är högre än räntan på nya lån med samma återstående räntebindningstid. Ett hushåll som avstår från bostaden och löser lånen har ändå kvar kostnaden att ersätta långgivaren för ränteskillnaden. Om räntan på de befintliga lånen istället är lägre än den aktuella nyutlåningsräntan kommer ett hushåll som avstår ifrån bostaden och överlåter de förmånliga lånen på köparen att kunna kapitalisera värdet av lånen – ränteskillnaden – i försäljningspriset. Det hushåll som behåller huset får alltså inte bara fortsätta att betala för lånet utan avstår

också från värdet av ränteskillnaden. Alltså, oavsett om räntan på de befintliga lånen ligger över eller under den aktuella nyutlånings-räntan så är kostnaden för en viss belåning densamma – lika med den aktuella räntan på nya lån.

Fördelningen av lånen på olika räntebindingstider saknar därför betydelse för kostnaden under respektive period, och den relevanta räntan är den som gäller för placeringar på samma sikt som egnahemsinnehavet, dvs. i genomsnitt omkring 15 år. Eftersom bostadslån med så lång räntebindingstid torde utgöra undandag kan räntan bestämmas som räntan på bostadsobligationer ökad med den s.k. räntedifferensen³ på representativa bostadslån⁴.

Ränta på eget kapital

Det är i största allmänhet oklart vad som kan anses vara den alternativa placeringen av eget kapital, och vad avkastningen på den är. Eftersom det är kostnaden för boendet och inget annat som skall mätas måste den alternativa placeringen representera samma risk och likviditet. Om den t.ex. skulle vara mer riskfylld än en placering i egna hem skulle vi över-skatta boendekostnaden eftersom en del av avkastningen på den alternativa placeringen är kompensation för den högre risken.

Den alternativa placering som därvidlag mest förefaller likna placeringen i egna hem är att låna ut pengarna för bostadsändamål mot säkerhet i den aktuella fastigheten, dvs. hushållet agerar som bostadslåneinstitut. Räntan på eget kapital skulle i så fall vara densamma som bostadslåneräntan. Möjligen skulle man kunna anföra att den räntan är väl låg eftersom det egna kapitalet kan ses som en slags ”topp-finansiering” som är exponerad för en större risk.

Å andra sidan kan bostadslåneräntan uppfattas som väl hög eftersom den avkastning som hushållen i praktiken erhåller på t.ex. obligationer är lägre. Det hänger dock samman med den lägre risken på dessa placeringar. Det gäller även bostadsobligationer eftersom risken där fördelas på hela den belånade stocken.

En annan alternativ placering som annars kan uppfattas väl tillgodose kriterierna avseende lika risk och likviditet, är att placera kapitalet i en likvärdig fastighet som upplåts mot en marknadsmässig hyra. Den

³ Skillnaden mellan bostadsinstitutens in- och utlåningsränta.

⁴ Om representativa bostadsobligationer saknas kan man utgå från statsobligationsräntan ökad med den s.k. bopremien (skillnaden mellan statsobligationsräntan och bostadsobligationsräntan) avseende obligationer med kortare återstående löptid.

alternativa avkastningen kan då beräknas indirekt som skillnaden mellan den hyra som erhålls och hushållets (investerarens) kostnader för belåning, värdeminskning, drift etc. Det innebär att alternativkostnadsansatsen, vid valet av en sådan alternativ placering, ger samma resultat som en hyresekvivalentansats. En förutsättning för en sådan lösning är att hyresvärdet faktiskt kan observeras. I USA har man gjort bedömningen att man kan det och har därför utifrån den här utgångspunkten motiverat valet av hyresekvivalentansatsen. Som förut framhållits är förutsättningarna därvidlag väsentligt annorlunda i Sverige. Det är ändå värdefullt att notera denna principiella överensstämmelse mellan hyresekvivalentansatsen och alternativkostnadsansatsen.

För ett svenskt konsumentprisindex är därför slutsatsen att det inte finns någon sådan grund för att göra skillnad på räntan vid lånefinansiering respektive vid finansiering med eget kapital.

Husinflationen

Den förväntade husinflationen (över ca. 15 år) förutsätts kunna sättas lika med, eller i ett bestämt förhållande till, de allmänna inflationsförväntningarna. Dessa kan bestämmas enligt något av följande två alternativ:

1. implicita inflationsförväntningar beräknade som skillnaden mellan långa nominella och reala räntor,
2. genom enkät.

Precisionen vad avser bestämning av såväl ränta som inflationsförväntningar är emellertid inte avgörande. Eftersom den resulterande bostadsrealräntan förutsätts vara konstant för varje indexlänk, har den betydelse enbart för bestämningen av vikten. Starka skäl talar för att välja ett alternativ som minimerar svängningarna i bostadsrealräntan, då stora förändringar av vikten bidrar till att öka effekten av vikt-revisionerna på de redovisade inflationstalen. Det innebär bl.a. att måttet på inflationsförväntningarna bör avse samma "placeringstid" som räntan. Alternativ 1) ovan bedöms vara det som är mest ändamåls-enligt. Det har också den fördelen att måttet vilar på observerbara "priser" på marknaden för värdepapper.

Skatter

Kapitalinkomstbeskattningen och avdragsrätten för utgiftsräntor innebär att endast en del av räntekostnaden brutto utgör en kostnad netto för hushållet. Det gäller inte bara ränta på lånat kapital, utan i samma utsträckning även det egna kapitalet genom att dess placering i fastigheten innebär att någon periodisk beskattningsbar avkastning inte uppstår. Däremot uppstår en beskattningsbar realisationsvinst vid försäljning av bostaden, och skatten på den utgör en kostnad för boendet. Förluster är därvidlag avdragsgilla i samma utsträckning som vinster är skattepliktiga.

Skatten på kapitalinkomster uppgår f.n. till 30 procent av den beskattningsbara inkomsten i inkomstslaget kapital. Vid försäljning av privatbostad är halva realisationsvinsten beskattningsbar kapitalinkomst. Underskott är fullt avdragsgilla upp till 100 tkr. Underskott därutöver ger en skattereduktion på 21 procent avseende den över-skjutande delen.

Den långsiktiga räntan enligt ovan skall således minskas med 30 procent vid beräkning av det kostnadsbelopp som bestämmer vikten. Motsvarande justering av den relativa kapitalvinsten (husinflationen) och den relativa förslitningen är en minskning med 15 procent. Troligen är det mycket svårt att beräkna effekten på *boende-kostnaderna* av de regler som gäller vid stora underskott. Samtidigt torde de ha marginell betydelse för viktens storlek varför man kan bortse ifrån denna faktor.

4.4 Fritidshus – förslag

Även om fritidshus som nyttjas av ägaren tillgodoser ett annat behov än permanentboende, kan det inte redovisas några skäl till varför inte också de skulle omfattas av förslagen avseende egnahem.

4.5 Bostadsrättslägenheter – förslag

Indexet avseende boendekostnader i lägenheter upplåtna med bostadsrätt föreslås beräknas enligt en hyresekvivalentansats. För bostadsrätter gäller i och för sig mycket av vad som anförts för egnahem. Samtidigt finns en del skillnader. Den mest uppenbara skillnaden är att en hel del driftskostnader etc., som egnahemsägaren står för direkt, betalas av bostadsrättsinnehavaren indirekt genom den avgift som erläggs till föreningen. Det finns dock även en del andra skillnader som jag menar har större betydelse för utformningen av indexet:

- En förstahandsmarknad för liknande objekt upplåtna med hyresrätt existerar parallellt. Vidare finns en inte helt obetydlig andrahandsmarknad för andrahandsuthyrning av lägenheter upplåtna med bostadsrätt. Det innebär att förutsättningarna för en hyres-ekvivalentansats bör vara väsentligt bättre än för egnahem
- Det finns ett större inslag av kortsiktighet i den boendekonsumtion som tillgodoses genom innehav av bostadsrättslägenhet, eftersom innehavstiden ofta är väsentligt kortare än för egnahem.
- Den boende finansierar innehavet *dels* direkt genom de lån och det egna kapital som placerats i bostaden och *dels* indirekt via avgiften till bostadsrättsföreningen.

I KPI får hyresutvecklingen redan nu representera även utvecklingen av boendekostnaderna i bostadsrätt. Dock bör övervägas om metoden behöver modifieras så att urvalet av hyreslägenheter, som läggs till grund för beräkningen, görs mer representativt för sammansättningen hos bostadsrättsbeståndet. Marknaden för uthyrning av bostadsrättslägenheter i andra hand är däremot alltför liten och alltför speciell (t.ex. i fråga om uthyrningstidens längd) för att i det här sammanhanget utgöra ett realistiskt alternativ till förstahandsmarknaden avseende hyreslägenheter.

Den alternativkostnadsansats som beskrivits för egnahem skulle i princip kunna tillämpas också för bostadsrättslägenheter. Kapitalkostnaden skulle i det fallet räknas på lägenhetens aktuella marknadsvärde snarare än på en andel av fastighetens värde. Vidare skulle avgiften till bostadsrättsföreningen ingå som ytterligare ett kostnads-
slag, som täcker dels det mesta av driftskostnaderna och dels de kapitalkostnader som ligger på fastigheten, inkl. fastighetsskatten. Alternativkostnadsansatsen skulle således kräva löpande mätningar av utvecklingen av såväl avgifter som lägenhetspriser. Hur man operationellt skulle definiera vad som avses med en lägenhets lika standard är oklart, då fördelningen av den totala kapitalkostnaden ändras mellan hushållet och fastigheten.

Förslaget avseende egnahem, att mäta kostnaden vid en konstant bostadsrealränta, vilade på förutsättningen att den bostadsrealränta som *ex post* kan beräknas över en period som motsvarar ett normalt egnahemsinnehav förändras mycket lite från månad till månad. Den förutsättningen är dock väsentligt mer tveksam när det gäller bostadsrättslägenheter, eftersom den genomsnittliga innehavstiden är betydligt kortare – uppskattningsvis 5-7 år jämfört med ca. 15 år för egnahem.

Till hyres-ekvivalentansatsens nackdel talar att hyresmarknaden är föremål för reglering. Det betyder att hushållen vid knapphet kan tillgodose sin bostadskonsumtion genom att i ökad utsträckning vända

sig till bostadsrättsmarknaden och där acceptera en högre boendekostnad. Vid det omvända förhållandet, med överskott på bostäder, anpassas marknadsvärdet på bostadsrätterna så att boendekostnaden i dessa blir lägre än i ekvivalenta hyresobjekt, och antalet outhyrda lägenheter ökar. I allmänhet gäller att obalanser av det här slaget tenderar att utjämnas sett över ett antal år. En del obalanser kan dock vara mer bestående. Den tillämpning som bruksvärdesystemet fått i Stockholm har framhållits som exempel på en sådan obalans. Sammanfattningsvis bör en hyresekvivalentansats åtminstone inte vara sämre än en alternativkostnadsansats när det gäller bostadsrätter, och den är väsentligt enklare.

5 Politiskt beslutade taxor, subventionerade tjänster och inkomstberoende avgifter

5.1 Bakgrund och allmänna utgångspunkter

Samhället bär huvuddelen av kostnaderna för barn- och äldreomsorg. Det gäller i synnerhet äldreomsorgen, för vilken hushållens avgifter för *vård och omsorg* uppskattats bidra med i storleksordningen 2-3 procent, sett över riket totalt¹. Inom barnomsorgen täcker avgifterna ca. 16 procent av kostnaden. Variationerna är dock stora, såväl mellan kommuner som mellan individer inom samma kommun. Trots den förhållandevis låga avgiftsandelen är hushållens direkta kostnader för omsorg inte helt obetydliga. Sammantaget utgör de ungefär 1,5 procent av den privata konsumtionen enligt nationalräkenskaperna, varav barnomsorgen svarar för en något större andel än äldreomsorgen².

Avgifter för barn- och äldreomsorg ingår f.n. inte i konsumentprisindex. Det beror åtminstone till någon del på en rådande osäkerhet rörande vilka principer som skall styra behandlingen i index av sådana tjänster som i stor utsträckning bekostas med skattemedel. Det har dock inte hindrat att t.ex. lokaltrafik, läkarvård, läkemedel och tandvård ingått i index, representerat av de avgifter som hushållen erlägger för sådana varor och tjänster.

Konsumentprisindex avser att mäta hur mycket hushållens kostnader förändras över tiden för en konsumtion av oförändrad standard. De kostnader som därvid avses är de belopp som hushållen under viktperioden frivilligt avstår från som direkt ersättning för konsumtionsvaror och tjänster. Belopp som hushållen avstår eller är skyldiga att erlägga oberoende av om man konsumerar en viss vara eller tjänst ligger däremot utanför vad konsumentprisindex avses mäta.

¹ SOU 1999:33. Inkluderas avgifter som avser hyra i särskilt boende samt kost bör andelen bli betydligt större.

² Inkl. även sådana avgifter som avser hyra i särskilt boende samt kost i den mån de är inkluderade i den avgift som erläggs till kommunen.

Mot denna bakgrund finns det inget hållbart skäl till att omsorgsavgifter skulle behandlas annorlunda i index än den nuvarande behandlingen av avgifter för lokaltrafik, läkarvård m.m. Huruvida hushållen faktiskt bör kompenseras för avgiftsförändringar är en politisk fråga, men sådana överväganden bör inte påverka utformningen av prisförändringsmättet. Detta skall ange storleken på den relativa kostnadsförändring som krävs för att viktperiodens standard skall upprätthållas.

När det gäller barn- och äldreomsorg tillkommer också det problemet, jämfört med andra områden med subventionerade priser, att de avgifter som erläggs ofta beror på hushållens inkomst. Om syftet med indexberäkningen vore att ange den relativa *inkomständering* som hushållen behöver för att upprätthålla konsumtionsstandarden, är det uppenbart att storleken på inkomständeringen påverkas av de avgiftsändringar som en kompenserande inkomständering leder till. Index kan i det fallet inte baseras på utvecklingen av de avgifter som hushållen faktiskt har fått erlägga (eftersom deras realinkomster kan ha ändrats). Man måste i stället beräkna den inkomständering som – givet de inkomstberoende taxornas utformning – skulle krävas för att uppnå oförändrad konsumtionsstandard.

Mot bakgrund av de speciella förhållanden som råder beträffande avgifter för barn- och äldreomsorg kommer egenskaperna hos ett sådant kompenserande index att kortfattat beskrivas i avsnitt 5.3.2. Som framhölls redan i kapitel 2 är emellertid en utgångspunkt för denna utrednings överväganden, att ett allmänt konsumentprisindex bör baseras på kostnadsansatsen, inte på beräkningar av kompenserande inkomstförändring.

5.2 Omsorgsavgifter och bostadsbidrag

Möjligheten att erhålla bostadsbidrag innebär att det finns vissa likheter mellan hushållens kostnader för boende och hushållens kostnader för omsorgstjänster. I båda fallen finns möjligheter för hus-håll med förhållandevis låga inkomster att få en lägre kostnad än hus-håll med högre inkomster. Man skulle kunna säga att det finns ett *maximipris* som är lika med den hyra som ett hushåll utan bostadsbidrag får betala respektive den högsta omsorgsavgift ett hushåll med hög inkomst kan få betala för tjänster med ett visst innehåll.

I de flesta sammanhang uppfattas dock bostadsbidraget som en del av hushållens inkomster och inte som en negativ del av boende-kostnaden. I KPI gäller f.n. samma tolkning, vilket innebär att det är den hyra som betalas till hyresvärden som mäts. En analog tolkning av inkomstrelaterade omsorgsavgifter skulle innebära att indexet mätte förändring-

en av den *maximala* avgiften för respektive tjänst. Den rabatt som ett hushåll med lägre inkomst erhåller skulle i så fall uppfattas som ett inkomststöd, på samma sätt som bostadsbidraget.

Med ett liknande resonemang skulle man också kunna hävda att indexet istället skulle mäta utvecklingen av den *minsta* avgift som begärs för respektive tjänst. Det tillägg som hushåll med högre inkomst betalar skulle i det fallet närmast tolkas som en skatt.

Varken ”maximiansatsen” eller ”minimiansatsen” är dock förenlig med synen att avgiften skall utgöra en frivillig ersättning för en specifik tjänst. Det belopp ett hushåll avstår för omsorgskonsumtion är den faktiska avgiften, och det är det beloppet som hushållet får behålla om man väljer att inte konsumera tjänsten.

Ett argument för den maximiansats som tillämpas på bostadsområdet kan vara att bostadsbidraget räknas som en del av hushållens disponibla inkomst, medan det inte existerar något inkomstbegrepp som behandlar den inkomstrelaterade rabatten på omsorgstjänster på motsvarande sätt. Ett annat skäl skulle kunna vara att bostadsbidragen, i större utsträckning än omsorgsavgifterna, beaktar andra omständigheter än dem som definierar själva tjänsten.

En konsekvent tillämpning av den kostnadsansats, som förordas i detta betänkande, talar i och för sig för att bostadskostnaderna i index borde räknas med reduktion för bostadsbidrag. Jag anser dock inte att detta är ett tillräckligt starkt skäl för att nu ändra beräkningsgrunderna för KPI vad gäller bostadsbidraget.

5.3 När priset beror på inkomsten

5.3.1 Taxesystemen inom barn- och äldreomsorg

Avgifter för barn- och äldreomsorg är i mycket stor utsträckning relaterade till hushållens inkomster. Även i sådana kommuner där man tillämpar s.k. enhetstaxa finns vanligen någon form av låginkomstskydd. Det innebär att hushåll med förhållandevis låg betalningsförmåga har möjlighet till prisnedsättning. Skillnaden mellan kommuner som tillämpar enhetstaxa och kommuner som har en inkomstrelaterad taxa är därför att marginaleffekterna i de förra kommunerna totalt sett tenderar att vara mindre samt att de är koncentrerade till de lägre inkomstskikten.

Anknytningen till hushållens inkomster kan vara av olika slag. Vanligtvis beaktas såväl förvärvsinkomster som kapitalinkomster. Avgifter för barnomsorg baseras oftast på taxerad bruttoinkomst, medan avgifter för äldreomsorg oftare knyts till aktuella nettoinkomster.

Kommunerna tillämpar också olika regler för vems eller vilkas inkomst som skall ligga till grund för avgiftsberäkningen. När det gäller äldreomsorg kan följande alternativ utskiljas: omsorgs-tagarens, genomsnittet av omsorgstagarens och dennes maka/makes samt det lägsta av dessa båda belopp.

Avgifter för äldreomsorg begränsas av ett s.k. förbehållsbelopp – ett lägsta belopp som omsorgstagaren skall ha kvar sedan omsorg och boende är betalt. Förbehållsbeloppet är ett fast angivet belopp, relaterat till basbeloppet, eller inkomstrelaterat, så att hushåll med högre inkomst också har ett högre förbehållsbelopp. För hushåll med höga inkomster begränsas avgiftsuttaget av en maximiavgift. I ett fåtal kommuner är detta lika med självkostnaden för tjänsten. I princip skulle det kunna innebära att priset, vid en omsorgskostnad per dygn på 1.000 kronor, skulle kunna uppgå till 30.000 kronor i månaden.

Inom såväl barnomsorgen som äldreomsorgen är variationen stor mellan landets kommuner, i fråga om både grunderna för att fastställa avgifter och avgifternas nivå. En statlig utredning har nyligen föreslagit större enhetlighet vad avser avgifterna inom äldreomsorgen. I korthet innebär utredningens förslag att kommunerna skall tillämpa vissa gemensamma riktlinjer vid fastställande av förbehållsbelopp och maximipris.

5.3.2 Kostnadsindex eller kompenserande index

Skall indexet utformas så att det anger

- den relativa förändringen av *kostnaden* för en viss konsumtionsstandard, oavsett orsaken till att priset ändras, eller
- den relativa förändring av *inkomsten* som skulle ha behövts för att från en period till nästa bibehålla en oförändrad standard?

För de flesta varor och tjänster finns ingen skillnad mellan de två alternativen, men en skillnad uppkommer om det finns ett direkt samband mellan hushållets inkomst och priset på den aktuella tjänsten. Det första alternativet kan också betraktas som en *inkomstdeflator*, eftersom det är användbart för att beräkna förändringen av inkomstens köpkraft – d.v.s. realinkomsten eller reallönen. Det andra alternativet benämner vi ett *kompenserande index* eftersom det talar om vilken kompenserande inkomständering som behövs. Valet mellan dessa båda alternativ bör bli beroende av *dels* vad som är bäst tjänar användningen av indexet och *dels* de praktiska förutsättningarna.

För att belysa innebörden av respektive alternativ antar vi först att inga förändringar har skett av taxorna eller av priser på andra varor och

tjänster. Högre inkomster har emellertid enligt gällande taxa resulterat i högre avgifter för t.ex. barn- eller äldreomsorg. Kostnaden för en oförändrad konsumtion har stigit, och en del av inkomstökningen ”äts upp” av höjda avgifter. I extremfallet då margineffekten för ett hushåll är 100 procent, går hela inkomstökningen åt till att betala den högre avgift som tillämpas i det högre inkomstskiktet. Den reala köpkraften har i det fallet inte ökat alls.

Om index används främst för realinkomstberäkningar bör det uppenbarligen beräknas direkt från faktiska priser och definieras som förhållandet mellan de *kostnadsbelopp* E , som krävs för att upprätt-hålla samma levnadsnivå i två perioder. Ett sådant index kan, om priset på en nytthet beror på inkomsten, skrivas som

$$I_{01}^{exo} = \frac{E_1^{exo}}{E_0^{exo}} = \frac{\sum_{n=1}^N P_1^n \times Q^n + t_1 \times INK_1^{exo}}{\sum_{n=1}^N P_0^n \times Q^n + t_0 \times INK_0^{exo}}. \quad (1)$$

där INK_0^{exo} och INK_1^{exo} är den faktiska inkomsten i respektive period, t den andel av inkomsten som tas ut i avgift, P och Q priser och kvantiteter på övriga varor och tjänster. Enklast kan vi beskriva det här indexet genom att säga att det beskriver utvecklingen av de priser och avgifter hushållen får betala, givet de inkomster man faktiskt har. Denna kostnadsansats brukar kallas den *exogena ansatsen* för behandling av inkomstberoende priser i index.

Om användning för kompensationsändamål ses som huvudsyftet med KPI blir problemet mer komplicerat. Det kan då hävdas att prishöjningar som uppkommer som följd av höjda inkomster inte bör avspeglas i index, och att detta i stället bör ange vilken inkomständering som *behövs* för att möjliggöra oförändrad köpkraft.

Låt oss anta en mycket enkel taxekonstruktion, nämligen att den inkomstberoende avgiften per enhet som köps av tjänsten är helt proportionell mot inkomsten, säg att den utgör en andel t_0 av inkomsten i samma period. I praktiken baseras taxorna ofta på inkomsten föregående år, medan kompensation via basbeloppet i stället sker i efterhand. Vi bortser emellertid här från effekter av denna tidsförskjutning. Vid köp av *en* enhet av tjänsten, t.ex. en daghemsplats, kan den nödvändiga inkomsten i period 0 skrivas som

$$INK_0^{end} = \sum_{n=1}^N P_0^n \times Q^n + t_0 \times INK_0^{end} = \sum_{n=1}^N P_0^n \times Q^n \times \left(\frac{1}{1-t_0} \right), \quad (2)$$

dvs. kostnadsbeloppet avseende nyttigheter med normal prissättning plus den del av inkomsten som går åt till att betala den inkomst-beroende avgiften. En approximation till ett kompenserande index kan nu skrivas som:

$$I_{01} = \frac{INK_1^{end}}{INK_0^{end}} = \frac{\sum_{n=1}^N P_1^n \times Q^n \times \left(\frac{1}{1-t_1} \right)}{\sum_{n=1}^N P_0^n \times Q^n \times \left(\frac{1}{1-t_0} \right)}, \quad (3)$$

Om taxan är oförändrad ($t_1 = t_0$) kommer indexutfallet att bero enbart på priserna på de andra varorna och tjänsterna. Om dessa också är oförändrade är index oförändrat. Om däremot taxan förändrats, säg att t_1 är mindre än t_0 , medan övriga priser är oförändrade, blir index lägre.

Men om hushållens inkomster stigit så att man fått betala högre avgifter, skall inte det höja indexet? Nej, inkomsten bestäms i modellen som den inkomst som behövs för en viss konsumtion. Indexet anger således hur mycket inkomsten *behöver* ökas för att den skall räcka till en oförändrad konsumtionsnivå – inte hur mycket kostnaderna stiger vid den faktiska inkomstutvecklingen.

Diskussionen av ett kompenserande index har hittills förts utifrån den (oftast orealistiska) förutsättningen att taxan bestäms av inkomsten efter skatt och är proportionell mot denna inkomst. Om taxan i stället är proportionell mot inkomsten före skatt, måste t_0 och t_1 i uttrycket (3) ovan ersättas med $t_0/(1-s_0)$ resp. $t_1/(1-s_1)$, där s är inkomstskattesatsen och t nu anger taxan i förhållande till bruttoinkomsten. Vi kan då konstatera att det endogena indexet blir beroende av inkomstskattesatsen, och att index kommer att påverkas av ändringar i den direkta beskattningen. Indexberäkningen blir ännu mer komplicerad, om taxan (t.ex. beroende på "tröskeleffekter") inte är proportionell heller mot bruttoinkomsten.

Under normala omständigheter, utan inkomstberoende avgifter och vid måttliga förändringar av realinkomsterna, bör kostnadsindexet och det kompenserande indexet inte avvika mycket från varandra. Skatter som inte är proportionella och inkomstberoende priser kan dock leda till att de blir olika. I allmänhet kan vi säga att skillnaden mellan de två

alternativen bör vara liten, om andelen nyttigheter med inkomst-beroende taxor är liten och realinkomsterna inte förändras mycket. Dock gäller att

$$\textit{kostnadsindexet} > \textit{det kompenserande indexet}$$

då realinkomsterna stiger, eftersom det kompenserande indexet inte stiger mer än vad som behövs för oförändrad köpkraft och att

$$\textit{kostnadsindexet} < \textit{det kompenserande indexet}$$

då realinkomsterna minskar, eftersom det kompenserande indexet anger hur mycket inkomsten behöver stiga för att köpkraften skall vara oförändrad.

5.4 Slutsatser

Avgifter för barn- och äldreomsorg ingår för närvarande inte i det svenska konsumentprisindex. Mot bakgrund av de allmänna principerna för index anser jag inte att en sådan begränsning av KPI:s täckning är motiverad. Vidare saknas enligt min mening principiell grund för basera index på en minimi- eller maximiansats.

Barnomsorgsavgifterna bör föras in i KPI, liksom nu sker i det europeiska harmoniserade indexet, HIKP. Beträffande äldreomsorg kompliceras situationen av att en mycket stor del av avgifterna regleras genom förbehållsbelopp. Det kan sägas innebära, att köpkraften hos de aktuella hushållens behållna inkomster redan därigenom i allmänhet har anpassats till prisutvecklingen för andra varor och tjänster. Detta är ett starkt skäl för att (liksom i dag) lämna äldreomsorgstaxorna utanför konsumentprisindex. Som förut framhållits kommer emellertid situationen troligen att ändras, då en allt större andel av hushållen kommer att ha pension baserad på tidigare förvärvsarbete. Också avgifterna för äldreomsorg torde därför efter en tid behöva inräknas i KPI.

En utgångspunkt för utredningens överväganden är att index bör ange hur prisförändringarna påverkar hushållens *kostnad* för en oförändrad konsumtionsstandard, oavsett orsakerna till att priserna ändras. Då det gäller inkomstrelaterade taxor innebär detta att kostnads-ansatsen (den exogena ansatsen) bör väljas.

Om KPI används för att realvärdeberäkna den faktiska inkomst- eller löneutvecklingen är kostnadsansatsen uppenbarligen mest relevant. Vid användning för kompensationsändamål finns däremot argument för att i stället välja den s.k. endogena ansatsen, eftersom denna definierar en *inkomständring* som krävs för att hålla köpkraften oförändrad.

Problemet kan illustreras med taxor för äldreomsorg. Den genomsnittliga inkomstnivån för personer som efterfrågar äldreomsorg kommer att stiga under de närmaste åren

- dels därför att fler kommer att ha full ATP,
- dels därför att en större andel av kvinnorna i de aktuella åldrarna har haft förvärvsarbete.

Vid givna regler för de inkomstberoende taxorna innebär detta att genomsnittspriset på äldreomsorg kommer att stiga. Det kan hävdas att denna effekt inte bör speglas i ett index avsett att utgöra grund för kompensation – att konsumenterna ”kompenserats” redan genom den inkomstökning som ligger bakom avgiftshöjningen.

Ett i denna mening kompensationsrelevant index är emellertid mycket svårt att beräkna med rimlig grad av precision. Reglerna för bestämning av omsorgstaxor har i verkligheten inte något enkelt samband med hushållens inkomster. Det beror inte enbart på den knytning till inkomst *före skatt* och den icke-proportionalitet, som berördes i förra avsnittet. Reglerna skiljer sig mellan kommuner. Olika inkomstkällor behandlas olika, och i en del fall påverkas taxan också av konsumentens eller hushållets förmögenhet. Härtill kommer att regler om förbehållsbelopp i många fall kan medföra att en realinkomst-förändring för hushållet helt ”äts upp” av ändrade omsorgsavgifter.

Jag anser att de skäl som kan anföras för att i fråga om inkomstberoende taxor avvika från kostnadsansatsen och i stället tillämpa en endogen ansats inte är tillräckligt starka. Prisindex för ifrågavarande tjänster bör beräknas utifrån kostnadsansatsen, d.v.s. utifrån faktiska förändringar i de belopp hushållen får betala för tjänsterna. Principiellt är detta vad som bör gälla, då avsikten med en viss indexering är att det reglerade beloppet skall ha oförändrad köpkraft oavsett vilka inkomster hushållen har i övrigt.

6 Tillförlitlighet

På flera ställen i utredningens direktiv berörs frågor om tillförlitlighet i index. Risken för systematiska fel (bias) aktualiseras särskilt. Vidare ställs frågan om det är möjligt att precisera ett explicit krav på tillförlitlighet. Nedan i avsnitt 6.1 görs en genomgång av källor till osäkerhet i index. Mot bakgrund av användningen i olika sammanhang diskuteras i avsnitt 6.2 vilka krav som ställs på indexets tillförlitlighet. I avsnitt 6.3 behandlas olika åtgärder och faktorer som har betydelse för tillförlitligheten.

Genomgången i kapitlet leder inte till några konkreta förslag till metodändringar, utöver dem som föreslås i andra delar av betänkandet. Det förefaller inte heller ändamålsenligt att precisera ett specifikt krav avseende tillförlitlighet. Krav och önskemål rörande prisstatistiken måste under alla omständigheter vägas mot behoven av annan statistisk information inom samma eller näraliggande användningsområden. De viktigaste slutsatserna är:

- Urvalsosäkerheten, som uppskattats till $\pm 0,4$ procent per år, bör inte tillåtas öka, eftersom det leder till mer uppenbara risker för politikmissstag. Det är dock knappast rimligt att ägna stora resurser åt att minska den, bland annat mot bakgrund av att man under alla omständigheter måste acceptera en betydande modellosäkerhet avseende varaktiga varor och bostäder.
- Genom den föreslagna indexkonstruktionen kan man förvänta att summan av de systematiska fel som vidlåder det föreslagna konsumentprisindexet är liten vid en internationell jämförelse, kanske i storleksordningen $+0,3$ procent per år i genomsnitt. Icke desto mindre innebär även små systematiska fel att det sker en betydande icke avsedd omfördelning vid långsiktiga indexeringar. Det är därför mycket angeläget att minska dessa fel. Att nå väsentliga förbättringar erbjuder emellertid mycket stora svårigheter, och framgångar härvidlag förutsätter ett utvecklat internationellt samarbete och utbyte.
- De förenklade metoder som föreslås avseende boendekostnader i egnahem respektive i bostadsrättslägenheter, samt de som tillämpas för andra slag av varaktiga varor, leder också till osäkerhet. En inte

orimlig bedömning är att denna osäkerhet är av samma storleksordning som urvalosäkerheten.

- Kraven på att undvika misstag bör ställas högt. Fel i storleksordningen över 0,1 procent är inte acceptabla om de beror på misstag. Särskilt viktigt är det att undvika misstag vid val av och implementering av beräkningsmetoder, eftersom de fel som uppstår därigenom kan vara stora och bestå under längre tid.
- Det är väsentligt att SCB:s arbete med att mäta och förbättra tillförlitligheten kan fortsätta att utvecklas. Prismätning och indexberäkning är en komplicerad uppgift. Det är därför väsentligt att för verksamheten utnyttja en hög kompetens vad gäller såväl index-teori och metodik som kunskaper om aktuella förhållanden och tendenser inom olika varu- och tjänsteområden.

I kapitel 9 berörs frågor om resurser för verksamheten.

6.1 Osäkerhetskällor och deras bidrag

Utfallet av en indexberäkning innehåller alltid ett visst mått av osäkerhet. Det har flera orsaker:

- beräkningarna grundas inte på en totalundersökning utan på urval av varor, tjänster, försäljningsställen och mätpunkter;
- tillgängliga metoder mäter inte alltid exakt det man skulle vilja och de ger därför utfall som avviker från vad som skulle ha erhållits om en perfekt metod hade kunnat tillämpas;
- misstag vid val av metod, implementering eller tillämpning;
- felaktigheter i de konsumtionsuppgifter som används för att väga samman prisförändringar på olika varu- och tjänsteområden.

Vi kan således skilja mellan urvalosäkerhet av slumpmässig karaktär, systematiska fel, misstag och vägningstalsfel. De senare beror i sig också på urvalosäkerhet, systematiska fel och misstag, men de behandlas här som en specifik osäkerhetskälla.

6.1.1 Urvalosäkerhet

Den urvalosäkerhet som beror på att prismätningarna avser urval av produkter och försäljningsställen, har av SCB uppskattats till $\pm 0,4$ procentenheter i det redovisade tolv månaderstalet, uttryckt som ett 95-procents konfidensintervall. Enkelt uttrycket innebär detta att 19 av 20 gånger kan tolv månaderstalet väntas ligga högst 0,4 procentenheter ifrån

vad som skulle ha erhållits med fullständig kännedom om priserna för alla produkter och i alla försäljningsställen. Detta gäller åtminstone vid måttliga inflationsnivåer. I talet ovan har den osäkerhet som beror på att prismätningarna är begränsade till månadens mitt inte beaktats. Den ytterligare osäkerhet som det medför bedöms dock vara liten.

Ett urvalsbetingat fel påverkar normalt inte indexberäkningen enbart under en månad. Det beror på att urvalet av försäljningsställen är detsamma från månad till månad och att urvalet av artiklar förnyas i mycket liten utsträckning under loppet av ett år, i samband med att varor tas ur sortimentet och ersätts med andra. Konsekvensen är att osäkerheten i stor utsträckning tar ut sig när man jämför indextal för näraliggande månader. Det betyder också att *förändringen* av tolv-månaderstakten från en månad till nästa, präglas av en förhållandevis liten osäkerhet.

6.1.2 Systematiska fel – bias

En fråga i direktiven är hur relevant diskussionen, framför allt i USA, rörande överskattande systematiska fel (bias) är för ett svenskt konsumentprisindex. Eftersom KPI, liksom dess amerikanska motsvarighet, avser att mäta förändringen över tiden av hushållens kostnader för en oförändrad levnadsstandard, är den amerikanska diskussionen i högsta grad relevant. Det innebär t.ex. att kvalitetsförbättringar och nytillkomna produkter, som sänker hushållens kostnader för en viss standard, i princip skall beaktas. I den mån som hushållen vid ändrade priser upprätthåller en oförändrad levnadsstandard till oförändrad kostnad, har ingen förändring av levnadskostnaderna skett, även om man uppnått detta genom att ändra sammansättningen av sin konsumtion.

De systematiska felen diskuteras i detalj i *Bilaga 6*. En tentativ slutsats av den genomgången är att systematiska fel i det föreslagna indexet kan förväntas leda till en överskattning av prisutvecklingen, mest troligt i storleksordningen 0,3 procentenheter i genomsnitt per år.¹ Detta kan nästan helt och hållet hänföras till svårigheter att rätt beakta effekten av kvalitetsförbättringar, nya varor och tjänster samt i någon mån nya försäljningsställen. Med den föreslagna utformningen av indexet bör problemen med systematiska fel vara mindre i Sverige än de är i USA,

¹ I skattningen i *Bilaga 6* av biasen i det *nuvarande* KPI, ingår också ett negativt bidrag från egnahemsposten på -0,3 procentenheter. Totalt sett kan man alltså inte se någon tendens till vare sig över- eller underskattning, sett över de senaste knappt 20 åren.

även efter de förändringar som gjorts där sedan Boskin-kommissionens rapport presenterades 1996.² Det beror på dels skillnader i grundläggande indexkonstruktion och dels att hälso- och sjukvård i Sverige, i betydligt större omfattning än i USA, är en del av den offentliga konsumtionen.

Varaktiga varor och bostäder

En typ av systematiska fel kan närmast karaktäriseras som modell-osäkerhet, dvs. metoden mäter inte exakt det man önskar, men det resulterande felet har ingen bestämd riktning utan beror på omständigheterna. Det främsta exemplet på modellosäkerhet avser kostnaden för att utnyttja varaktiga varor för konsumtion (se kapitel 4). I det sammanhanget måste mycket förenklade metoder accepteras:

När det gäller *egnahem*, som är en betydande och synnerligen varaktig vara, föreslås att kostnaden skall beräknas som de totala belopp som hushållen avstår för konsumtionen: räntekostnader minus värdestegring plus driftskostnader etc. Det är emellertid inte möjligt att från månad till månad, och på ett rimligt sätt, beakta förändringar i den långsiktiga bostadsrealränta – nominalräntan minskad med kapitalvinsterna – som belastar boendet. Boendekostnaden i *egnahem* föreslås därför mätas vid en konstant bostadsrealränta. Denna förenkling innebär en osäkerhet som kanske är av samma storleksordning som urvalsosäkerheten:

Ett normalt *egnahems*innehav sträcker sig över ca. 15 år. Kapitalkostnaden, exkl. förslitning och fastighetsskatt, består av den nominella ränta som hushållet avstår under innehavstiden minskad med kapitalvinsten – bostadsrealräntan. Låt oss för enkelhetens skull anta att nominalräntan under en viss femtonårsperiod är oförändrad lika med 6 procent och att kapitalvinsten varje år är 2 procent (men den realiseras först efter det femtonde året). Realräntan för innehavet är alltså 4 procent i genomsnitt per år för hela femtonårsperioden, liksom för alla de enskilda åren.

Anta nu att den femtonårsperiod som börjar ett år senare avslutas med ett ganska extremt år, med en nominalränta på 10 procent och en *husdeflation* på 1,5 procent. Bostadsrealräntan är då 11,5 procent det året och ungefär $[14 \times 4 + 11,5] / 15 = 4,5$ procent i genomsnitt för hela femtonårsperioden. Om en så stor avvikelse ($11,5 - 4 = 7,5$) från en normal realränta inträffar ett år av 20, och eftersom effekten på totalindex av en förändring av den genomsnittliga realräntan från 4 till 4,5 skulle varit ca.

² Se *Bilaga 6* för fullständig referens.

0,4 procent om den kunnat mätas, skulle vi kunna formulera ett uttryck för osäkerheten i den valda modellen: att det sanna värdet med 95 procents sannolikhet ligger inom intervallet $\pm 0,4$ procent.

När det gäller *bostadsrättslägenheter* föreslås en annan ansats, nämligen att sätta kostnaden lika med hyran i ekvivalenta lägenheter upplåtna med hyresrätt. Den förenklingen innebär naturligtvis också en osäkerhet, i synnerhet på kort sikt, eftersom hyran är förhållandevis trögrörig medan boendekostnaden i bostadsrätt bör skifta betydligt snabbare beroende på utvecklingen av räntor och kapitalvinster. Hushållens finansieringskostnad är dock totalt sett väsentligt mindre avseende beståndet av bostadsrättslägenheter än för egnahemsbeståndet. Bidraget till den totala osäkerheten bör därför också vara mindre.

För *andra varaktiga varor*, sätts kostnaden under en period lika med de belopp som hushållen erlägger vid (netto-)köp av varorna, och den relativa kostnadsutvecklingen för en viss konsumtion mäts som förändringen av de priser som tillämpas vid dessa köp. Omfattningen av den osäkerhet som den förenklingen leder till har inte kunnat uppskattas.

När det gäller modellosäkerhet är det typiskt att det resulterande felet varierar över tiden, till såväl storlek som tecken, beroende på hur modellen avviker från de faktiska förhållandena – exempelvis hur hyresutvecklingen förhåller sig till den faktiska utvecklingen av boendekostnaden i bostadsrättslägenheter. Systematiska fel som beror på kvalitetsförändringar, nya varor och butiker torde däremot vara positiva och mer stabila i storlek. Med det inslag av subjektiva kvalitetsvärningar som idag finns bör man kunna förvänta en viss tendens till att kvalitetsförändringsbiasen är något större vid låg inflation. Det beror på att det kan vara svårare att åsätta ett högre kvalitetsvärde på en produkt som ersätter en äldre om prisskillnaden är liten. Vid högre inflation kommer prisskillnaden mellan den nya modellen och den gamla oftare att vara större, vilket kan göra prisin-samlaren mer benägen att åsätta den nya modellen ett högre kvalitetsvärde. Det utredningsarbete inom SCB, som så småningom ledde fram till ett byte av kvalitetsjusteringsmetod för kläder, gav vissa indikationer på att så skulle vara fallet, åtminstone för kläder under tre studerade år vid mitten av 1980-talet. Det senare metodbytet bör dock ha eliminerat sådana tendenser på det varuområdet.

6.1.3 Misstag

När det gäller den osäkerhet som betingas av misstag, är det svårt att ange ett visst tal. Mot bakgrund av nedanstående redovisning kan dock den *förväntade* effekten av misstag, på ett index avseende en enskild månad, bedömas ha varit mycket liten under den studerade perioden – i storleksordningen ett par hundradels procent. Perioden omfattar knappt 240 månader. 5 procent (12 månader) av dessa innehåller kända fel på 0,15 procent eller mer som beror på misstag. Om vi antar att misstag genereras av en process som liknar slumpen kan den osäkerhet som härrör från så småningom kända misstag, åtminstone lite slarvigt uttryckas som ett 95 procents konfidensintervall på $\pm 0,15$ procent. Följande större misstag under 80- och 90-talen är kända:

Misstag inom ramen för vald metod – effekt på KPI:

- januari 1983, +0,3: fel i prisunderlaget avseende el- och fjärrvärme;
- januari 1987, +0,3: slopandet av skatt på garantibeloppet, egna-hemsposten, missades;
- juli – september 1997, +0,15: stansfel i hyresundersökningen.

Misstag vid val av metod eller implementering – effekt på KPI:

- januari – mars 1990, upp till +0,5: olyckligt val av ny elementär-aggregatformel;
- januari 1995 – mars 1997, ned till -0,4 (små effekter före november 1996): Den nya metoden borde ha beaktat hushållens kostnader för ränteskillnadsersättning explicit. Med den gamla metoden, som åter-upptogs fr.o.m. april 1997, skulle det ha skett implicit.

Till skillnad från systematiska fel korrigeras de misstag som upptäcks såtillvida att index för kommande månader anpassas till rätt nivå. Felen fortlever dock i redan fastställda indextal.

6.1.4 Vägningstalsfel

Fel i vägningstalen kan, som framhölls inledningsvis, ha flera orsaker. Det saknas emellertid underlag för att bedöma vilken osäkerhet som brister i vägningstalen för närvarande leder till. De mycket stora osäkerhetstalen avseende hushållsbudgetsstatistiken antyder att de är en osäkerhetskälla som inte kan försummas. Generellt gäller att särskild omsorg måste ägnas beräkningen av vägningstal för varor och tjänster som kan förväntas ha en avvikande prisutveckling, t.ex. petroleum-produkter och persondatorer.

6.2 Krav på tillförlitlighet

Vilka krav är då rimliga att ställa på indexets tillförlitlighet och vilka är konsekvenserna av fel och osäkerhet? När det gäller indexering kan man peka på att exempelvis pensionsbelopp, skatteintäkter och avkastningen på realränteobligationer i någon mån skulle ha varit annorlunda om det inte funnits fel eller osäkerhet i index. Fel leder i dessa sammanhang till en oönskad omfördelning, mellan pensionärer och staten, staten och skattebetalarna respektive staten och placerarna. Den här typen av tillämpningar löper ofta under flera år. Systematiska fel, som ackumuleras snarare än utjämnas över tiden, är därför mest allvarliga.

Låt oss ta realränteobligationerna som exempel: vid ett positivt systematiskt fel på 0,3 procent per år och en upplåning på 150 mdr kronor uppgår den årliga merkostnaden för staten till mellan 400 och 500 milj. kronor brutto. Å andra sidan, med ett index utan systematiskt fel är det möjligt att samma obligationer skulle inneburet ett mindre kapitaltillskott till staten. Ett pensionsbelopp som efter 20 års indexreglering uppgår till 7 000 kronor är med samma fel i index ungefär 400 kronor för högt, om avsikten var att pensionen skulle ha samma köpkraft över tiden. Onekligen kan även ganska små systematiska fel leda till omfördelningar som inte är betydelselösa.

Fel som har en mer slumpmässig karaktär är mindre problematiska vid indexering. Vid långsiktiga tillämpningar tenderar felen att ta ut varandra och vid kortsiktiga indexeringar, som kanske främst syftar till att eliminera konsekvenser av kraftiga prisförändringar, är kravet på tillförlitlighet inte särskilt framträdande.

I den mån som indexet har inverkan på lönebildningen, främst kanske genom att påverka utformningen av löntagarnas krav, kan kort-siktiga urvalsfel och liknande vara mer skadligt. Om exempelvis en överskattning av prisstegringsstakten driver upp kraven på kompensation för prisökningar, kan det öka risken för konflikter och därigenom förorsaka samhällsekonomiska kostnader. Å andra sidan kan ett felaktigt lägre tal innebära att det är lättare att sluta avtal.

Det är snarare vid stabiliseringspolitiska tillämpningar som det är tydligt att även de slumpmässiga felen har en kostnad, om de är tillräckligt stora för att påverka utformningen av politiken. Med de felstorlekar som refererats ovan kan det inte uteslutas att de från tid till annan kan leda till politikmisstag. En ökad urvalsosäkerhet är därför inte acceptabel, även om de misstag som kan hänföras till urvals-betingade brister i KPI:s tillförlitlighet torde vara mycket små i relation till dem som beror på osäkerhet i andra delar av beslutsunderlaget för stabiliseringspolitiken.

Genom att delindex från KPI används för deflatering i nationalräkenskaper och statistik över detaljhandelns försäljning överförs den osäkerhet som vidlåter prisindexet också till dessa statistikgrenar. Totalt sett bör KPI inte utgöra någon framträdande osäkerhetskälla i dessa sammanhang. Däremot kan det vara så vid beräkningen av försäljningsvolymens förändring inom vissa delbranscher.

Det är inte möjligt att fullt ut precisera vad som är ett rimligt krav på tillförlitlighet. Urvalsosäkerheten bör dock inte tillåtas öka, eftersom riskerna för politikmisstag då blir uppenbara. Misstag i beräkningarna förefaller vara en i sammanhanget blygsam osäkerhetskälla, men då bortser vi ifrån att det bör existera ett mörkertal. Enbart de kända fallen visar dock att misstag är en potentiellt betydelsefull felkälla, och felet är av sådan art att det bör finnas förutsättningar för att undvika liknande misstag i framtiden. Det är därför inte orimligt att precisera ett förhållandevis strängt krav – att misstag som påverkar indexutfallet med så mycket som en tiondels procent inte är acceptabelt.

Vad gäller systematiska fel slutligen, har vi konstaterat att det kan finnas skäl att förvänta en viss positiv bias i det föreslagna indexet. På kort sikt är det dock inte möjligt att väsentligt minska denna bias. Det krav som kan ställas på indexberäkningen är därför att användningen av metoder som ger systematiska fel skall minimeras. Utredningens förslag rörande val av indexformler på olika nivåer har formulerats med den utgångspunkten. Det är väsentligt att samma synsätt präglar även andra metodval, t.ex. valet av metoder för att beakta kvalitetsförändringar, urvalmetoder etc.

6.3 Åtgärder för ökad eller bibehållen tillförlitlighet

En allmän förutsättning för ett framgångsrikt arbete med att minimera fel och osäkerhet är att man mäter tillförlitligheten, eller utifrån så objektiva kriterier som möjligt gör bedömningar av den. Det är därför tillfredställande att notera att det vid SCB bedrivs ett ambitiöst arbete med den inriktningen. Det är önskvärt att den verksamheten kan fortsätta att utvecklas, vilket bl.a. bör leda till att det blir möjligt att också bedöma effekten på KPI:s tillförlitlighet av dels begränsningen av prismätningarna till mitten av månaden, dels osäkerheten i vikt-underlaget.

Andra förutsättningar förändras emellertid ständigt. Aktuellt nu är möjligheten att fritt välja leverantör av teletjänster och av el, och enligt olika typer av kontrakt. Ständigt tillkommer nya varor och tjänster som ofta har en sammansatt karaktär, och som är föränderliga över tiden. Det

gäller inte minst inom områden som information, kommunikation och underhållning. Samtidigt skapas nya försäljningskanaler för befintliga produkter, inte minst genom internethandelns utbredning, som bl.a. innebär att en ökad andel av hushållens inköp flyttas utom-lands. Det är därför väsentligt att för verksamheten utnyttja en hög kompetens vad gäller såväl indexteori- och metodik som kunskaper om aktuella förhållanden och tendenser inom olika varu- och tjänste-områden.

Kvalitetsförändringar

Huvuddelen av den bias som vidlåder indexet beror på svårigheter att rätt beakta effekten av kvalitetsförändringar, nya varor och i viss mån också nya försäljningsställen. I *Bilaga 7* görs en genomgång av olika metoder för att ta hänsyn till kvalitetsförändringar. Där formuleras också en del rekommendationer avseende metodval på olika produkt-områden. En strävan bör vara att minska inslaget av subjektiva kvalitetsvärderingar till förmån för mer objektiva metoder. I stor utsträckning återstår dock ytterligare utvecklingsarbete innan väsentligt bättre metoder kan implementeras. Eftersom den verksamheten är resurskrävande och motsvarande metodproblem finns också i andra länder, är det lämpligt att i stor utsträckning bedriva arbetet genom internationellt utbyte, såväl inom ramen för HIKP-projektet inom Eurostat som i andra sammanhang.

Också den produktionsmässiga samordningen mellan ett nationellt KPI och HIKP måste beaktas. Olika metoder för att beakta kvalitetsförändringar ställer olika krav på de primärdata som måste insamlas. Därför kan det vara mycket kostsamt att parallellt tillämpa skilda metoder för de båda indexen, och det torde vara försvarbart endast i mycket speciella fall. Det finns därför starka skäl att från svensk sida verka för en utveckling av de metoder som tillämpas i HIKP.

Nya varor

Introduktionen av nya varor innebär i någon mån att hushållens kostnader för en viss levnadsstandard minskar, men den direkta effekten på levnadskostnaderna är närmast omöjlig att mäta. Däremot är det väsentligt att snabbt inkludera i indexberäkningen sådana produkter som representerar nya och bättre teknologier, eftersom den typiska prisutvecklingen för sådana produkter, med förhållandevis höga priser i början, som sjunker i takt med att den nya teknologin blir mer tillgänglig och spridd, speglar just att hushållen med den nya produkten får "mer valuta för pengarna". Det varuurl, som dras för att användas under en indexlänk, bör idealt vara lika representativt för jämförelseperioden som för länkens basperiod. Urvalet har dock av naturliga skäl en tendens att bli konservativt. En strategi för att uppnå en bättre representativitet med avseende på jämförelseperioden är att ta med ett antal nya produkter som är *potentiellt* betydande för jämförelseperioden.

Det bör också vara möjligt att vid beräkningen av *år-till-år-länken* komplettera urvalet med nya produkter, som p.g.a. sin karaktär av ny vara utgjort undertäckning i den "urvalsram" som tillämpats för den tidigare *år-till-månad-länken*. Det är naturligtvis viktigt att sådana kompletteringar utformas så att de inte kan uppfattas som manipulativa. Det uppnås genom att varorna åsätts en vikt som innebär att de inte representerar andra produkter än sig själva eller det stratum av nya produkter som det kompletterande urvalet dragits ur.

Varaktiga varor

När det gäller andra varaktiga varor än egna hem och bostadsrättslägenheter, kan det inte uteslutas att en ansats liknande den som används för egna hem eller för bostadsrätter skulle kunna bidra till att minska modellosäkerheten. Det skulle i så fall gälla varor med särskilt utsträckt ekonomisk livslängd, och i synnerhet om det existerar en väl utvecklad och fri hyresmarknad för ekvivalenta varor. Någon egentlig prövning av detta har inte gjorts eftersom det legat utanför utredningens uppdrag. Det föreligger dock inte något principiellt hinder för att på fler områden tillämpa en hyresekvivalent- eller alternativ-kostnadsansats.

Urvalsosäkerhet

I ett internationellt perspektiv är antalet prisnoteringar som görs i det svenska konsumentprisindexet förhållandevis litet. För traditionell *urvalsosäkerhet* av slumpmässig karaktär är det dock med nuvarande teknik för uppgiftsinsamling mycket resurskrävande att nå avgörande förbättringar genom en ökning av urvalsstorlekarna. En stor del av uppgiftsinsamlingen sker genom butiksbesök, och eftersom en halvering av osäkerhetsintervallet kräver en fyrdubbling av urvalsstorleken blir det mycket dyrt. Det kan därför vara väsentligt att främst på sådana produktområden där urvalsosäkerheten är ett betydande problem utveckla mer effektiva metoder för datafångst. Sådana kan t.ex. innebära att man inhämtar elektroniska data från datakasse-systemen.

Förutom urvalens storlek har naturligtvis allokeringen av urvalen också stor betydelse för vilken precision som erhålls. Bedömningen är dock att denna aspekt på utformningen av undersökningarna tillgodoses ganska väl redan idag.

En tredje faktor som kan ha betydelse för urvalsosäkerheten är den exakta utformningen av olika delunderökningar. Ett exempel är vissa vinterkläder, för vilka index avseende månaderna april – augusti f.n. sätts lika med index för mars. Marsindexalen för de aktuella plaggtyperna är dock ofta behäftade med ett förhållandevis stort urvalsfel, eftersom många butiker redan tagit dem ur sortimentet. Ett bättre alternativ kan då vara att räkna med imputerade värden också för mars. Trimning av extrema förändringar är en outredd metod, som i en del fall möjligen skulle kunna minska variansen utan annat än en marginell ökning av det systematiska felet och en viss ökning av komplexiteten i beräkningarna.

Misstag

Avslutningsvis är frågan vad som kan göras för att minska risken för misstag. *Misstag inom ramen för vald metod* beror på utformningen av och kunskaperna om de löpande rutinerna, och det är en självklarhet att rutinerna skall vara effektiva och väl kända för dem som skall arbeta med dem. För att kunna undvika *misstag vid val av metod* ställs andra krav. Här handlar det främst om att ha en tillräckligt hög och bred kompetens inom indexteori och -metodik samt goda kunskaper om aktuella förhållanden och tendenser inom de varu- och tjänste-marknader där prisutvecklingen skall mätas. Nämnden för konsumentprisindex har också en betydelsefull roll i sammanhanget.

7 KPI som underlag för stabiliseringspolitik

7.1 Bakgrund

Ett av de huvudsakliga användningsområdena för konsumentprisindex är att utgöra underlag för utformning och uppföljning av stabiliseringspolitik (särskilt penningpolitik) och, mer allmänt, för analyser av den makroekonomiska utvecklingen. Konsumentprisernas förändringstakt är en central variabel i det analysarbete som bedrivs av Finansdepartementet, Konjunkturinstitutet och Riksbanken som stöd för den ekonomiska politiken. Banker och andra aktörer på finansmarknaden bedriver ett liknande arbete, närmast med syftet att minska osäkerheten vid handel med värdepapper och finansiella derivat.

En stabil prinsnivå är ett viktigt mål för den ekonomiska politiken. Målet kan formuleras som att kronans *generella inhemska köpkraft* skall vara oförändrad (eller förändras i viss bestämd takt) över tiden.

En huvudfråga för utredningen blir därmed om konsumentprisindex, liksom i dag, kan utnyttjas för stabiliseringspolitiska syften, och framförallt som målvariabel för penningpolitiken. Vi måste dessutom undersöka i vad mån EU:s harmoniserade mått på konsumentprisutvecklingen i medlemsländerna (HIKP) är eller kan bli ett realistiskt alternativ.

Diskussionen i detta kapitel är inriktad på två huvudfrågor:

- hur väl olika konsumentprismått – nuvarande KPI, ett KPI enligt utredningens förslag samt HIKP – uppfyller krav som ställs på en målvariabel för penningpolitiken, och
- valet av mått på underliggande inflation att beräknas och publiceras av Statistiska Centralbyrån.

Enligt sina direktiv skall utredningen analysera hur index allmänt bör vara utformade för olika ändamål, och i detta sammanhang också behandla behov att mäta den underliggande inflationen. Under våren 1998 har vidare Riksbanken vänt sig till utredningen för att få hjälp att precisera ett mått på underliggande inflation, som har förutsättningar att

vinna bred acceptans och som löpande kan publiceras av SCB. Riksbanken framhåller i det sammanhanget att ett sådant mått i framtiden skulle kunna spela en mer direkt roll för penningpolitiken,

- *antingen* genom att ersätta KPI som målvariabel
- *eller* genom att fungera som ett operativt mål vid den löpande uppläggningspolitiken.

Utredningens diskussion rörande prisindex som målvariabel bör omfatta inte endast KPI och HIKP utan också väl kända och lättolkade mått på underliggande inflation. I praktiken handlar det då huvudsakligen om mått där effekter av ändrade indirekta skatter och kapital-kostnader i egnahem har frånräknats.

7.2 Målvariabel för penningpolitiken

Penningpolitikens prisstabilitetsmål kan betraktas som ett intermediärt, stabiliseringspolitiskt mål. En låg och förutsägbar inflationstakt ses som en nödvändig förutsättning för uppfyllande av mer grundläggande mål, som gäller sysselsättningen och tillväxten i produktion och levnadsstandard.

En bedömning av den grundläggande frågan om valet av målvariabel för penningpolitiken – och mer allmänt om arbetsfördelningen mellan penningpolitik och annan stabiliseringspolitik – måste bygga på ingående analyser utifrån makroekonomisk teori. Sådana analyser genomförs av den svenska Riksbanken och andra centralbanker. Uppgiften för denna utredning måste uppfattas som väsentligt mer begränsad – att mot bakgrund av Riksbankens redovisade tolkning av prisstabilitetsmålet bedöma den praktiska användbarheten hos olika konsumentprismått som underlag för penningpolitiken.

Ett vanligt förekommande synsätt är att ett generellt inflationsmått skall mäta den genomsnittliga prisutvecklingen för varor och tjänster i *aktuella transaktioner*. Historiska anskaffningspriser, t.ex. för varaktiga varor, skulle därmed sakna relevans i sammanhanget, liksom kalkylmässiga eller ”imaginära” poster. Denna princip har varit vägledande för uppbyggnaden av det europeiska harmoniserade indexet, HIKP. Den kan också sägas ha nära anknytning till en traditionell, kvantitetsteoretisk syn på penningpolitiken.

Det finns emellertid också starka argument för att ett inflationsmått med stabiliseringspolitiskt syfte, lika väl som index med annan användning, bör mäta inverkan på *kostnaderna* för utnyttjande av varor

och tjänster. Det har t.o.m. hävdats (Triplett 1999)¹ att teorin för levnadskostnadsindex har större relevans för konstruktionen av ett inflationsmått än vid användning av index för kompensationsändamål. Som kommer att framgå av den följande genomgången av olika alternativ, anser jag att ett kostnadsbaserat index av det slag som föreslagits i de föregående kapitlen väl fyller kraven på ett inflationsmått med stabiliseringspolitisk användning.

En annan viktig fråga är om ett allmänt inflationsmått borde omfatta prisutvecklingen för *samtliga* varor och tjänster i ekonomin. Det skulle innebära att inte bara konsumentpriser utan också priser på investeringsvaror borde ingå – kanske också något mått på priser/kostnader för offentliga konsumtions-tjänster. I praktiken har man emellertid i alla länder valt att utforma prisstabilitetsmål i termer av priserna på enbart (privata) konsumtionsvaror och -tjänster. Att den svenska Riksbankens prisstabilitetsmål i dag är uttryckt i termer av konsumentprisindex har motiverats med:

- att konsumentpriserna är den klart viktigaste komponenten, när det gäller den inhemska köpkraftens utveckling,
- att konsumentvaror och -tjänster utgör en mycket stor del av slutledet i försörjningskedjan,
- att deras priser innefattar prisimpulser från tidigare led, och direkt påverkar hushållens välfärd,
- att måttet är väl känt, publiceras regelbundet med liten eftersläpning och inte revideras alltför ofta.

När hänsyn tagits till dessa kriterier har KPI ansetts vara överlägset bredare mått, exempelvis BNP-deflatorn. De senare framkommer med betydande eftersläpning och kan bli föremål för omfattande revideringar. De kan möjligen också vara mer svårtolkade för allmänheten än konsumentprisindex. Jämförbarhet med andra länder, där den genomsnittliga konsumentprisutvecklingen används som inflationsmått, kan ju dessutom i sig motivera att man i Sverige utformar måttet utifrån enbart konsumentpriser.

Argument har även framförts för att inte bara priser på dagens konsumtionsvaror och -tjänster bör ingå i index, utan också tillgångspriser som uttryck för förväntade priser på framtida konsumtion. Information om utvecklingen på aktiemarknaden och andra tillgångsmarknader hör otvivelaktigt till det underlag som en centralbank måste utgå från vid utformning av penningpolitiken. Detta är emellertid enligt min mening en fråga om indikatorer och inte om målvariabeln för politiken.

¹ För fullständig referens, se avsnitt 2.4.

Här är utgångspunkten att index skall mäta prisförändringars inverkan på kostnaderna för nuvarande (innevarande och närmast föregående periods) konsumtion. Frågan om tillgångspriser i index diskuteras därför endast med avseende på hushållens bostadsinnehav – kapitalkostnadsdelen i egnahemsposten (jfr. kapitel 5). Diskussionen gäller då närmast om KPI:s kvalitet som målvariabel förbättras, om index också speglar prisförändringar på andrahandsmarknaden för småhus.

En minst lika viktig fråga är emellertid om konsumentprisindex i vissa avseenden är *tillräckligt snävt* definierat för att vara användbart som inflationsmått i stabiliseringspolitiska sammanhang. Index kan behöva rensas från störningar från utbudssidan, eller mer allmänt från element som inte anses representera (inhemsk) inflation i egentlig mening. Det kan t.ex. gälla ränteförändringar, ändringar av indirekta skatter och variationer i internationella råvarupriser. Om dessa faktors kortsiktiga inverkan på konsumentpriserna tillåts påverka penningpolitikens utformning, kan den komma att motverka sitt syfte.

Det är vanligt att definiera inflation som en *fortlöpande höjning* av den allmänna prisnivån. Så har exempelvis företrädare för den svenska Riksbanken framhållit, att det centrala är hur den långsiktiga, eller trendmässiga, inflationstakten utvecklas. Det är denna inflation som påverkas av den samlade efterfrågan i ekonomin och därmed av penningpolitiken. Utbudsstörningar och ändringar av indirekta skatter och subventioner, förutsätts däremot i allmänhet ge upphov till endast tillfälliga svängningar i prisstegringstakten runt den långsiktiga nivån. Ett undantag är de fall där sådana störningar bedöms påverka inflationsförväntningarna och därmed få mer bestående effekter på prisstegringstakten, t.ex. via lönebildningen.

Det här refererade synsättet behöver inte innebära att KPI, HIKP och liknande mått är olämpliga som grund för ett inflations- eller prisstabilitetsmål. Om störningarna faktiskt medför endast tillfälliga svängningar, bör t.ex. KPI:s utfall, räknat över ett par år, kunna användas för att kontrollera om prisstabilitetsmålet uppfylls. Däremot kan måttet/målvariabeln då behöva kompletteras med mått på s.k. underliggande inflation i syfte att ge underlag för löpande utformning och tolkning av politiken. Till sådana mått återkommer vi i nästa avsnitt.

En huvudfråga blir således om olika slags ”störningar” faktiskt medför endast tillfälliga avvikelser från en trendmässig inflationstakt, eller om deras inverkan är mer långsiktig. I det förra fallet behöver de inte rensas bort ur målvariabeln, utan deras kortsiktiga inverkan kan hanteras i de kompletterande måtten. I det senare fallet däremot, är det nödvändigt att ta ställning till om deras påverkan skall anses representera ”inflation i egentlig mening” (och därmed ingå i mål-variabeln) eller inte.

I det följande görs ett försök att belysa den frågan för två av de viktigaste typerna av störningar, nämligen:

- ränteförändringars direkta effekt på index, eller närmare bestämt inverkan från räntedelen av egnahemsposten,
- direkt inverkan från ändringar av indirekta skatter.

De förändringar av grunderna för konsumentprisindex, som föreslås i detta betänkande, innebär att behandlingen av räntekostnader ändras väsentligt. Den följande diskussionen gäller bl.a. frågan hur indexets/-tolvmånaderstalens användbarhet som målvariabel för penningpolitiken påverkas av dels dessa förändringar, dels de förändringar som föreslås beträffande valet av indexformel. Vidare behandlas det europeiska harmoniserade indexet, HIKP, som alternativ målvariabel, och avslutningsvis också alternativet att låta ett mått på underliggande inflation utgöra målvariabel.

De inflationsmått, som används i stabiliseringspolitiska sammanhang, har i allmänhet (i varje fall i Sverige) formen av tolvmånaderstal, där den senaste månadens priser jämförs med priserna samma månad året innan. Sådana mått har uppenbara fördelar jämfört med löpande månadsförändringar, eventuellt uppräknade till årstakt. Dels slipper man ta hänsyn till systematiska säsongvariationer, dels mildras effekterna av mätfel och tillfälliga variationer som inträffar enstaka månader. De jämförelser mellan olika index, som redovisas i det följande, avser genomgående tolvmånaderstal.

Räntor i egnahemsposten

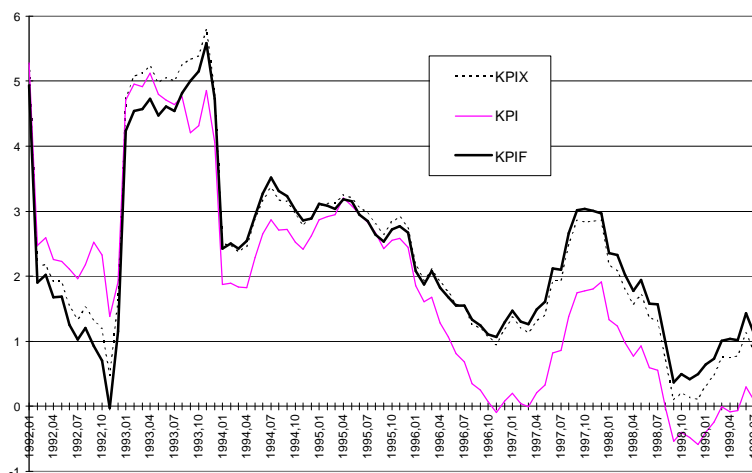
Det troligen allvarligaste problemet med nuvarande konsumentprisindex som målvariabel orsakas av behandlingen av räntekostnaden i egnahemsposten. Förändringar av den nominella marknadsräntan påverkar direkt index (delvis med betydande eftersläpning) på ett sätt som inte kan ges en rimlig tolkning i termer av ändrad inflationstakt. Som närmare diskuterats i kapitel 4 ger den nuvarande behandlingen av ränteposten inte heller något korrekt uttryck för hur egnahemsägarnas kostnader påverkas. Även utifrån andra aspekter än de stabiliseringspolitiska finns således här starka skäl att förändra utformningen av index.

Hur ränteförändringar via egnahemsposten har påverkat den uppmätta inflationstakten belyses i *diagram 1* genom en jämförelse mellan KPI och KPI exklusive ränteposten (KPIX) för den senaste tioårsperioden. Ser man på enbart de första åren av perioden kan man få intrycket att dessa ränteeffekter är störningar med enbart kortsiktig

inverkan på inflationstakten. Men alltsedan 1993 har ränteposten systematiskt dragit ner den registrerade inflationstakten, och tidvis har denna effekt uppgått till en procentenhet eller mer. Orsaken är givetvis den successiva sänkningen av den nominella räntenivån, som med viss fördröjning registreras i nuvarande konsumentprisindex som en minskning av egnahemsägarnas kapitalkostnader.

Att söka hantera denna typ av långvariga avvikelser med hjälp av indikatorer på underliggande inflation framstår som föga ändamålsenligt. Man måste i stället ta ställning till vilket mått (KPI-förändringen med eller utan ränteposten) som är den adekvata målvariabeln. Det ställningstagandet är naturligtvis en fråga för dem som ansvarar för penningpolitiken. Enligt min mening skulle emellertid ett KPI-mått exklusive ränta – alternativt, som i denna utrednings förslag, med en konstant bostadsrealränta – bättre svara mot Riksbankens och andra centralbankers tolkning av inflationsbegreppet. Det innebär bl.a. att man undviker den effekt ”i fel riktning” på den uppmätta inflationstakten, som uppkommer då ändringar av Riksbankens styrränta används för att motverka tendenser till alltför hög eller alltför låg prisstegringstakt.

Diagram 1: Inflationstakt (tolvmånaderstal) enligt KPI, KPI exkl. ränteposten (KPIX) samt KPI med ränteposten ersatt med index avseende en konstant realränta efter skatt (KPIF)



Ett nytt konsumentprisindex

Utredningens förslag om förändrad behandling i konsumentprisindex av boendekostnader i egnahem innebär att kapitalkostnaden skall beräknas utifrån en *konstant bostadsrealränta*. Prisvariabeln för detta delindex utgörs då av prisutvecklingen på småhus, så som den registreras i ett fastighetsprisindex. KPIX är i stället ett prisindex där räntedelen av egnahemsposten helt enkelt *frånräknats*. I diagram 1 görs en jämförelse mellan KPIX och den i kapitel 4 föreslagna formen av index, där en konstant bostadsrealränta efter skatt bestämmer vikten i index (KPIF).

En grundläggande skillnad mellan serierna KPIX och KPIF i diagrammet är således att också prisutvecklingen (på andrahandsmarknaden) för småhus ges en vikt i KPIF. Variationer i marknadsräntan ger däremot inget direkt utslag, via egnahemsposten, i något av måtten. Den vikt, som enligt förslaget ges åt fastighetspriserna, har inget samband med omsättningen på marknaden för småhus. Om man anser att inflationsmättet bör mäta prisutvecklingen i aktuella transaktioner, kan detta uppfattas som en brist med hänsyn till KPI:s användning i stabiliseringspolitiska sammanhang (jfr. diskussionen av HIKP nedan). Om inflationsmättet skall spegla kostnadsutvecklingen uppnår man å andra sidan en klar förbättring jämfört med att, som i KPIX eller nuvarande UNDEX, inte alls spegla kapitalkostnadernas utvecklingen i index.

Effekten av att ta med fastighetspriserna i index illustreras tydligt om man jämför utvecklingen av de två serierna i diagrammet. Under krisåren 1992 och 1993 sjönk småhuspriserna, och KPIF ligger då markant lägre än KPIX. Förhållandet är det motsatta de två senaste åren, då småhuspriserna stigit snabbare än KPI.

Fastighetsprisernas inverkan ger till resultat att index i allmänhet utvecklas starkare i högkonjunktur och svagare i lågkonjunktur än som annars blir fallet. När det gäller egnahemsposten gäller frågan i praktiken hur fastighetsprisindex utvecklas i förhållande till KPI totalt. Sett över hela den senaste 20-årsperioden är skillnaden i prisstegrings-takt liten, men fastighetspriserna uppvisar väsentligt större variationer. Återigen måste valet av inflationsmätt/målvariabel baseras på en precisering av innebörden hos penningpolitikens prisstabilitetsmål. Min bedömning är dock

- att såväl KPI exklusive ränteposten som KPI med en finansieringskostnad för egnahem baserad på konstant bostadsrealränta är klart överlägsna nuvarande konsumentprisindex som underlag/målvariabel för Riksbankens penningpolitik, och

- att medtagande i egnahemsposten av en kapitalkostnadsdel enligt utredningens förslag i vart fall inte gör KPI-måttet mindre användbart än KPI exklusive ränteposten.

De förändringar av index, som utredningen föreslår, gäller emellertid inte enbart behandlingen av egnahemsposten. En annan viktig förändring gäller den allmänna indexkonstruktionen. KPI föreslås vara ett kedjeindex med länkar, år till år, enligt Walshs indexformel kompletterat med en avslutande Laspeyres-länk (jfr. redogörelsen i kapitel 3). Den i det här aktuella sammanhanget viktigaste förändringen är att tolv månadersförändringar föreslås bli redovisade som kvoter mellan indextal, inte som nu beräknade enbart på korttidslänkar av Laspeyres-typ.

Den viktigaste fördelen med den föreslagna redovisningssättet är att det resulterar i inflationstal som är konsistenta med de officiella indextalens utveckling och därmed ger en entydig beskrivning av hur konsumentprisnivån har förändrats under den senaste tolv månadersperioden. Det nuvarande redovisningssättet med två olika mått skapar osäkerhet och tolkningsproblem för många användare. Man undviker också Laspeyres-indexens överskattande bias. Detta är dock av mindre betydelse i stabiliseringspolitiska sammanhang, då det systematiska felet är av måttlig storleksordning.

En möjlig nackdel med det föreslagna redovisningssättet är att inflationstalen (tolv månaderstal) påverkas av en mellanliggande viktrevision. Vid årsskiftena uppkommer ändringar i tolv månaderstalen som påverkas av ändrade vikter, och alltså inte enbart av pris-ändringarna den senaste månaden. Viktrevisionerna skapar viss ryckighet hos inflationsmålet och kan därmed tänkas göra måttet mer svårtolkat.

Frågan om viktrevisionernas inverkan har belysts i kapitel 3 ovan. Där framgår att effekten är av mycket måttlig storleksordning – normalt ca. 0,1 procentenhet. Viktrevisionerna bör därmed inte innebära något problem för tolkningen av index och för dess användning som målvariabel, särskilt som de kan särredovisas i rapporteringen av index vid respektive årsskifte.

HIKP som alternativ

Tillkomsten av ett europeiskt, harmoniserat index för konsumentprisernas utveckling (HIKP) är givetvis en betydelsefull faktor, när det gäller att ta ställning till frågan om lämplig målvariabel för penningpolitiken. Det gäller särskilt som HIKP har utformats specifikt för att fylla stabiliseringspolitiska syften och dessutom utgör målvariabel för

den europeiska centralbankens (ECB) penningpolitik. Mot den bakgrunden skall indexet i det följande jämföras med svenskt KPI – det nuvarande och det som föreslagits av denna utredning. Tyngdpunkten ligger, liksom i föregående avsnitt, på *dels* behandlingen av boendekostnader i av hushållen ägda bostäder, *dels* valet av indexformel.

HIKP avses vara ett internationellt jämförbart mått på inflation, avgränsat till den privata konsumtionen. Man har menat att ett sådant mått bör avse förändringar av priser som hushållen betalar för konsumtionsvaror i aktuella transaktioner.

När det gäller ägda bostäder har detta tolkats som att vad som bör ingå är (förutom driftkostnader) de priser hushållen betalar för att anskaffa nyproducerade bostäder. Tills vidare ingår dock inte bostadsköp i index. Jämfört med nuvarande svenska KPI utesluts följande boendekostnader i HIKP:

- Boendekostnader i bostadsrättslägenheter (imputerad hyra i svensk KPI),
- Räntekostnader, avskrivningar, fastighetsskatt och villaförsäkring, eftersom också de betraktas som imputerad hyra,
- Kostnader för reparationer och underhåll (annat än rutinmässigt), eftersom de inte räknas som konsumtion i COICOP.

Hur man skall göra i framtiden utreds i en s.k. Task Force. De alternativ som diskuteras är

- att en nettoanskaffningsindex skall ingå i HIKP,
- att medlemsländerna skall beräkna och redovisa ett sådant index, men att det officiella HIKP även fortsättningsvis skall beräknas exkl. bostadsköp,
- att ingen förändring skall göras – HIKP beräknas också fortsättningsvis exkl. bostadsköp.

Ser man enbart till användningen som målvariabel för penningpolitik framstår HIKP:s behandling av egnahemsposten som mindre problematisk än den i nuvarande KPI, eftersom man undviker de problem som har att göra med ränteförändringar. Enligt min uppfattning har emellertid också HIKP:s behandling av boendekostnader betydande svagheter. Att som nu helt utesluta stora delar av boendekostnaderna ur index innebär att en väsentlig del av kostnaderna för hushållens konsumtion inte beaktas. Om i stället en nettoanskaffningsindex införs, för man in ett element med över tiden kraftigt varierande vikt som har föga samband med storleken på hushållens boendekostnader. Variationerna i bostadsbyggandet kommer att påverka totalindex på ett sätt som är mycket svårt att tolka i kostnadstermer. (Det är givetvis möjligt att över

tiden utjämna vikten, men i så fall försvagas anknytningen till aktuella transaktioner). Härtill kommer att det statistiska underlaget, byggnadsprisindex, har osäker kvalitet, särskilt under perioder med lågt bostadsbyggande.

För närvarande exkluderas i HIKP också huvuddelen av posten hälso- och sjukvård (läkarvård, tandvård och receptbelagda läkemedel). På detta område skall dock täckningen ökas vid årsskiftet, samtidigt som också vissa omsorgstjänster tas in i HIKP. I det senare fallet har man valt den kostnadsansatsen för behandling av inkomst-beroende taxor, d.v.s. samma ansats som föreslås i detta betänkande (kapitel 5).

Den vid sidan av bostadsposten mest betydelsefulla skillnaden mellan HIKP och det av utredningen föreslagna KPI gäller emellertid valet av indexformel. Under förutsättning att:

dels en index av typ Laspeyres anses vara en lämplig grund för beräkning av tolvmånaderstal,

dels centralbankens syn på inflationsmålet snarast svarar mot ett KPI-mått exklusive direkta ränteeffekter,

framstår HIKP i sin nuvarande form som ett näraliggande alternativ som målvariabel för penningpolitiken. Den har ju också fördelen att möjliggöra direkta jämförelser med den uppmätta inflationstakten i andra EU-länder.

Ett Laspeyres-index ger en systematisk överskattning av levnads-kostnadernas utveckling. Å andra sidan undviker man – liksom med nuvarande svensk korttidsindex – de tolkningsproblem som kan tänkas uppkomma i samband med viktrevisioner vid årsskiftena. Systematiska fel i index (bias) utgör inte något betydelsefullt problem, då index används som målvariabel eller i andra stabiliseringspolitiska sammanhang. Detta förutsatt att bias kan bedömas ha måttlig storlek, något som gäller för sådan ”substitutionsbias” som uppkommer då man använder index av typ Laspeyres.

En jämförelse mellan HIKP och nuvarande KPI exklusive ränteposten visar att överensstämmelsen mellan de två måtten har varit mycket god under 1997 och 1998. Men under hela 1996 fanns en avvikelser i storleksordningen en procentenhet – d.v.s. gott och väl tillräcklig för att kunna medföra olika bedömningar av måluppfyllelsen i penningpolitiken. Orsaken var kraftiga prishöjningar för poster som ingår i svensk KPI men inte i HIKP. Bl.a. höjdes fastighetsskatten samt priserna på bostadsreparationer och på läkemedel.

I flera av fallen rör det sig om poster, där förändringar nu övervägs i fråga om grunderna för HIKP. Skillnaderna illustrerar således den brist på stabilitet som än så länge vidlåder denna index, och som också varit ett skäl för Riksbanken att tills vidare avstå från att använda den som målvariabel. Enligt min mening är osäkerhet om HIKP:s framtida

utformning fortfarande ett icke oväsentligt skäl mot att använda detta index som målvariabel – ett skäl som måste vägas mot fördelar främst i form av jämförbarhet med andra EU-länder.

Indirekta skatter och UND1X

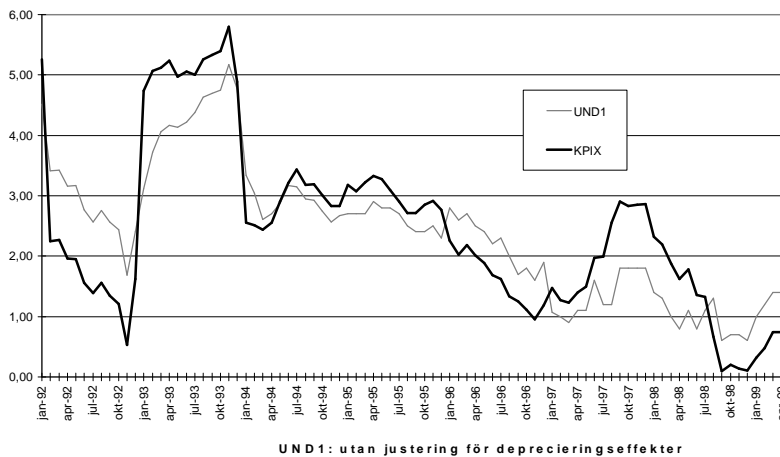
Nästa fråga gäller inverkan på KPI-utvecklingen av förändringar i indirekta skatter – eller närmare bestämt av sådana indirekta skatter och subventioner som lagts direkt på konsumtionsvaror och -tjänster. I den mån systematiska skillnader föreligger mellan prisutvecklingen inklusive och exklusive indirekta skatter måste valet av målvariabel bli beroende av hur inflationsmålets innebörd tolkas – d.v.s. om penningpolitiken på medellång sikt utformas så att inverkan av ändrad beskattning på inflationstakten elimineras, eller målet i praktiken avser prisutvecklingen exklusive skatte- och subventionseffekter.

Den indirekta beskattningens inverkan på index (tolvmånaderstal) belyses i *diagram 2* genom en jämförelse mellan utvecklingen av å ena sidan KPI exklusive ränteposten och å andra sidan ett konstant-skatteindex, där inverkan från skatte- och subventionsändringar i slutledet räknats bort. Jämförelsen begränsas här till att avse tiden efter skattereformen.

SCB:s beräkningar av indexserien UND1X föreligger endast för tiden fr.o.m. 1995. För tidigare år används här i stället Riksbankens egna beräkningar (med beteckningen UND1), dock med borttagande av den ”deprecieringskorrektur” som tillämpades i beräkningarna för tiden från november 1992 till maj 1994.

Resultaten skiljer sig kraftigt från dem som framkom beträffande ränteposten i konsumentprisindex. Utvecklingen de sju senaste åren tyder på att förändringar av indirekta skatter inte har systematiskt påverkat den registrerade, trendmässiga inflationstakten. För enskilda år kan de indirekta skatternas effekt vara betydande. Ändå blir bilden av inflationstakten under perioden och av graden av måluppfyllelse hos penningpolitiken i stort sett densamma oavsett om KPIX eller UND1X används som målvariabel.

Diagram 2: Konsumentprisindex exkl räntor utan justering (KPIX) resp. med justering för effekter av förändrade indirekt skatter (UND1/UND1X).



I princip bestäms givetvis valet mellan konsumentprisindex och ett konstantskatteindex som målvariabel av om prisstabilitetsmålet bör tolkas i termer av prisutvecklingen inklusive eller exklusive indirekta skatters och subventioners inverkan på levnadskostnadernas utveckling. Enligt min mening finns starka skäl att knyta målet till den faktiska utvecklingen av hushållens levnadskostnader. Det föreslagna KPI, snarare än ett konstantskatteindex, är i så fall den relevanta målvariabeln. Skatteändringars kortsiktiga inverkan bör då beläggas med mått på underliggande inflation, och deras roll i det sammanhanget behandlas i nästa avsnitt.

7.3 Mått på underliggande inflation

Mått på underliggande inflation syftar till att ge en uppfattning om den långsiktiga eller trendmässiga inflationstakten i ekonomin. De skall därigenom ge stöd för den löpande utformningen och tolkningen av penningpolitiken. Som minimikrav för ett mått på underliggande inflation bör gälla:

dels att dess utveckling på medellång sikt (t.ex. räknat över en femårsperiod) inte systematiskt avviker från målvariabelns,

dels att det uppvisar mindre variationer än målvariabeln sett i ett tidsperspektiv på ett à två år.

I det följande används dessa kriterier i en stegvis jämförelse mellan KPI och tre av de fyra mått som används av Riksbanken – UND1X, UND3 och UNDINHX. Gemensamt för dessa mått är att man där

räknar bort bestämda komponenter i prisutvecklingen (ändringar i indirekta skatter) och/eller prisändringar på varor som valts ut *på förhand* (t.ex. oljeprodukter). Jämförelser skall emellertid göras också med mått där varugrupper rensas bort utifrån kriteriet att de uppvisar särskilt höga eller särskilt låga prisökningstal *i den aktuella perioden*.

Slutligen finns även mått på underliggande inflation, som konstruerats utifrån mer eller mindre specificerade ekonomiska modeller för prisutvecklingen. Underliggande inflation definieras då exempelvis som den del av den uppmätta inflationen, som på lång sikt inte har någon inverkan på produktionsvolymen. Med hjälp av ekonometrisk teknik, och med konsumentprisindex och (något mått på) produktionsvolym som indata, skattas ett mått på underliggande inflation. Liknande beräkningar görs också inom den svenska Riksbanken.

Min bedömning av detta slags modellbaserade mått är, att de visserligen kan vara användbara som en del av analysunderlaget för en centralbanks politik, men att de inte kan fylla funktionen som ett för allmänheten begripligt och allmänt accepterat mått på underliggande inflation.

Indirekt skatt

Det konstantskatteindex som nu publiceras av SCB (UND1X) är ett mått på underliggande inflation, där direkta effekter av förändringar i indirekta skatter frånräknats. Måttets utveckling i förhållande till ett konsumentprisindex utformat så som föreslås i denna utredning, eller räknat exklusive räntedelen av egnahemsposten, kommenterades redan i förra avsnittet, i anslutning till diagram 2. UND1X har under perioden efter skattereformen väl uppfyllt kriterierna för att vara en god utjämnande indikator, som eliminerar inverkan av tillfälliga störningar på KPI, exkl. ränteposten i det nuvarande indexet.

Det måste emellertid understrykas, att resultaten baseras på utvecklingen under en relativt kort, historisk tidsperiod. Om det i framtiden förekommer längre perioder med successiv förändring (uppåt eller nedåt) av indirekta skatter eller subventionsnivåer, försämras måttets kvalitet som utjämnande indikator.

I UND1X frånräknas endast effekterna av ändrade skattesatser i slutledet, d.v.s. vid försäljningen till hushåll. En alternativ ansats är att konstanthålla också de skatter som lagts på tidigare led och som belastar konsumentpriserna indirekt, exempelvis skatter på energivaror som används i hyreshus, i industrin och tjänstesektorerna.

Ett annat tänkbart alternativ är nettoprisindex. Dess innebörd skiljer sig från de två andra indexserierna i två viktiga avseenden:

- I nettoprisindex mäts priset exklusive nettot av indirekta skatter och subventioner. I stället för att konstanthållas har de indirekta skatterna alltså dragits av från konsumentpriset, och subventions-beloppen har lagts till.
- Alla indirekta skatter (också på arbetskraft) och alla subventioner, t.ex. räntebidrag till hyreshus som belastar den privata konsumtionen, har dragits av resp. lagts till.

Nettoprisindex är således inte primärt ett mått på prisutvecklingen för *hushållen*. Det mäter i stället utvecklingen av de nettopriser, som erhålls av *producenter* av konsumtionsvaror och -tjänster. En mer allmän diskussion av måttets användbarhet följer i kapitel 8.

Nyckelfrågan, när man vill tolka indexserier av konstantskattetyper, gäller övervältring (incidens) av olika slags indirekta skatter. För mer-värdeskatt och punktskatter som tas ut vid försäljning av konsumtionsvaror – t.ex. bensinskatt, tobaks- och alkoholskatter – brukar man anta fullständig övervältring framåt, d.v.s. att förändringar i skattesatserna helt slår igenom på konsumentpriserna. Det innebär att konstantskatteindexet kan ges en tolkning i termer av prisutveckling ”i frånvaro av skatteändringar”. Men antagandet är inte självklart ens i detta fall. Och vidgar man perspektivet till att omfatta också skatter längre tillbaka i förädlingskedjan blir det allt mindre rimligt. Vem som till slut får betala exempelvis en höjning av skatten på drivmedel för lastbilar är inte lätt att säga, och om höjningen i stället gäller en allmän arbets-givaravgift är övervältring bakåt (genom svagare löneutveckling) ett näraliggande alternativ.

Det framstår mot den här bakgrunden som rimligt att i ett konstant-skatteindex begränsa ”korrektionen” för skatteändringar till att omfatta skatter i slutledet. Slutsatsen stöds också av att UNDI_X under 1990-talet har väl fyllt funktionen som en utjämnande indikator på utvecklingen av KPI exklusive direkta ränteeffekter. Eventuellt skulle korrektionen kunna utvidgas till att omfatta också vissa skatter som uttas ”nära konsumentledet”, och där sannolikheten för övervältring framåt på konsumentpriset bedöms vara hög. Tänkbara exempel är energiskatter som belastar hyresfastigheter och alkoholskatter i restaurangverksamhet.

Varor med stora prisvariationer

Nästa fråga gäller inverkan på den uppmätta inflationstakten av prisvariationer på marknader som anses särskilt känsliga för olika slags "utbudschocker". Ofta anförda exempel är marknaderna för petroleumprodukter och vissa "störningsbenägna" livsmedel som kaffe, frukt och grönsaker. Utvecklingen under senare år av ett index exklusive dessa varugrupper (UND3), tyder dock inte på att vidareförädlingen skulle förbättra måttets egenskaper som indikator på underliggande inflation. Den korta jämförelseperioden gör dock resultaten osäkra.

En mer entydig bild framkommer, om man i stället jämför UNDI_X med Riksbankens mest "avskalade" mått på underliggande inflation, UNDI_{NHX}, där ett stort antal varor med relativt stort importinnehåll har uteslutits. Prisutvecklingen för denna undergrupp av "inhemska" varor och tjänster uppvisar en systematiskt högre prisstegringstakt än UNDI_X och följaktligen också högre än KPI, såväl exklusive som inklusive egnahemsränder. Orsaken torde vara, att andelen tjänster är väsentligt högre än i totalindex, och att tjänsterna på grund sin högre arbetskraftandel i produktionen haft systematiskt högre prisökningstakt än varor.

Man kan här – liksom då det gäller KPI-mått inklusive respektive exklusive ränteposten – ställa frågan om ett importrensat mått av typen UNDI_{NHX} är ett rimligt alternativ till KPI som *målvariabel*. Men det är svårt att se att utvecklingen för ett partiellt och tjänstedominerat mått av detta slag skulle kunna ses som uttryck för den allmänna konsumentprisutvecklingen, eller inflationstakten, i Sverige. Måttets tydliga bias i förhållande till KPI-måtten gör det också svårt att utnyttja som indikator på trendmässig eller underliggande inflation.

Mer allmänt kan man ifrågasätta metoden att genom utslutning av varugrupper med stort importinnehåll söka renodla de inhemska inflationsimpulserna. Ansatsen innebär ofrånkomligen ett antal oklarheter och tolkningsproblem. Exempelvis påverkas prisutvecklingen för dessa varor (förutom av världsmarknadspriser) också av växelkursen, av prisdifferentiering mellan Sverige och andra länder samt av svenska handelsmarginaler. Alla dessa faktorer förefaller spegla svensk inflation snarare än störningar från utlandet. Om man vill resa måtten från prisimpulser från internationella varumarknader, borde prisförändringarna på dessa marknader – räknade i dollar eller euro – helst räknas bort med vikter som avspeglar importens vikt i svensk konsumtion. Beräkningssättet i UNDI_{NH} får uppfattas som en nödlösning, motiverad av att tillförlitligt underlag saknats för sådana mer ambitiösa kalkyler.

Diskussionen av mått på underliggande inflation har hittills avsett relativt "icke-tekniska" metoder, där vissa förutbestämda komponenter i prisutvecklingen räknas bort eller utjämnas över tiden. Det finns också anledning att kommentera några ansatser med närmare anknytning till statistisk teori.

De statistiska ansatserna går i allmänhet ut på att reducera inslaget av "tillfälliga störningar" i indexserier som bygger på prisobservationer för ett stort antal varor eller varugrupper. Olika aggregeringsregler, som avviker från det vägda genomsnittet, testas mot en norm för trendmässig eller underliggande inflation, t.ex. ett treårigt, centrerat genomsnitt för KPI:s ökningstakt. Rekommendationerna går då oftast ut på att man bör använda ett "trimmat", vägt genomsnitt, där de 5-10% av varorna som visar högst resp. lägst prisändring tagits bort. Diskussionen (hos t.ex. Bryan och Cecchetti, 1993)² bygger till stor del på att mycket kortsiktiga, uppmätta förändringar i index – från en månad till nästa, tremånaderstal etc. – läggs till grund för politiken. Det är knappast fallet i Sverige, där *tolvmånaderstalens* utveckling är i centrum för intresset, vilket som förut framhållits måste betraktas som en klar fördel.

Mått av det här aktuella slaget har under de senaste åren beräknats av SCB för Riksbankens räkning. Jämförelser med utvecklingen för KPI exklusive räntedelen av egnahemsposten tyder på att måtten knappast uppfyller kraven på att vara en god utjämnande indikator för KPIX. I stället förefaller de systematiskt ha underskattat målvariabeln, samtidigt som den utjämnande effekten inte är påtaglig. Tendensen till underskattning kan elimineras genom att man utformar "trimningen" asymmetriskt och på grundval av erfarenheter från en längre, historisk period. Utvecklingen under 1990-talet skulle i så fall tala för att man bör utesluta en något större andel av varorna i den nedre än i den övre ändan av fördelningen. Ett sådant index skulle dock troligen uppfattas som alltför "konstgjort" och svårtolkat för att bli allmänt accepterat som mått på underliggande inflation.

7.4 Sammanfattning

Nuvarande konsumentprisindex har betydande nackdelar som inflationsmått, främst beroende på behandlingen av räntor i egnahems-posten. Min bedömning är att ett index som inte direkt påverkas av nominella ränteändringar är bättre lämpat för stabiliseringspolitiska syften, och

² Bryan, Michael F. och Cecchetti, Stephen G.: *Measuring core inflation*. Working Paper No. 4303, NBER, Cambridge MA, 1993.

särskilt som målvariabel för penningpolitiken. Diskussionen i detta kapitel har därför här inriktats på fyra andra alternativ, nämligen:

- Det nya KPI, som föreslås i denna utredning
- KPI exklusive ränteposten
- Det europeiska indexet, HIKP
- Ett konstantskatteindex.

De förändringar i konsumentprisindex, som föreslås i detta betänkande, gör enligt min mening indexet väsentligt mer användbart också som målvariabel. Det föreslagna indexet ger en mer realistisk bild av kostnadsutvecklingen i egnahem och undviker de problem med inverkan från nominella ränteändringar, som utmärker nuvarande KPI. Att avvikelser mellan fastighetsprisernas och övriga konsumentprisernas utveckling ger visst utslag gör indexet mer konjunkturkänsligt men behöver inte utgöra någon begränsning för användbarheten i penningpolitiska sammanhang. De förändringar av de redovisade tolv-månaderstalen, som uppkommer i samband med viktrevisioner vid årsskiftena ligger normalt i storleksordningen 0,1 procentenhet. De kan enligt min uppfattning inte betraktas som ett betydelsefullt problem.

Om man inte anser att förändringar i småhuspriserna bör påverka inflationsmättet, är det mest näraliggande alternativet att räkna index exklusive kapitalkostnadsdelen av egnahemsposten. På längre sikt torde detta inte innebära någon märkbar skillnad jämfört med hela KPI enligt förslaget. Att använda ett inflationsmått som avviker från det officiella KPI har emellertid klara nackdelar med hänsyn till värdet av att utgå från ett för allmänheten välkänt index.

Det viktigaste argumentet för att välja alternativet HIKP som målvariabel är att man därigenom uppnår direkt jämförbarhet med inflationsmått för andra EU-länder och med målvariabeln för den europeiska centralbanken. Mot detta måste ställas att oklarhet fortfarande gäller om HIKP:s framtida utformning på viktiga punkter. En fortlöpande förändring av beräkningsgrunderna för indexet/målvariabeln kan minska penningpolitikens trovärdighet. Om långsiktigt verkande regler för HIKP läggs fast inom de närmaste åren, stärks emellertid argumenten för att använda detta index som målvariabel också i Sverige.

Om ett mått på underliggande inflation skall användas som målvariabel, framstår ett enkelt och lättbegripligt konstantskatteindex som det bästa alternativet. Vid kortsiktiga variationer (utan trendmässig systematik) i den indirekta beskattningen uppnår man därigenom en viss utjämnande effekt på den uppmätta inflationstakten. Här liksom då det gäller KPI exklusive kapitalkostnaderna måste det dock ses som en nackdel att arbeta med ett mått som skiljer sig från det välkända KPI.

Detta framstår som ett starkt argument för att, liksom nu, låta ett konstantskatteindex *komplettera* den officiella målvariabeln (oavsett om denna är KPI eller HIKP) i stället för att *ersätta* den.

Det mått på underliggande inflation, som publiceras månadsvis av SCB, bör således vara ett konstantskatteindex där ändringar av indirekta skatter och subventioner i slutledet frånräknas. Eventuellt kan "korrektionen" utvidgas till att omfatta också vissa skatteändringar i tidigare led (t.ex. ändringar av energiskatter i den mån de belastar hyresfastigheter), om sannolikheten för övervältring på konsument-priset (hyran) bedöms vara hög. Indexet bör ges en ny beteckning – förslagsvis konstantskatteindex (KSI) – för att skilja det från nuvarande UND1X, där också räntedelen i egnahemsposten frånräknats.

Som underlag för utformning av penningpolitiken behövs, utöver KSI, också andra indikatorer på "inflationstrycket" i ekonomin. Vissa av dessa bör troligen också vara mått på underliggande inflation med anknytning till KPI. Valet av sådana kompletterande mått måste bedömas av Riksbanken.

Utredningen har inte funnit något som tyder på att en "mer effektiv utjämnning" än i ett enkelt konstantskatteindex kan nås genom att räkna bort petroleumprodukter, kaffe och vissa andra varugrupper med stora prisvariationer, d.v.s. med mått av typen UND2 och UND3. Mått av typen UNDINH, där varugrupper med stort importinnehåll har rensats bort, uppvisar systematiskt högre prisutveckling än KPI.

Statistiskt "trimmade" mått, där de 5-10% av varorna med högst resp. lägst prisökningstakt räknats bort kan tänkas vara en konkurrent till exempelvis KSI som indikator på underliggande inflation. Om ett sådant mått skall utformas så att det blir en god utjämnande indikator, blir det dock troligen alltför svårtolkat för att kunna bli allmänt accepterat.

8 Kompletterande index

I direktiven ställs, mot bakgrund av uppgiften att kartlägga olika användningsområden för index, frågan om flera index bör ersätta eller komplettera KPI. Sådana index skulle t.ex. kunna vara:

- index för olika kategorier hushåll,
- index inklusive direkta skatter och med avdrag för sociala förmåner (bruttoprisindex),
- index exklusive indirekta skatter och med tillägg för subventioner (nettoprisindex),
- index med konstant indirekt beskattning.

Frågor om kompletterande index har berörts tidigare i betänkandet, vad gäller dels kategoriprisindex (kapitel 2), dels mått på underliggande inflation (kapitel 7). Den tänkbara användningen av kategori-prisindex har närmast att göra med kompensation för prisändringar i socialförsäkringssystemet och med möjligheter att analysera köpkraftsutvecklingen för skilda kategorier hushåll. Mått på underliggande inflation – t.ex. konstantskatteindex av typ KSI (eller nuvarande UNDI_X) – har däremot i första hand intresse i stabiliseringspolitiska sammanhang. Ett konstantskatteindex kan dock, liksom nettoprisindex, tänkas vara användbart för kompensationsändamål i vissa situationer. Syftet är då närmast att neutralisera effekten på index av en växling mellan indirekt och direkt beskattning.

I detta kapitel skall behovet av kompletterande indexmått diskuteras huvudsakligen med inriktning på användningen för kompensationsändamål och för beräkning av realinkomst- eller köpkraftsutveckling. Frågor om användning som underlag för penningpolitik och annan stabiliseringspolitik kommer däremot att behandlas endast mycket kortfattat.

8.1 Kategoriprisindex

Syftet med prisindex för specifika kategorier är att öka precisionen när index används för att kompensera grupper av hushåll för de förändringar av levnadskostnaderna som just de erfarit, samt att öka precisionen vid beräkningar av realinkomstutvecklingen för olika grupper av hushåll. Studier tyder dock på att skillnaderna i levnadskostnadsutveckling mellan olika kategorier av hushåll är små.¹ En förutsättning för att det skall uppstå skillnader mellan utvecklingen av ett index för en viss kategori hushåll och indexet för samtliga hushåll, är att konsumtionens relativa sammansättning är olika samt att de konsumtionsområden som har en avvikande relativ vikt också har en prisutveckling som skiljer sig från den allmänna prisutvecklingen.

Områden som läkarvård, tandvård, läkemedel, barn- och äldreomsorg samt lokaltrafik prissätts delvis utifrån politiska överväganden och är föremål för en betydande subventionering.² De kan därför möjligen i större utsträckning än andra områden vara föremål för stora relativprisändringar. Den omständigheten kan främst förväntas resultera i avvikande resultat för

- pensionärshushåll eftersom de står för hela konsumtionen av äldreomsorg samt därför att de har en förhållandevis stor konsumtionsandel avseende läkarvård, tandvård och läkemedel;
- barnfamiljer eftersom de svarar för hela konsumtionen av barnomsorg.

Avgifter för barnomsorg utgör knappt 1 procent av den privata konsumtionen. Eftersom familjer med barn under 18 år står för ungefär 40 procent av den privata konsumtionen kan avgifterna för barnomsorg uppskattas stå för ungefär 2 procent av konsumtionen i dessa hushåll. Det innebär att en förändring av relativpriset på barnomsorg med säg 25 procent skulle påverka kategoriprisindexet med 0,3 procentenheter mer än indexet för samtliga hushåll. Om kategorin definierades mer snävt så skulle också skillnaden jämfört med totalindexet givetvis bli större.

¹ Se t.ex. Bureau of Labor Statistics, 1989: *A Comparative Analysis of Price Indexes Produced by National Governments for Older Consumers*. Uppsats av Charles Mason, Mary Lynn Schmith, Robin Duncan and Nathan Amble, presenterad vid 1989 års Joint Statistical Meetings Section on Government Statistics.

² Även om priserna för enskilda åtgärder/preparat inom tandvård respektive på läkemedel, inte bestäms genom politiska beslut, begränsas vad hushållen får betala av utformningen av den allmänna tandvårdsförsäkringen respektive av läkemedelsförmånen.

Konsumtionen av läkarvård, tandvård och läkemedel utgör knappt 2½ procent av den privata konsumtionen, medan avgifter för äldreomsorg (inkl. inackorderingsavgifter i särskilt boende) utgör drygt en halv procent. Tillsammans uppgår andelen alltså till ungefär 3 procent. I hushåll med minst en folkpensionär kan motsvarande konsumtionsandel uppskattas till storleksordningen 8 procent i genomsnitt. En genomsnittlig relativ prisförändring på dessa konsumtionsområden med säg 10 procent skulle därför påverka kategoriprisindexet med 0,5 procentenheter mer än den påverkar indexet för samtliga hushåll.

Det sker relativprisförändringar även på områden med marknadsprissättning. T.ex. kan vi konstatera att sådana varor som utnyttjar en i snabb takt allt effektivare teknologi blir allt billigare relativt andra varor och tjänster – åtminstone sedan hänsyn tagits till värdet av kvalitetsförbättringar. Prissänkningarna på persondatorer, av lika standard, bidrar till en sänkning av KPI med knappt 0,1 procent per år. Priserna på TV-apparater, ljudanläggningar o.d. har sjunkit med 46 procent sedan 1980. Eftersom KPI under samma period stigit med 157 procent är den relativa prisnedgången 79 procent – i genomsnitt nästan 8 procent per år. Tillsammans med persondatorerna motsvarar dessa relativa prisnedgångar en årlig sänkning av KPI med drygt 0,1 procent, räknat på aktuella konsumtionsvikter. Ett hushåll som inte alls konsumerar den typen av varor skulle alltså underkompenseras i motsvarande utsträckning.

Livsmedelspriserna har relativt KPI sjunkit med i genomsnitt 0,8 procent per år sedan 1980 (t.o.m. 1989 noterades en genomsnittlig årlig uppgång på 1,4 procent). Sådana förändringar saknar dock betydelse vid beräkningar av index för olika kategorier eftersom livsmedlens andel av budgeten varierar mycket litet mellan olika inkomstlägen eller mellan socioekonomiska grupper. I den utsträckning som hushåll i olika kategorier konsumerar *olika typer* av livsmedel kan dock skillnader uppstå, åtminstone temporärt. Exempelvis utgör konsumtionen av kaffe 0,5 procent av den privata konsumtionen. Av ett genomsnittligt pensionärshushålls konsumtion kan kaffet uppskattas svara för 1 procent. Skillnaden på 0,5 procent innebär att KPI underkompenseras pensionärshushållen vid relativprishöjningar på kaffe och överkompenseras vid relativprissänkningar. Om relativprisförändringen från ett år till nästa är 20 procent, vilket inte är osannolikt för just kaffe, blir felkompensationen 0,1 procent. Sett över en längre tidsperiod blir dock skillnaden mycket liten. Relativpriset på kaffe har sedan 1980 sjunkit med i genomsnitt drygt 3 procent per år vilket i vårt räkneexempel skulle innebära en genomsnittlig årlig överkompensation på knappt 0,02 procent.

De här räkneexemplen antyder att skillnader mellan index för olika kategorier hushåll kan förväntas vara små. Eftersom skillnaderna i konsumtionsvanor mellan hushåll inom olika kategorier i många fall är större än skillnaderna mellan olika kategorier, kan man inte räkna med att användningen av kategoriprisindex ökar precisionen i olika tillämpningar särskilt mycket. Det bör framhållas att exemplen, liksom beräkningar av kategoriprisindex i allmänhet, baseras på ett urval av varor och tjänster, som valts ut för att vara representativt för totalindexets indexpopulation.

Eventuellt skulle mer systematiska skillnader i levnadskostnadernas utveckling – mellan inkomstgrupper eller mellan pensionärer och förvärvsarbetande – i en del fall kunna urskiljas, om det utnyttjade prismaterialet avsåg specifikationer av varor och tjänster som är representativa för respektive grupp. Det ställer emellertid krav på mer omfattande prismätningar än i nuvarande KPI, mätningar som också belyser förekomsten av prisdiskriminering mellan olika köpar-kategorier.

Beräkning av kategoriprisindex ställer också större krav på viktunderlag för index. Framtida hushållsbudgetundersökningar skulle behöva göras väsentligt mer omfattande och detaljerade. Urvalet av hushåll måste utökas. Konsumtionens varusammansättning på detaljerad nivå måste beskrivas för olika hushålls kategorier, liksom fördelningen mellan inköpsställen.

Med hänsyn till resursåtgången framstår emellertid en sådan utbyggnad av de löpande indexberäkningarna inte som ett realistiskt alternativ. Det saknas också tydliga önskemål från olika indexanvändare om att anknyta prisomräkningen för olika förmåner till index för respektive kategori. Mot denna bakgrund finns enligt min mening inte tillräckligt starka skäl för att föreslå löpande beräkningar av kategoriprisindex.

8.2 Bruttoprisindex

För analys av köpkraftsutvecklingen hos olika slags (beskattade) bruttointkomster, t.ex. löner, kan ett index inklusive direkta skatter tänkas vara av intresse. Eventuellt skulle man i ett sådant index också göra avdrag för inkomstöverföringar från den offentliga sektorn till den aktuella kategorin hushåll, t.ex. löntagarhushåll.

I Sverige liksom i många andra länder beräknades levnadskostnadsindex till en början som ett bruttoprisindex, d.v.s. inklusive såväl direkta som indirekta skatter. Syftet var att indextalen skulle visa vilken inkomst före direkt skatt som behövdes för att den disponibla inkomstens köpkraft skulle bibehållas. Såväl levnadskostnadsindex med juli 1914

som bas som serien med 1935 som basår beräknades till en början inklusive såväl direkta som indirekta skatter. Under 1940-talet infördes också en justering för sociala förmåner i dessa indexserier. Indexserierna avsåg en enda hushållstyp, arbetar- och lägre tjänstemannahushåll i städer och tätorter. Ett betydelsefullt användningsområde var att bilda underlag för indexering av löner.

Från slutet av 1940-talet kom emellertid en indexserie utan direkta skatter att betraktas som huvudserien. Beräkningarna av bruttopris-index upphörde med utgången av år 1954 i samband med tillkomsten av konsumentprisindex. Skälen för att utesluta direkta skatter och subventioner angavs i proposition 250 till 1948 års riksdag, där bl.a. följande anfördes:

Befogade invändningar kunna redan ur statistisk synpunkt göras mot att vid levnadskostnadsberäkningarna medtaga skatter och socialpolitiska förmåner, eftersom dessa faktorer och förändringar i fråga om dem göra sig gällande på helt olika sätt för olika inkomsttagare; skiljaktigheterna göra sig ej endast gällande olika lönelägen emellan utan även mellan olika inkomsttagare i samma löneläge med hänsyn till familjens storlek m.m., och en index, som inkluderar direkta skatter och socialpolitiska förmåner, blir därför knappast tillräckligt representativ för de allmänna levnadskostnaderna. Av än större betydelse äro emellertid de praktiska verkningar, som uppkomma, därest löner och pensioner till sin storlek göras beroende av en dylik indexberäkning. Såsom i det föregående framhållits måste det anses olämpligt, om en avsiktligt företagen minskning eller ökning av det allmänna skattetrycket till sin effekt motverkas genom att penninglönerna sänkas respektive höjas. Det motsvarande gäller för det fall, att socialpolitiska förmåner tillskapas för att bereda utgiftslindringar; det kan i sådant fall knappast anses rimligt att av sådan anledning en lönesänkning kommer till stånd. Det må framhållas, att de svängningar i levnads-kostnadstalen och därmed även i lönenivån, som kunna uppkomma till följd av det nu tillämpade beräkningssättet, äro betydande, eftersom skatter och sociala förmåner upptaga ett förhållandevis stort utrymme inom konsumtionsbudgeten för den s.k. indexfamiljen.

1958 års indexutredning föreslog i sitt betänkande att indextal med direkta skatter och minus vissa sociala förmåner skulle beräknas för skilda hushållstyper och inkomstklasser. De skulle uttrycka hur stor ökning av inkomsten före skatt en hushållsgrupp behöver för att kompenseras för inträffade prisförändringar. Eventuellt skulle indexerna också bilda underlag för beräkning av reallöneutvecklingen efter skatt (reallöneindexar). Årsvis beräkning av sådana bruttoindex-serier, baserade på material från 1958 års levnadskostnads-undersökning, med uppdelning efter inkomstklass och hushållstyp (sammanlagt 13 kategorier) genomfördes för åren 1959-1966.

Det rör sig således här om speciell typ av kategoriprisindex, beräknat som kompensationsindex. De allmänna synpunkter på kategoriprisindex, som redovisades i förra avsnittet är tillämpliga också här. Beräkningar

av sådana index kan vara värdefulla som underlag för analys av fördelningsfrågor, som rör levnadskostnads- och realinkomstutvecklingen för skilda grupper av hushåll. Som underlag för löpande priskompensation i socialförsäkringssystemen är de emellertid inte ett realistiskt alternativ till ett allmänt konsumentprisindex.

8.3 Nettoprisindex

Nettoprisindex, NPI, mäter den relativa förändringen av företagens intäkter, efter indirekt skatt för en oförändrad produktion av konsumtionsvaror och tjänster. NPI beräknas genom att de i KPI-beräkningen skattade konsumtionsvärdena under basperioden respektive jämförelseperioden reduceras med skattebeloppen beräknade enligt de skatteregler som gällde under respektive period. Subventioner behandlas därvid som negativa indirekta skatter.

Bakgrunden till den utredning (SOU 1958:36) som förordade nettoprisindex, var att statsmakterna önskade ett index som kunde användas i olika kompensationstillämpningar och som var neutralt i förhållande till en växling mellan direkt och indirekt beskattning. Utredningen konstaterade att det intäktsbelopp som det föreslagna indexet hänförde sig till var lika med summan av de inhemska faktorinkomsterna i den aktuella sektorn plus sektorns kostnader för import. Man menade att ett index, där också importen eliminerats på samma sätt som de indirekta skatterna, skulle ha ett uppenbart intresse bl.a. som underlag för ekonomisk analys och i samband med löneförhandlingar. Ett sådant index skulle ange den relativa prisförändringen sedda "inifrån" från företagens sida medan konsumentprisindex såg priserna och deras förändring "utifrån" från konsumentens sida. Därvid uteslöt man inte att ett index som det föreslagna, utan avdrag för importen, också kunde vara användbart i dessa sammanhang. Som utredningen också framhöll skulle dock även ett importrensat mått ha ett begränsat värde genom dess avgränsning till enbart den konsumtionsvaruproducerande sektorn.

I vilken utsträckning nettoprisindex haft betydelse inom det ursprungligen avsedda tillämpningsområdet, dvs. att nyansera kompensationsanspråken i samband med förändringar av beskattningen, har inte kunnat bedömas. Anknytningen till företagens intäkter och nettopriserna, snarare än till hushållens kostnader och konsumentpriserna, torde därvid ha varit ett problem. I samband med större omläggningar av beskattningen, som den som skedde 1990 och 1991, har det snarare framstått som ändamålsenligt att kalkylera den direkta effekten på konsumentpriserna av den förändrade indirekta beskattningen, dvs. en beräkning med samma innebörd som ett konstant-

skatteindex. Min bedömning är därför att NPI idag saknar nämnvärd betydelse för kompensationsstillämpningar relaterade till hus-hållen.

Nettoprisindex används dock i någon uträkning som regulator i privata affärsavtal, anslagsjuterings och prissättnings-sammanhang, utanför hushållssektorn, där man vill undvika att de reglerade beloppen påverkas av en ändrad indirekt beskattning. Det används också som en parameter för bestämning av utjämningsbidrag till kommuner och landsting.³ I många fall torde avsikten inskränka sig till att undvika effekten av ändringar av moms, eftersom det i de här sammanhangen vanligtvis är beloppen exkl. moms som skall regleras.

Omfattningen av den här typen av tillämpningar torde vara liten jämfört med KPI. Allmänt kan sägas att indexet används i brist på annat, och att dess nuvarande användning knappast kan vara styrande för utformningen av prisförändringsmått som utgår från samman-sättningen av den privata konsumtionen. Med tanke på den brist på precision för sådan användning som ändå vidlåder ett på enbart konsumtionsvaror baserat index torde det i praktiken inte innebära någon försämring att i stället använda ett konstantsskatteindex.

Inom användningsområdet ekonomisk analys har indexet haft ett visst genomslag. Det har dock alltmer kommit att sättas ifråga och har så småningom helt hamnat i skuggan av konstantsskatteindex. Följande båda faktorer torde förklara det minskade intresset för NPI:

- ökad uppmärksamhet på den brist på relevans för ekonomisk analys, utformning och uppföljning av den ekonomiska politiken som vidlåder utformningen av det nuvarande räntekostnadsindexet i KPI. Denna brist blir än mer uppenbar i NPI, eftersom räntekostnaderna utgör en ännu större andel av den privata konsumtionen efter avdrag för indirekta skatter och tillägg för subventioner.
- tillkomsten av de av Riksbanken utformade måtten på under-liggande inflation och den framskjutna penningpolitiska roll som konstantsskatteindexet UNDI_X givits, minskar efterfrågan på andra mått med likartad innebörd.

Ett reformerat nettoprisindex, baserat på det nya konsumentprisindex som jag föreslagit, skulle behandla kapitalkostnaderna på ett väsentligt annorlunda och mer relevant sätt. Huruvida det finns utrymme för ett nettoprisindex vid sidan av det föreslagna konstantsskatteindexet KSI beror på hur värdefull den ytterligare informationen är. I kapitel 7 föreslogs att KSI också fortsättningsvis skall beräknas genom att justera endast för förändringar av de skatter som tas ut i sista ledet. De två skäl som anfördes var *dels* att det i synnerhet för skatter uttagna i tidigare led

³ SFS 1995:1645.

är oklart i vilken utsträckning övervältring sker på konsumentpriserna och *dels* att ett index med skatterensning endast i sista ledet kan förväntas fungera bäst som utjämnande indikator på konsumentprisutvecklingen.

Ett nettoprisindex med mer långtgående skattejustering, som också omfattar skatter uttagna i tidigare led skulle i så fall motiveras av ett explicit intresse för utvecklingen av nettopriserna, inte för att mäta den underliggande inflationen i förhållande till KPI. Det finns emellertid inget skäl till varför det intresset skulle vara begränsat till den konsumtionsvaruproducerande delen av näringslivet. Det finns enligt min uppfattning inte tillräckliga skäl för fortsatt löpande (månadsvis) beräkning av nettoprisindex för den konsumtionsvaruproducerande delen av näringslivet.

8.4 Konstantskatteindex

Ett konstantskatteindex är ett näraliggande alternativ, om man vill belysa prisändringars inverkan på hushållens kostnader för konsumtion, rensat från inverkan från ändringar av indirekta skatter. I ett konstantskatteindex hålls skattesatserna för moms och andra indirekta skatter konstanta, liksom subventionssatserna för varuanknutna subventioner. I motsats till nettoprisindex avser jämförelsen konsumentpriser inklusive indirekt skatt, men jämförelseperiodens priser justeras med hänsyn de direkta effekterna av ändringar av indirekta skatter och subventioner, som inträffat sedan länkens basperiod.

Det konstantskatteindex, som nu löpande beräknas av Statistiska centralbyrån och dess användbarhet i stabiliseringspolitiska sammanhang, har diskuterats i kapitel 7. I detta index frånräknas endast de ändringar av skatter och subventioner som görs i slutledet, d.v.s. vid försäljning till hushåll. Som framhölls i avsnitt 7.3 finns starka skäl för en sådan avgränsning med tanke på den osäkerhet beträffande övervältring (incidens) som råder då det gäller beskattning i tidigare led, t.ex. skatter på företags användning av energivaror och arbetskraft.

Det viktigaste användningsområdet för konstantskatteindex är otvivelaktigt att utgöra ett komplement till konsumentprisindex som underlag för utformning och utvärdering av penning- och annan stabiliseringspolitik. Indexmätt av typen KSI bör emellertid också kunna vara ett likvärdigt alternativ till nettoprisindex på flertalet områden där detta nu används som "skatterensat" mått på prisutvecklingen.

8.5 Slutsatser

Då det gäller behoven av ett löpande (månadsvis) beräknat och publicerat mått på konsumentprisutvecklingen kan ett allmänt konsumentprisindex enligt min mening fylla de grundläggande krav, som kan ställas med hänsyn till de tre inledningsvis i betänkandet angivna användningsområdena, d.v.s.:

- för kompensationsändamål och som ett allmänt mått på utvecklingen av hushållens levnadskostnader,
- för beräkning och analys av hushållens realinkomstutveckling,
- som allmänt mått på kronans inhemska köpkraft och som målvariabel för penningpolitiken.

När det gäller det sistnämnda användningsområdet har behovet av kompletterande index (mått på underliggande inflation) diskuterats i kapitel 7. Huvudslutsatsen där är att ett mått av typen KSI – ett *konstantskatteindex* där förändringar av indirekta skatter och subventioner i slutledet frånräknas – bör publiceras löpande som underlag för penningpolitiken.

Ett sådant mått bör också kunna ersätta *nettoprisindex* i flertalet av de nuvarande användningarna av detta index. Jag anser, bl.a. mot denna bakgrund, att värdet av fortsatt löpande beräkning av detta prisindex är starkt begränsat. För detta talar också de avgränsnings- och tolkningsproblem beträffande *nettoprisindex*, som berörts i avsnitt 8.3.

Något behov av att löpande beräkna ett allmänt *bruttoprisindex* – d.v.s. index med tillägg för direkt skatt och avdrag för direkta inkomstöverföringar till hushåll – torde inte föreligga. De skäl som redan i slutet av 1940-talet anfördes mot användning av ett sådant index för löneuppräknings eller justering av sociala förmåner (jfr. avsnitt 8.2) äger fortfarande giltighet. Det är också svårt att finna någon annan meningsfull användning av ett allmänt bruttoprisindex.

Från principiella utgångspunkter kan väsentligt starkare argument anföras för användning av *kategoriprisindex*, såväl vid pris-kompensation i socialförsäkringssystemet som för realinkomst- eller reallöneberäkningar. Om konsumtionens sammansättning skiljer sig kraftigt mellan olika kategorier hushåll, kan det hävdas att prisuppräknings bör grundas på konsumtionsmönstret hos den aktuella kategorin hushåll, exempelvis pensionärshushållen. Dessa kategorier är emellertid var för sig mycket heterogena vad gäller konsumtionens sammansättning. Det är också mycket svårt att fånga existerande skillnader mellan inkomst- eller åldersgrupper av hushåll i pris-mätningar och hushållsbudgetdata med den detaljeringsgrad, som det är

praktiskt möjligt att använda i löpande indexberäkningar. Dessa skillnader får nämligen antas till stor del gälla fördelningen *inom* varugrupper – t.ex. mellan olika varianter av varor inom grupperna livsmedel, kläder eller konsumentkapitalvaror. Bl.a. av dessa skäl har inte heller manifesterats någon större efterfrågan på löpande beräkningar och publicering av kategoriprisindex.

Det finns således enligt min mening inte tillräckligt starka skäl för att komplettera ett allmänt konsumentprisindex med löpande (månads-vis) beräkningar av indexserier avseende skilda kategorier av hushåll. Det kan däremot mycket väl vara motiverat att från tid till annan genomföra mer detaljerade undersökningar av levnadskostnadernas förändringar för bestämda kategorier av hushåll, trots att sådana undersökningar troligen är mycket resurskrävande.

9 Produktion och presentation av index

Direktiven:

Utredaren skall även föreslå eventuella ändringar i den roll och sammanställning som Nämnden för konsumentprisindex har.

Utredaren skall även klargöra om det finns behov av preciseringar t.ex. när det gäller framställningstid, spridningsformer, presentation och dokumentation. I detta sammanhang skall problematiken när det gäller fastställande och revidering av KPI belysas.

Det bör även fortsättningsvis vara den statistikansvariga myndighetens ansvar att anpassa produktionen och spridningen av den officiella statistiken till rådande behov. Även när det gäller dokumentation finns redan formulerade krav på de statistikansvariga myndigheterna. Jag anser därför inte att det finns skäl att formulera särskilda krav när det gäller framställningstid och spridningsformer för konsumentprisindex.

9.1 Tolkningen av grunderna för indexberäkningarna

I förordning (1988:137) med instruktion för Statistiska centralbyrån, föreskrivs:¹

Nämnderna för byggnadsindex och konsumentprisindex

14 §

Till centralbyrån är knutna en nämnd för byggnadsindex och en nämnd för konsumentprisindex.

¹ Senaste ändring SFS 1997:1295.

17 §

Nämnden för konsumentprisindex skall handlägga frågor om beräkningar av konsumentprisindex och därvid avgöra frågor av principiell natur rörande tillämpningen av de grunder som gäller för indexberäkningarna samt främja en utveckling av metoderna för beräkningarna av konsumentprisindex.

18 §

Nämnden för konsumentprisindex består av en ordförande och sju andra ledamöter. Nämnden utser inom sig en vice ordförande. För varje ledamot finns en ersättare.

19 §

Nämnderna är beslutsföra när ordföranden och minst hälften av de andra ledamöterna är närvarande.

20 §

Ärenden i nämnderna avgörs efter föredragning.

21 §

Nämndernas beslut får inte överklagas.

24 §

Ordföranden och de andra ledamöterna i nämnderna förordnas av centralbyrån för högst tre år. I nämnden för konsumentprisindex förordnar dock regeringen en av de andra ledamöterna.

Vad som nu har sagts om ledamöter gäller också deras ersättare.

26 §

Bland de sju ledamöter i Nämnden för konsumentprisindex som utses av centralbyrån förordnas en efter förslag av Riksbanken och en efter förslag av Konjunkturinstitutet. Av de övriga fem ledamöterna skall tre besitta sådan vetenskaplig skicklighet, att de sammantaget har kompetens inom ämnesområdena nationalekonomi och statistik.

Vad som nu har sagts om ledamöter gäller också deras ersättare.

Indexnämndens (nämnden för konsumentprisindex) roll framgår av 17 § i instruktionen. Den innebär att det är nämnden som tolkar vad Regeringen har beslutat som grunder för KPI och utifrån detta avgör

frågor som rör de praktiska beräkningarna. Nämnden har också en uppgift att främja metodutvecklingen på området. Nämnden bör enligt min mening ha motsvarande uppgifter rörande det i kapitel 7 föreslagna måttet på underliggande inflation.

SCB tillhandahåller sekretariat och utredningsresurser samt föredrar ärendena i nämnden. De ärenden som behandlas initieras vanligtvis av SCB, även om enskilda ledamöter också väcker frågor till behandling. Med SCB:s nya instruktion fick nämnden en annan sammansättning fr.o.m. 1988. Från att tidigare ha varit en partsammansatt nämnd, med företrädare för bl.a. arbetsmarknadens parter, kom den nya nämnden att bli en expertnämnd med krav på representation av hög vetenskaplig kompetens inom statistik och nationalekonomi. I nämnden har dock också vissa centrala indexanvändare som Riksbanken och Konjunkturinstitutet försäkrats representation, liksom Regeringen. Regeringens representation har genomgående skett genom Finansdepartementet.

Indexnämndens arbete har fungerat väl, och nämnden har varit en betydande resurs när tolkningen av de gällande grunderna har varit oklar. Med hänsyn till indexets centrala roll och komplexiteten i de tolkningsproblem som från tid till annan uppstår anser jag att verksamheten i nämnden bör fortsätta i stort sett på samma sätt som hittills. Mot bakgrund av konsumentprisindex framträdande roll som regulator i olika sammanhang är dock den nuvarande representationen från användningssidan väl ensidigt inriktad på makroekonomiska tillämpningar. Jag föreslår därför att en nionde ledamot och en ersättare skall förordnas av SCB efter förslag från Socialstyrelsen och Riksförsäkringsverket.

Jag föreslår vidare att nämnden skall vara beslutsför även i ordförandens frånvaro, förutsatt att vice ordföranden och minst fyra av de övriga ledamöterna är närvarande. Sammanfattningsvis bör SCB:s instruktion ändras enligt följande:

17 §

Nämnden för konsumentprisindex skall handlägga frågor om beräkningar av konsumentprisindex och *konstantskatteindex* och därvid avgöra frågor av principiell natur rörande tillämpningen av de grunder som gäller för indexberäkningarna samt främja en utveckling av metoderna för beräkningarna av *indexen*.

18 §

Nämnden för konsumentprisindex består av en ordförande och ~~sju~~ åtta andra ledamöter. Nämnden utser inom sig en vice ordförande. För varje ledamot finns en ersättare.

19 §

Nämnderna är beslutsföra när ordföranden och minst hälften av de andra ledamöterna är närvarande. *I ordförandens frånvaro är nämnden för konsumentprisindex beslutsför när vice ordföranden och minst 4 av de andra ledamöterna är närvarande.*

26 §

Bland de *åtta* ledamöter i Nämnden för konsumentprisindex som utses av centralbyrån förordnas en efter förslag av Riksbanken, *en efter förslag av Socialstyrelsen och Riksförsäkringsverket* och en efter förslag av Konjunkturinstitutet. Av de övriga fem ledamöterna skall tre besitta sådan vetenskaplig skicklighet, att de sammantaget har kompetens inom ämnesområdena nationalekonomi och statistik.

Vad som nu har sagts om ledamöter gäller också deras ersättare.

9.2 Fastställande och presentation

9.2.1 Fastställande och eventuella justeringar

Av Statistiska centralbyråns instruktion framgår att man har till uppgift att fastställa konsumentprisindex. Det tal som fastställs är totalindextalet för varje månad angivet med en decimal, f.n. med basår 1980=100. Det tal som fastställs för december är baserat på den s.k. korttidslänken, inte den långtidslänk som också beräknas för december. Index tal före januari 1993 fastställdes varje månad av Regeringen. I Regeringsbeslut 9, 1993-02-11, delegeras fastställandet till Statistiska centralbyrån.

I delegeringsbeslutet förutsätts att KPI sedan det fastställts inte omprövas. Med tanke på den rättsverkan som KPI har som regulator för penningbelopp i flera olika sammanhang, är detta enligt min mening en väl motiverad regel. Det är naturligtvis speciellt att på det här sättet hindra revidering av statistik, även om den i efterhand kan visas ha varit felaktig. Man bör emellertid skilja på KPI:s roll som officiell och väl känd regulator och dess mer allmänna prisstatistiska roll. För det första

syftet fastställs ett tal utifrån det vid fastställandetidpunkten tillgängliga underlaget. Övervägande skäl talar för att fastställandet bör ske i nära samband med offentliggörandet av beräkningsutfallet. De vinster i form av ökad tillförlitlighet som skulle kunna vinnas genom att fördröja fastställandet är enligt min uppfattning mycket små jämfört med den olägenhet det skulle medföra i den praktiska användningen av index.

Förutom avseende det fastställda totalindextalet bör dock inga generella inskränkningar göras vad gäller möjligheterna att justera tidigare offentliggjorda indextal eller andra statistiska storheter som baseras på indexberäkningarna. Därvid kan samma praxis i allt väsentligt tillämpas i KPI och i HIKP, som är ett reviderbart index. Eftersom också delindextal utnyttjas som regulator i avtalsammanhang innebär naturligtvis justeringar praktiska komplikationer. Jag utgår emellertid från att antalet justeringar är försvinnande litet. Det är väsentligt för KPI:s mer allmänna prisstatistiska roll, som analysunderlag och som underlag för deflatering etc., att den beskrivning av prisutvecklingen som lämnas inte tillåts vara grovt missvisande i de fall betydande fel skulle uppenbara sig, vare sig för viktiga delindex eller den genom-snittliga prisutvecklingen för hela den privata konsumtionen.

9.2.2 Presentationssätt

Förändringstal

För närvarande beräknas inte den redovisade inflationstakten – genomsnittlig förändring av konsumentpriserna sedan motsvarande månad året innan – som den relativa förändringen av de publicerade indextalen. Istället beräknas ett tal som bortser från effekten på index av den mellanliggande s.k. långtidslänken. Därigenom erhålles ett mått på den direkta effekten av prisförändringar avseende en *historisk* konsumtionsammansättning, snarare än ett mått på effekten av pris-förändringar avseende den *aktuella* konsumtionsammansättningen.

Skälet till att man på detta sätt velat eliminera effekterna av långtidsindexet torde ha varit att de effekter av konsumtionens förskjutning som kommer till uttryck i förhållandet mellan långtidslänken och motsvarande korttidslänk för december, avser sådant som inträffat under loppet av det senaste kalenderåret och inte under loppet av de aktuella tolv månadersperioder som betraktas under det påföljande året. Utfallet av långtidslänken kan därmed hävdas inte vara helt relevant för de aktuella tolv månadersperioder som avslutas under det påföljande året. Möjligen kan också den omständigheten ha spelat in, att dessa viktrevisionseffekter vid varje årsskifte ersätts av dem som inträffat

under det just avslutade året. Det kan i sig resultera i ett visst hopp i de redovisade inflationstalen. Ett skäl som också skulle kunna anföras för nuvarande praxis är att man erhåller ett tal som är mer jämförbart med andra länder, där man undantagslöst beräknar index av Laspeyres-typ, dvs. index med mer eller mindre historiska vikter.

Nackdelarna med det nu tillämpade redovisningssättet är

- *dels* att det redovisade talet har en viss positiv bias, dvs. eftersom talet beräknas som om indexet vore av Laspeyres-typ kommer det i genomsnitt att överskatta levnadskostnadsutvecklingen, och
- *dels* att det i praktiken existerar två tal – det redovisade utvecklings-talet och den relativa förändringen av indextalen – vilket innebär risk för förväxling.

Med den indexkonstruktion som föreslagits i kapitel 3 uppstår samma valsituation: att redovisa utvecklingstal beräknade direkt utifrån indextalen eller att som nu beräkna ett tal som bortser från effekten av den mellanliggande viktrevisionen. Övervägande skäl talar dock för det förra alternativet, dvs. att nuvarande praxis ändras till förmån för utvecklingstal beräknade som den relativa förändringen av indextalen. Förutom de nackdelar som nämnts ovan med det nuvarande redovisningssättet, kan följande skäl anföras för detta ställningstagande:

- Även om de effekter av konsumtionens förskjutning som beaktas vid beräkningen av de aktuella indextalen avser en tidigare period än den aktuella, bör de kunna uppfattas som en skattning av effekten på levnadskostnaderna av den konsumtionsförskjutning som äger rum under den aktuella tolv månadersperioden. Effekten på index av konsumtionens förskjutning varierar visserligen från år till år, men vanligtvis kan den förväntas vara i storleksordningen -0,2 – 0,0 procent och endast i undantagsfall positiv. Det betyder ungefär samma viktrevisionseffekter som med den nuvarande indexkonstruktionen.
- Den förhållandevis stabila effekten av konsumtionens förskjutning innebär att effekten av viktrevisionen på de redovisade förändringstalen kan förväntas bli måttlig, vanligtvis i storleksordningen 0,1 procent uppåt eller nedåt.
- Med HIKP kan internationella jämförelser inte längre vara något skäl för att utforma KPI:s utvecklingstal på ett visst sätt.

Det föreslagna redovisningssättet innebär att det direkta bidraget av prisförändringar på de i indexet ingående varugrupperna vanligtvis inte summerar exakt till det totala förändringstalet. T.ex. när inflations-takten angivits till 2 procent kanske bidragen till prisuppgången från de

olika varugrupperna summerar till 2,1 procentenheter. Skillnaden -0,1 procent är effekten av viktrevisionen, som är densamma för alla inflationstal under loppet av ett kalenderår. Nästa år kanske effekten av vikt-revisionen är -0,2 eller 0,0 procent. I rapporteringen är det lämpligt att vid sidan av en redovisning av olika varugrupperns betydelse för index-förändringen också ange effekten av viktrevisionen, liksom att ange hur mycket inflationstalen påverkats av att viktrevisionseffekten ett visst år skiljer sig från effekten det föregående året.

Vid jämförelser över kortare tid än en tolv månadersperiod är det ibland inte rimligt att framställa förändringen av index som ett mått på prisutvecklingen. Anledningen är att viktrevisionseffekten, som ju speglar effekten av konsumtionens förskjutning mellan två år, då lätt kan dominera över de förändringar som skett under den betydligt kortare tidsperiod som den aktuella jämförelsen avser. I synnerhet när det gäller prisutvecklingen från december till januari bör effekten av viktrevisionen regelmässigt räknas bort i rapporteringen om pris-utvecklingen. Därmed blir månadsförändringen i januari jämförbar med de övriga 11 månaderna.

Metodbyten och korrigeringar

Nuvarande praxis är att korrigeringar för fel i tidigare beräknade länkar kan göras i den nya långtidslänken. I den aktuella korttidslänken görs bara korrigeringar för fel som avser den aktuella länken, t.ex. fel i prismaterialet avseende basmånaden. Redan publicerade tal justeras dock inte. Metodbyten implementeras normalt inte fr.o.m. en långtids-länk, eftersom det kan uppfattas som manipulativt att så att säga förändra beräkningsmetoden i efterhand. Det normala är därför att metodbyten sker fr.o.m. en ny korttidslänk. I undantagsfall har metodbyten skett under loppet av en korttidslänk, men då endast om den metod som tillämpats har bedömts vara uppenbart felaktig.

Med den nu föreslagna indexkonstruktionen skulle motsvarande praxis innebära att korrigeringar för fel infördes i närmaste nya år-till-år-länk – och i närmast påföljande månadsindex endast om felet avser den aktuella år-till-månad-länken. Metodbyten skulle vanligtvis implementeras fr.o.m. en ny år-till-månad-länk.

Ovan beskrivna praxis tillkom mot bakgrund av ett närmast regelmässigt behov att i efterhand komplettera det ursprungligen utnyttjade prismaterialet. För att undvika svårigheter med att tolka indexets kortsiktiga utveckling föredrog man en lösning som innebar att alla sådana kompletteringar skulle ske vid beräkningen av långtidsindexet. Man ansåg vidare att man med detta förfarande undvek att kortsiktiga

indexklausuler i löneavtal, leveranskontrakt etc. skulle påverkas av för avtalsperioden ovidkommande justeringar.

Dessa skäl äger inte samma giltighet idag. Dels föreligger knappast något behov att i efterhand komplettera prismaterialet, och dels synes det andra argumentet, med en mindre omformulering, lika väl kunna anföras som skäl för att så snart som möjligt korrigera för fel som uppstått även i tidigare beräknade länkar, eftersom flera betydande tillämpningar avser just indexering över längre tidsperioder.

Jag föreslår därför en ändring av nuvarande praxis så att fel korrigeras redan i påföljande månadsindex eller som snart som möjligt, även om felet avser en tidigare beräknad indexlänk och även om en korrigering av felet kräver ett byte av metod. Jag utgår dock från att behovet av sådana korrigeringar skall vara mycket litet. Konsekvensen för redovisade förändringstal bör i förekommande fall redovisas tydligt. Metodbyten bör, liksom nu, under normala förhållanden göras fr.o.m. en ny år-till-månad-länk. En konsekvens av förslaget är att effekten på indextalen av en ny år-till-år-länk begränsas till de vikt-revisionseffekter som diskuterats ovan.

När det gäller korrigeringar som berör redan publicerade indextal och förändringstal bör följande presentationssätt tillämpas:

- Vad gäller månadstalet för totalindexet är det alltid det fastställda indextalet som anges i publikationer, på hemsidor, i allmänna databaser etc. I den mån korrigeringar gjorts på grund av felaktigheter som, om totalindexet hade kunnat omprövas, också skulle ha påverkat detta, skall det för all framtid framgå av redovisningen. Redovisningen skall innehålla uppgifter om, eller hänvisningar till uppgifter om, effekten av fel. Uppgifter om korrigerade total-indextal skall kunna lämnas, lämpligen med fler än en decimal. Det skall dock tydligt anges att sådana indextal inte ersätter de fastställda indextalen.
- Förändringstal avseende månadstalet för totalindex bör vara baserade på korrigerade indextal. I redovisningen bör dock framgå att talen i de aktuella fallen inte överensstämmer med de fastställda indextalen. Redovisningen bör vidare innehålla uppgifter om eller en hänvisning till uppgifter om fastställda indextal eller förändringstal baserade på dessa.
- När det gäller andra indextal än de fastställda månadstalen för totalindex, dvs. reviderbara index, liksom förändringstal baserade på dessa, bör SCB utarbeta en lämplig praxis.

Den första punkten ovan skall inte hindra att produktionsdatabaser och databaser som är primärt för forskningsändamål i sin helhet skall kunna utgöras av korrigerade data.

9.3 Resursfrågor

De kostnadsmässiga konsekvenserna av de av utredningen förslagna metodändringarna är små. I olika delar av betänkandet diskuteras också mer allmänt åtgärder och faktorer som kan ha betydelse för indexets tillförlitlighet. Åtgärder som skulle kunna motiveras genom detta förutsetts ingå som en del av SCB:s löpande översyns- och förbättringsarbete, och får därför vägas mot andra behov som aktualiseras på annat sätt. De kostnadsmässiga konsekvenser som följer av sådana åtgärder diskuteras därför inte här.

Nedan följer inledningsvis en allmän diskussion rörande förutläggningarna för att bibehålla tillförlitliga indexberäkningar i en miljö som präglas av en ökande mångfald. Därefter görs en genomgång av de kostnadsmässiga konsekvenserna av förslagen.

Det starkt ökande sortimentet av varor och tjänster, liksom det större antalet distributionskanaler, kan göra det mycket betungande för den personal, som primärt arbetar med den löpande produktionen av prisstatistik, att också ha en god insikt om förhållandena och tendenserna på alla de marknader där konsumentvaror och -tjänster saluförs, och som är föremål för, eller är potentiellt intressanta för, prismätning. Problemen torde vara likartade inom andra delar av den ekonomiska statistiken, och det är därför väsentligt att sådana kunskaper som inhämtas och utnyttjas för en statistikgren kan nyttig-göras också av andra delar av organisationen.

I inledningen till kapitel 8 gavs en del exempel som inneburit att uppgiften att mäta prisförändringarna komplicerats avsevärt. För varor och tjänster där det tidigare var tillräckligt att notera ett eller ett fåtal priser kan det nu krävas omfattande, vetenskapligt utformade och komplicerade undersökningar för att samma tillförlitlighet i total-indexet skall kunna vidmakthållas. Avregleringen av viktiga marknader – t.ex. el och teletjänster – är exempel på detta. Det finns alltså en uppenbar risk för att prisstatistiken vid oförändrade resurser tenderar att försämrats.

De här beskrivna tendenserna medför att det blir allt svårare att med oförändrad resursinsats bibehålla konsumentprisstatistikens kvalitet. Det är således en viktig uppgift för SCB att vara uppmärksam på i vad mån som en ökande komplexitet totalt sett urholkar möjligheterna att producera statistik av hög kvalitet, liksom på möjligheterna att effektivisera produktionen.

Indexkonstruktionen

Förslaget innebär en indexkonstruktion som påminner mycket om dagens. Som framhållits tidigare i kan denna karakteriseras som ett ambitiöst försök att approximera ett sant levnadskostandsindex. Det svenska indexet är i detta avseende unikt, och det innebär naturligtvis en viss merkostnad jämfört med mindre ambitiösa alternativ. De anslagsmedel som tas i anspråk för KPI-verksamheten, inkl. mer-kostnaderna för att beräkna NPI och HIKP, uppgår idag till ca. 12,5 milj. kronor per år. Med utredningens förslag, bör de löpande kostnaderna inte bli nämnvärt högre. Ett genomförande av utredningens förslag kräver dock en förändring av det nuvarande produktionssystemet, vilket kan förväntas under ett par års tid medföra merkostnader motsvarande i storleksordningen en eller två årspersoner därutöver.

Förslaget till ny indexkonstruktion ger även möjligheter till successiva förbättringar av index, t.ex. att alltmer beakta fördelningen under året av konsumtionen. Sådana förbättringar bidrar, i den mån de genomförs, till att öka kostnaderna ytterligare.

Boendekostnaderna i egnahem

Förslaget innebär att nuvarande index avseende räntekostnader och avskrivningar upphör samt att posten reparationer och underhåll får minskad betydelse. Istället tillkommer ett index för kapitalkostnader som utnyttjar samma underlag som redan befintlig fastighetspris-statistik. Nettoeffekten för de löpande kostnaderna torde vara mycket blygsam men snarare i sänkande riktning än i ökande. Även här tillkommer engångskostnader, men av väsentligt mindre omfattning än de som är en följd av ändringarna av indexkonstruktionen.

Omsorgstjänster

Avgifter för barnomsorg införs i HIKP fr.o.m. år 2000. I kapitel 5 föreslås att detta område även skall ingå i KPI. SCB:s merkostnader för prismätningen på ifrågavarande tjänster är således ingen följd av förslagen här.

Konstantskatteindex, nettoprisindex

Ett konstantskatteindex (KSI) föreslås beräknas som ett officiellt allmänt mått på underliggande inflation i konsumentledet. KSI förutses också i många fall kunna ersätta nettoprisindex (NPI) i dess roll som skattejusterad index. Den senare indexen föreslås därför upphöra. Nettoeffekten av dess båda förslag bedöms vara närmast försumbar, men bidrar snarare till att minska de totala kostnaderna än att öka dem.

Särskilt yttrande

av Bengt Assarsson, ledamot i Nämnden för konsumentprisindex

Inledning

När det stod klart att en utredning om KPI skulle göras ansåg jag att det ställdes ganska stora krav på utredarna, eftersom flera av de äldre utredningar som finns på området är något av mönsterexempel på god utredningskvalitet. Den senaste stora utredningen gjordes år 1958 och därför såg jag det som viktigt att den nya utredningen fick så pass stora resurser att man skulle kunna fullfölja de gamla traditionerna på just detta område.

Det var därför en besvikelse när det framgick att en enmansutredare biträdd av en sekreterare och en konsult, förvisso mycket kompetenta, skulle genomföra hela det digra utredningsarbete som direktiven förutskickade. På ett tidigt stadium påpekade jag och några andra ledamöter att utredningsresurserna var otillräckliga i förhållande till uppdraget.

Det är därför inte särskilt underligt att utredningen på några avgörande punkter uppvisar brister i analysen som leder fram till slutsatser som skulle kunna innebära att användbarheten av KPI i olika sammanhang försämras. Jag ska i detta särskilda yttrande ta upp de två viktigaste punkter där jag har en skiljaktig mening. Det gäller behandlingen av egna hem, som är en ganska stor post i KPI med en vikt på knappt 20 procent, och det gäller behandlingen av index som underlag för penningpolitiken.

Allmänna synpunkter

Jag har uppfattat utredningens uppdrag som i huvudsak att analysera de teoretiska och praktiska grunderna för att konstruera ett KPI och att syftet med index i princip skulle vara detsamma som tidigare. Tidigt fastslog också utredningen att KPI ska vara ett *kompensationsindex* och att teorin för levnadskostnadsindex därför är en lämplig utgångspunkt, med det s k *sanna levnadskostnadsindex* som en jämförelsenorm.

Med detta som utgångspunkt går det oftast att fastställa hur index bör konstrueras, men man ställs också alltför ofta inför praktiska

problem som kräver en lösning ibland långt från det teoretiska idealet. Min allmänna inställning i dessa frågor är att man bör vara trogen den allmänna konstruktionen, dvs se till att KPI förblir ett kompensationsindex, och att praktiska överväganden, så långt det är möjligt, görs både med hänsyn till den praktiska användningen av index och med hänsyn till det teoretiska idealet.

På de två punkter jag här anmäler en avvikande uppfattning brister utredningen i dessa avseenden. När det gäller egnahemsindex har man från början den rätta teoretiska utgångspunkten men gör sedan en praktisk avvägning som ger sådana konsekvenser att KPI mister egenskapen att vara ett kompensationsindex.

När det gäller behandlingen av index som underlag för penningpolitiken är det inte de praktiska kompromisserna som är det största problemet utan att resonemangen saknar en teoretisk grund och är mer eller mindre godtyckliga. Det är en mycket stor diskrepans mellan den teoretiska stringens som präglar utredningen när det gäller allmänna indexfrågor och den brist på teoretiskt fundament som präglar bedömningen av olika index för stabiliseringspolitiska ändamål. Det går helt enkelt inte att med utredningens utgångspunkter bedöma vad som är ett bra eller dåligt index som underlag för penningpolitiken.

Varaktiga varor – speciellt egna hem

Redan från början vill jag betona att jag är enig med utredningen om den *principiella* uppläggningsmen inte de praktiska övervägandena, när det gäller behandling av varaktiga varor, speciellt egna hem. Beräkningen av egnahemsindex baseras på en hyresekvivalent- eller om man så vill kostnadsansats, vilket är riktigt när det gäller ett kompensationsindex, som ju KPI bör vara. Kostnaden för egna hem i en period t är

$$c_i^t = p_i^t (r^t - p_i^{et} + d)$$

där c_i är kostnaden för egna hem, p_i är priset på egna hem, r är den nominella räntan, $p_i^{et} = \frac{\Delta p_i^{et}}{p_i^{et}}$ är den förväntade framtida förändringen

av fastighetspriserna och d är den konstanta deprecieringstakten¹. Här bortser jag för enkelhetens skull från eventuella skatter och subventioner.

Egnahemsindex blir då

$$PE = \frac{P_i^t (r^t - P_i^{et} + d)}{P_i^0 (r^0 - P_i^{e0} + d)}$$

som kommer att bero på $\frac{P_i^t}{P_i^0}$ = fastighetsprisutvecklingen mellan period

0 och t, förändringen i den nominella räntan samt förändringen i den förväntade kapitalvinsten. Utredningens förslag är att den sk bostadsrealräntan $r^t - P_i^{et}$ ska antas vara konstant. Det motiveras med att valet av bostad är ett långsiktigt beslut. Förslaget innebär att egnahemsindex i huvudsak kommer att bestämmas av fastighetsprisförändringar. En konsekvens av detta är att om KPI läggs till grund för kompensation och om fastighetspriserna faller mycket några år kommer fastighetsägarna förutom att göra stora kapitalförluster dessutom att få en lägre kompensation via prisindex. Detta skulle faktiskt bli fallet bl a för pensionärshushåll med egna hem.

Detta strider givetvis mot själva målsättningen med KPI, att mäta den kompensation som är nödvändig för att hushållet efter inträffade prisändringar ska ha samma nytta som före prisändringarna. Utredningens resonemang om långsiktighet är här helt missriktat, eftersom KPI avser att mäta kortsiktiga prisförändringar² och ange den

¹ Alternativt kan man räkna med en real kalkyl som då blir

$$\tilde{c}_i^t = \frac{P_i^t}{P^t} \left(r^t - P^t - \frac{P_i^{et}}{P^{et}} + d \right), \text{ där } P \text{ är den allmänna prisnivån och}$$

P^{et} är inflationstakten. Här ser vi också att utredningens antagande (när det gäller att beräkna vägningstal) om att fastighetsprisutvecklingen är densamma som den allmänna prisutvecklingen leder till ett orimligt resultat. Då bestäms nämligen den reala kostnaden enbart av den förväntade realräntan samt deprecieringen och är oberoende av fastighetsprisernas utveckling.

² Här syns ett citat från Keynes vara ovanligt välmotiverat: "But this long run is a misleading guide to current affairs. In the long run we are all dead. Economists set themselves too easy, too useless a task if in tempestuous seasons they can only tell us when the storm is long past, the ocean is flat again." J.M. Keynes, A Tract on Monetary Reform, 1923, s 65.

kompensation som behövs p g a prisförändringar som inträffat under loppet av ett år.

De kapitalvinster eller förluster som uppstår representerar en under perioden uppkommen förändring i konsumenternas konsumtionsmöjligheter och bör enligt syftet med KPI beaktas när man beräknar den kompensation som är nödvändig. Att en vinst så småningom kan komma att kompenseras av en förlust är i det här sammanhanget irrelevant.

Värdet av de ökade konsumtionsmöjligheter som uppstår p g a kapitalvinster skulle man kunna reducera något genom att beakta att de i viss mån är illikvida.

Resonemanget om långsiktighet står också i stark kontrast till utredningens motsvarande resonemang när det gäller säsongsvierande priser. Här säger man att "Uppgiften för KPI är således att mäta den faktiska prisutvecklingen, inte att vara ett säsongrensat mått i vanlig bemärkelse.", vilket här innebär att man anser att säsongsvierationer mellan olika månader bör slå igenom i KPI.

PE är delindexet för egna hem som, korrigerat för skatter, vägs in i KPI med ett vägningstal. *Vägningstalet* föreslås beräknas som prisbasperiodens kapitalkostnad för viktperiodens volym. Här bör man, enligt utredningen, alltså räkna med den s k bostadsrealräntan och deprecieringstakten. Enligt utredningens förslag ska man räkna med den nominella 15-årsräntan minus den förväntade allmänna inflationen³. Man föreslår vidare att den nominella räntan ska "bestämmas som räntan på bostadsobligationer ökad med den s.k. räntedifferensen på representativa bostadslån". Konsekvensen av detta är enligt min uppfattning att vägningstal och delindexet behandlas inkonsekvent. Jag ser inga rimliga skäl till att göra på detta sätt.

Även i övrigt finns bristfälliga resonemang när det gäller synen på egnahemsägarnas kapitalvinster. Så påstås t ex "Att hushållet genom värdestegringen får en ökad nominell förmögenhet har emellertid ingen entydig betydelse för behovet av kompensation. Endast om huspriserna stiger i en annan takt än den allmänna prisnivån skulle det få några konsekvenser: att egnahemsägarnas samlade reala resurser ökar då relativpriset på fastigheter stiger och att deras reala resurser minskar då relativpriset på fastigheter minskar." Detta gäller ju bara för hushåll som inte belånat fastigheten. För hushåll som belånat fastigheten ger även en nominell fastighetsprisökning en real vinst i form av ökade konsumtionsmöjligheter.

³ Historiskt har småhuspriserna i Sverige stigit snabbare än konsumentpriserna. Mellan 1975 och 1999 steg småhuspriserna med i genomsnitt ca en procent-enhet mer per år än konsumentpriserna.

Om man, som enligt mitt förslag, väljer att beräkna PE som ovan med varierande s k bostadsrealränta kvarstår problemet med att beräkna den förväntade framtida fastighetsprisutvecklingen. I praktiken finns inte sådana data för den föreslagna tidshorisonten 15 år. Jag har simulerat fram PE och KPI med den historiska fastighetspris-utvecklingen och med alternativa antaganden om förväntningarna (faktiskt observerade inflationsförväntningar ett år framåt respektive ekonometriskt genererade förväntningar). Dessa simuleringar visar att variansen i KPI och PE skulle öka dramatiskt. Det är troligt att denna ökade varians skulle bli betydligt mindre om man hade data över egnahemsägarnas mer långsiktiga förväntningar om framtida fastighets-priser, som troligen är mycket mindre volatila än de kortsiktiga för-väntningarna. Vad man än fastnar för här bör dock såväl nominella förändringar i räntan samt förväntad fastighetsprisförändring slå igenom i index.

Sammanfattningsvis vill jag påpeka att det finns flera praktiska svårigheter med att beräkna kapitalkostnader för varaktiga varor, som t ex att välja en relevant ränta (kort eller lång) och att beräkna förväntad prisstegring. Dessa problem skulle ha kunnat lösas om det funnits väl fungerande hyresmarknader, varvid man kunde använt hyrorna som approximation på kapitalkostnaderna för de som äger sina fastigheter. För flera i KPI ingående varaktiga varor finns sådana hyresmarknader, t ex för bilar, motorcyklar, hushållsmaskiner, m m. I stället för att beräkna prisindex med utgångspunkt från inköpspriserna anser jag att det skulle kunna vara en fördel att beräkna index med utgångspunkt från hyror. Om hyresmarknaderna kännetecknas av fri konkurrens kommer detta att ge beräkningar som är konsistenta med index för egna hem.

Penningpolitikens målvariabel – mått på underliggande inflation

När det gäller utredningen om index som underlag för stabiliseringspolitiken sägs i direktiven till utredningen att: ”Utredaren skall också belysa behovet av prisindex för olika ändamål, analysera hur index allmänt bör vara utformade för olika ändamål samt bedöma i vilken utsträckning befintliga index (HIKP, KPI, nettoprisindex) tillgodoser dessa behov. Behov av att mäta den ”underliggande inflationen” bör behandlas i detta sammanhang.”

Jag tolkade dessa direktiv som förhållandevis ambitiösa och föreslog därför redan i utredningens början att man skulle tillsätta en expert som utredde detta i ett penningpolitiskt perspektiv, dels för att kunna peka på hur ett sådant index borde konstrueras, dels för att kunna utvärdera existerande index. Detta gjordes aldrig. Utredningens analys inom detta

område är enligt min mening alltför bristfällig för att kunna tjäna som underlag för val av målvariabel inom penningpolitiken.

Ett penningpolitiskt perspektiv

Syftet med stabiliseringspolitiken är att försöka minska variansen i inflationen samt BNP (eller arbetslösheten) kring önskvärda nivåer. De sammanvägda samhällsekonomiska kostnaderna för att avvika från målen avseende inflation och BNP beror på hur man värderar dessa kostnader. I praktiken har man bara en vag uppfattning om vilka dessa kostnader är och i ännu högre grad hur stora de är. När det gäller kostnader för alltför hög inflation brukar det ofta framhållas att kostnaderna mer bestäms av inflationens variation än av dess nivå. Det anses bero på att en varierande inflation försämrar prissystemets signalfunktion, t ex att de ekonomiska aktörerna får svårare att skilja relativa från absoluta prisändringar. Att man ändå har inflationens nivå som målvariabel beror på att inflationens nivå är positivt korrelerad med inflationens variation⁴. Hur som helst verkar det vara ett rimligt krav på en operationellt fungerande målvariabel att den ska vara korrelerad med den slutliga målvariabeln.

I och med att man betonar kostnaderna för prissystemets bristande signaler under varierande (hög) inflation borde det också vara viktigt att inkludera så många priser som möjligt, dvs att ha ett brett prisindex. KPI är, som många har konstaterat⁵, ett delindex där många priser utelämnats. Faran med att i ett penningpolitiskt sammanhang använda ett delindex är att man blandar ihop relativa med absoluta prisändringar, dvs att Riksbanken reagerar på en real förändring som marknaderna bör hantera⁶. Detta är ett område som jag tycker att utredningen borde ha analyserat.

Målvariabeln kan således vara direkt och då tillsammans med mål för BNP ingå i den stabiliseringspolitiska målfunktionen. Den kan också vara indirekt och användas som ett operationellt mål i penningpolitiken.

⁴ Detta är dock inte helt entydigt i den empiriska litteraturen, se t ex R.F. Engle, "Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based on the ARCH Model", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol 15, 1983, s. 286-301.

⁵ Se t ex R.A. Pollak, *The Theory of the Cost-of-Living-Index*, New York: Oxford University Press, 1989. KPI är ett delindex, eftersom det bara omfattar priser på privat konsumtion av varor och tjänster.

⁶ Antag att index i extremfallet består av en enda vara, säg potatis. Det är inte rimligt att räntan ska stiga på ett stigande potatispris, om andra priser är konstanta eller stiger mindre. Ju fler priser som undantas i index, desto större risk för denna typ av misstag.

Riksbanken använder vidare ett instrument, idag reporäntan, i syfte att påverka det slutliga målet. Räntan kan reagera främst på förändringar i den indirekta målvariabeln. Effekten av förändringar i reporäntan påverkas av olika trögheter i ekonomin, främst i pris- och lönebildningen, så att maximal effekt uppnås först efter en viss tid, den så kallade transmissionsmekanismen. En operationellt effektiv indirekt målvariabel bör därför ta hänsyn inte bara till korrelationen med den slutliga målvariabeln utan också till den tidsfördröjning med vilken instrumentet verkar. Därför kan den indirekta målvariabeln bestå av en prognos på den framtida inflationstakt som instrumentet effektivt kan påverka.

Det har också framhållits att valet av målvariabel bör göras så att utvärdering av penningpolitiken underlättas. Detta kan tolkas så att det bör vara en tydlig korrespondens mellan den indirekta och den slutliga målvariabeln och att utvärderingen gynnas av om man kan använda den slutliga målvariabeln operationellt.

Grovt sammanfattat kan man urskilja tre kriterier för penningpolitikens målvariabel som en analys enligt ovanstående riktlinjer skulle kunna peka på:

- a) bredden på index
- b) en indirekt målvariabel bör vara korrelerad med den slutliga målvariabeln
- c) index bör vara korrelerat med det penningpolitiken kan påverka, dvs prognoser på framtida inflation

Ett tänkbart upplägg skulle då varit att bedöma t ex KPI med utgångspunkt från bredd, korrelationen med KPIs variation och om KPI utgör en bra prognos på framtida KPI.

Därutöver kan det naturligtvis finnas många andra aspekter att lägga på målvariabeln och det kan t ex finnas goda skäl att undanta vissa priser (korta räntor är ett uppenbart exempel) från index.

Min huvudpoäng är här dock att utredningen borde kunnat göra betydligt mer inom detta område om man från början satsat mera resurser⁷.

Utredningens analys

Utredningen begränsar sina bedömningar till att gälla existerande, eller tidigare föreslagna, index, nämligen KPI, av utredningen föreslagna ny KPI, HIKP samt ett mått på underliggande inflation, UNDI_X, som

⁷ Utredningen borde då också ha gått igenom den ganska omfattande litteratur om "core inflation" som nu finns.

rensar bort ränte- och skatteförändringar. För att bedöma dessa används tre kriterier:

- indexets utveckling på medellång sikt (t ex räknat över en femårsperiod) ska inte systematiskt avvika från målvariabelns
- indexet ska uppvisa mindre variationer än målvariabeln sett i ett tidsperspektiv på ett à två år
- tillfälliga förändringar orsakade av utbudsstörningar bör rensas bort ur målvariabeln, såvida denna inte kompletteras med ett mått på ”underliggande inflation”

Utredningen finner att inga av de existerande indextalen uppfyller samtliga kriterier men att UNDEX framstår som ett bra och kompletterande mått till antingen KPI eller HIKP och att det föreslagna nya KPI skulle fungera bättre som målvariabel än det nuvarande KPI.

Man kan här konstatera att det enligt de uppställda kriterierna, förutsatt att penningpolitiken är trovärdig, finns ett index som skulle klara samtliga kriterier; nämligen ett indextal som varje år ökar med två procent. Det avviker inte alls från målvariabeln förutsatt att penningpolitiken är trovärdig, varierar inte alls och är inte utsatt för några tillfälliga variationer orsakade av utbudsstörningar.

Flera av de synpunkter som utredningen har förefaller vederhäftiga. Genom att inte sätta in analysen i ett penningpolitiskt sammanhang missar dock utredningen flera av de viktigaste aspekterna. Diskussionen om vilka variabler som kan rensas ur KPI eller andra mått hade t ex behövt kompletteras med vilka problem som kan uppstå när man använder ett delindex som målvariabel, dvs precis det omvända: Vilka priser skulle man behöva komplettera KPI eller andra index med?

Utredningen drar i alla fall slutsatsen att det föreslagna nya KPI passar bättre som målvariabel för penningpolitiken än det nuvarande KPI. Det ligger nära till hands att tro att utredningen här velat slå två flugor i en smäll, dvs ändra ett kompensationsindex så att det passar även för penningpolitiken. Dessvärre blir resultatet otillfredsställande eftersom KPI är en kompensationsindex för den privata konsumtionen medan kraven på en målvariabel för penningpolitiken är helt annorlunda.

Särskilt yttrande

av N. Anders Klevmarken, ledamot och vice ordförande i Nämnden för konsumentprisindex.

Utgångspunkter

Bakgrunden till att en ny KPI-utredning tillsattes var att

- ett nytt europeiskt index HIKP tillkommit inom EU,
- att Riksbankens förändrade ställning och penningpolitikens nya inriktning krävde speciella prisindex,
- att det fanns ett antal olösta principiella och tekniska problem i beräkningen av KPI.

Mot denna bakgrund har det varit utredningens uppgift att kartlägga behovet av prisindex för olika ändamål, att bedöma om befintliga index tillgodoser dem, och föreslå förändringar. En aktuell frågeställning är således om HIKP helt kan ersätta KPI.

Utredningen redovisar olika användningsområden för en konsumentprisindex: 1) Kompensationsändamål (t ex indexering av bidrag), 2) Beräkning av realvärde mått (t ex reallöner) och 3) Stabiliseringspolitiska användningar (t ex som mål för Riksbankens penningpolitik). Utan att redovisa några nya fakta om hur det nuvarande KPI användes gör utredningen bedömningen att användningen av KPI för kompensationsändamål (och realvärde-beräkning) är den centrala användningen. Utredningen har dock inte själv dragit konsekvenserna av detta, utan den har försökt konstruera ett nytt index som ska tillgodose alla huvud-användningar. Resultatet har blivit ett index som inte är lämpligt för något av de angivna ändmålen, och i synnerhet inte för kompensationsändamål. Enligt min mening är det nödvändigt att ha ett index av KPI-typ för kompensationsändamål och realvärdeberäkningar, och en eller flera andra indexar för stabiliseringspolitiska ändamål. Beroende bl.a. på hur bostadsposten i framtiden kommer att utformas i HIKP skulle detta index eventuellt kunna tillgodose det senare syftet.

Teoretisk grund

Teorin för kompensationsindex bygger på den s k klassiska valhandlingsteorin enligt vilken konsumenten så långt inkomsten tillåter väljer varor och tjänster till givna priser så att välfärden maximeras. Inom ramen för denna modell svarar en kompensationsindex på frågan hur mycket inkomsten måste öka för att kompensera en prisökning så att konsumentens välfärd är oförändrad. Man kan också konstruera index som svarar på frågan om vilken kompensation som behövs om vissa priser ökar, oavsett vad som händer med andra priser. Vilka prisförändringar som man ska låta slå igenom i index beror på syftet. Utredningen försöker bortse från denna fundamentala egenskap hos en kompensationsindex genom en förment objektivitet: ”Beräkningsgrunderna påverkas alltså inte av politiska värderingar – t ex av vad som anses önskvärt att de politiska välfärdssystemen kompenserar för”. I själva verket kommer man alltid genom definitionen av varukorgen, representantvarorna och vikterna att ta ställning. En kompensationsindex kan aldrig vara ”objektiv” i bemärkelsen helt fri från värderingar. Det är dock givetvis så, som utredningen påpekar, att ett prisindex av KPI-typ inte i *varje* situation kan ange vilken kompensation som behövs. Däremot finns det ett antal viktiga normala användningar av index, och det är rimligt att index utformas så att det är användbart för dessa. Att detta inte är fallet med det nya index utredningen föreslår kommer jag att illustrera nedan.

Den klassiska valhandlingsteorin kan kritiserars därför att den i flera olika avseenden är en orealistisk modell av hur konsumenterna beter sig. I sin enklaste form är den statisk och beaktar inte förekomsten av varaktiga varor, sparande, skatter och andra institutionella förhållanden som påverkar konsumenternas beteende. Teorin för kompensations-index har i allmänhet tillämpats på den enkla statiska modellen, men kan i princip också tillämpas på mer realistiska modeller för konsumentbeteende. Svårigheten består i att utforma en realistisk och allmänt accepterad modell. Utredningen har gått runt denna svårighet genom att omdefiniera syftet med indexet. Man säger att index ska mäta förändringar i hushållens *kostnader* för en given konsumtionsstandard. Detta är inte kontroversiellt för vanliga icke varaktiga varor, men blir kritiskt när man definierar kostnader för varaktiga varor, såsom egna hem, och för offentliga tjänster med inkomstberoende taxor. Jag kan inte finna att de definitioner man valt svarar mot något annat syfte än det självuppfyllande att ange hur mycket kostnaden, såsom man definierat den, förändras.

Delindex för egna hem

I delindex för bostadstjänster har man definierat kapitalkostnaden som räntekostnaden för långsiktiga lån (15 år) räknat på hela fastighetens värde, minus långsiktig värdestegring på fastigheten och förslitning. Vidare antar man att skillnaden mellan ränta och relativ värdestegring är konstant och att förslitningen sker till en konstant procentsats. Resultatet blir att kapitalkostnaden i index enbart kommer att bestämmas av fastighetspriserna. Ju rikare egnahemsägarna blir desto större kompensation ska vi ge pensionärer, socialbidragstagare och barnfamiljer, av vilka många är just egnahemsägare, och desto mer kommer de anställdas representanter att begära i kompensation i löne-förhandlingarna!

Utredningens motiv för att enbart beakta ränta på mycket lång upplåning och konsumenternas förväntningar om fastighetsprisernas långsiktiga utveckling är att dessa förhållanden antas vara avgörande för valet mellan olika boendeformer. Teoretiskt kan ett sådan beteende förefalla rimligt, men något empiriskt belegg för att det inte skulle vara mer kortsiktiga fluktuationer som påverkar konsumenterna har vi inte. Utredningen bortser också från att kortsiktiga fluktuationer i räntan påverkar avvägningen mellan bostadskonsumtion och annan konsumtion. Då de flesta egnahemsägare behåller sina hus trots att räntan går upp, kommer en ränteändring att få samma effekt som en inkomständring, dvs vid en räntehöjning blir man tvungen att dra ner på annan konsumtion än bostadskonsumtion. En räntehöjning medför således en standardsänkning för egnahemsägare. Det är obegripligt varför utredningen inte anser att kompensation ska ges för detta genom att låta ränteändringar slå igenom på index.

På kort sikt finns ingen parallell följsamhet mellan ränta och förändring i huspriser utan korrelationen mellan dessa variabler är negativ. När räntan sjunker stiger huspriserna. Utredningens förslag skulle därför ha medfört en ganska stor ändring av "inflationen" om det genomförts för några år sedan. Minskningen av inflationstakten till följd av räntesänkningarna hade inte slagit igenom på KPI, medan den uppgång i fastighetspriserna som vi sedan någon tid kan se sannolikt bidragit till att öka inflationen. Tyvärr har utredningen inte bidragit med några historiska alternativkalkyler med vars hjälp man skulle kunna se hur stora effekterna skulle blivit på KPI.

Utredningen föreslår att man ska räkna räntekostnaden både på den egna insatsen och på det lånade kapitalet. Motivet är att det finns en s k alternativkostnad för att satsa egna pengar i ett eget hem. Men tillskriver man egnahemsägaren en kostnad för det egna kapitalet borde man rimligen även ge denne en lika stor intäkt, varvid hela kostnaden för den egna insatsen nettas ut ur kalkylen. Annorlunda uttryckt, en

ränteändring påverkar inte konsumtionsstandarden för den som betalat hela sitt hus med egna medel utan att låna. Den tillskrivna räntekostnaden för det egna kapitalet bör därför inte påverka index, varken via prisrelativen eller via vikterna.

Kapitalkostnaden föreslås beräknas efter avdrag med kapitalvinsten, dvs fastigheternas värdeökning. Jag delar utredningens bedömning att detta kan vara rimligt, med hänsyn till kompensationsändamålet, men jag vill samtidigt framhålla att detta inte är någon självklarhet eller "objektiv" egenskap hos ett index. Det är i stället ett exempel på att utredningen gjort bedömningen att det är rimligt att enbart ge kompensation för förändringen i nettokostnad, eller som utredningen uttrycker det, förändringen i realränta. Normalt beaktas inte förändringar i tillgångspriser vid beräkningen av ett konsument-prisindex. Egnahemspriserna utgör härvidlag ett undantag. Däremot borde man i så fall ta hänsyn till att kapitalvinsterna likvidiseras först någon gång i framtiden när fastigheten säljs, eller till den kostnad husägaren får om denne väljer att göra prisstegringen likvid tidigare genom att höja sina lån. De praktiska svårigheterna att mäta förväntad fastighetsinflation kan å andra sidan vara ett skäl att helt avstå från realränteansatsen.

Enligt utredningens förslag kommer en förändring i kapitalbeskattningen att påverka vikten för delindex för kapitalkostnaderna, men inte själva delindexet. En förändring av fastighetsskatten kommer direkt att slå igenom på index för egna hem. Däremot har utredningen valt att hålla bostadsbidragen utanför indexberäkningarna. Avgörande för om en ändring av bostadsbidragen ska få slå igenom i index är om den kan anses kompensera barnfamiljer och pensionärer för ändringar i boendekostnaderna så att upp- eller nedräkningarna av pensioner och bidrag kan göras mindre. Utredningen har, möjligen omedvetet, tagit ställning genom sitt förslag. För min del anser jag att frågan bör bli föremål för ytterligare överväganden.

Sammanfattningsvis finner jag att utredningens förslag till delindex för kapitalkostnaderna i egna hem inte kan ligga till grund för ett kompensationsindex. I stället bör man ha ett index som låter faktiska ränteförändringar på upplånat kapital, men inte på eget kapital, slå igenom i index.

Bostadsrätter och övriga kapitalvaror

Fritidshus föreslås bli behandlade på samma sätt som egna hem. För övriga varaktiga varor föreslår utredningen inga förändringar. Det innebär att man för bostadsrätter vill använda en hyresekvivalentansats och för övriga varaktiga varor mäta inköspriserna. Något empiriskt underlag som stödjer utredningens slutsats att hyror i flerfamiljshus kan ersätta ett index för bostadsrätter presenteras inte. Den snabba prisökningen på bostadsrätter i storstäderna, den sannolika skillnaden i boendekvalitet, inte minst beträffande läge, mellan bostadsrätter och hyresrätter och den kvarvarande hyresregleringen gör att jag är skeptisk till utredningens slutsats. Förmodligen har bristen på data om bostadsrätter bidragit till utredningens ställningstagande. Att beräkna ett index för bostadsrätter på samma sätt som för egna hem skulle fordra ny insamling av statistik om bostadsrätter. Sådan statistik har vi emellertid behövt länge även för andra ändamål, och SCB borde få i uppdrag att påbörja en sådan statistikinsamling.

Beträffande övriga varaktiga varor säger utredningen att man skulle kunna överväga att beräkna (hyres-)kostnaden att använda vissa varor med lång varaktighet i stället för att mäta inköspriset. Någon empirisk jämförelse och utredning av konsekvenserna av de två alternativen görs dock inte, då utredaren ansett att det legat utanför hans uppdrag.

Politiskt och administrativt bestämda taxor

För närvarande ingår inte de avgifter som konsumenterna betalar för barnomsorg och äldreomsorg i underlaget för KPI. Utredningen föreslår att barnomsorgstjänsterna nu ska tas med i index och förutser att äldreomsorgen också kommer att behöva tas med. För att motivera hur detta ska ske definierar man en kostnad för dessa tjänster som leder till att delindexet blir oanvändbart för kompensationsändamål. Det är även svårt att se att det är användbart för något annat ändamål. Problemet med dessa tjänster är att taxorna i många kommuner är inkomstberoende. Utredningen föreslår att index ska baseras på de avgifter som hushållen faktiskt betalar. Detta innebär att om produktiviteten ökar och därmed även lönerna för förvärvsarbete barnföräldrar så kommer konsumentprisindex att öka därför att de avgiftsgrundande inkomsterna och således även avgifterna ökar. På motsvarande sätt kommer KPI att öka om pensionärernas inkomster ökar, därför att avgiftsunderlaget för äldreomsorgen ökar. Ju större inkomster barnfamiljer och pensionärer får desto större uppskrivning av pensioner och bidrag skulle de få! Detta kan inte vara rimligt. Om dessa tjänster över huvud taget ska ingå i

konsumentprisindex måste detta delindex utformas så att endast taxeändringar slår igenom i index. Det är inte troligt att de praktiska problemen med att beräkna ett sådant index skulle vara så mycket större än de, som är förenade med utredningens förslag.

Av hävd har avgifter för lokaltrafik och läkarvård, fordonsskatter m m ingått i KPI. Utredningen ser inga skäl att särbehandla omsorgsavgifterna. Utredningen har föreställningen att det skulle finnas något "objektivt" konsumentprisindex som kan motiveras med teorin för kompensationsindex men utan att man behöver ta ställning till vad man önskar ge kompensation för. Man säger t ex i början av kap. 5, "Huruvida hushållen faktiskt bör kompenseras för avgiftsförändringarna är en politisk fråga, men sådana överväganden bör inte påverka utformningen av prisförändringsmättet". Som jag framhållit ovan är detta en ohållbar ståndpunkt så länge man anser att prisförändringsmättet huvudsakligen ska användas för kompensationsändamål. Vilket beslut man än fattar beträffande taxor och avgifter tar man i praktiken ställning. Det huvudsakliga motivet för att inte ha med dem i index är att det finns politiska avsikter med att förändra taxorna vilka inte bör motverkas genom indexering av pensioner och bidrag eller via kompenserande krav i löneförhandlingarna. Man kan dessutom tillägga att om man avser att använda index för stabiliseringspolitiska syften, då bör politiskt och administrativt bestämda taxor och avgifter inte ingå.

Kategoriindex

Utredningen har i vissa avseenden på ett förtjänstfullt sätt berikat våra kunskaper om konsumentprisindex egenskaper och hur det bör konstrueras, det gäller t ex analysen av systematiska fel och tillförlitlighet, och den tekniska indexkonstruktionen på olika aggregationsnivåer, men i andra avseenden har man tagit ställning utan att göra någon egentlig utredning och utan att tillföra någon ny information. Några exempel har redan givits ovan, andra är diskussionen av index för stabiliseringspolitiska ändamål och av behovet av kategoriindex. Jag avstår från att närmare diskutera ett index för stabiliseringspolitiska ändamål. Detta problemkomplex behandlas närmare i ett särskilt yttrande från Bengt Assarsson. Däremot vill jag nämna att utredningen väl lättvindigt avfärdar frågan om kategoriindex. Frågan om ett separat index för pensionärer har varit ett återkommande tema i debatten. Med en växande andelen pensionärer i Sverige lär den inte vara begravd i och med denna utredning. För att utreda om ett kategoriindex för pensionärer är meningsfullt, måste man välja nya

representantvaror med hänsyn till pensionärernas konsumtionsmönster och mäta prisutvecklingen på dessa varor. Det räcker inte att behålla de gamla representantvarorna och bara vikta om dem. Detta är en omfattande och ganska dyrbar utredningsuppgift, som återstår att genomföra.

Framtida forsknings- och utredningsarbete

Med kort tid till sitt förfogande och med mycket begränsade resurser har den nu avslutade utredningen haft en omöjlig uppgift. Att med tillräckligt djup belysa alla de frågeställningar och problem som räknas upp i direktiven har inte varit möjligt. När frågan om en offentlig utredning väcktes i indexnämnden framhöll de svenska vetenskapliga representanterna att man förordade en större utredning med ungefär samma uppläggning som vid utvärderingen av skattereformen (KUSK). Denna rekommendation följdes inte. Nu återstår ett flertal viktiga problem att belysa och ta ställning till. Samtidigt tillkommer ständigt nya problem i takt med att samhället förändras och att index-beräkningarna måste anpassa till dessa förändringar. Det är därför motiverat att resa frågan om framtida resurser för utredning och forskning kring prisindex. Vid Statistiska Centralbyrån finns begränsade utredningsresurser som ibland måste tas i anspråk för produktionsändamål. Forskningen om prisindex vid svenska universitet och högskolor är mycket blygsam. Det finns få studenter som har den lämpliga kombinationen av statistisk metodik och ekonomisk teori och än färre som kan intresseras för indexproblematiken. Löpande utredningsarbete i anslutning till produktionen av KPI (och andra indexserier) bör lämpligen ske vid SCB, men en hel del av de utestående problemen är av forskningskaraktär. Det vore därför lämpligt att skapa ett forskningsinstitut med syfte att bedriva forskning om prisindex och prisbildning. Detta bör vara ett akademiskt forskningsinstitut fristående från SCB, men med nära anknytning till och samarbete med SCB, Riksbanken och Konjunkturinstitutet.

Sammanfattning:

- Ett svenskt KPI bör behållas med huvudsakligt syfte att användas för kompensationsändamål och realvärdeberäkningar.
- Utredningens förslag till delindex för egna hem kan inte ligga till grund för ett sådant index. I stället måste man ha ett index som låter ränteförändringar på lån för eget hem slå igenom i index.
- Delindex för bostadsrätter måste utredas ytterligare.
- Utredningens förslag om delindex för inkomstberoende taxor bör inte genomföras. Om politiskt och administrativt bestämda taxor över huvud taget ska ingå i index bör utredas ytterligare.
- Frågan om kategoriprisindex för pensionärer bör utredas.
- Initiativ bör tas för att starta ett institut för forskning om prisindex och prisbildning.

Kommittédirektiv

Översyn av konsumentprisindex

Dir. 1997:144

Beslut vid regeringssammanträde den 11 december 1997

Sammanfattning av uppdraget

En översyn av konsumentprisindex (KPI) skall genomföras. Uppdraget avser såväl en översyn av indexets syfte som dess konstruktion. Utredaren skall bl.a. belysa behovet av prisindex för olika ändamål samt föreslå eventuella ändringar när det gäller hur grunderna för KPI skall tolkas. Vidare skall preciserade riktlinjer formuleras på vissa områden för att underlätta tolkningen av de principiella grunder som föreslås. Utredaren skall även föreslå eventuella ändringar i den roll och sammansättning som Nämnden för konsumentprisindex har.

Konsumentprisindex

Konsumentprisindex spelar en viktig roll för den ekonomiska politiken. Grunderna för beräkning av KPI lades fast på 1950-talet av regering och riksdag utifrån förslag som utarbetats av 1952 års indexkommitté och 1955 års Bostadsindexutredning. Den nuvarande grundläggande indexkonstruktionen fastlades av 1943 års indexsakkunniga och bygger på kort- och långtidsindex, ettårslänkar och Edgeworthliknande långtidslänk. Konstruktionen har visat stor livskraft och är i ett avseende överlägsen andra länders indexkonstruktion genom att den har en förmåga att delvis undvika Laspeyresindexens tendens att överskatta levnadskostnadsutvecklingen (s.k. substitutionsbias).

Nämnden för konsumentprisindex avgör frågor om tolkningen av de grunder som gäller för beräkningarna.

Behovet av en översyn

Efter drygt 40 år har det blivit uppenbart att såväl behovet av prisindex som förutsättningarna för att beräkna dem har förändrats avsevärt.

Riksdagens revisorer konstaterade i sin granskning av KPI 1992 att en rad praktiska problem var förknippade med beräkningarna av KPI och att det fanns ett behov av löpande utvärdering och metodutveckling av indexet.

Internationellt har intresset ökat för att analysera eventuella systematiska under- och överskattningar av konsumentprisernas utveckling.

I samband med att Nämnden för konsumentprisindex behandlat ett antal frågor har det varit uppenbart att de grunder som använts inte ger tillräcklig vägledning samt att de ibland även kan ifrågasättas.

Tillkomsten av ett europeiskt harmoniserat index för konsumentpriser (HIKP), som skall tillgodose behovet av ett inflationsmått i ett makroekonomiskt och internationellt sammanhang, kan på sikt innebära att kraven på ett nationellt KPI förändras. Det skulle eventuellt möjliggöra att KPI renodlas som ett kompensationsinstrument.

De ökade behoven av index för olika syften aktualiserar frågan om flera index bör ersätta eller komplettera KPI. Det finns alltså behov av en översyn såväl när det gäller indexets syfte som dess konstruktion.

Uppdraget

Avgörande för utformningen av ett index är dess syfte. Utredaren skall främst kartlägga behoven och analysera de principiella frågeställningar kartläggningen ger upphov till. Utifrån detta skall anges vilken storhet som det i olika sammanhang är indexets mål att mäta. Utredningsarbetets inriktning skall således inte vara att ange detaljerade riktlinjer för hur denna storhet skall skattas.

Prisindex för olika ändamål

Utredaren skall också belysa behovet av prisindex för olika ändamål, analysera hur index allmänt bör vara utformade för olika ändamål samt bedöma i vilken utsträckning befintliga index (HIKP, KPI, nettoprisindex) tillgodoser dessa behov. Behov av att mäta den "underliggande inflationen" bör behandlas i detta sammanhang. För att underlätta tolkningen av föreslagna riktlinjer skall, så långt det är möjligt, utredaren precisera deras teoretiska grund genom att hänvisa till ekonomisk teori, t.ex. om konstantnytta, eller till någon tydligt vägledande princip. Vidare

skall anges hur föreslagna index avgränsas när det gäller indexpopulation, produkter etc. Utredaren skall också redovisa om indexet skall ta hänsyn till externa effekter (t.ex. positiv miljöpåverkan genom avgasrening), politiskt fastställda priser och nyttan av nya produkter (som inte direkt ersätter existerande produkter).

Utredaren skall även belysa och föreslå eventuella ändringar när det gäller hur grunderna för KPI skall tolkas och i fråga om index-nämndens roll och sammansättning.

Indexkonstruktion

Översynen bör utgå från den nuvarande grundläggande indexkonstruktionen. Trots dess förmåga att undvika överskattning av levnads-kostnadsutvecklingen (substitutionsbias) har den dock vissa svagheter. Utredaren skall utvärdera alternativa konstruktioner mot bakgrund av kravet på relevans och tydlighet och på att det skall vara praktiskt möjligt att utföra beräkningar med nödvändig aktualitet. Utredaren skall undersöka om det hos befintliga index finns problem med systematiska under- eller överskattningar av inflationen (s.k. bias). Om utredaren finner sådana problem skall utredaren även undersöka om biasen varierar över tiden. Bedömer utredaren att problemen med bias är stora bör förslag till förändringar lämnas.

Preciserade riktlinjer

För att underlätta tolkningen av de principiella grunder som föreslås, skall utredaren formulera mer preciserade riktlinjer på vissa områden. Sådana riktlinjer skall ges en tydlig anknytning till det synsätt som kommit till uttryck i syftet med indexen. Preciserade riktlinjer skall tas fram på följande områden:

1. Utformningen av index för egnahemsägarnas och bostadsrättsinnehavarnas boendekostnader. Detta är det kanske mest svårlösta problemet med konsumentprisindex och det är därför av särskilt stor vikt att utredaren föreslår riktlinjer för hur dessa konsumtionsområden skall beaktas. I dag görs ingen särskild mätning av boendekostnadernas utveckling i bostäder upplåtna med bostadsrätt. I stället framskrivs index med hyresindex (boendekostnader i bostäder upplåtna med hyresrätt). För egnahem följs utvecklingen när det gäller räntekostnader, avskrivningar, reparation och underhåll, fastighets-skatt, vatten och avlopp, uppvärmning m.m. Räntekostnader mäts brutto, dvs. ränteavdrag obeaktade, och avseende ägarens totala

faktiskt nedlagda kapital (lånat och eget). Internationellt tillämpas en mängd olika lösningar, t.ex. att låta hyresutvecklingen representera egnahemsägarnas boendekostnader eller att inte ta med egnahemsägarnas boendekostnader i index. Man använder sig också av olika former av kostnads- eller betalnings-modeller som är mer eller mindre lika den svenska samt av anskaffningspriser avseende köp av bostäder.

2. Hanteringen av nya tekniker, nya varor, nya försäljningsställen samt substitution mellan varor respektive mellan butiker. De brister Boskin-kommissionen och olika studier och debattinlägg främst i USA har uppmärksammat i dessa sammanhang tyder på att konventionella prisindex tenderar att systematiskt överskatta prisutvecklingen. Utredaren skall bedöma hur relevant denna problematik är för föreslagna index.
3. Subventioner och inkomstrelaterade taxor. Diskussioner i indexnämnden om hanteringen av varor och tjänster där priset är politiskt påverkat på olika sätt har visat på grundläggande oklarheter. Utredaren skall därför ange hur subventioner och inkomstrelaterade taxor bör behandlas i föreslagna indexberäkningar.
4. Utredaren skall anvisa riktlinjer för val av indexformel på lägsta aggregeringsnivå, dvs. för sammanvägning av enskilda prisnoteringar där underlag för beräkning av vägningstal saknas eller endast kan beräknas schablonmässigt.
5. Mätperiod. I dag görs prisinsamling till konsumentprisindex under den vecka som den 15 i månaden infaller. För vissa varor och tjänster insamlas priser per den 15 i månaden. Utredaren skall slå fast om index skall avse den genomsnittliga prisnivån under en månad eller vid en viss tidpunkt.
6. Säsongvaror. Utredaren skall ange vilka principer som skall vara vägledande för hantering av säsongvariationer i tillgång och pris.
7. Krav på tillförlitlighet m.m. Ett krav på indexet var enligt 1952 års indexkommitté att "det statistiska mätfelet, dvs. skillnaden mellan det beräknade indextalet och det som skulle erhållits med full-ständigt statistiskt material, bör vara så litet som möjligt". I dag bör det finnas mer preciserade krav på vilken tillförlitlighet som är nödvändig med hänsyn till indexets användning. Utredaren skall överväga om kravet på tillförlitlighet kan preciseras ytterligare. Utredaren skall även klargöra om det finns behov av preciseringar t.ex. när det gäller framställningstid, spridningsformer, presentation och dokumentation. I detta sammanhang skall problematiken när det gäller fastställande och revidering av KPI belysas.

Övrigt

Övriga krav på utredningsarbetet är att datainsamling och bearbetning så långt som möjligt skall kunna samordnas med HIKP samt att förslagen skall begränsas till prisindex avseende hushållen.

Vidare skall, trots arbetets inriktning mot principiella frågor, förslagen utformas med hänsyn till vilka konsekvenser de får för kostnaderna och uppgiftslämnarna.

Utredningsarbetet

Utredaren skall knyta till sig personer med en hög vetenskaplig kompetens och ingående kännedom om indexfrågor. Nämnden för konsumentprisindex skall utnyttjas som expertgrupp i arbetet. Utredaren skall vidare rådgöra med viktiga intressenter såsom Riks-banken, Finansdepartementet, Socialdepartementet, Konjunktur-institutet och Konsumentverket samt ta del av och beakta relevanta internationella utredningar.

Utredaren skall beakta direktiven till samtliga kommittéer och särskilda utredare om att pröva offentliga åtaganden (dir. 1994:23), om redovisning av regionalpolitiska konsekvenser (dir. 1992:50), om att redovisa jämställdhetspolitiska konsekvenser (dir. 1994:124) samt om att redovisa konsekvenser för brottsligheten och det brottsförebyggande arbetet (dir. 1996:49).

Utredningsarbetet skall vara avslutat senast den 30 juni 1999.

Vägledande principer för ett konsumentprisindex (KPI)

av fil.dr. Jörgen Dalén

I denna rapport skall vi undersöka om det är möjligt att lägga fast några principer för ett KPI av svensk typ som kan vägleda sökandet valet av metodlösningar i olika situationer. Ett annat sätt att uttrycka detta är: finns det någon teori som kan tjäna som utgångspunkt för att konstruera ett KPI?

Under historiens lopp har många förslag till teorier framförts på prismättningsområdet. Vi skall här främst ägna oss åt det teoretiska system som i dag åtnjuter störst popularitet, nämligen teorin om levnadskostnadsindex (även kallad den ekonomiska ansatsen). I någon mån skall vi också skildra andra system och då främst den axiomatiska indexteorin (även kallad testansatsen).

En gemensam utgångspunkt för samtliga teorier på prisindex-området är att betrakta ett prisindex I_{01} mellan två perioder 0 och 1 som en funktion av fyra vektorer P_0 , P_1 , Q_0 och Q_1 som beskriver priser (P) och köpta kvantiteter (Q) för N produkter. D.v.s.

$$I_{01} = I(P^0, P^1, Q^0, Q^1) \quad (0)$$

Två viktiga begränsningar ligger redan i denna inledande definition.

- (i) Uppsättningen produkter förutsätts statisk över tiden. I själva verket förändras produktsortimentet ständigt vilket gör att produkternas karakteristika även skulle behöva inbegripas i en fullständig indexteori. Detta kräver en kompletterande teori om *nya produkter, kvalitetsförändringar och hedoniska index* som ej behandlas här.
- (ii) Definitionen av N produkter med ett konstant pris under hela perioden förutsätts given. I själva verket varierar priset på "samma produkt" mellan olika försäljningsställen och varuvarianter samt inom varje period av någon längd. Detta kräver en kompletterande teori om elementära aggregat som inte heller behandlas här.

Teorin om levnadskostnadsindex (ekonomisk ansats)

Grundläggande definition

Den ekonomiska ansatsen till indexteorin bygger på antagandet om ett optimerande beteende hos ekonomiska aktörer, dvs vad gäller konsumenterna nyttomaximering eller utgiftsminimering. Under detta antagande ligger också hela den nationalekonomiska teoribildningen, särskilt den mikroekonomiska teorin, vars begrepp som nytto-funktioner, efterfrågefunktioner, priselasticiteter m.m. spelar en central roll i den ekonomiska ansatsen.

Konüs (1924) var den förste som definierade *ett sant levnadskostnadsindex för en individ*. Vid definitionen av Konüs' prisindex utgår man från en nyttofunktion $f(Q)$ med de konsumerade kvantitet-erna som argument samt en kostnadsfunktion

$$C(u, P) = \min_Q \{PQ : f(Q) \geq u\} \quad (1)$$

d.v.s. $C(u, P)$ är lösningen till problemet att minimera kostnaden

$$PQ = \sum_{j=1}^N P_j Q_j \quad \text{för att uppnå åtminstone nyttan } u \text{ där } P \text{ är den prisvektor individens möter.}$$

Konüs' prisindex definieras nu som

$$I_K(P^0, P^1, Q^0, Q^1) = \frac{C(u, P^1)}{C(u, P^0)} \quad (2)$$

Exakta index

Teorin om exakta index förutsätter i allmänhet s.k. *homotetiska preferenser*, som innebär att nyttofunktionen är en monotont ökande transformation av en *linjärt homogen funktion*. Det senare betyder att $f(IQ) = If(Q)$ för alla I . (Dessutom förutsätts vissa andra regularitetsvillkor som kontinuitet och positivitets.) En konsekvens av denna förutsättning är att alla inkomstelasticiteter blir ett. Individen antas alltså

fördubbla sin konsumtion av både potatis och Rolls-Roycebilar, när inkomsten fördubblas!

För att redogöra för teorin om exakta prisindex är det nödvändigt att även införa den s.k. enhetskostnadsfunktionen, definierad som $C(\mathbf{I}, \mathbf{P})$ enligt (1), dvs. minimikostnaden för att åstadkomma "en enhet nytta". För linjärt homogena nyttofunktioner gäller nu relationen

$$C(\mathbf{u}, \mathbf{P}) = uC(\mathbf{I}, \mathbf{P}) = uc(\mathbf{P}). \quad (3)$$

Den ekonomiska indexteorin utgår nu från (2) och härleder s.k. exakta index, d.v.s. indexformler av typen (0) som sammanfaller med (2) för bestämda utseenden av nyttofunktionen $f(\mathbf{Q})$ eller av enhetskostnadsfunktionen $c(\mathbf{P})$ för alla värden av de ingående funktionsparametrarna, dvs de senare "elimineras" under härledningen av indexfunktionen. Exakta volymindex är knutna till $f(\mathbf{Q})$ medan exakta prisindex hänger ihop med den duala storheten $c(\mathbf{P})$. \mathbf{Q} -vektorn i indexformeln får nu alltså tolkningen av "optimala \mathbf{Q} ". Denna ansats tillämpades först av Konüs och Byushgens (1926). Framställningen här lutar sig kraftigt mot Diewert (1993).

Tre viktiga sådana fall som redan Konüs och Byushgens behandlade är:

(i) *Leontiefpreferenser.*

$$f(\mathbf{Q}_1, \dots, \mathbf{Q}_N) = \min_i \{ \mathbf{Q}_i / a_i : i = 1, \dots, N \} \text{ och}$$

$$c_i(\mathbf{P}) = \sum a_i P_i, \quad a_i > 0 \quad (4)$$

I detta fall med "fasta koefficienter" råder ingen substituerbarhet alls mellan produkterna utan nyttan ges av den (normerade) uppnådda miniminivån över alla produkter. De optimala varukorgarna blir i denna situation alltid proportionella mot varandra, med totalbudgeten som proportionalitetskonstant. Man kan här enkelt visa att ett index av typen

$$I_{01} = \frac{\sum_i P_i^1 Q_i}{\sum_i P_i^0 Q_i} \quad (5)$$

är exakt för dessa preferenser, där \mathbf{Q}_i ges som lösningar till minimeringsproblemet. Vi har alltså $\mathbf{Q}_i^1 = \mathbf{I} \mathbf{Q}_i^0$ för alla i och Laspeyres' och Paasches index sammanfaller därvid.

(ii) *Cobb-Douglaspreferenser.*

$$c_2(P) = \prod_i P_i^{a_i}, \text{ d\u00e4r } a_i > 0 \text{ och } \sum_i a_i = 1. \quad (6)$$

Vi f\u00e5r i detta fall, efter en betydligt mer komplicerad h\u00e4rledning, det allm\u00e4nna geometriska indexet

$$I_{0t} = \prod_i \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{a_i}, \text{ d\u00e4r } a_i = \frac{P_i^t Q_i^t}{\sum_i P_i^t Q_i^t} \text{ f\u00f6r n\u00e5gon period } t \text{ (0 eller 1)}. \quad (7)$$

(iii) Homogent kvadratiska preferenser.

$$c_3(P) = \left\{ \sum_i \sum_j a_{ij} P_i P_j \right\}^{\frac{1}{2}}, \quad (8)$$

d\u00e4r $[a_{ij}]$ \u00e4r en symmetrisk $N \times N$ matris av ok\u00e4nda parametrar. I detta fall erh\u00e5lls Fishers index som det exakta indexet, dvs. vi f\u00e5r

$$I_{0t} = \sqrt{\frac{\sum_i P_i^t Q_i^0 \sum_i P_i^0 Q_i^t}{\sum_i P_i^0 Q_i^0 \sum_i P_i^t Q_i^t}} \quad (9)$$

Superlativa index

De klasser av nyttofunktioner som definierade olika slag av exakta indextyper i f\u00f6reg\u00e5ende avsnitt \u00e4r av litet olika karakt\u00e4r och framf\u00f6r allt olika grad av generalitet.

Diewerts (1976) definition av en superlativ prisindexfunktion av typ (0) ovan (som allts\u00e5 endast \u00e4r en funktion av observerbara pris- och volymstorheter) \u00e4r nu att den skall vara exakt f\u00f6r preferenser som motsvarar en enhetskostnadsfunktion som kan ge en andra ordningens approximation till en godtycklig, tv\u00e5 g\u00e5nger deriverbar, linj\u00e4rt homogen funktion. En s\u00e5dan enhetskostnadsfunktion ben\u00e4mns \u00e4ven *flexibel*, d\u00e5 den approximerar alla kostnadsfunktioner (som uppfyller vissa regularitetsvillkor) i situationer med m\u00e5ttliga pr\u00ef\u00f6r\u00e4ndringar.

I exemplet ovan \u00e4r allts\u00e5 $c_3(\cdot)$ en s\u00e5dan flexibel funktion men inte $c_2(\cdot)$ och $c_1(\cdot)$.

Diewert (1976) visade också två andra saker. För det första att Törnqvists prisindex,

$$I_{01} = \prod_i \left[\frac{P_i^1}{P_i^0} \right]^{\frac{1}{2} \left[\frac{P_i^0 Q_i^0}{\sum_i P_i^0 Q_i^0} + \frac{P_i^1 Q_i^1}{\sum_i P_i^1 Q_i^1} \right]}, \quad (10)$$

är superlativt i och med att det är exakt för en s.k. translogfunktion som är ett exempel på en flexibel enhetskostnadsfunktion. Detta resultat är extra intressant, eftersom translogfunktionen inte är begränsad till homotetiska preferenser utan kan approximera en mycket vid klass av konsumentbeteenden.

För det andra att det finns hela klasser av superlativa index som bygger på en nyttofunktion eller enhetskostnadsfunktion som är ett kvadratisk medelvärde av ordningen r . En sådan klass är

$$I_{01} = \left\{ \frac{\sum_i \left[\frac{P_i^0 Q_i^0}{\sum_i P_i^0 Q_i^0} \right] \left[\frac{P_i^1}{P_i^0} \right]^{\frac{r}{2}}}{\sum_i \left[\frac{P_i^1 Q_i^1}{\sum_i P_i^1 Q_i^1} \right] \left[\frac{P_i^0}{P_i^1} \right]^{\frac{r}{2}}} \right\}^{\frac{1}{r}} \quad (11)$$

där r kan anta alla värden större än 0. (Den uppmärksamme läsaren observerar att om $r=2$ erhålls Fisherindexet som specialfall. $r=1$ ger det s.k. Walshs index.)

Ett problem är att om det nu finns hur många superlativa indexfunktioner som helst, vilken skall man då välja? Ett sätt att svara på den frågan ges i diskussionen om indexaxiom nedan. Ett annat svar ges av Diewert (1978) som visar att alla hittills kända superlativa index approximerar varandra väl till andra ordningen (alla partiella andra-derivator sammanfaller).

I praktiken betyder det att skillnaderna mellan dem normalt är så små att de för de flesta praktiska syften är lika. Detta påstående måste dock kvalificeras i ett avseende, nämligen för fenomenet nollpriser, som av och till uppträder i praktisk indexkonstruktion, särskilt för offentliga tjänster. Om priset på en viss produkt är noll i ena änden av jämförelsen men positiv i den andra, så kollapsar Törnqvistindexet till antingen noll

eller oändligheten, medan Fisherindexet fortfarande är väldefinierat. Ett annat sätt att uttrycka detta faktum är att Törnqvist-indexet saknar Fisherindexets egenskap att vara robust mot extrema prisförändringar. Även för Fisherindexet är det dock en öppen fråga hur väl det approximerar ett sant levnadskostnadsindex i denna extrema situation.

Från individ till samhälle

Ett konsumentprisindex avser att mäta prisutvecklingen i en hel nation och inte bara för en individ. Hur skall teorin om levnadskostnadsindex utvidgas till att täcka ett stort kollektiv av individer? Två arbeten som behandlar denna problematik är Pollak (1981) och Diewert (1983).

Pollaks arbete *The Social Cost of Living index* är det grundligaste. Han utgår från en social välfärdsfunktion (svf) av Bergson-Samuelson-typ, som utgör en preferensordning som rangordnar samhällsliga konsumtionsmönster enligt någon väldefinierad värdeskala, där varje individs preferenser antas kända. Ett samhällsligt levnadskostnads-index (SLKI) definieras då som kvoten mellan minimikostnaderna för att uppnå en viss nivå på svf där en referensmatris avseende konsumtion av N varor för S individer anses given. I två specialfall (det "maximerande" och det "oberoende" samhället) innehåller marknadens efterfrågefunktioner tillräcklig information för att konstruera SLKI utan att kräva explicita svf. Pollak definierar även vad han kallar ett Scitovsky-Laspeyres index (SLI) som kvoten mellan (i) de totala utgifter som erfordras för att möjliggöra för *varje individ* att uppnå sin referensnyttornivå vid period 1s priser och (ii) samma utgifter vid period 0s priser. SLI ligger definitionsmässigt mellan ett SLKI och ett samhällsligt Laspeyres index definierat på vanligt sätt (enligt (5) ovan med Q^0 i stället för Q) och tolkat som den totala samhällsliga konsumtionsvolymen.

Såväl SLKI som SLI är oestimerbara, eftersom de beror på abstrakta storheter som preferenser och samhällsliga rangordningar. Däremot är det möjligt att visa undre och övre gränser för ett SLI i termer av de vanliga (samhällsliga) Laspeyres- och Paascheindexen. Diewert (1983, som kallar SLI för Prais-Pollaks index) visar att detta är mindre än ett Laspeyresindex om man utgår från basperiodens preferensordningar och större än ett Paascheindex om man utgår från jämförelseperiodens preferensordningar. Fisherindexet som ett symmetriskt medelvärde av dessa kan då anses som ett gott val. Detta resultat är inte beroende av formen på de ingående individernas nyttofunktioner och har alltså inte heller den homotetiska begränsningen.

I ett SLI adderas varje hushålls konsumtion i såväl täljare som nämnare. Detta medför att de rika hushållen får en högre implicit vikt i index än de fattiga. Detta faktum gör att ett sådant index brukar benämnas ett *plutokratiskt* index. Praktisk indexkonstruktion, där den totala privata konsumtionen hämtas från NR-data, kan sägas motsvara ett plutokratiskt index. Motsatsen, ett index där varje hushålls levnads-kostnadsindex vägs lika, kallas ett *demokratiskt* index. Det senare indexet skulle kunna skattas genom att väga samman kategoriindex för socialgrupper. I t.ex. hushållsbudgetundersökningar kan man avläsa konsumtionsandelar för olika socialgrupper. Genom att sammanväga dessa med gruppernas befolkningsmässiga andelar skulle ett approximativt demokratiskt index erhållas.

Från index om allt till index om delområden

I ett fullständigt levnads-kostnadsindex ingår all konsumtion, alltså inte bara varor och tjänster som säljs på den öppna marknaden utan även avgiftsfria offentliga tjänster (skola, vägar etc.), fritid och miljö. Dessa tjänster och externa effekter önskar vi emellertid inte beakta i ett konsumentprisindex. Hur är det då möjligt att ändå låta teorin om levnads-kostnadsindex vara vägledande? Det visar sig att man på ett fruktbart sätt kan se ett KPI som ett *subindex* till ett fullständigt levnads-kostnadsindex.

Denna idé presenteras i Pollak (1975a). I en mycket klagörande inledning benas problemställningen upp och artikeln ställer upp några tänkbara definitioner av sådana subindex. I Pollak (1989) tillämpas detta synsätt på miljöns roll i ett KPI.

I ett *partiellt levnads-kostnadsindex* (PLKI) måste man förutsätta att de inkluderade produkterna är ekonomiskt separerbara från de exkluderade. Med detta menas, förenklat, att preferensordningen inom den inkluderade gruppen inte påverkas av konsumtionen av de exkluderade produkterna. Man kan då helt enkelt uttrycka PLKI som kvoten mellan de nödvändiga utgifterna för den inkluderade produktgruppen vid de två prissituationerna givet en viss nivå på en s.k. kategorinyttofunktion som avser den inkluderade gruppen.

Man inser dock snabbt att separerbarhet inte råder. Efterfrågan på privat utbildning (i KPI) påverkas av standarden på offentlig utbildning (ej i KPI). Efterfrågan på fritidsartiklar (i KPI) påverkas av mängden fritid (ej i KPI). Efterfrågan på försäkringar och inbrottslarm (i KPI) påverkas av brottsligheten (ej i KPI). Ett alternativt subindexbegrepp är då det *betingade* (eng: conditional) *levnads-kostnadsindexet* (BLKI). I ett BLKI fixeras nivån på konsumtionen av de exkluderade produkterna till

en viss nivå, t.ex. den som rådde vid bastidpunkten, och BLKI definieras sedan som förhållandet mellan de nödvändiga utgifterna för de inkluderade produkterna vid de två tidpunkterna givet denna nivå. Pollak redovisar två BLKI-varianter med litet olika definitioner i detalj. Om separerbarhet råder, så sammanfaller PLKI och BLKI. Ytterligare en subindexvariant är den där priserna i stället för volymerna på de exkluderade produkterna fixeras – Pollak inför här benämningen pseudobetingat levnadskostnadsindex (PBLKI). Med Pollaks definition får dock detta index helt orimliga egenskaper.

Diewert (1983, sid 196–201) tar fasta på en av Pollaks BLKI-varianter och visar att denna, med lämpligt vald nyttonivå, ligger mellan Paasches och Laspeyres index för den inkluderade produkt-gruppen. Detta kan tas till intäkt för rimligheten i gängse index-konstruktioner med delindex som med fasta vägningstal aggregeras till ett totalindex.

Teorin om levnadskostnadsindex medför enligt ovan att ett KPI bör approximera ett BLKI, där mängderna av de exkluderade produkt-grupperna samt externa förhållandena i princip skall fixeras till en lämplig referensnivå. Det är då också nödvändigt att explicit besluta vad som skall exkluderas (och därmed hållas konstant), när det gäller väder, miljö, brottslighet etc.¹

Från index över två perioder till index över många perioder

Den enkla definitionen av levnadskostnadsindex förutsätter att alla produkter som köps under en viss tidsperiod också fullständigt konsumeras under denna period. Om detta inte är fallet måste i stället en teori utarbetas för optimal budgetallokering över en hel livscykel med många tidsperioder. Det resulterande indexbegreppet kallas för ett *intertemporalt levnadskostnadsindex*. Behandlingen av *varaktiga varor* liksom *lånandets och sparandets* roll förutsätter ett sådant index-begrepp.

Dessa frågor behandlas t.ex. i Pollak (1975b) samt i Diewert (1983, sid 201–205 samt 211–216). Slutsatserna är dock väsentligen negativa – något användbart teoretiskt begrepp lyckas man inte formulera. Det står dock klart att det i princip är felaktigt att inkludera hela inköps-priset i index för en produkt med lång livslängd.

¹ Ett exempel på frågans praktiska innebörd är försäkringar, där frågan är huruvida risken skall konstanthållas vid premiejämförelser eller ej. Teorin om subindex säger att detta är ett beslut som beror av vilken grundläggande avgränsning som valts för index.

Vilket vägledande värde har teorin om levnadskostnadsindex?

På några väsentliga punkter ger ett levnadskostnadsindex bestämd vägledning för ett konsumentprisindex konstruktion.

1. Ett superlativt index är den form av indexfunktion som bäst approximerar en bred klass av konsumentbeteenden och är därför överlägset andra indexfunktioner.
2. Genom teorin om betingade levnadskostnadsindex skapas en grund för beaktande av för indexkonstruktionen exogena förhållanden.
3. Ett levnadskostnadsindex är inte en enkel vägd funktion av prisförändringarna för en oförändrad produktkorg. I stället skall konsumentens möjlighet att genom byte till mer ekonomiskt fördelaktiga konsumtionsalternativ beaktas vid indexberäkningen. Detta har även bäring på metodvalet vad gäller elementära aggregat.

Dessa punkter är väsentliga såväl vid valet av indexkonstruktion som vid en analys av bias i existerande indexsystem.

På grund av svårigheterna med den intertemporala teorin är det däremot svårt att få fram tydliga utgångspunkter för behandlingen av varaktiga varor och speciellt för egnahemsposten.

Andra ansatser

Axiomatisk indexteori

Den ekonomiska indexteorin utgår från att konsumenterna betar sig optimalt. De inköpta kvantiteterna av olika varor kommer därigenom fram som lösningar till optimeringsproblem och blir till funktioner av de ingående priserna och budgetbeloppen.

I den axiomatiska indexteorin, däremot, ses priser och volymer som oberoende storheter och några mikroekonomiska antaganden förekommer inte. I stället uppställs ett antal axiom/test/ kriterier, som ett prisindex (eller volymindex) bör eller skall uppfylla. Det finns inte ett enda vedertaget synsätt på hur ett sådant axiomsystem skall se ut – olika teoretiker har framlagt skilda axiomuppsättningar.

Irving Fishers (1922) legendariska bok utgjorde startpunkten för detta sätt att betrakta indextal. Här väljer vi dock att följa uppställningen i Balk (1995). Han börjar (som alla andra) med att definiera ett

prisindex, PI , som en rent matematisk funktion av fyra vektorer av positiva tal, där värdet också är ett positivt tal, dvs $PI : \mathbf{R}_{++}^{4N} \rightarrow \mathbf{R}_{++}$. Man kan skriva funktionen som

$$PI = PI(P^1, Q^1, P^0, Q^0) \quad (12)$$

Man kan då formulera ett antal kriterier som denna funktion bör uppfylla. T.ex. följande:

1. *Monotonicitet.* Om alla priser ökar så ökar även prisindexet. Dvs t.ex. att

$$PI(P^2, Q^1, P^0, Q^0) > PI(P^1, Q^1, P^0, Q^0) \text{ om } P^2 > P^1 \text{ samt att} \\ PI(P^1, Q^1, P^2, Q^0) < PI(P^1, Q^1, P^0, Q^0) \text{ om } P^2 > P^0 \quad (13)$$

2. *Identitet.* $PI(P^0, Q^1, P^0, Q^0) = 1$
3. *Linjär homogenitet och proportionalitet.* Om alla priser vid en tidpunkt förändras med samma faktor så förändras index med denna faktor. T.ex.

$$PI(\mathbf{I}P^1, Q^1, P^0, Q^0) = \mathbf{I}PI(P^1, Q^1, P^0, Q^0) \text{ och} \\ PI(P^1, Q^1, \mathbf{I}P^0, Q^0) = PI(P^1, Q^1, P^0, Q^0) / \mathbf{I} \quad (14)$$

(Balk delar upp detta test i tre delar.)

4. *Dimensionell invarians* (sortförvandlingsinvarians). Låt Λ vara en diagonal matris med positiva tal. Då skall gälla:

$$PI(\Lambda P^0, \Lambda^{-1} Q^1, \Lambda P^0, \Lambda^{-1} Q^0) = PI(P^0, Q^1, P^0, Q^0) \quad (15)$$

Dvs. indexets resultat måste vara oberoende av mätenheterna.

5. *Cirkularitet.*

$P^2 > P^1$ betyder att alla argument i P^2 -vektorn är större än eller lika med motsvarande argument i P^1 -vektorn och minst ett är strängt större. $P^2 \geq P^1$ betyder bara att alla argument i P^2 -vektorn är större än eller lika med motsvarande argument i P^1 -vektorn.

$$PI(P^2, Q^2, P^1, Q^1)PI(P^1, Q^1, P^0, Q^0) = PI(P^2, Q^2, P^0, Q^0) \quad (16)$$

6. *Tidsreversering.*

$$PI(P^1, Q^1, P^0, Q^0) = 1 / PI(P^0, Q^0, P^1, Q^1) \quad (17)$$

7. *Konsistens i aggregering.* Detta kriterium är svårt att formulera kortfattat. Det motiveras av det faktum att index kan beräknas och redovisas i flera nivåer av delindex upp till totalindex. Ett sätt att formulera kriteriet är nu att kräva att beräkningen, givet en viss indexformel, skall ge samma resultat oavsett om beräkningen görs i ett enda steg eller i flera steg. Balk ger en exakt matematisk formulering av kriteriet men poängterar att det kan finnas flera sätt att definiera det.

De två återstående testen bygger på existensen av ett volymindex,

$QI(P^1, Q^1, P^0, Q^0)$, och ett värdeindex,

$VI(P^1, Q^1, P^0, Q^0) \equiv \sum P^1 Q^1 / \sum P^0 Q^0$. För ett volymindex kan nu liknande kriterier som ovan formuleras (fast ibland "tvärtom"). Nedanstående två test bygger på att värde=pris*volym.

8. *Produkttest.* Om vi definierat ett pris- och ett volymindex skall deras produkt bli värdeindex. Dvs.

$$PI(P^1, Q^1, P^0, Q^0)QI(P^1, Q^1, P^0, Q^0) \equiv \sum P^1 Q^1 / \sum P^0 Q^0 \quad (18)$$

Taget för sig själv är detta test trivialt eftersom, man alltid kan definiera t.ex. prisindexet PI som $PI = VI/QI$. Men om man därutöver kräver att såväl prisindex som volymindex skall uppfylla kriterier av typen 1–7 blir det genast besvärligare på ett intressant sätt.

9. *Faktorreverseringstest.* Den starka varianten av produkttestet som kräver att pris- och volymindex har samma funktionella form, där priser och volymer bara "byter plats" i formeln. Vi får då:

$$PI(P^1, Q^1, P^0, Q^0)PI(Q^1, P^1, Q^0, P^0) \equiv \sum P^1 Q^1 / \sum P^0 Q^0 \quad (19)$$

Balk betraktar kriterierna 1–4 i listan som axiom som måste vara uppfyllda för att en funktion skall kunna betraktas som ett prisindex medan 5–9 kallas test och utgör önskvärda egenskaper.

Den axiomatiska teorin innehåller en del negativa resultat. Balk visar t.ex. att det inte finns något index som samtidigt uppfyller identitets-, cirkularitets- och faktorreverseringstestet. Inte heller finns det några par av pris- och volymindex som var för sig och tillsammans uppfyller identitets-, cirkularitets- och produkttesterna. I ljuset av dessa negativa resultat blir frågan vilka axiom/test som bör ges företräde framför andra? Ett svar kräver en utgångspunkt som ligger utanför axiomatiken själv. Vissa författare anser att det då är cirkularitetstestet som i första hand bör stryka på foten.

Det hävdas ofta, se t.ex. Diewert (1992), att de superlativa indexen och särskilt Fishers index uppfyller fler kriterier än andra. Detta är i och för sig beroende på vilket urval av test som görs. Av ovanstående nio test uppfyller Fishers index sju (alla utom cirkularitet och konsistens i aggregering) medan Laspeyres index klarar sex (alla utom cirkularitet, tidsreversering och faktorreversering) liksom även Törnqvists index (alla utom cirkularitet, konsistens i aggregering och faktorreversering).

Rimligen bör olika val göras för olika ekonomiska index. I nationalräkenskaperna är t.ex. prisvolymkonsistensen av mer avgörande betydelse än i ett konsumentprisindex, där i stället kriterier som cirkularitet och tidsreversering växer i betydelse för att inte underminera indexets trovärdighet. Frågan kan dock analyseras vidare.

Andra frågor i anslutning till den axiomatiska ansatsen skulle kunna vara:

- A) Även om en indexformel inte uppfyller ett test exakt, kanske den gör det med så god approximation att avvikelser saknar praktisk betydelse? Detta förefaller t.ex. ofta vara fallet för de superlativa indexen men är ej tillräckligt utrett.
- B) De fyra vektorerna som ingår i (9) ovan förekommer inte direkt i en praktisk indexberäkning. På den aggregerade nivån har vi värdevikter och delindex, alltså endast tre vektorer. På den elementära nivån är datasituationen annorlunda, ofta med bara priser. Bör man då inte undersöka de axiomatiska egenskaperna med hänsyn till denna faktiska tillgång till data?
- C) I praktiken använder vi kedjeindex. Finns det någon relevant axiomatik, när man blickar över mer än en indexlänk, där produktuppsättningen inte är konstant? Detta gäller även korttids-jämförelser som inte inkluderar basmånaden i en länk (t.ex. månad till månad) eller avser perioder i olika länkar (t.ex. 12-månaders-förändringar).

Sammanfattningsvis kan sägas att, även om den axiomatiska ansatsen inte ger oss några färdiga svar, så är det av värde att utsätta en tänkt indexkonstruktion för en analys enligt ovan. I den mån konstruktionen

inte uppfyller kriterierna bör man ställa sig frågan hur stor avvikelserna kan tänkas bli samt vilka konsekvenser detta kan få för indexets användning.

Den stokastiska ansatsen

Ett tredje system som kan tillmätas någon vikt är den *stokastiska ansatsen*. I detta system anses samtliga priser förändras ungefär proportionellt i enlighet med en statistisk modell med en konstant trend och slumpmässig störning omkring denna. Vad det då gäller är att finna ett rimligt medelvärde av dessa förändringar. I de mer primitiva varianterna av ansatsen utesluts härigenom a priori möjligheten av verkliga relativprisförändringar, vilket på sin tid var grunden för Keynes nedgörande kritik av ansatsen.

Ansatsen har dock fått viss ökad popularitet under senare tid i samband med särskilt riksbankernas intresse för s.k. "underliggande inflation". Vi anser dock inte att den har något att tillföra som vägledning för det mer grundläggande måttet på prisutvecklingen och avstår därför från en grundligare genomgång av den här.

Tre intressanta referenser från senare tid är Selvanathan och Rao (1994), Diewert (1995) samt Roger (1996). De två första utgör teoretiska arbeten medan den senare är en tillämpning avseende analys av underliggande inflation i Nya Zeeland.

Förslag i sammanfattning

Ovanstående genomgång pekar mot följande slutsatser.

1. Det teoretiska begrepp som KPI skall skatta föreslås formuleras som ett över samtliga individer sammanvägt, betingat levnadskostnadsindex, där ett antal icke-ekonomiska externa förhållanden konstanthålls. Sådana faktorer är t.ex. klimat, miljö och kanske brottslighet och olycksrisker i olika sammanhang. Exakt vilka dessa faktorer skall vara bör preciseras ytterligare liksom det med exempel bör klargöras hur denna princip kan tillämpas.
2. Vad gäller sammanvägningen från individ till samhälle kan konstateras att ett plutokratiskt index är en naturlig lösning. Om emellertid kompensations syftet med KPI (riktat mot t.ex. låginkomstpensionärer) renodlas kan ett demokratiskt index vara lämpligare. Trots att erfarenheter saknas för beräkning av ett sådant index, förefaller lämpliga vikter t.ex. kunna hämtas från HUT-data.
3. När det gäller den funktionella formen för sammanvägning av prisförändringarna utgör ett superlativt index den bästa approximation-en till ett levnadskostnadsindex.
4. Konsumenternas substitutionsmöjligheter skall beaktas. På den högre aggregeringsnivån görs detta genom användning av ett superlativt index men man måste även beakta denna aspekt vid metodvalen för elementära aggregat.
5. Ingen befintlig ansats ger någon nöjaktig vägledning på problemet att beräkna index för varaktiga varor, särskilt egnahemsposten.
6. En tänkt indexkonstruktion bör utsättas för en indexaxiomatisk analys. I de avseenden väsentliga test inte uppfylls bör konsekvenserna av detta bedömas med hänsyn till användningen av index.

Referenser

Balk, B.M.(1995): *Axiomatic Price Index Theory: A Survey*. International Statistical Review, 63, 1, 69–93.

Diewert, W.E. (1976): *Exact and Superlative Index Numbers*. Journal of Econometrics, 115–145.

Diewert, W.E. (1978): *Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation*. Econometrica, 883–900.

Diewert, W.E. (1983). *The Theory of the Cost-of Living-index and the Measurement of Welfare Change*. I Diewert och Montmarquette (1983): *Price level measurement*, Statistics Canada.

Diewert, W.E. (1992). *Fisher Ideal Output, Input and Productivity Indexes Revisited*. Journal of Productivity Analysis, Vol. 3, No. 3, 211–248.

Diewert, W.E. (1993). *Essays in Index Number Theory*, Volume I, sid 45–50.

Diewert, W.E. (1995). *On the Stochastic Approach to Index Numbers*, Discussion Paper 95–31, Department of Economics, University of British Columbia.

Fisher, I. (1922): *The Making of Index Numbers*. Boston, Houghton Mifflin.

Konüs, A.A. (1924). Engelsk översättning med titeln *The Problem of the True Index of the Cost of Living*, publicerad 1939 i *Econometrica* 7, 10–29.

Konüs, A.A. och Byushgens, S.S. (1926). *Problemet med pengars köpkraft* (sv. övers. av rysk titel). *Voprosi Konyunkturi* II (1), 151–172.

Pollak, R.A. (1975a): *Subindexes of the Cost-of-Living Index*. I **

Pollak, R.A. (1975b): *The Intertemporal Cost-of-Living Index*. I **

Pollak, R.A. (1981): *The Social Cost-of-Living Index*. I **

Roger, S. (1998): *A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand, 1949–96*, I Proceedings of the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Research Paper no. 9806, Statistics Netherlands.

Selvanathan, E.A. och Rao, D.S.P. (1994): *Index Numbers: A Stochastic Approach*, Ann Arbor: The University of Michigan Press.

** I Pollak, R.A. (1989). *The Theory of the Cost-of-Living Index*. Oxford, Oxford University Press

A proposal for a new system of aggregation in the Swedish Consumer Price Index

by Jörgen Dalén, Ph.D.

1 Introduction

This report deals with the basic index construction problems for a Consumer Price Index such as the Swedish KPI (Konsumentprisindex). Basic index construction has essentially two distinct parts:

The chain/link choice. In any price index one must decide on a weight reference and a price reference period within an *index link*. One must also determine the frequency in time between changes of reference periods. In practice, there are two main approaches to this problem. The most common approach internationally is the fixed base index in which reference periods are kept constant for several years – 3–10 or more. The other approach is the chain index with annual links, used in Sweden and some other countries, where the price reference period is changed annually. An additional issue is the choice of *price reference period*, which could be either a month or a year. In chain indices, the usual practice so far has been to use a month (December or January) whereas for fixed base indices the practice is mixed.

Aggregation formulae. Within each link, functional forms for combining prices and weights to measures of price change must be decided. In practice, we have both differences in consumer behaviour in different markets and differences in access to weight data in different parts of the index. For this reason, there is a need to look at the aggregation problem separately at different aggregation levels.

This report first discusses, in Section 2, criteria for what we regard as a good index construction. In Section 3 the present KPI system and its history is presented and its strengths and weaknesses are discussed. Section 4 compares several possible strategies for setting up a CPI system and analyses the choice of system at the highest aggregation level. Section 5 discusses the approximations that will be necessary at lower levels, where the access to weight data is less than perfect.

2 Criteria for index construction

KPI construction is proposed to be guided by microeconomic theory and index theory in general and by the theory of the cost-of-living index in particular, as far as possible. At the same time, a number of practical considerations must inevitably be addressed. The issues arising from this choice are further discussed in *Bilaga 2*. It means that the index ought to monitor the cost over time of obtaining a constant standard of living with regard to the area of household consumption considered in scope for the index.

The following criteria are therefore considered:

1. *Minimal long-term bias in relation to cost-of-living index/superlative index.* This requirement presupposes that the index is constructed so that there is a clear connection to established index theory. The requirement means that there should be a minimal aggregate bias over a period of many years so that under- or overcompensation in, e.g., social benefits does not occur.
2. *Minimal bias and disturbances in short-term changes.* This especially applies to 12-month changes, which is an important statistic for the purpose of inflation monitoring. It means that a short-term change, measured as the ratio between index numbers in the series, should not be disturbed by other effects than the aggregate price changes over the time horizon concerned.
3. *Axiomatic considerations.* It is desirable that an index link is constructed to meet important index axioms such as those given in *Bilaga 2*.
4. *Correct handling of seasonal products.* All products should be given a proper and balanced treatment in the long-term development of the index regardless of their seasonal price and consumption pattern. This is not an easy criterion to formulate exactly but nonetheless important.
5. *Timeliness.* It must be possible to perform index calculations so that monthly index estimates can be published no later than today.
6. *Easy to interpret and analyse.* Index producers and users are used to today's structure of the index which could be viewed as a fixed basket of products. It is also possible to express as a product sum of

weights and subindices for products down to a level of around 300 products. This structure facilitates various analyses such as construction of satellite measures, "what-happens-if-analyses" etc. It is an advantage if this structure could be retained or else that another structure is not more difficult to handle.

7. *Non-revisability*. An index number for a month, once published cannot be revised. This is desired because of the legal implications, when using the index in private or public contractual agreements.
8. *Coordination with the HICP*. It is desirable that duplication of work is not needed for the KPI and the HIKP. For example, low level indices should preferably be possible to compute from the same set of data.
9. *Resource aspects*. The index should not be excessively expensive to produce.

Since the primary use of the KPI is thought to be for compensation purposes, criterion 1 on unbiasedness stands out as the most important one.

3 The present KPI construction

First a note on notation: Below, P_k^t (Q_k^t) stands for an aggregate price (quantity) of product k in period t and $V_k^t = P_k^t Q_k^t$ for a value of the same product. We will also denote the value share in period t by $W_k^t = V_k^t / \sum_k V_k^t$. When there is no risk for confusion, the subscript k will sometimes be omitted.

3.1 Historical background

The present structure of the KPI dates back to SOU (1943), a Government Commission that was appointed for reviewing consumer price measurement during wartime conditions when many goods were rationed and the consumption structure therefore changed rapidly. At this time the Cost of Living Index (*Levnadskostnadsindex*, LKI, as it was then called) used a commodity basket based on a Household Budget Survey from 1933 and a need was felt for a more frequent updating of the basket.

The 1943 commission went into some depth with its task and derived a unique expression for a Consumer Price Index. Starting with two points in time – 0 and t – and a set of products (goods and services) of fixed quality, it defined prices and quantities for these products. It further set up the task of separating the change in total consumption value of these products into two parts: one due to price change (PC_{0t}) and one to quantity change (QC_{0t}). The value identity was the starting point:

$$PC_{0t}QC_{0t} = \frac{\sum P_t Q_t}{\sum P_0 Q_0} \quad (1)$$

According to an idea developed by Divisia (1926), who considered the change to be divided into infinitesimal parts, the following integral expression of value change was obtained:

$$\log PC_{0t} + \log QC_{0t} = \sum_0^t \int V_t \frac{dP_t}{P_t} + \sum_0^t \int V_t \frac{dQ_t}{Q_t}, \quad (2a)$$

where $V_t = P_t Q_t$ is the value at time t . It now seems natural to define price change as

$$\log PC_{0t} = \sum_0^t \int V_t \frac{dP_t}{P_t}, \quad (2b)$$

and to define quantity change correspondingly.

The Commission now considered a division of the period of study (0 to t) into smaller parts – 0, 1, 2, ..., t . Under the assumption that values V were constant within each such small period, say 0 to 1, it derived the following expression for the price index:

$$I_{01} = \left[\prod \left(\frac{P_1}{P_0} \right)^v \right]^{\frac{1}{\sum v}} \quad (3)$$

Assuming instead that quantities were constant, the following expression was obtained:

$$I_{01} = \frac{\sum P_1 Q}{\sum P_0 Q} \quad (4)$$

The Commission then argued that by choosing V or Q so that they reflected the whole period under consideration (from 0 to 1 in this case) a better approximation to the integral expression in (2a-b) was obtained than by choosing them according to conditions prevailing at either the beginning or the end of the period.

Choosing between (3) and (4), it further pointed out that (3) corresponded to the assumption of normal (unit) price elasticity whereas (4) corresponded to an assumption of zero elasticity. Under normal circumstances, it argued, the geometric formula would correspond better to the statistical data, since unit elasticity was a more reasonable

assumption than zero elasticity. However, under the wartime conditions then prevailing, this was less clear. The Commission therefore concluded that (3) and (4) were equally satisfactory from a theoretical point of view.

Moving then to practical considerations, the Commission noted two advantages with the arithmetic mean compared with the geometric mean: (i) It is possible to give (4) but not (3) a fixed basket interpretation and (ii) (4) is somewhat simpler to apply computation-ally. These considerations led it to propose formula (4) for use in the LKI.

However, it rounded up the argument by suggesting that the formula question ought to be reconsidered when returning to more normal consumption conditions after the war. If then the index link was to be extended to several years and (4) was transformed into a Laspeyres' index, then a geometric index should instead be considered.

The derivation that is summarised above could clearly be subject to objections. How could quantities and values be defined for infinitesimal points of time? Also, there is no reference to the cost of an unchanged standard of living in this derivation.

The Divisia index is defined at points of time rather than for periods. A practical consequence of this particular index definition is that the target dates of the KPI have been the 15th of a month rather than (the average price of) the whole month.

An interesting historical fact is that, during the years 1937–1949, the Central Bank of Sweden (as well as the Central Bank of Finland during a similar period) calculated a Consumption Price Index according to the geometric formula (3), although with lagging weights.

The chain index definition of the LKI was put into practice immediately in 1943. Up to June 1954 the LKI was computed quarterly and new weights according to (4), referring to the current year, were introduced as they became available, which in practice was in the December index. In July 1954 the new monthly *Konsumentprisindex* series – as proposed by SOU (1953), a Government Commission appointed in 1952 – was initiated and the distinction between a short-term and a long-term index to be presented below was formulated. The practical implementation of the proposals in the two Government Commissions is carefully described in Socialstyrelsen (1961).

3.2 Present practice

The present index construction thus follows the principles of formula (4) above. The KPI is a chain index with annual links going from December one year to December next year which are multiplied when calculating the long index series which at present has 1980 as its base year. For each new link, weights are recalculated based on new information.

We make a distinction between a long-term link (L), which uses quantity weights Q^y from year y and a short-term link (S), which uses quantity weights Q^{y-1} from year $y-1$. The definitions of the links are

$$L_{y-1,12}^{y,12} = \frac{\sum_k P_k^{y,12} Q_k^y}{\sum_k P_k^{y-1,12} Q_k^y} \quad (5)$$

and

$$S_{y-1,12}^{y,m} = \frac{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^{y,m} Q_k^{y-1}}{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^{y-1,12} Q_k^{y-1}}, \quad (6)$$

where summation is over N products with subscript k (which will later be dropped).

The chained index from December of the index base year 0 to a month m in year Y (a factor measuring price changes from the average of year 0 to December year 0 is added in practice) will now be:

$$KPI_{0,12}^{Y,m} = S_{Y-1,12}^{Y,m} \prod_{y=1}^{Y-1} L_{y-1,12}^{y,12} \quad (7)$$

This means that in the long run the KPI series only depends on the long-term links; the short-term links are successively replaced by their long-term counterparts for December each year.

In practice, of course, no quantities could be directly observed at the higher KPI aggregation levels. The National Accounts (NA) are instead the first choice for weights. Up-to-date NA consumption values today exist for about 90 categories. During the annual weight revision, which takes place in January and early February, new NA values are brought into the index. For example, in early 98 values for 97 – denoted V^{97} – were used both for replacing the short-term link of December 97 with a

long-term link *and* for the new short-term link of 98. The values are price updated (or "backdated") to the price reference period of the link in question. Continuing with the 97 example, we obtain:

$$\text{Long-term weight for 97} = W^{97,L} = \frac{\mathbf{a} V^{97} / \frac{P^{97}}{P^{96,12}}}{\mathbf{a} V^{97} / \frac{P^{97}}{P^{96,12}}} \quad (8a)$$

$$\text{to be plugged into } L_{96,12}^{97,12} = \sum W^{97,L} \frac{P^{97,12}}{P^{96,12}} \quad \text{and} \quad (8b)$$

$$\text{short-term weight for 98} = W^{98,S} = \frac{V^{97} \frac{P^{97,12}}{P^{96,12}} / \frac{P^{97}}{P^{96,12}}}{\mathbf{a} V^{97} \frac{P^{97,12}}{P^{96,12}} / \frac{P^{97}}{P^{96,12}}} \quad (9a)$$

to be plugged into

$$S_{97,12}^{98,m} = \mathbf{a} W^{98,S} \frac{P^{98,m}}{P^{97,12}} \quad (9b)$$

The indices $\frac{P^{97}}{P^{96,12}}$ are computed as averages of 12 monthly short-term indices from January 97 to December 97.

Below the NA weight level, procedures are not entirely consistent at present. Various information is used for weights, much of which is not from the right year and a special procedure is used within the category of imputed rent. Still price "redating" is done according to (8)–(9) which leads to some problems discussed more below.

3.3 Strengths and shortcomings of the present index construction

The first, major advantage of the KPI index construction outlined above is that it is largely able to avoid the so called upper level substitution bias (the Laspeyres overestimation of a true cost of living index). This advantage is due to the use of weights that are between the two periods for which prices are compared. A simple measure of the magnitude of this substitution bias is the difference between the short-term and the

long-term index, although this difference is to some extent disturbed by other kinds of new information that is brought into the long-term index. Table 0 gives these differences between 1979 and 1998. We note that the difference is positive in 18 years out of 20. The order of size of the mean difference, 0.1–0.2, is similar to estimates of upper level substitution bias in the U.S. CPI, see for example Aizcorbe and Jackman (1993) who estimated this bias for the years 1982–91. Below, we will return to other measures of substitution bias for the KPI.

Table 0: Differences between short- and long-term indices, Dec y-1 to Dec y.

1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
0.14	0.52	0.29	0.07	0.03	0.07	-0.06	0.03	0.25	0.11	0.03
1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	<i>Mean</i>	
0.21	0.15	0.02	0.15	0.32	0.28	0.26	0.50	-0.14	0.16	

The second advantage of the present index construction is that it is possible to take in new products and up-to-date weights every year. This advantage is, however, shared with other countries that apply chain indices and is not due to the specific long-term index definition.

However, there are also some problems. The first one is that there is a slight asymmetry in the long-term index formula. Prices are generally measured in the week in which the 15th occurs. This means that the period between the two points in time that the 1943 Commission referred to in formulae (3) and (4) above is Dec 16, y-1 to Dec 15, y rather than Jan 1, y to Dec 31, y as in today's long-term index. Another way to look at this problem is to consider the following decomposition of the long-term index.

$$L_{y-1,12}^{y,12} = \frac{\sum_k P_k^{y,12} Q_k^y}{\sum_k P_k^{y-1,12} Q_k^y} = \frac{\sum_k P_k^y Q_k^y}{\sum_k P_k^{y-1,12} Q_k^y} * \frac{\sum_k P_k^{y,12} Q_k^y}{\sum_k P_k^y Q_k^y} \quad 10)$$

Here we have divided L into two factors. The first one is a Paasche index from December y-1 to the year y, a period of 6½ months on average. The second one is a Laspeyres index from the year y to December y, a period of 5½ months on average. This means that the long-term index is slightly biased in the Paasche direction, which may lead to an underestimating substitution bias! This may seem as a minor point but an additional factor may tend to aggravate this bias. This is to the extent that price changes tend to be concentrated to the turn of the

year, in January, or else to the first part of the year so that quantity weights would largely reflect the consumption pattern *after* the price increase. This problem will be looked at empirically in the next section.

A second problem with the way that the long-term index is estimated is that price updating is applied below the level where there is new information on consumption values. Haglund (1992) points out that this procedure amounts to an assumption of unitary price elasticity and that an underestimating bias occurs if the price elasticity is smaller than one. Norberg (1996) shows that the type of ratio estimator used for estimating (8b) gives rise to an underestimating sampling bias.

The third problem is due to seasonal products, especially those for which there is no consumption and thus no price in December. It is difficult to cover them in a consistent way in an index construction that has a single month as its price reference period.

The fourth problem is of a more practical nature and concerns the easy-to-analyse criterion. When the 12-month rate of inflation is now published, the effect of the long-term index is removed. The official motive for this practice is that the annual revision of the figures may refer to changes (substitutions), which are not within the 12 months to which the inflation measure refers. However, it gives rise to some confusion among the index users to have a measure of 12-month inflation, which is not the simple ratio of the index numbers.

4 Basic (upper level) index construction

4.1 Superlative aggregation formulae

The approach to index construction put forward by the 1943 Commission could be seen as an early attempt to estimate a true cost of living index. Today, we know that as far as the functional form is concerned, the best approach to this estimation is through the concept of a superlative index. See Bilaga 2 for a definition of this concept.

Three important examples of superlative index number formulae, based on four vectors of prices and quantities (P^1, P^2, Q^1, Q^2) and referring to two periods in time, 1 and 2, are

Fisher's ideal index:

$$I_{1;F}^2 = \sqrt{\frac{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^2 Q_k^1}{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^1 Q_k^1} \frac{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^2 Q_k^2}{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^1 Q_k^2}} = \sqrt{\frac{\dot{\mathbf{a}}_k V_k^1 \frac{P_k^2}{P_k^1}}{\dot{\mathbf{a}}_k V_k^2 \frac{P_k^1}{P_k^2}}}, \quad (11)$$

Törnqvist's index:

$$I_{1;T}^2 = \prod_k \left(\frac{P_k^2}{P_k^1} \right)^{(V_k^1 + V_k^2)/2} \quad \text{with } V_k^t = \frac{P_k^t Q_k^t}{\sum_k P_k^t Q_k^t}$$

for $t = 1$ or 2 and (12)

$$\text{Walsh's index: } I_{1;W}^2 = \frac{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^2 \sqrt{Q_k^1 Q_k^2}}{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^1 \sqrt{Q_k^1 Q_k^2}} = \dot{\mathbf{a}}_k W_{k;W} \frac{P_k^2}{P_k^1}, \quad (13)$$

$$\text{where } W_{k;W} = \sqrt{\frac{V_k^1 V_k^2}{P_k^2 / P_k^1}} / \dot{\mathbf{a}}_k \sqrt{\frac{V_k^1 V_k^2}{P_k^2 / P_k^1}} \quad (13b)$$

An index formula, which numerically comes very close to being a superlative index and will be considered later, is:

Edgeworth's index:

$$I_{I;E}^2 = \frac{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^2 (Q_k^1 + Q_k^2)}{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^1 (Q_k^1 + Q_k^2)} = \dot{\mathbf{a}}_k \frac{P_k^1 (Q_k^1 + Q_k^2) P_k^2}{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^1 (Q_k^1 + Q_k^2) P_k^1} = \dot{\mathbf{a}}_k W_{k;E} \frac{P_k^2}{P_k^1}, \quad (13\frac{1}{2})$$

$$\text{with } W_{k;E} = \frac{V_k^1 + \frac{V_k^2}{P_k^2 / P_k^1}}{\dot{\mathbf{a}}_k V_k^1 + \dot{\mathbf{a}}_k \frac{V_k^2}{P_k^2 / P_k^1}} \quad (13\frac{1}{2}b)$$

The fundamental difficulty of all superlative indices is that they require weights from both ends of the comparison. The demand for timeliness normally prevents the use of weights for the last period in a short-term indicator like the CPI.

They also run into difficulties in a chain index where the price reference period is only a month, since the weights would then also refer to only a month. Besides the lack of monthly consumption statistics, it cannot be reasonable even in principle to choose a month's consumption as the basis for weights, since there is a seasonal variation that would make such a choice less representative of a household's total consumption. If, on the other hand, we choose a year's consumption as our quantity weight in an index with a month as a price reference period we introduce an asymmetry into the index which results in a loss of its true superlativity property. Below, we will look at these effects empirically.

4.2 Index formulae using only period 1 weights

At least for the last link in a chain index it will be necessary to use a base-weighted index, i.e. an index formula where only period 1 quantities are included. Some such formulae that we will consider are (remember that $W_k^1 = V_k^1 / \dot{\mathbf{a}}_k V_k^1$):

$$\text{Laspeyres' index: } I_{1;L}^2 = \frac{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^2 Q_k^1}{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^1 Q_k^1} = \dot{\mathbf{a}}_k W_k^1 \frac{P_k^2}{P_k^1} \quad (14)$$

$$\text{The geometric index: } I_{1;G}^2 = \tilde{\mathbf{O}}_k \frac{\mathbf{a} P_k^2 \mathbf{O}^{W_k^1}}{\mathbf{c} P_k^1 \mathbf{O}} \quad (15)$$

The *Constant Elasticity of Substitution (CES) index*:

$$I_{1;C}^2 = \frac{\dot{\mathbf{e}}_k \dot{\mathbf{a}}_k W_k^1 \mathbf{c} P_k^2 \mathbf{O}^{1-s} \mathbf{u}}{\dot{\mathbf{e}}_k \dot{\mathbf{a}}_k W_k^1 \mathbf{c} P_k^1 \mathbf{O} \mathbf{u}} \quad (16)$$

The Laspeyres index is only consistent with zero price elasticity and tends to overestimate a cost of living index, where elasticity is larger than that. The geometric index is only consistent with unitary price elasticity and over-/underestimates a cost of living index where elasticity is larger/smaller than one¹. The CES index is a generalisation of these two indices and is consistent with a price elasticity of substitution, which is equal to s between all pairs of products and assumed to be known in advance. (In practice, one would use data from before the present index link to estimate it). The CES index is a relatively novel theoretical invention. It was first proposed by Lloyd (1975) and later rediscovered by Moulton (1996).

At the highest aggregation level, empirical results suggest a price elasticity between zero and one. Based on U.S. CPI data for 1988–1995 Shapiro and Wilcox gave a value of $s=0.7$ as the best estimate. Moulton and Stewart (1997) present series of both fixed weight and chained Laspeyres and geometric indices and compare them to Fisher and

¹ We adopt the convention of using positive values for elasticity.

Törnqvist indices based on U.S. CPI data for 1987–1995. Their results likewise show that the superlative indices fall below the Laspeyres but above the geometric index – and closer to the geometric than to the Laspeyres. In both these studies, a disaggregation of the U.S CPI data into 207 item groups and 44 geographic strata was used.

4.3 The chain/link choice

Four approaches to the chain/link choice will be investigated.

Fixed base indices. In this alternative, we would choose one of (14)–(16) as our aggregation formula. It would be natural to have a full year as the reference period for both prices and quantities. The link could last 3–10 years, below we will look at 5-year links. The long run development of the chained index would then be like

$$I_0^{Y,m} = I_0^5 I_5^{10} \dots I_{5n}^{Y,m} \quad (17)$$

Annually chained indices, linking by month. This is the present chaining method used in the KPI with December as the link month. The long run development of the index follows the following chain formula:²

$$I_0^{Y,m} = I_{Y-1,12}^{Y,m} \prod_{y=1}^{Y-1} I_{y-1,12}^{y,12} \times I_0^{0,12} \quad (18)$$

Annually chained indices, linking by year. For reasons discussed below we want to try a different form of the chain index, not used earlier, in which we use a full year as our reference period for both prices and quantities. With this option the chained index will be:

$$I_0^{Y,m} = I_{Y-1}^{Y,m} \prod_{y=1}^{Y-1} I_{y-1}^y \quad (19)$$

Delayed chain index, linking by year. There are some practical problems with implementing (19), which will be discussed more below. Another option would be to have two-year Laspeyres link in the end of

² The extra link from 0 to 0,12 is needed for having a full year as the index reference period. Its exact definition is: $I_0^{0,12} = I_{-1,12}^{0,12} / \frac{1}{12} \sum_m I_{-1,12}^{0,m}$.

the chain, allowing more time for weight data for earlier years to arrive. This gives the following expression for the index:

$$I_0^{Y,m} = I_{Y-2}^{Y,m} \prod_{y=1}^{Y-2} I_{y-1}^y \quad (20)$$

We will now take a closer look at the various set-ups that are possible within these four frameworks and compare them numerically based on historic data.

4.4 Simulations

A number of numerical experiments were carried out for comparing various index alternatives in order to estimate the sizes of biases. For this purpose, a database of KPI subindices for 72 National Accounts (NA) purposes was used, covering the period from 1980 to 1998. Imputed rent for owner-occupied housing was excluded from the simulations and so were a few other, very small categories for which comparable data for the whole period were not available.

The simulations were thus designed to measure upper level substitution bias, i.e. the bias resulting from failure to use a superlative index in the final aggregation step where subindices for these 72 purposes are being put together into an All Item Index. Substitution biases at lower levels are not covered by this simulation.

The annual values thus obtained were price updated to December – the link base month. Algebraically, the indices and weights in the data base are defined in the following way (the superscript y,m means month m in year y and only y means the whole year y):

The short-term index (*STIX*):

$$S_{y-1,12}^{y,m} = \frac{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^{y,m} Q_k^{y-1}}{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^{y-1,12} Q_k^{y-1}} = \dot{\mathbf{a}}_k W_k^{STIX} \frac{P_k^{y,m}}{P_k^{y-1,12}}, \quad (21)$$

$$\text{where the weights are } W_k^{STIX} = \frac{V_k^{y-1} \frac{P_k^{y-1,12}}{P_k^{y-1}}}{\dot{\mathbf{a}}_k V_k^{y-1} \frac{P_k^{y-1,12}}{P_k^{y-1}}} \quad (21b)$$

The long-term index (*LTIX*):

$$L_{y-1,12}^{y,12} = \frac{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^{y,12} Q_k^y}{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^{y-1,12} Q_k^y} = \dot{\mathbf{a}}_k W_k^{LTIX} \frac{P_k^{y,12}}{P_k^{y-1,12}}, \quad (22)$$

$$\text{where the weights are } W_k^{LTIX} = \frac{V_k^y \frac{P_k^{y-1,12}}{P_k^y}}{\dot{\mathbf{a}}_k V_k^y \frac{P_k^{y-1,12}}{P_k^y}} \quad (22b)$$

The data base consists of the indices and weights defined above. However, in the simulations we need the actual values, which are not in the database. The value shares were instead obtained by "backdating" the weights defined above.³

Throughout the analysis, we will use the two present index types defined in (5) and (6) as standards with which we compare our alternatives. Further, when comparing two whole years, we will use the following computational rules:

$$S_{y-1}^y = S_{y-2,12}^{y-1,12} S_{y-1,12}^y / S_{y-2,12}^{y-1} \quad \text{and} \quad (23)$$

$$L_{y-1}^y = L_{y-2,12}^{y-1,12} S_{y-1,12}^y / S_{y-2,12}^{y-1}, \quad \text{where} \quad (24)$$

$S_{y-1,12}^y$ and $S_{y-2,12}^{y-1}$ will be geometric or arithmetic averages of the monthly indices.

4.4.1 Fixed base indices

We will use 5-year links in our simulations. Our base-weighted formulae will now be defined as follows:

$$\text{Laspeyres - FL: } I_y^{y+n,m} = \frac{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^{y+n,m} Q_k^y}{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^y Q_k^y}, \quad \text{where } 0 \leq n \leq 5. \quad (25)$$

³ The different levels of values and quantities over the years get lost in this exercise. This problem is not essential. However, it is a slight problem when estimating the Edgeworth index.

The form of the Laspeyres' index to be used in the simulations will be the following:

$$I_{y,12}^{y+5,12} = \prod_k W_k^y \frac{P_k^{y+5,12}}{P_k^{y,12}} \text{ and } W_k^y = \frac{P_k^{y,12} Q_k^y}{\sum_k P_k^{y,12} Q_k^y}, \quad (25b)$$

which are identical to the short-term weights of year $y+1$. Note that (25b) is identical to the ratio of $y+5,12$ to $y,12$ indices in a run of strict Laspeyres' indices with year y as the reference period.

The second option is a CES index: based on the same weights and subindices as in (25):

$$\text{CES - FC}(s): I_{y,12}^{y+5,12} = \frac{\sum_k \left(\frac{P_k^{y+5,12}}{P_k^{y,12}} \right)^{1-s} W_k^y}{\sum_k W_k^y} \quad (26)$$

We will compute (26) for $s=0.1, 0.2, \dots 0.9$. For $s=0$ it coincides with *FL* and for $s=1$ it turns into the geometric index as the limiting case:

$$\text{Geometric - FG}: I_{y,12}^{y+5,12} = \prod_k \left(\frac{P_k^{y+5,12}}{P_k^{y,12}} \right)^{W_k^y} \quad (27)$$

In Table 1 we look at simulated indices for rolling 5-year links, i.e. 79–84, 80–85, 81–86 etc. We present one-year averages of 5-year changes. We notice that the fixed base Laspeyres is on average 0.27 points above the fixed base geometric index. These two variants are the extremes and the CES indices effectively interpolate the whole interval in between for $s=0-1$. Comparing with present index construction we see that the long-term index (taken as our preliminary yardstick) corresponds to a value of about $s=0.7$ which happens to be the same value as found by Shapiro and Wilcox (1997). We also see that the difference $FC(.7) - LTIX$ over the whole period varies from +0.25 to -0.13. This difference can be interpreted as the annual bias, if an FC index were used. Also, the chained short-term indices (STIX) which uses recent weights are on average smaller than the fixed base Laspeyres, indicating that bias tends to increase with the age of the weights.

Table 1: Fixed base indices compared to chained short and long term indices. December-December. One-year averages.

YEAR	STIX ← chained →	LTIX	FC(.7)	FG	FL
79-84	110.801	110.613	110.753	110.684	110.913
80-85	108.977	108.880	108.935	108.884	109.049
81-86	107.829	107.726	107.617	107.540	107.782
82-87	106.746	106.619	106.574	106.500	106.729
83-88	105.822	105.681	105.770	105.721	105.881
84-89	105.510	105.373	105.481	105.426	105.603
85-90	106.552	106.370	106.617	106.553	106.757
86-91	107.279	107.139	107.218	107.103	107.477
87-92	106.437	106.351	106.250	106.116	106.562
88-93	106.213	106.134	105.014	106.891	106.307
89-94	105.451	105.368	105.256	105.134	105.549
90-95	103.891	103.836	103.710	103.612	103.945
91-96	102.539	102.475	102.422	102.350	102.587
92-97	102.821	102.710	102.752	102.686	102.910
93-98	101.843	101.766	101.798	101.752	101.904
MEAN	105.914	105.803	105.811	105.730	105.997

Table 1 (cont.)

YEAR	FC(.9)	FC(.8)	FC(.7)	FC(.6)	FC(.5)	FC(.4)	FC(.3)	FC(.2)	FC(.1)
79-84	110.707	110.730	110.753	110.777	110.799	110.822	110.845	110.868	110.891
80-85	108.901	108.918	108.935	108.951	108.968	108.984	109.000	109.017	109.033
81-86	107.566	107.592	107.617	107.642	107.666	107.690	107.713	107.737	107.759
82-87	106.525	106.550	106.574	106.597	106.620	106.643	106.665	106.687	106.708
83-88	105.738	105.754	105.770	105.787	105.803	105.819	105.834	105.850	105.865
84-89	105.445	105.463	105.481	105.499	105.517	105.534	105.552	105.569	105.586
85-90	106.575	106.596	106.617	106.638	106.658	106.679	106.699	106.718	106.738
86-91	107.142	107.180	107.218	107.256	107.293	107.330	107.367	107.404	107.441
87-92	106.161	106.205	106.250	106.295	106.339	106.384	106.428	106.473	106.517
88-93	105.932	105.973	106.014	106.055	106.096	106.138	106.180	106.222	106.264
89-94	105.174	105.215	105.256	105.297	105.339	105.381	105.422	105.464	105.507
90-95	103.645	103.677	103.710	103.743	103.776	103.809	103.843	103.876	103.910
91-96	102.374	102.398	102.422	102.445	102.469	102.493	102.517	102.540	102.564
92-97	102.708	102.730	102.752	102.774	102.797	102.819	102.842	102.864	102.887
93-98	101.767	101.783	101.798	101.813	101.829	101.844	101.859	101.874	101.889
MEAN	105.757	105.784	105.811	105.838	105.865	105.891	105.918	105.944	105.971

4.4.2 Chain indices: linking by month

When linking by month, all index formulae have to be somewhat twisted, since quantity and price data will necessarily be from different periods. We choose only one "superlative" index in as our reference here.

$$\text{Törnqvist - MT: } I_{y-1,12}^{y,12} = \tilde{\mathbf{O}}_k \frac{\mathbf{a}_k P_k^{y,12}}{\mathbf{c}_k P_k^{y-1,12}} \frac{\mathbf{ö}^{W_{k,T}}}{\mathbf{ö}} \quad (28)$$

$$\text{with } W_{k,T} = \frac{1}{2} (W_k^{y-1} + W_k^y). \quad (28b)$$

We immediately note the asymmetry in the formula with weights reflecting years and prices being for months. This problem is difficult to avoid when linking by month since consumption values with good quality exist only by year and since we want to represent the whole year in our index. This index would still have to be a long-term index, since year y values are available only early in year $y+1$.

Edgeworth – ME:

$$I_{y-1,12}^{y,12} = \frac{\mathbf{a}_k P_k^{y,12} (Q_k^{y-1} + Q_k^y)}{\mathbf{a}_k P_k^{y-1,12} (Q_k^{y-1} + Q_k^y)} = \mathbf{a}_k W_k \frac{P_k^{y,12}}{P_k^{y-1,12}}, \quad (29)$$

$$\text{where } W_k = \frac{V_k^{y-1} \frac{P_k^{y-1,12}}{P_k^{y-1}} + V_k^y \frac{P_k^{y-1,12}}{P_k^y}}{\sum_k V_k^{y-1} \frac{P_k^{y-1,12}}{P_k^{y-1}} + \sum_k V_k^y \frac{P_k^{y-1,12}}{P_k^y}} \quad (29b)$$

Two variants of geometric indices have been simulated. In both of those we change the weights in (28) so that for:

Geometric - MG1: As (28) with weights = W_k^{y-1}

Geometric - MG2: As (28) with weights = W_k^{STIX} in (21b) above.

Table 2: Chained indices, linking by month. Change December-December.

YEAR	STIX	LTIX	MC(.6)	MT	ME	MG1	MG2
80-81	109.639	109.444	109.518	109.458	109.541	109.405	109.439
81-82	111.073	110.917	111.008	110.933	110.995	110.911	110.965
82-83	110.722	110.675	110.655	110.685	110.699	110.659	110.611
83-84	108.235	108.157	108.199	108.165	108.196	108.190	108.175
84-85	105.320	105.303	105.294	105.312	105.311	105.312	105.276
85-86	103.980	103.767	103.741	103.719	103.873	103.462	103.562
86-87	105.607	105.335	105.543	105.421	105.471	105.433	105.497
87-88	106.015	105.888	105.968	105.952	105.952	105.983	105.936
88-89	106.645	106.591	106.590	106.605	106.618	106.589	106.553
89-90	110.627	110.381	110.391	110.494	110.504	110.273	110.240
90-91	107.572	107.571	107.317	107.545	107.572	107.166	107.153
91-92	101.531	101.518	101.411	101.401	101.525	101.281	101.332
92-93	104.901	104.816	104.826	104.873	104.859	104.823	104.776
93-94	102.875	102.797	102.790	102.752	102.836	102.710	102.739
94-95	102.684	102.586	102.635	102.610	102.635	102.609	102.603
95-96	100.754	100.704	100.665	100.698	100.729	100.620	100.605
96-97	102.934	102.686	102.796	102.715	102.810	102.682	102.710
97-98	100.004	100.087	99.943	100.020	100.046	99.955	99.901
MEAN	105.618	105.512	105.516	105.520	105.565	105.448	105.448

The CES-index now takes on the following shape:

$$\text{CES} - \text{MC}(\mathbf{s}): I_{y-1,12}^{y,12} = \hat{\mathbf{a}}_k W_k^{STIX} \frac{\mathbf{a} P_k^{y,12}}{\mathbf{c} P_k^{y-1,12}} \frac{\mathbf{o}^{1-s} \mathbf{u}^{1-s}}{\mathbf{o} \mathbf{u}} \quad (30)$$

The numerical results of this comparison are shown in Table 2. For brevity, only one CES index is shown – the one with the "optimum" s value. Some noteworthy features are:

1. The present long-term index on average well approximates a Törnqvist index. Over the years, LTIX-MT goes from +0.12 to – 0.11.
2. The s value in the MC index which best approximates a Törnqvist index is 0.6. Looking at single years shows, however that $\text{MC}(.6) - \text{MT}$ varies from +0.20 to -0.25. This means that, if we have $\text{MC}(.6)$ as a short-term index and a superlative long-term index, then the shift when going from a short- to a long-term index would be between these numbers. As a comparison, the present difference between STIX and LTIX varies between -0.08 and 0.27. That is, STIX is biased but with somewhat smaller variation than $\text{MC}(.6)$.

4.4.3 Chain indices: linking by year

When linking by year it becomes necessary to establish a connection between the annual and the monthly index, since the I_{y-1}^y in (19) or (20) have to be built up from monthly indices. For each product group k , we

need to aggregate month-on-month indices $\frac{P_k^{y,m}}{P_k^{y-1,m}}$ or price levels

$P_k^{y,m}$ and $P_k^{y-1,m}$ to year-to-year indices $\frac{P_k^y}{P_k^{y-1}}$. For the simulations,

we used the geometric time aggregation principle throughout, that is

$$\frac{P_k^y}{P_k^{y-1}} = \tilde{\mathbf{O}}_m \frac{\mathbf{a} P_k^{y,m}}{\mathbf{c} P_k^{y-1,m}} \frac{\mathbf{o}^{1/12}}{\mathbf{o}}, \quad (31)$$

(Below, in Section 5, we discuss the calculation method of the year-to-year index further.)

The following index types were explored in the simulations:

$$\text{Törnqvist - YT: } I_{y-1}^y = \tilde{\mathbf{O}}_k \frac{\mathbf{a} P_k^y \ddot{\mathbf{O}}^{W_{k,T}}}{\mathbf{e} P_k^{y-1} \ddot{\mathbf{O}}}, \quad (32)$$

where the weights $W_{k,T}$ are defined according to (28b)

$$\text{Walsh - YW: } I_{y-1}^y = \dot{\mathbf{a}}_k W_{k,W} \frac{P_k^y}{P_k^{y-1}}, \quad (33)$$

$$\text{where } W_{k,W} = \sqrt{\frac{V_k^{y-1} V_k^y}{P_k^y / P_k^{y-1}}} / \dot{\mathbf{a}}_k \sqrt{\frac{V_k^{y-1} V_k^y}{P_k^y / P_k^{y-1}}} \quad (33b)$$

$$\text{Edgeworth - YE: } I_{y-1}^y = \dot{\mathbf{a}}_k W_{k,E} \frac{P_k^y}{P_k^{y-1}}, \quad (34)$$

$$\text{where } W_{k,E} = \frac{\mathbf{a} V_k^{y-1}}{\mathbf{e} P_k^{y-1}} + \frac{V_k^y \ddot{\mathbf{O}}}{P_k^y / P_k^{y-1} \ddot{\mathbf{O}}} / \frac{\mathbf{a} V_k^{y-1}}{\mathbf{e} P_k^{y-1}} + \dot{\mathbf{a}}_k \frac{V_k^y \ddot{\mathbf{O}}}{P_k^y / P_k^{y-1} \ddot{\mathbf{O}}} \quad (34b)$$

Note that the weights in (32), (33) and (34) are now symmetric with respect to the pricing periods. Indices according to (32) and (33) are thus, by definition, true superlative indices. This is a clear advantage of the year-to-year index, which no other index formulation can fully meet.

For the final year-to-month index, a base-weighted index is necessary and we again define the three formulae that are possible for this situation.

$$\text{Laspeyres - YL: } I_{y-1}^{y,m} = \dot{\mathbf{a}}_k W_k^{y-1} \frac{P_k^{y,m}}{P_k^{y-1}} \quad (35)$$

The year-to-year index that will be used in the simulations below will then be:

$$I_{y-1}^y = \mathbf{a}_k W_k^{y-1} \frac{P_k^y}{P_k^{y-1}} \quad (35b)$$

Geometric – YG: As (28) with weights = W_k^{y-1} .

$$\text{CES - YC}(\mathbf{s}): I_{y-1}^{y,m} = \frac{\mathbf{e}}{\mathbf{e}_k} \mathbf{a}_k W_k^{y-1} \frac{\mathbf{a} P_k^{y,m}}{\mathbf{c} P_k^{y-1}} \frac{\mathbf{o}^{1-s} \mathbf{u}^{\frac{1}{1-s}}}{\mathbf{o} \mathbf{u}} \quad (36)$$

The year-to-year index that will be used in the simulations below will then be:

$$I_{y-1}^y = \frac{\mathbf{e}}{\mathbf{e}_k} \mathbf{a}_k W_k^{y-1} \frac{\mathbf{a} P_k^y}{\mathbf{c} P_k^{y-1}} \frac{\mathbf{o}^{1-s} \mathbf{u}^{\frac{1}{1-s}}}{\mathbf{o} \mathbf{u}} \quad (36b)$$

In Table 3, we present the simulation results on year-to-year indices. For reference, we have also included the monthly Törnqvist index. We now note that:

1. The true superlative indices YW, YT and YF are very close together as is also YE, an "almost superlative index". They differ by at most 0.01 and usually much less. On average, the difference is 0.001-0.002. For all practical purposes, they could thus be considered numerically equivalent.⁴
2. The long-term index is below the superlative indices, on average by 0.04. It is larger, however, in 7 years out of 17 so the difference is not necessarily significant. It could still be interpreted as some evidence of the Paasche effect demonstrated in (10) above.
3. The Laspeyres' index is about 0.05 and the short-term index about 0.08 larger than the superlative indices. These differences are persistent over almost all years and clearly significant.

⁴ This statement has to be qualified for the situation where one price is zero – YT then collapses to zero or infinity. This situation does not show up in simulations at this high aggregation level but happens at lower levels from time to time.

Table 3: Chained indices, linking by year. Change from whole year Y-1 to Y.

YEAR	YW	YT	YF	YE	YC(.4)	YL	YG	MT	KTIX	LTIX
82	109.953	109.953	109.954	109.957	109.983	110.04	109.91	109.94	110.14	109.95
83	110.237	110.235	110.235	110.236	110.238	110.26	110.21	110.23	110.28	110.12
84	108.417	108.416	108.416	108.420	108.463	108.49	108.42	108.41	108.52	108.47
85	107.153	107.153	107.153	107.154	107.147	107.17	107.11	107.13	107.14	107.06
86	104.454	104.446	104.455	104.457	104.436	104.55	104.25	104.43	104.59	104.57
87	104.767	104.775	104.762	104.763	104.816	104.87	104.74	104.63	104.87	104.66
88	105.902	105.900	105.900	105.900	105.884	105.91	105.85	105.81	105.91	105.63
89	106.562	106.557	106.558	106.558	106.537	106.56	106.50	106.54	106.57	106.44
90	110.000	109.996	109.996	110.000	109.967	110.10	109.78	110.00	110.16	110.11
91	109.267	109.277	109.268	109.267	109.108	109.25	108.90	109.25	109.26	109.02
92	101.738	101.740	101.738	101.739	101.704	101.76	101.62	101.70	101.77	101.77
93	105.026	105.020	105.019	105.020	105.011	105.10	104.88	104.96	105.08	105.06
94	102.885	102.886	102.887	102.887	102.895	102.92	102.86	102.95	102.96	102.88
95	102.765	102.765	102.766	102.766	102.783	102.81	102.74	102.74	102.87	102.79
96	100.990	100.990	100.989	100.989	100.987	101.03	100.92	100.99	101.05	100.95
97	102.055	102.055	102.055	102.055	102.111	102.16	102.04	102.06	102.21	102.16
98	100.849	100.849	100.849	100.850	100.862	100.88	100.84	100.86	100.96	100.72
MEAN	105.472	105.471	105.470	105.472	105.467	105.52	105.39	105.45	105.55	105.43

4. A CES index with σ slightly smaller than 0.4 approximates a superlative index on average over the whole period. Looking at single years shows that $[YC(.4) - YT]$ varies from 0.06 to -0.17. In most years the difference is smaller than 0.1. This means that, if we would have $YC(.4)$ as a short-term index, then we could expect the shift when going from a short- to a long-term index to be between these numbers.
5. The geometric index with old weights significantly underestimates a superlative index, on average by about 0.08.
6. The linking-by-month index (MT) is biased downwards by 0.02 on average. The reason for this is that the weights on average tend to be "biased backwards" in time, moving MT to some extent towards a base-weighted geometric index.

4.5 Data access end index construction in practice

The present production of an index series according to (5) – (7) involves an annual reweighting process based on various data sources, which takes place in January-February each year. We will here discuss briefly the data and timing problems that the other chain/link choices will give rise to.

Weight data access. The new household expenditure surveys (HES) are planned to run continuously and calendar year results will become available about six months after the reference year. However, the sample size is small (2000 households) and large non-response rates are expected. National Accounts (NA) values are available for some 90 categories (purposes). A preliminary version, used at present, is available in early January, $t+1$ (immediately after the end of the year). A revised version is available in November, $t+1$ and a final version in November, $t+2$. An ambition, not yet fully reached, is also to have a division into finer categories, finished in a preliminary version by November, $t+1$ and revised in November, $t+2$.

Fixed base indices. In this case, it is no point in using the rather crude estimates in January, $t+1$. Thus a new link with base year t would start from January, $t+2$, ($t+3$ if one wants to wait for the revised values). In the case of a 5-year link continuing to December, $t+6$ ($t+7$), weights would on average, over the link, be $3\frac{1}{2}$ ($4\frac{1}{2}$) years old.

Annually chained indices, linking by month. In this case, the presently used formulae – (5)–(7) – are one choice. Other combination of long and short-term links to be entered into (18) would also be

possible such as (with the above acronyms) i) MT+MG1, ii) MT+MG2, iii) MT+MC, iv) ME + STIX, v) ME + MC and vi) only STIX. The list is not exhaustive.

Annually chained indices, linking by year. Here one idea would be to have a superlative index (YF, YT, YW or YE, although the latter is not strictly superlative) for the year-to-year links and either a Laspeyres, a geometric or a CES index for the final year-to-month link. Another option would be to have Laspeyres indices throughout.

4.6 An evaluation of construction alternatives

We will now look at how our various alternatives perform with regard to the criteria set out in Section 2.

4.6.1 Minimal long-term bias in relation to cost-of-living index/superlative index.

Table 4 gives average biases over 18 years according to our simulations, for the directly comparable formulae. Some alternatives are not possible to compare directly with YT. We then used LTIX as an intermediate standard and added the bias of LTIX (−0.04) to their estimated biases according to Tables 1 and 2. Results are in Table 5.

Table 4: Bias of index formulae, with YT as the standard, according to Table 3, 1981–98

Formula	Average bias	Range of bias variation
YW, YF ⁵	0	
YE	0.00	-0.02 to +0.01
YL	+0.05	-0.03 to +0.11
YG	-0.09	-0.38 to +0.01
YC(.4)	-0.00	-0.17 to +0.06
MT	-0.02	-0.15 to +0.07
ME	+0.02	-0.05 to +0.08
STIX	+0.08	-0.02 to +0.19
LTIX	-0.04	-0.27 to +0.13

⁵ The small differences between the superlative indices are not indicative of any bias, since neither of them can be proved superior on theoretical grounds.

Table 5: Average bias of various index formulae, with YT as the primary standard and LTIX as the intermediate standard, according to Table 1–2, 1981–97

Formula	FL	FG	FC (.7)	MC (.6)	MG1
Average bias	0.15	-0.11	0	0	-0.10

Bias variation over the years is only meaningful to estimate with the YT standard. For the alternatives in Table 5, it is likely to be at least as large as for those in Table 4, however.

We see that the fixed base options with FL and FG both have non-negligible biases, in different directions. The CES index (FC) appears to be unbiased on average, but this is partly illusory, since it requires perfect knowledge of s , the elasticity of substitution, which we do not have. Since s could be assumed to be rather stable FC would give small average biases, though.

Linking by month will not either give us unbiased estimates in the long run, although with the MT or ME formulae, biases seem to be quite small. Again, the MC index would be nearly unbiased. Since the s would now be possible to reestimate each year we would be in a better position with MC than with FC. The LTIX or STIX will not provide unbiased indices – according to the simulations the present index construction adds additive biases of -0.04 each year on top of each other, whereas the alternative with only STIX leads to annual biases of $+0.08$.

Linking by year with a superlative or Edgeworth index for the year-to-year index does give us an unbiased index series. This is independent of the choice of year-to-month index, since its influence is cancelled out in the long run. YL or YG are both biased in opposite directions, by half a decimal point.

4.6.2 Minimal bias and disturbance in short-term changes

The 12-month change of the index is a key economic statistic, which is much analysed by central banks, and economists engaged in macro-economic analyses. It is therefore desirable that this statistic in itself is not biased and that a time series of such changes is not unduly influenced by other factors than pure price changes. It is therefore instructive to look at the definition of this statistic under different chain/link constructs.

$$\text{Fixed base index: } I_{Y-1,m}^{Y,m} = \frac{I_0^{Y,m}}{I_0^{Y-1,m}} \quad (37)$$

12-month change: linking by month (December):

$$I_{Y-1,m}^{Y,m} = \frac{I_{Y-1,12}^{Y,m} I_{Y-2,12}^{Y-1,12}}{I_{Y-2,12}^{Y-1,m}} \quad (38)$$

$$\text{Linking by year according to (19): } I_{Y-1,m}^{Y,m} = \frac{I_{Y-1}^{Y,m} I_{Y-2}^{Y-1}}{I_{Y-2}^{Y-1,m}} \quad (39)$$

$$\text{Linking by year according to (20): } I_{Y-1,m}^{Y,m} = \frac{I_{Y-2}^{Y,m} I_{Y-3}^{Y-2}}{I_{Y-3}^{Y-1,m}} \quad (40)$$

Now, in the fixed base index the 12-month change will usually be within an index link. The numerator and the denominator use the same weights and the statistic will only depend on the fixed and the actual price changes. The long-term bias is rather stable and thus a small problem, when looking at a series of such changes. This last property is an advantage for example for central banks that want to monitor inflation by looking at how series of 12-month changes develop.⁶

In a chain index, on the other hand, the 12-month change will usually be between two consecutive index links so that there is a weight change in between. This weight change is an unwanted disturbance and, at the turn of each year, there will be a break in the time series so that the change in the 12-month rate when going from December to January will be only partly due to real price changes and partly to weight changes and other technical adjustments to the index. (A chain index based on linking only short-term indices according to (6) would not have this problem.) On the other hand, but perhaps less importantly for inflation analysts, the estimates will be unbiased on average.

The sizes of these disturbances have been simulated. We do not present these simulations in detail here but on average the absolute sizes of these differences are around 0.1 for all the major chain index alternatives discussed here, except the one with only short-term indices. At the maximum, the "annual jumps" can be as large as 0.4. For the

⁶ On the other hand, in the end of every link it will eventually be possible to recalculate these changes based on the new weights. This creates a situation where inflation history will be rewritten which can also create problems.

delayed chain index, the jumps are the largest but the differences are not great.

4.6.3 Axiomatic considerations

It is only meaningful to look at axiomatics within each index link. The basic index tests (see Bilaga 2 for their definition) – monotonicity, identity, proportionality and dimensional invariance – are satisfied by all formulae considered here.

The time reversal test is satisfied by all superlative formulae (and Edgeworth) but not the base period weighted formulae. We consider this test important, since it guarantees some kind of symmetry between the periods compared that indicates unbiasedness.

The factor reversal test is only satisfied by Fisher's index. This test is not crucial for a CPI, for which a dual volume index is not directly asked for.

The geometric indices, including Törnqvist, break down for zero prices, which the other indices can manage. This property has some importance, since prices for some public services sometimes change from/to zero.

Consistency in aggregation is only satisfied by the base period weighted formulae, not by the superlative indices. However, we believe that this test is too strong to be of importance. A weaker additivity criterion is discussed below under the heading *easy to analyse*.

Diewert (1999) recently proposed a test, which distinguishes the Edgeworth index, which does not satisfy it, from the other indices, which do satisfy it. He calls this the invariance to proportional changes in current quantities test with the following definition:⁷

$$P(p^0, p^1, q^0, Iq^1) = P(p^0, p^1, q^0, q^1) \text{ for all } p^0, p^1, q^0, q^1 \text{ and all } I > 0 \quad (41)$$

⁷ "There is a potential problem with the use of the Edgeworth Marshall price index that has been noticed in the context of using the formula to make international comparisons of prices. If the price levels of a very large country are compared to the price levels of a small country using formula then the quantity vector of the large country may totally overwhelm the influence of the quantity vector corresponding to the small country.⁷ In technical terms, the Edgeworth Marshall formula is not homogeneous of degree 0 in the components of both q^0 and q^1 . To prevent this problem from occurring ... (we ask that the price index) satisfy the following invariance to proportional changes in current quantities test"

This test is more relevant in a spatial comparison between two countries of different sizes. In a temporal comparison, especially between two consecutive years, the quantity vectors are sufficiently close for this problem not to be significant.

In summary, we consider the Fisher, Walsh and Edgeworth indices to satisfy the important criteria, with a slight disadvantage for Edgeworth.

4.6.4 Correct handling of seasonal products

This criterion speaks strongly for a year base period and against the present system with month base periods. The criterion does not distinguish between formulae, since these could all, with some difficulty, be adapted to take care of seasonal products.

4.6.5 Timeliness

Chain indices have some problems with the first monthly index in a new link because of the introduction of new weights in that index which takes extra time and causes a delay. In a fixed base index, one simply continues with the old weights until the new are finalised and thus "solves" the problem. In the delayed chain index it should be possible to avoid the annual delays, since there will be more time for the weight preparations.

4.6.6 Easy to interpret and analyse

Neither the Fisher, nor the geometric or Törnqvist indices can easily be looked at as monitoring the cost for a fixed basket of products. They cannot either be written in the established algebraic form of a sum of weights times subindices, which the producers and analysts are used to handle. This is a considerable disadvantage for such a broadly used, popular index as the CPI.

However, both the Walsh and the Edgeworth index (like the Laspeyres index) possess these important properties, since they are defined as the ratio of the costs for two baskets with the quantities being averages of those of the base and the comparison period. Thereby, they also possess a simple additivity property, in the sense that weights for subindices can simply be added to obtain weights for higher aggregates. This criterion can be seen as a weaker form of the consistency in

aggregation test and we believe that it covers what is needed for practical CPI purposes.

4.6.7 Non-revisability

All our proposals in this report satisfy non-revisability by design. If this criterion were not crucial, various other possibilities would exist which could lead to greater reliability in both long and short term comparisons. Such solutions would probably also add to the complexity of the system, however.

4.6.8 Co-ordination with the HICP

The HICP is defined as a "Laspeyres-type index" with a year as the index reference period. At the same time, there is a requirement to update weights and introduce new products annually, if such measures are important for comparability. None of the solutions discussed in this report fully satisfies HICP requirements. However, the additional work for adapting a KPI system to the HICP requirements are not judged to introduce any new problems compared with today.

4.6.9 Resource aspects

Changing over to a new aggregation system of course leads to a one time extra cost. It is outside the scope of this report to estimate this cost. The current costs for running the systems are lowest for a fixed base system but it depends on the ambition, when it comes to introducing new products and outlets at the lower level of the index. The cost for having a year as a base period is probably somewhat higher, since the calculation systems at lower levels will involve more links and longer time spans (see below). The difference is not believed to be large, however.

4.6.10 Summarised evaluation

With the criterion *minimal long-term bias in relation to a cost-of-living index/superlative index* as our main criterion, the above evaluation clearly boils down to a recommendation to choose a *delayed chain index* according to equation (20). This choice immediately makes a superlative index aggregation over some 90 product groups possible and, with better

National Accounts and other sources for weights, it opens for extending superlative aggregation to much finer levels of the index.

For the year-to-year links in this index, all superlative formulae (including Edgeworth) are virtually equivalent from a bias point of view. The criterion *easy to interpret and analyse* points at Walsh or Edgeworth as the clearly best choices. A small edge is given in favour of *Walsh*, due to its true superlative properties and meeting more tests.

For the year-to-month link, simplicity speaks in favour of the *Laspeyres* index. Its bias does not influence the long-term bias of the chain index as a whole.

5 Index aggregation at lower levels

The analysis above has led us to recommend the following basic KPI construction.

The index from reference year 0 to year Y, month m should be a chained index according to the following formula:

$$I_0^{Y,m} = I_{Y-2}^{Y,m} \prod_{y=1}^{Y-2} I_{y-1}^y \quad (42)$$

For the year-to-year index, the Walsh index should be used:

$$I_{y-1}^y = \frac{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^y \sqrt{Q_k^y Q_k^{y-1}}}{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^{y-1} \sqrt{Q_k^y Q_k^{y-1}}} = \dot{\mathbf{a}}_k W_{k;W} \frac{P_k^y}{P_k^{y-1}}, \quad (43)$$

$$\text{where } W_{k;W} = \sqrt{\frac{V_k^y V_k^{y-1}}{P_k^y / P_k^{y-1}}} / \dot{\mathbf{a}}_k \sqrt{\frac{V_k^y V_k^{y-1}}{P_k^y / P_k^{y-1}}}. \quad (43b)$$

For the year-to-month index, the Laspeyres index should be used:

$$I_{Y-2}^{Y,m} = \dot{\mathbf{a}}_k W_k^{Y-2} \frac{P_k^{Y,m}}{P_k^{Y-2}}, \text{ where } W_k^{Y-2} = V_k^{Y-2} / \dot{\mathbf{a}}_k V_k^{Y-2} \quad (44)$$

This computational scheme will be possible to use down to at least 90 product groups for which consumption values from the National Accounts will be available. Work is going on to extend this breakdown further down the product hierarchy.

In this section, we will deal with the problems that emerge below the level, where these value weights are available.

5.1 Aggregation steps

For the purposes of the present analysis, it is useful to speak of four aggregation steps. In actual index calculation, there may sometimes be more or (less often) fewer steps than that but they can then be traced back to one of these four steps. We will, somewhat unnaturally number them from top to bottom. We will give examples of the kind of situations that we have in mind as we go along.

The first step – the combination of some 90 NA purposes into the All Item Index

In this step, current NA value weights are guaranteed in our proposed system. The purposes are according to the international Coicop (Classification Of Individual Consumption by Purpose) system and are similar to those used in the HICP.

The second step – the combination of 3–400 product groups into 90 NA purposes

In this step NA values are also possible but not guaranteed and we have to prepare for some less than superlative aggregation method as the best estimate.

Aggregation is in this case over products within the same product group. In some cases, these are fairly close substitutes such as pork and beef within the meat category. In other cases, substitutability is much smaller such as between dishwashers and refrigerators in the household appliances category.

The third step – combining elementary aggregates into product groups

This step is quite heterogeneous in nature. In most cases value weights will not be available, although exceptions exist. In the third step product groups subindices are constructed, sometimes in several steps, from subgroup, outlet and/or regional elementary aggregates. For this step, there is a great variety of situations. A few examples are given here.

Local price collection. For some 150 representative products (mainly goods), local price collectors monitor the prices directly in the outlets. For these products there is a stratification into industries (outlet types) according to SNI 92 (the Swedish version of the NACE system for

industrial classification). (Elementary aggregation is done nationally, over all outlets in one industry.) Weights over industries are based on a survey planned to be 5-yearly, reflecting the distribution of sales of a certain product group between industries.

Daily necessities. The daily necessities system introduces an additional stratification compared with the local price system. Here, e.g., the industry Supermarkets (SNI 52.112) is further divided into three strata according to the chain a certain outlet belongs to (ICA/KF/DAGAB).

Electricity. In this subsystem aggregation is over the following dimensions: i) Network fees vs. energy fees, ii) type of housing, iii) fixed vs. variable (=according to consumed amount) fees and iv) type of tariff used (partly according to the consumer's choice).

Municipal services for owner-occupiers. Here, aggregation is over i) type of service (water and sewage, refuse collection and chimney sweeping) and ii) municipalities.

Telephone services. Aggregation is over i) main type of services (mobile services, residential services, and Internet services), ii) company providing the service and iii) detailed services according to the tariff of the provider.

Health care. Aggregation is over i) type of service and ii) organisation providing the service, where the organisation is usually a county council (landsting) so that there is also a geographical division involved in this aggregation step.

We observe that the third level displays a very mixed picture with regard to substitutability. The subgroups sometimes represent entities between which substitutability is large (e.g. outlet chains) and sometimes very small (e.g. municipality of residence).

The fourth step – aggregating price quotes into elementary indices

At this level, single observed prices are aggregated to elementary indices. In practice, there are several different cases here. Fairly typical examples in the KPI are:

1. A representative item (e.g. a refrigerator, a TV set, a restaurant meal) is defined in the central office. Varieties of this item are selected by price collectors and are thus aggregated over a certain type of randomly (PPS)⁸ selected outlets (5-digit NACE number) in all of Sweden. The available weight information is the size of the outlet in terms of its number of employees (with a 2-year lag).

⁸ Probability Proportional to Size

2. For most item groups in daily necessities (e.g. bread, cereals, frozen fish, washing detergents etc.), typically purchased in supermarkets, randomly (PPS) selected items (e.g. cod fillet, Findus, 400g) are aggregated over randomly (PPS) selected outlets, divided into three major wholesaler/retailer chains, in all of Sweden. In addition to the size of the outlet, the weight of the item in terms of its national sales 1–2 years ago is known.
3. Water and sewage charges are aggregated over a number of randomly selected municipalities. The population size of the municipality is used as weight.
4. Complete information of the sales of all alcoholic beverages by the Government retail monopoly (Systembolaget) which uses national prices. The exact quantities/values sold of each bottle/can of beer, wine or spirit are known.
5. Electricity or telephone charges are aggregated over a number of providers. Usually, good information on quantities (kWh, call minutes etc.), although sometimes with a lag, is available.

As a rule, substitutability within the aggregates will be large.⁹ Sometimes there are also weights involved at this level, sometimes not. In some cases such as tariff prices in item 5 of the list, there are specific problems, which will not be dealt with here.

5.2 Estimates of price elasticity

For determining the best aggregation method in the absence of current value weights, we will use the price elasticity criterion. We will assume that the relation between price elasticity and index formula is given by the CES price index in (16) above.

With this formula in mind, the empirical issue becomes one of determining the value of the price elasticity σ in different cases. Unfortunately, the available information is not abundant. Most estimates are done in the U.S., only one recent Swedish source is known. We will first look at these estimates at a level roughly corresponding to the second aggregation step. Then we will look at evidence relating to the third and fourth steps.

⁹ Although an aggregate often covers the whole country, price changes do not usually follow a regional pattern. This means that the observed variation within an aggregate often represents variation between nearby outlets.

5.2.1 Second step elasticities

The only recent Scandinavian source for price elasticities is Edgerton et al. (1996). They analyse food demand in the Nordic countries based on NA data from 1963–89 for Sweden and similar time periods for the other Nordic countries. They use a three-level aggregation, where food consumption is divided into animalia, vegetabilia, beverages and miscellaneous and each of these categories is in turn divided into three subgroups, the lowest level considered in their study. Table 6 gives their estimated own-price elasticities for each of the 12 groups:

Table 6: Own-price elasticities (reversed sign) for the Nordic countries, estimated by Edgerton et al (1996)

	Denmark	Finland	Norway	Sweden
<i>Animalia</i>				
Meat	0.5	0.2	0.7	0.4
Fish	0.9	0.3	0.8	0.3
Milk, cheese and eggs	0.4	-0.1	0.2	0.0
<i>Beverages</i>				
Soft drinks	1.1	1.2	0.7	0.6
Hot drinks	0.2	0.2	0.3	0.1
Alcoholic drinks	0.5	0.6	0.9	0.9
<i>Vegetabilia</i>				
Bread and cereals	0.4	0.1	0.4	0.7
Fruit and vegetables	0.5	0.3	0.6	0.6
Potatoes	0.5	0.5	0.5	-0.1
<i>Miscellaneous</i>				
Fats and oils	0.6	0.3	0.2	0.3
Sugar	0.7	0.3	0.2	-0.8
Confectionery etc.	0.8	0.4	0.1	0.4

The groups in Table 6 are, however, groups, that belong to the upper level of KPI aggregation, where current consumption values are available, at least in principle.¹⁰

¹⁰ At present, the NA values for these food categories are not based on current information but are just extrapolated from earlier years in fixed value proportions. It will, however, be possible to improve these matters with some reasonable effort.

McLelland (1999), at the U.S. Bureau of Labor Statistics (BLS), makes detailed comparisons between outcomes of different index formulae within the expenditure class level of the U.S. CPI (70 groups divided into 207 item strata). In the KPI, this level roughly corresponds to the division into 300 subindices mentioned above. He finds that the estimated elasticity of substitution is close to or greater than unity in the majority of cases. In comparing the Fisher, Laspeyres and Geometric indices he finds that Laspeyres is significantly different from the Fisher indices in 65 to 80 percent of the cases, whereas the Geometric index (with old weights) only differs significantly in about 15 percent of the cases. Thus the Geometric index is judged to be a better estimator of a cost-of-living index than the Laspeyres, when only old weights (from period 0) are available. McLelland's main objective is to establish the best methodology at the elementary index level. He argues that, due to increased substitution at the lower levels of the index, the elasticity generally increases as we move down in the index hierarchy. This causes the differential biases of the Laspeyres and the Geometric indices in relation to Fisher to move further in favour of the Geometric index.

A survey of published estimates of demand elasticity in the U.S. shows a somewhat mixed picture. Three important recent works in this area are Huang (1993), Berry, Levinsohn and Pakes (1995) and Hausman (1997). Huang is concerned with the food sector. He estimates the elasticity of food at home as a whole to be 0.19 but as the level of disaggregation increases the elasticity also generally increases, although with some exceptions. In table 7, we present a summary of his estimates.

Table 7: Price elasticities (reversed sign) in some food categories for the U.S. according to Huang (1993)

Subgroups of meat and fish	0.12 to 1.87
Flour, rice, eggs, milk and cheese	0.04 to 0.25
Subgroups of fruit	0.19 to 1.18
Subgroups of fresh vegetables	0.08 to 0.62
Subgroups of processed fruit and vegetables	0.17 to 0.74
Subgroups of beverages	0.18 to 0.56
Subgroups of sugar and fats	0.01 to 0.24

The difficulties in this area are underlined by some very different estimates by other researchers; Nelson (1994) estimates elasticity for milk to 1.15 and Heien and Pompelli (1989) to 0.69. Unpublished Swedish experiences from the recent period when milk subsidies were abolished and prices thus suddenly increased by some 20% were that purchasing volumes were hardly influenced at all, a fact that supports

the low elasticity estimates for milk. Hausman gives 0.90 as his estimate for breakfast cereals as a whole. For cars as a whole, three estimates are 0.87 (McCarthy, 1996) 0.85 (Levinsohn, 1988) and 1.43 (Trandel, 1991).

The great variability of the elasticity estimates, also for the same product groups, precludes strong conclusions for any particular group. The estimates cover the whole range from slightly above zero up to values above one and thus make a definite judgement on average price elasticity difficult.

We consider McLelland's results as the single strongest evidence relating to the formula choice at this level, since he compared index formulas with their superlative counterparts afterwards and with actual CPI data. His conclusion is that the estimated elasticity of substitution is close to or greater than unity in the majority of cases and thus that the geometric mean estimator, which is based on an assumption of price elasticity being equal to one, estimates a superlative index better than a Laspeyres index does.

With Table 7 in mind, it may be possible to make informed guesses as to categories where an assumption of unitary price elasticity is not reasonable and apply different aggregation principles in the two cases.

5.2.2 Low-level elasticities

Let us first ask: What is the economic interpretation of an elementary aggregate (EA) and of the kind of consumer behaviour that takes place within it? For food, daily necessities and some other products, the EA in the KPI consists of a set of varieties in a set of outlets defined either as a chain of retailers or as an outlet type (example hypermarkets, radio/TV-retailers etc.) defined by the 5-digit NACE level (SNI 92, the Swedish NACE version). In contrast to most other countries, no regional demarcations are applied. How, then, do consumers behave in response to price changes within such an EA?

Firstly, we note that much of the low-level substitution would take place also between two EAs, for example between a hypermarket and a local supermarket or between a Konsum and an ICA supermarket in the same area. This calls for a "substitution allowing" aggregation principle between different outlet groups for the same product. Within an EA, there will be substitution effects unless the price changes display a strong regional pattern. Regional effects are not strong, since much of the price change is known to be due to short-term fluctuations, "price bouncing" etc. Therefore, within an EA substitution effects are generally large.

What substitution effects are we talking about more exactly at this level? Dalton et al (1998) made an excellent account of this when they explained the BLS change to the geometric mean formula at the EA level. Ice cream was used as their exemplifying product:

”Substitution can take several forms corresponding to the types of item- and outlet-specific prices used to construct the basic indexes:

- Substitution among brands of products, for example, between brands of ice cream;
- Substitution among product sizes, for example, between pint and quart packages of ice cream;
- Substitution among outlets, for example, between a brand of ice cream sold at two different stores;
- Substitution across time, for example, between purchasing ice cream during the first or second week of the month;
- Substitution among types of items within the category, for example, between ice cream and frozen yoghurt;
- Substitution among specific items in different index categories, for example, between ice cream and cupcakes.

Thus, in response to an increase in the price charged by a store for a certain brand of ice cream, a consumer could respond by redistributing purchases along any of several dimensions represented by other priced items in the category: to another brand of ice cream whose prices had not risen, to a larger package of ice cream with a smaller price per ounce, to ice cream at a different store where ice cream is on sale, or to a brand of frozen yoghurt. The consumer also could respond by postponing the ice cream purchase until a later date.

...

Finally, the consumer could substitute from the ice cream brand to a specific alternative dessert item, such as cupcakes or apples, that is in another CPI category.”

The distinctions between all the kinds of substitution elements described in this quotation are not well developed in economic research.¹¹ What can be said under these circumstances?

¹¹ A research line that is in its infancy is that of consumer search theory. Reinsdorf (1994) discusses the implications for the cost of living index of searching consumers in markets with price dispersion for products of constant quality.

In general it is reasonable to expect elasticities to increase when we move down the product hierarchy to more detailed levels. This is because we find closer substitutes at the lower levels than at the higher (pork vs. beef instead of meat vs. fish, Brand A vs. Brand B coffee instead of coffee vs. tea, Coca Cola in outlet A vs. the nearby outlet B instead of Coca Cola vs. Fanta). However, not many studies of low level elasticities have been done so far.

Berry et al estimates elasticity for cars and give estimates between 3.08 (Lexus LS400) and 6.52 (Nissan Sentra) at the brand level as compared with the above-mentioned estimates for cars as a whole between 0.85 and 1.43.

Hausman deals with breakfast cereals, also at the brand level. His estimates of elasticity for particular brands range from 1.93 (Cheerios) to 3.18 (Frosted Wheat Squares) as compared to 0.90 for the group as a whole.

Reinsdorf (1996) carried out a comparison between different index formulas based on A.C. Nielsen scanner data for outlets in Washington and Chicago for coffee, 1993–94. His data showed that the geometric mean index (with base period weights) is in most cases closer to the Fisher index than the Laspeyres index. Other unpublished BLS research on scanner data hints at even stronger results; the most typical pattern seems to be Laspeyres>Geomean>Fisher which is consistent with a price elasticity of more than one.

We carried out a small experiment based on Swedish scanner data for some item groups, where we estimated the following average within-outlet price elasticities for some item groups.¹²

¹² The data covered 117 weeks from 9440 to 9652. All purchases in 26 outlets were included. The number of item descriptions averaged over was around 100. The first week in which the item appeared in a shop was taken as the base for shopwise calculations. The median of the estimated price elasticities was taken over shops and weeks and finally the medians were averaged over the item descriptions. Weights, $(p-p_0)(q-q_0)$, were applied.

Table 8: Average price elasticities for EAN codes (within brands) in some item groups based on scanner data, 1994–1996.

<i>Item group</i>	<i>Weighted median price elasticity of demand</i>
Frozen fish	2.35
Breakfast cereals	2.00
Washing detergents	2.05
Fats	1.21

These estimates (where very crude estimation methods were used) turn out to be in the lower range of the brand-type elasticities seen in U.S. data but still well above unity.

5.2.3 Summary of information on price elasticities

Tentative conclusions based on the scarce information given above would be:

1. For the second aggregation step, own-price elasticities vary from slightly above zero up to well above one. There are some inelastic products (for example milk, potatoes, flour and rice) as well as more elastic one like new cars and breakfast cereals.
2. At lower levels, elasticities are generally much higher and often well above unity for brands in competitive product areas.

5.3 Approximations to the Walsh formula for the second aggregation step

Where current consumption values are not available, two special cases of the Walsh formula are of interest.

Firstly, assume zero elasticity. This is consistent with the assumption that the *quantity ratios* between products remain intact despite the change in relative prices. Say that in (43) we have $Q_k^y = I Q_k^{y-1}$ for all k . The Walsh index then reduces to the Laspeyres index

$$I_{y-1}^y = \frac{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^y Q_k^{y-1}}{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^{y-1} Q_k^{y-1}} = \dot{\mathbf{a}}_k \frac{V_k^{y-1} P_k^y}{\dot{\mathbf{a}}_k V_k^{y-1} P_k^{y-1}} \quad (45)$$

If the known quantities (or values) are from a period before $y-1$ (from period s , say), then the invariance of the quantity ratios implies that $Q_k^y = I Q_k^{y-1} = I m Q_k^s$ for all k . Instead of (45) we then obtain:

$$I_{y-1}^y = \frac{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^y \sqrt{I m Q_k^s m Q_k^s}}{\dot{\mathbf{a}}_k P_k^{y-1} \sqrt{I m Q_k^s m Q_k^s}} = \dot{\mathbf{a}}_k \frac{V_k^s (P_k^{y-1}/P_k^s) P_k^y}{\dot{\mathbf{a}}_k V_k^s (P_k^{y-1}/P_k^s) P_k^{y-1}} \quad (46)$$

Price updating the weights from period s to period $y-1$ is thus a logical choice in this case.

Secondly, assume unitary price elasticity. This is consistent with the assumption that the *value ratios* between products remain intact despite the change in relative prices. This implies that in (43) we have $V_k^y = I V_k^{y-1}$ for all k . The Walsh index then reduces to the following index:

$$I_{y-1}^y = \frac{\dot{\mathbf{a}}_k V_k^{y-1} \sqrt{P_k^y/P_k^{y-1}}}{\dot{\mathbf{a}}_k V_k^{y-1} / \sqrt{P_k^y/P_k^{y-1}}} = \dot{\mathbf{a}}_k \frac{V_k^{y-1} / \sqrt{P_k^y/P_k^{y-1}}}{\dot{\mathbf{a}}_k V_k^{y-1} / \sqrt{P_k^y/P_k^{y-1}}} P_k^y, \quad (47)$$

If the known values are from a period before $y-1$ (from period s , say), then the invariance of the value ratios implies that $V_k^{y-1} = m V_k^s$ for all k . We can then put the period s values in the period $y-1$ values' place in (47) without any other changes. Especially, no price updating is called for in this case.

Therefore, if only old value weights are known, then (45)–(47) can be chosen given an assessment of the most likely value of the elasticity of substitution. The analysis above suggests that unitary price elasticity is more often the best approximation, which would make (47) the main option.

For the year-to-month there is no question of approximation since the Laspeyres formula applies also in the second step. If the weights are from a period before $y-1$ then price updating should be done only where zero price elasticity is assumed, i.e. where the Laspeyres index is used also in the year-to-year index.

5.4 The third aggregation step

The same logic essentially applies for the third step as for the second step. As noted above this aggregation can represent many different situations with regard to substitutability and elasticity. For the case of unitary price elasticities, the internationally recognised geometric mean formula provides an alternative that can be proved (see Annex 1) to give almost the same answer as (47).¹³

$$I_{y-1}^y = \tilde{\mathbf{O}}_k \frac{\mathbf{a} P_k^y}{\mathbf{a} P_k^{y-1}} \frac{\mathbf{a} V_k}{\mathbf{a} V_k} \quad (48)$$

In Annex 1, it is demonstrated that (47) and (48) give the same results to almost the third order according to a Taylor approximation, which only requires that the coefficient of variation of the price relatives be bounded.

The choice between these two formulae is thus a minor one. In favour of (47) one can argue that it provides formula consistency at all levels. For (48) speaks the fact, that it is the internationally accepted formula.

In the third step, elasticities are often larger than in the second step. Also, there is no need for presenting subindices at this level to users. Therefore, here we could consider aggregation according to (47) or (48) also in the year-to-month index in order to reduce substitution bias. For example:

$$I_{Y-2}^{Y,m} = \mathbf{a}_k \frac{V_k / \sqrt{P_k^{Y,m} / P_k^{Y-2}}}{\mathbf{a}_k V_k / \sqrt{P_k^{Y,m} / P_k^{Y-2}}} \frac{P_k^{Y,m}}{P_k^{Y-2}}, \quad (49)$$

5.5 Elementary aggregation

At the lowest level single prices are to be aggregated into indices. Aggregation based on unitary price elasticity should be the rule here in both the year-to-year and the year-to-month links. Here we denote weights by w_j and assume that they sum to one. In principle, they are value weights although they are often crude size measures. For the year-to-year index, the basic form would be either:

¹³ Here, we drop the time superscript for V_k , since the value weights are often older than $y-1$.

$$I_{y-1}^y = \frac{\dot{\mathbf{a}}_j w_j \sqrt{p_j^y / p_j^{y-1}}}{\dot{\mathbf{a}}_j w_j / \sqrt{p_j^y / p_j^{y-1}}} \text{ or} \quad (50)$$

$$I_{y-1}^y = \tilde{\mathbf{O}}_j \frac{\mathbf{a} p_j^y \mathbf{o}^{w_j}}{\mathbf{c} p_j^{y-1} \mathbf{o}} \quad (51)$$

In these formulae, the price in each year is ideally interpreted as a unit value over months, i.e.:

$$p_j^y = \dot{\mathbf{a}}_{m=1}^{12} p_j^{y,m} q_j^{y,m} / \dot{\mathbf{a}}_{m=1}^{12} q_j^{y,m}, \quad (52)$$

where $q_j^{y,m}$ is the quantity sold in month y,m . Often, equal quantities in all months will need to be assumed.

If it is desired to bring in new products or outlets annually, *link months* (lm) need to be introduced, so that an overlap is established in lm . This would change (50) and (51) into:

$$I_{y-1}^y = \frac{\dot{\mathbf{a}}_{\hat{U}_1} w_{1j} \sqrt{p_j^{lm} / p_j^{y-1}}}{\dot{\mathbf{a}}_{\hat{U}_1} w_{1j} / \sqrt{p_j^{lm} / p_j^{y-1}}} \frac{\dot{\mathbf{a}}_{\hat{U}_2} w_{2j} \sqrt{p_j^y / p_j^{lm}}}{\dot{\mathbf{a}}_{\hat{U}_2} w_{2j} / \sqrt{p_j^y / p_j^{lm}}} \text{ or} \quad (53)$$

$$I_{y-1}^y = \tilde{\mathbf{O}}_{\hat{U}_1} \frac{\mathbf{a} p_j^{lm} \mathbf{o}^{w_{1j}}}{\mathbf{c} p_j^{y-1} \mathbf{o}} \tilde{\mathbf{O}}_{\hat{U}_2} \frac{\mathbf{a} p_j^y \mathbf{o}^{w_{2j}}}{\mathbf{c} p_j^{lm} \mathbf{o}}, \quad (54)$$

where U_1 and U_2 denote the two universes in the first and second links.

For the year-to-month index there will usually be a need to divide it into three links according to the following scheme:

$$I_{Y-2}^{Y,m} = \frac{\dot{\mathbf{a}}_{\hat{U}_1} w_{1j} \sqrt{p_j^{lm1} / p_j^{Y-2}}}{\dot{\mathbf{a}}_{\hat{U}_1} w_{1j} / \sqrt{p_j^{lm1} / p_j^{Y-2}}} \frac{\dot{\mathbf{a}}_{\hat{U}_2} w_{2j} \sqrt{p_j^{lm2} / p_j^{lm1}}}{\dot{\mathbf{a}}_{\hat{U}_2} w_{2j} / \sqrt{p_j^{lm2} / p_j^{lm1}}} \frac{\dot{\mathbf{a}}_{\hat{U}_3} w_{3j} \sqrt{p_j^{Y,m} / p_j^{lm2}}}{\dot{\mathbf{a}}_{\hat{U}_3} w_{3j} / \sqrt{p_j^{Y,m} / p_j^{lm2}}} \quad (55)$$

or

$$I_{Y-2}^{Y,m} = I_{Y-2}^{lm1} I_{lm1}^{lm2} I_{lm2}^{Y,m} = \tilde{\mathbf{O}}_{j\tilde{U}_1} \frac{\mathbf{ap}_j^{lm1} \mathbf{\ddot{o}}^{w_{1k}}}{\mathbf{c}_{Y-2}^{lm1} \mathbf{p}_j} \tilde{\mathbf{O}}_{k\tilde{U}_2} \frac{\mathbf{ap}_k^{lm2} \mathbf{\ddot{o}}^{w_{2k}}}{\mathbf{c}_{lm1}^{lm2} \mathbf{p}_k} \tilde{\mathbf{O}}_{l\tilde{U}_3} \frac{\mathbf{ap}_l^{Y,m} \mathbf{\ddot{o}}^{w_{3k}}}{\mathbf{c}_{lm2}^{Y,m} \mathbf{p}_l} \quad (56)$$

Note that it is not necessary to have the same link months in all aggregates. Especially, where a product is seasonally unavailable, a month where it is available should be chosen as the link month. In most cases, it will be desirable to choose December or January, since the computation of an annual average price will then be facilitated.

Dividing the index into "sublinks" will sometimes be necessary also in the second and third aggregation steps. It is straightforward to apply the formulae for elementary aggregates for those cases also.

In Annex 2, we provide a table with the aggregation scheme from top to bottom.

The above description covers most practical situations. In some cases, however, the situation at hand calls for other solutions.

5.5.1 Superlative elementary weights

For some products, above all alcohol, there is detailed and current data available for weighting. They should then be used in a manner that combines the Walsh index with unit values over time for homogeneous products.

5.5.2 Inelastic aggregation and zero prices

If elementary aggregation is over observations between which price elasticity is small, a Laspeyres-type index should be used. By this, we mean the following index (written in its general form):

$$I_{01} = \frac{\dot{\mathbf{a}} q_b p_1}{\dot{\mathbf{a}} q_b p_0}, \quad (57)$$

where period b , usually before 0, is the most recent period for which quantity data is available.

This is also the preferred approach, where a price is zero in one end of the comparison. The existence of a zero price means that price elasticity in that point of the demand curve is zero,¹⁴ which in turn means that the index solution sought in this situation must be consistent with zero elasticity.

¹⁴ Price elasticity is in general defined as $e = \frac{dq}{dp} \frac{p}{q}$, which means that it is identical to zero for $p=0$ if the demand function is differentiable.

References

Aizcorbe, A.M. and Jackman, P.C. (1993): *The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982–91*. Monthly Labor Review, 116 (December), 25–33.

Balk B.M.(1995): *Axiomatic Price Index Theory: A Survey*. International Statistical Review, 63, 1, 69–93.

Berry, S., Levinsohn, J. and Pakes, A. (1995): *Automobile Prices in Market Equilibrium*. Econometrica, 63:4, 841–890.

Blackorby, C. and Russell, R. (1989): *Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up? (A Comparison of the Allen/Uzawa and Morishima Elasticities)*. American Economic Review, Vol. 79, no. 3, 882–888.

Boskin, M.J et al (1996): *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*. Final Report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index. U.S. Senate Finance Committee.

Dalén, J. (1992): *Computing Elementary Aggregates in the Swedish Consumer Price Index*. Journal of Official Statistics, Vol. 8, No.2, 129–147.

Dalén, J. (1998): *Comparing index construction alternatives for the Swedish CPI*. Report for the KPI Commission.

Dalton, K.V., Greenlees, J.S. and Stewart, K.J. (1998): *Incorporating a Geometric Mean Formula into the CPI*. Monthly Labor Review, October, 3–7.

Diewert, W.E. (1976): *Exact and Superlative Index Numbers*. Journal of Econometrics, 115–145.

Diewert, W.E. (1978): *Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation*. *Econometrica*, 883–900.

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

Fisher, I. (1922): *The Making of Index Numbers*. Boston, Houghton Mifflin.

Haglund, M. (1992): *Vägningstal och priselasticiteter*. Internal Memo presented to the Swedish Index Board. SCB, 92-03-12.

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

Heien, D. and Pompelli, G. (1989): *The Demand for Alcoholic Beverages: Economic and Demographic Effects*. *Southern Economic Journal*, Vol 55, no. 3, 759–770.

Huang, Kuo (1993): "A Complete System of U.S. Demand for Food." Technical Bulletin Number 1821, Economic Research Service, United States Department of Agriculture.

Lloyd, P.J. (1975): *Substitution Effects and Biases in Nontrue Price Indices*. *American Economic Review* 65, 301–313.

McCarthy, P.S. (1996): *Market Price and Income Elasticities of New Vehicle Demands*. *Review of Economics and Statistics*, 78:3, 543–547.

McLelland, R. (1999): *On the Use of the Geometric Mean and Laspeyres Formulas in the CPI*. Unpublished Report, Bureau of Labor Statistics, Washington D.C.

Moulton, B.R. (1996): *Constant Elasticity Cost-of-Living Index in Share Relative Form*. Bureau of Labor Statistics, Washington D.C., December.

Moulton, B.R. and Stewart, K.J. (1997): *An Overview of Experimental U.S. Consumer Price Indices*. In Proceedings of the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices. Centraal Bureau voor de Statistiek, Research Paper no. 9806, Voorburg.

Nelson, J. (1994): *Estimation of Food Demand Elasticities Using Hicksian Composite Commodity Assumptions*. Quarterly Journal of Business and Economics, Vol. 33, no. 3, 51–68.

Norberg (1996): *Systematisk effekt på KPIs långtidsindex av rent slumpmässiga fel i prisindex för representantvaror*. Internal Memo presented to the Swedish Index Board. SCB, 96-09-25.

Shapiro, M.D. and Wilcox, D.W. (1997): *Alternative Strategies for Aggregating Prices in the CPI. Review*. Federal Reserve Bank of St. Louis, Volume 79, 3, 113–126.

Socialstyrelsen (1961). *Konsumentpriser och indexberäkningar åren 1931–1959*. Sveriges Officiella Statistik, Stockholm 1961.

SOU (1943): *Betänkande angående levnadskostnadsindex*, SOU 1943:8, Finansdepartementet, Stockholm.

SOU (1953): *Konsumentprisindex, betänkande angående omläggning av levnadskostnadsindex*, SOU 1953:23, Civildepartementet, Stockholm.

Trandel, G. A. (1991): *The Bias Due to Omitting Quality when Estimating Automobile Demand*. Review of Economics and Statistics, 73:3, 522–525.

Annex 1

Taylor series approximations of two index formulae

Here we present, without proofs, Taylor series approximations of the two most important formulae discussed above. Approximations are done for those formulas, which are functions of price relatives only and are based on series expansions around the unit vector. We use the notation $r_k = p_k^1 / p_k^0$ for price relatives and w_k for weights, summing to one over k . In this notation the formulae are:

$$W = \frac{\dot{\mathbf{a}}_k w_k \sqrt{r_k}}{\dot{\mathbf{a}}_k w_k / \sqrt{r_k}} \text{ and} \quad (\text{A.1})$$

$$G = \tilde{\mathbf{O}}_k r_k^{w_k} \quad (\text{A.2})$$

Approximations are expressed as functions of the first, second and third weighted central moments of the distribution of the r_k as follows:

$$\begin{aligned} \mathbf{m} &= \dot{\mathbf{a}}_k w_k r_k ; \\ \mathbf{s}^2 &= \dot{\mathbf{a}}_k w_k (r_k - \mathbf{m})^2 ; \\ \mathbf{g} &= \dot{\mathbf{a}}_k w_k (r_k - \mathbf{m})^3 \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

Now, the third order Taylor approximations of these are:

$$W \approx m \cdot s^2/2 + 3g^2 + s^2(ml)/2 \text{ and} \quad (\text{A.4})$$

$$G \approx m \cdot s^2/2 + g^2 + s^2(ml)/2 \quad (\text{A.5})$$

We thus have

$$W - G \approx g^2 \quad (\text{A.6})$$

which is not very much!

The result has been numerically tested. The approximation is quite reliable for those kinds of distributions of price relatives that are common in practice, where s is below 0.2. It collapses where s becomes very large (above 0.5, say).

Annex 2

Simplified aggregation scheme in four steps

Aggregation level	Year-to-month index	Year-to-year index
All Item level, aggregated from NA groups, denoted h	$I_{y-2}^{y,m} = \dot{\mathbf{a}}_h W_h I_{y-2,h}^{y,m}, \text{ where}$ $(A2.1) \quad W_h = \frac{V_h^{y-2}}{\dot{\mathbf{a}}_h V_h^{y-2}}$	$I_{y-1}^y = \dot{\mathbf{a}}_h W_h I_{y-1,h}^y \text{ where}$ $(A2.1b) \quad (A2.5) \quad W_h = \sqrt{\frac{V_h^y V_h^{y-1}}{I_{y-1,h}^y}} / \dot{\mathbf{a}}_h \sqrt{\frac{V_h^y V_h^{y-1}}{I_{y-1,h}^y}}$ $(A2.5b)$
NA group level, aggregated from product subgroups, denoted g.	$I_{y-2,h}^{y,m} = \dot{\mathbf{a}}_{gh} W_g I_{y-2,g}^{y,m}, \text{ where}$ $(A2.2) \quad W_g = \frac{V_g^{y-2}}{\dot{\mathbf{a}}_{gh} V_g^{y-2}}$ $(A2.2b)$	$I_{y-1,h}^y = \dot{\mathbf{a}}_{gh} W_g I_{y-1,g}^y, \text{ where}$ $(A2.6) \quad W_g = \frac{V_g / \sqrt{I_{y-1,g}^y}}{\dot{\mathbf{a}}_{gh} V_g / \sqrt{I_{y-1,g}^y}}$ $(A2.6b)$
Subgroup level, aggregated from elementary aggregates, denoted d.	$I_{y-2,g}^{y,m} = \dot{\mathbf{a}}_{d\hat{\mathbf{I}}_g} W_d I_{y-2,d}^{y,m} \text{ where (A2.3)}$ $W_d = \frac{V_d / \sqrt{I_{y-2,d}^{y,m}}}{\dot{\mathbf{a}}_{d\hat{\mathbf{I}}_g} V_d / \sqrt{I_{y-2,d}^{y,m}}} \quad (A2.3b)$	$I_{y-1,g}^y = \dot{\mathbf{a}}_{d\hat{\mathbf{I}}_g} W_d I_{y-1,d}^y, \text{ where}$ $(A2.7) \quad W_d = \frac{V_d / \sqrt{I_{y-1,d}^y}}{\dot{\mathbf{a}}_{d\hat{\mathbf{I}}_g} V_d / \sqrt{I_{y-1,d}^y}} \quad (A2.7b)$
Elementary level, linking is done in link months ($lm, lm1, lm2$) once a year, usually in December or January	$I_{y-2;d}^{y,m} = I_{y-2;d}^{lm1} x I_{lm1;d}^{lm2} x I_{lm2;d}^{y,m} =$ $\frac{\dot{\mathbf{a}}_{j\hat{\mathbf{I}}_{d_1}} w_{1j} \sqrt{p_j^{lm1} / p_j^{y-2}}}{\dot{\mathbf{a}}_{j\hat{\mathbf{I}}_{d_1}} w_{1j} / \sqrt{p_j^{lm1} / p_j^{y-2}}} x$ $\frac{\dot{\mathbf{a}}_{j\hat{\mathbf{I}}_{d_2}} w_{2j} \sqrt{p_j^{lm2} / p_j^{lm1}}}{\dot{\mathbf{a}}_{j\hat{\mathbf{I}}_{d_2}} w_{2j} / \sqrt{p_j^{lm2} / p_j^{lm1}}} x \quad (A2.4)$ $\frac{\dot{\mathbf{a}}_{j\hat{\mathbf{I}}_{d_3}} w_{3j} \sqrt{p_j^{y,m} / p_j^{lm2}}}{\dot{\mathbf{a}}_{j\hat{\mathbf{I}}_{d_3}} w_{3j} / \sqrt{p_j^{y,m} / p_j^{lm2}}}$	$I_{y-1;d}^y = I_{y-1;d}^{lm} x I_{lm;d}^y =$ $\frac{\dot{\mathbf{a}}_{j\hat{\mathbf{I}}_{d_1}} w_{1j} \sqrt{p_j^{lm} / p_j^{y-1}}}{\dot{\mathbf{a}}_{j\hat{\mathbf{I}}_{d_1}} w_{1j} / \sqrt{p_j^{lm} / p_j^{y-1}}} x$ $\frac{\dot{\mathbf{a}}_{j\hat{\mathbf{I}}_{d_2}} w_{2j} \sqrt{p_j^y / p_j^{lm}}}{\dot{\mathbf{a}}_{j\hat{\mathbf{I}}_{d_2}} w_{2j} / \sqrt{p_j^y / p_j^{lm}}} \quad (A2.8)$

Säsongsvariation

I den här bilagan diskuteras inledningsvis vad vi menar med säsongsvariation i KPI-sammanhang. Det konstateras att vad som främst behöver preciseras, vad avser principfrågor, rör sådan säsongsvariation som beror på att vissa varor och tjänster, inom ramen för hushållens givna preferenser, värderas olika beroende på säsong. Mot den bakgrunden diskuteras möjligheten att beräkna kortperiodiska prisindex som kan tolkas som mått på förändringen över tiden av levnads-kostnaderna. Det konstateras att en år-till-månad-länk i princip avser jämförelser av ”årsmedelpriser” enligt prisläget den aktuella månaden och under länkens basår. Avslutningsvis diskuteras också vissa brister i Laspeyres indexformel vid kraftiga säsongsmässiga variationer i utbud och pris, samt föreslås en ansats för att komma till rätta med problemet. Däremot behandlas inte de praktiska svårigheterna att göra relevanta prisjämförelser när det föreligger sådana säsongsmässiga skillnader i varors fysiska kvalitet, eller kondition, som främst vidlåder vissa typer av färska grönsaker och färsk frukt.

1 Vad är säsongsvariation?

Med säsongsvariation menar vi i allmänhet att utvecklingen av priser och/eller konsumerade kvantiteter under loppet av ett år påverkas av ett mer eller mindre regelbundet säsongsmönster. Bakomliggande orsaker är dels klimat och dels konventioner eller institutionella faktorer som t.ex. julhandeln. De påverkar dels tillgången på, eller produktions-kostnaderna för, vissa typer av varor och tjänster och dels hushållens värdering av olika varor och tjänster. Säsongsvariationerna kan således förklaras av varuvisa variationer från utbudssidan eller efterfrågesidan.

Vi följer här Diewerts (s.75)¹ kategorisering och säger att produkter är säsongsvaror av typ (i) om de under någon del av året inte går att

¹ Diewert W.E.: *Seasonal Commodities, High Inflation and Index Number Theory*. Proceedings, Second meeting of the International Working Group on

köpa. Andra nyttigheter, som erbjuds under alla årstider, är av typ (ii). Dessa är säsongsvor av typ a) om hushållens värdering av dem är oberoende av säsongen. Säsongsmässiga variationer i konsumerade kvantiteter beror då helt och hållet på att hushållen minskar konsumtionen då priserna är höga och ökar den när priserna är låga, för att sett över hela året använda sina resurser så att deras totala välfärd maximeras. Om hushållen däremot värderar varor och tjänster olika beroende på säsong kan vi kalla dem för säsongsvor av typ (ii) b). En vara är ingen säsongsva om hushållens värdering av den är oberoende av säsong och konsumtionen är jämnt fördelad över året.

Ett exempel på en vara av typ (ii) a) kan vara tomater av en viss kvalitet. Konsumtionen av tomater av god kvalitet är hög och priserna låga när de lokala odlarna har sin naturliga skördesäsong, medan det omvända förhållandet gäller då tomater måste importeras från avlägsna odlingsplatser eller produceras till höga kostnader i uppvärmda väst-hus. Konsumenten värdesätter dock tillgången till tomater lika under hela året.

Exempel på nyttigheter av typen (ii) b) kan vara

- glass, eftersom variationer mellan månader avseende konsumerade kvantiteter, beror snarast på att hushållen värderar glasskonsumtion på sommaren högre, och efterfrågar mer glass då, än under den kallare delen av året;
- säsongsbetonade kläder som vi föredrar att köpa inför eller i inledningen av en säsong, eftersom det är då vi kan få mest glädje av dem, i synnerhet om det är modeplagg som riskerar att vara "ute" nästa gång det är säsong;
- resor och logi eftersom vår efterfrågan på resor av olika slag och destinationer i stor utsträckning är kopplad till årstiden, oavsett om det gäller semesterresor eller resor till och från jobbet;
- energi för uppvärmning som inte är möjlig, eller dyr, att lagra, eftersom en enhet energi förbrukad under sommaren bidrar mindre till att upprätthålla hushållets levnadsstandard än en enhet under vintern.

I alla dessa fall är det tydligt att variationen över året av konsumerade kvantiteter bara delvis, och ibland kanske inte alls, kan förklaras av variationer från utbudssidan.

2 Levnadskostnadsindex och säsongsvariation

Syftet med indexet är att ange förändringen över tiden av kostnaden för en oförändrad levnadsstandard. Viktiga förutsättningar för att ett index skall kunna ges en strikt sådan tolkning är bl.a.:²

- att de varor och tjänster som hushållen kan välja mellan för att tillgodose sina konsumtionsbehov är desamma i de jämförda tidsperioderna samt
- att hushållens värdering av varorna och tjänsterna i förhållande till varandra inte är olika i de jämförda tidsperioderna.

Förhållandena därvidlag förändras mycket litet mellan två intilliggande år. Dessa förutsättningar bör därför vara ganska väl tillgodosedda när det gäller ett index som jämför prisläget under en tolv månadersperiod med prisläget under en näraliggande tolv månadersperiod, liksom vid jämförelser mellan säsongslika perioder, som t.ex. de vanliga tolv månaderstalen.

Förutsättningarna för att tolka jämförelser mellan säsongsolika perioder som jämförelser av kostnaden för en viss levnadsstandard är betydligt sämre. Exempel på sådana jämförelser är mellan intilliggande månader; mellan december och en viss månad under påföljande år som de nuvarande korttidslänkarna; mellan ett år och en viss månad som i de i kapitel 3 föreslagna år-till-månad-länkarna. I dessa fall innebär existensen av varor av typ (i) att den första förutsättningen saknas samt existensen av säsongsvaror av typ (ii) b) att inte heller den andra förutsättningen uppfylls. Sådana jämförelser måste därför tolkas med försiktighet.

Diewert (*ibid.* s.117) anser t.o.m. att det inte tjänar något till att försöka jämföra sådant som inte är jämförbart och menar att det är tre olika typer av *säsongsnutrala* index som bör beräknas och som ger värdefull information:

1. Ett index för *korttidjämförelser*, där det är möjligt att jämföra prisläget mellan säsongsolika perioder, t.ex. mellan intilliggande månader. Ett sådant index skulle endast omfatta icke säsongsvaror samt sådana säsongsvaror som hushållen värderar på samma sätt oberoende av säsong, dvs. säsongsvaror av typ (ii) a).³

² Se vidare Bilaga 2 för en diskussion av levnadskostnadsindex.

³ Min benämning "säsongsnutral" kan uppfattas vara missvisande för det här indexalternativet. Eftersom säsongsvaror av typ (ii) a) ingår kommer de säsongsmässiga prisrörelserna på dessa att påverka index. Det speglar dock

2. *Säsongsvisa index*. Tillämpat på månader som den säsongsmässiga indelningen skulle det innebära tolv oberoende parallella index: ett index som anger förhållandet mellan prisläget i januari och prisläget i januari under basåret; ett index som anger förhållandet mellan prisläget i februari och prisläget i februari under basåret; etc. Vart och ett av dessa index skulle omfatta samliga varor – säsongsvaror och icke säsongsvaror – med varuvikter enligt konsumtionens fördelning respektive månad under viktåret.
3. *Glidande årsgenomsnitt* är ett vägt genomsnitt av tolv parallella säsongsvisa index enligt ovan. Det innebär att man månatligen erhåller ett index som anger prisläget under den just avslutade tolv månadersperioden i förhållande till prisläget under basåret.

Det första indexet möjliggör korttidsjämförelser mellan godtyckligt valda perioder. Eftersom en så stor andel av konsumtion avser varor och tjänster som på ett eller annat sätt kan uppfattas som säsongsvaror av annat slag än de som Diewert menar skall ingå i index, kommer täckningen i ett sådant index att vara mycket liten i förhållande hela den privata konsumtionen. För de flesta tillämpningar som är aktuella, har ett så begränsat index ett ringa värde. Däremot är det möjligt att det skulle kunna bidra till att tidigt identifiera en förändring i den rådande prisförändringstakten.

Den andra typen av mått innebär totalt sett en bättre täckning, men också att prisutvecklingen i princip endast kan analyseras och tolkas var för sig för de olika segment av konsumtionen som respektive säsong utgör. Det innebär t.ex. att en skillnad mellan ett tolv månaders-tal för april och ett för maj inte kan tolkas som en ändrad inflation eftersom utfallet kan vara resultatet av att identiska varuvisa pris-relationer vägts samman med säsongsmässigt olika vägningstal.

Av flera skäl är det naturligt att primärt efterfråga ett mått på den successiva utvecklingen av prisnivån avseende en årskonsumtion. Det är också innebörden av det tredje säsongsnutrala indexet, liksom av den indexkonstruktion som föreslås i kapitel 3. I övrigt finns dock såväl likheter som skillnader:

- Eftersom *år-till-år-länken* beräknas efter jämförelseperiodens slut är det möjligt att beakta också konsumtionsmönstret under jämförelseperioden och beräkna länken som ett index enligt Walsh. Ett aktuellt glidande årsgenomsnitt måste av praktiska skäl vara baserat på äldre vikter. I övrigt är *år-till-år-länken* samma index som det

bara det förhållandet att skillnader på utbudssidan innebär att levnadskostnaden faktiskt skiljer sig mellan olika delar av året.

glidande årsgenomsnittet men den beräknas inte för andra tolv-månadersperioder än kalenderår.

- *År-till-månad-länken* är liksom det glidande årsgenomsnittet av praktiska skäl ett index enligt Laspeyres, dvs. med vikterna hämtade från basperioden. Ett index enligt år-till-månad-länken är dock mer aktuellt i den meningen att det anger prisläget under den just avslutade månaden istället för under den just avslutade tolvmånadersperioden. Det glidande årsmedeltalet är dock ett väsentligt mer tillförlitligt mått avseende den tidsperiod indexet beskriver. Det beror på att det glidande årsgenomsnittet baseras på faktiskt observerade priser under respektive månad och kan motiveras utifrån gängse antaganden inom den ekonomiska ansatsen till index-teorin, medan år-till-månad-länken är väsentligt mer hypotetisk till sin karaktär. Vi skall nedan diskutera närmare vad det innebär.

Från principiella utgångspunkter är det glidande årsgenomsnittet ett mycket tilltalande index, och det skulle inte vara svårare eller mer resurskrävande att beräkna. Den i kapitel 3 föreslagna indexkonstruktionen har dock tre avgörande fördelar:

1. Indexets långsiktiga utveckling bestäms av år-till-år-länkarna enligt Walshs indexformel varför något systematiskt fel enligt Laspeyres indexformel inte ackumuleras,
2. Indexets år-till-månad-länk speglar ett mer aktuellt prisläge,
3. Indexet anger den månadsvisa prisnivån och kan därför utgöra underlag för mer förfinade kortperiodiska analyser

3 Månadens ”årsmedelpris” – principfrågor

Bristerna i år-till-månad-länkens tillförlitlighet har att göra med att det är en årskonsumtion som skall prismätas. I den utsträckning som säsongen bestämmer vilken nytta konsumenterna har av en viss konsumtion, är årskonsumtionen i princip definierad även i termer av hur konsumtionen av olika varor och tjänster fördelar sig över året. När vi talar om prisläget i exempelvis mars vill vi veta vad kostnaden då är för en konsumtion som hushållen betraktar som likvärdig med hela viktårets konsumtion. Det betyder i princip att vi måste bilda oss en uppfattning om vad ”årsmedelpriset” i mars är för de varor och tjänster som hushållen konsumerar under ett år. Alltså: Vad innebär prisläget i mars för sådana köp som hushållen upplever som ekvivalenta med de köp som man under viktåret gjorde i mars *och* i januari, februari samt april –

december? I praktiken är vi oftast hänvisade till att imputera den aktuella månadens observerade pris som det pris som kan anses gälla för köp som är ekvivalenta med hushållens konsumtion under andra månader. När varor säsongsmässigt försvinner från marknaden är det uppenbart att imputeringarna måste vila på en ännu mer osäker grund än annars.

När man tolkar ett månatligt index som ett mått på den relativa förändringen av kostnaden för en oförändrad levnadsstandard, innebär det att man implicit eller explicit bestämmer de priser \hat{p} som skulle observeras om det var möjligt att varje månad upprepa de köp som hushållen gjorde under hela basåret. Dvs. inte enbart med avseende på vilka varor och tjänster som köptes, utan också med avseende på den tid på året som inköpen gjordes. Allt för att vi skall kunna uppfatta konsumtionen som helt likvärdig. Det är alltså en mycket abstrakt kostnadsförändring som vi vill mäta!

Med *implicit* menar vi att metoden att beräkna indexet valts *ad hoc* utifrån praktiska överväganden eller sunt förnuft. Med *explicit* menar vi att man gjort ett medvetet val av metod för att så bra som möjligt uppfylla syftet med indexet. Avsikten är att här utveckla ett sätt att resonera för att explicit bestämma det aktuella prisläget för en årskonsumtion. Det innebär emellertid inte att det prisläget kan bestämmas med någon större precision vad gäller säsongsvaror. Vi skall också, i någon mån, diskutera karaktären på de fel vi måste acceptera i ett index med den önskade tolkningen.

De enkla fallen

Vi startar från den indelning i olika typer av varor som vi använde i inledningen och konstaterar att icke säsongsvaror (t.ex. tandkräm) samt säsongsvaror av typ (ii) a) (t.ex. tomater av en viss kvalitet) bör kunna avföras från vidare diskussioner i det här sammanhanget. De priser som observeras en viss månad avser varor eller tjänster som per enhet bidrar lika mycket till hushållens levnadsstandard oavsett vilken tid på året det är. De kan därför direkt tolkas som det aktuella prisläget för en årskonsumtion.

Säsongrensning som imputeringsmetod

Låt oss anta att för en del säsongsvaror av typ (ii) b), t.ex. el för uppvärmning, vinterjackor samt lokaltrafikens periodkort, speglar en säsongsmässig prissättning hushållens givna preferenser snarare än

variationer från utbudssidan. Om de säsongsvisa prisskillnaderna på dessa nyttigheter motsvarar skillnaderna mellan säsongerna i hus-hållens värdering av respektive nyttighet kan de hypotetiska priserna \hat{p} avseende köp som är ekvivalenta med köpen under de övriga månaderna skattas genom en konventionell säsongrensning.

Exempelvis: Vid beräkning av en indexlänk avseende mars är det imputerade priset för "aprilköp" lika med det observerade priset i mars justerat med den etablerade säsongsmässiga relationen mellan observerade priser för månaderna april och mars. På motsvarande sätt är priset för "majköp" lika med det observerade priset i mars justerat med den etablerade säsongsmässiga relationen mellan observerade priser för månaderna maj och mars, osv. Säsongsfaktorerna skattas utifrån historiska prisdata (vinterjackor) eller bestäms utifrån basårets fastställda taxa (el och lokaltrafik). Det imputerade priset på vara j vid köp månad m enligt prisläget månad m år y kan i det fallet skrivas,

$$\hat{p}_{y,m;j}^m = s_m^m p_j^{y,m}, \quad (1)$$

där s_m^m är säsongsfaktorer.

Icke jämförbara varor

På andra säsongsvapor av typ (ii) b) kan hushållens värderingar av tillgången till nyttigheterna variera säsongsmässigt på samma sätt som för el, vissa kläder och för lokaltrafik, utan att priserna varierar positivt med efterfrågan. Glass och hotellrum (ej turisthotell) kan kanske tjäna som exempel på sådana områden. För glass är priserna praktiskt taget desamma året runt, trots att hushållen värdesätter varan betydligt högre under sommaren än under andra årstider. Genom att sätta de hypotetiska priserna lika med det aktuella observerade priset överskattar indexet kostnaden för en viss levnadsstandard under sommaren och underskattar den under andra tider på året. Även om vi under sommarmånaderna i princip skulle vilja imputera lägre "kvalitetsjusterade" hypotetiska priser för den del av glasskonsumtionen som sker under resten av året, och omvänt under vinter-månaderna, så saknar vi all grund för att bestämma storleken på en sådan justering. Det aktuella observerade priset får därför i praktiken gälla som vår bästa skattning av vad det aktuella prisläget implicerar för priser vid köp som är ekvivalenta med dem som görs under andra månader.

Hotellpriserna är t.o.m. lägre på sommaren då hushållen efterfrågar dem som mest. Det betyder att hushållen vid köp av hotelltjänster under

sommaren, för ett mindre belopp t.o.m. erhåller ett större bidrag till sin levnadsstandard än vad man gör andra tider på året. Det förhållandevis låga pris som observeras under sommaren bör därför kunna uppfattas som en *övre* gräns för det hypotetiska pris som kan anses vara det aktuella prisläget avseende köp som är ekvivalenta med de köp som görs under andra tider på året. På motsvarande sätt gäller under de tider på året då hotellpriserna är relativt höga att hushållen för det högre beloppet inte ens erhåller samma nytta som under sommaren. Det förhållandevis höga pris som observeras under den större delen av året kan därför uppfattas som en *lägre* gräns för det hypotetiska pris som då kan anses vara det aktuella prisläget avseende köp som är ekvivalenta med de köp som görs under sommaren. Inte heller i det här fallet kan vi göra annat än att sätta de hypotetiska priserna lika med det aktuella observerade priset.

Varor som saknas

När det gäller säsongsvaror av typ (*i*) råkar vi ut för att det saknas ett observerbart pris för den aktuella månaden. Också dessa varor kan delas in i underkategorierna a) – om säsongsvariationerna kan sägas härröra från utbudssidan – och b) – om de helt eller delvis beror på hushållens givna preferenser.

För en saknad vara av typ a) kan en existerande efterfrågan inte tillgodoses i någon utsträckning. Kanske gäller det färska välsmakande jordgubbar i januari. Den ekonomiska ansatsen till indexteorin implicerar i det fallet, att det aktuella priset är det förhållandevis höga *reservationspris* som innebär att ingen efterfrågar jordgubbar. Eftersom varan är av typ a) så är det sålunda skattade aktuella reservationspriset det hypotetiska pris som också skall anses utgöra den aktuella prisnivån för köp under andra delar av året. Ambitiösa metoder för att skatta reservationspriset kan här öka Laspeyreslänkens substitutionsfel. Vi återkommer till det i avsnitt 5.

En vara av typ b) kan saknas därför att ingen efterfrågar den under den aktuella tiden på året. I princip skulle vi vilja imputera hypotetiska priser för köpen under de andra månaderna som förhåller sig på ett säsongsmässigt normalt sätt till priset den aktuella månaden, men eftersom ett sådant saknas måste imputeringen göras på annat sätt – t.ex. genom att anta att de priser som imputerades senast ett aktuellt pris kunde observeras alljämt gäller eller att de förändrats lika mycket som priserna på några andra varor.

4 Månadens ”årsmedelpris” – teknisk beskrivning

År-till-månad-länken jämför prisläget en viss aktuell månad m år y med prisläget år $y-2$. Indexet för ett elementärt aggregat avseende en vara d är en produkt av tre länkar. Om december är den länkmånad som tillämpas, betyder det en *år-till-december-länk*, en *december-till-december-länk* och en *december-till-månad-länk*. Vi bortser här från existensen av butiksvikter (jfr. Bilaga 3, avsnitt 5.5):

$$I_{y-2;d}^{y,m} = I_{y-2;d-2}^{y-2,12} \times I_{y-2,12;d-1}^{y-1,12} \times I_{y-1,12;d}^{y,m} =$$

$$= \frac{\sum_{j \in d-2} \sqrt{p_j^{y-2,12} / \bar{p}_j^{y-2}}}{\sum_{j \in d-2} \sqrt{\bar{p}_j^{y-2} / p_j^{y-2,12}}} \times \frac{\sum_{j \in d-1} \sqrt{p_j^{y-1,12} / p_j^{y-2,12}}}{\sum_{j \in d-1} \sqrt{p_j^{y-2,12} / p_j^{y-1,12}}} \times \frac{\sum_{j \in d} \sqrt{p_j^{y,m} / p_j^{y-1,12}}}{\sum_{j \in d} \sqrt{p_j^{y-1,12} / p_j^{y,m}}}, \quad (2)$$

där p_j är observerade priser för en icke säsongvara, eller en säsongvara av typ a), respektive månad i butik j , $j \in d-2$, $d-1$ respektive d , som säljer varan under respektive år.

$$\bar{p}_j^{y-2} = \sum_{m=1}^{12} w_{m;j} p_j^{y-2,m}, \quad (3)$$

är medelpriset i butik j under basåret ($y-2$). $w_{m;j}$ är säsongsvikter för butik j , dvs. respektive månads volymmässiga andel av butikens totala försäljning av varan. Den är sällan eller aldrig känd utan sätts lika med en nationellt skattad månadsvikt, eller oftast lika med $\frac{1}{12}$.

Med efterfrågestyrda säsongspriser

(2) innebär att via länkmånaderna $y-1,12$ och $y-2,12$, jämförs prisläget under den aktuella jämförelsemånaden med det genomsnittliga prisläget under basåret, som är ett vägt genomsnitt (3) av priset respektive månad under basåret. Om priset avser en vara som hushållen värderar olika beroende på säsong, så kan inte förhållandet $p_j^{y-2,12} / \bar{p}_j^{y-2}$ uttrycka ett sant förhållande mellan kostnaden enligt prisläget i december, basåret, och kostnaden under hela basåret, för ett visst bidrag till hushållens

levnadsstandard. Den enda möjligheten är om $p_j^{y-2,12}$ kan uppfattas som ett med \bar{p}_j^{y-2} helt jämförbart "årsmedelpris" ($\tilde{p}_j^{y-2,12}$), beräknat över köp som är ekvivalenta, även med avseende på säsong, med dem som gjordes under basåret. Dvs.

$$p_j^{y-2,12} = \tilde{p}_j^{y-2,12} = \sum_{m=1}^{12} w_{m,j} \hat{p}_{y-2,12;j}^{y-2,m}, \quad (4)$$

där $\hat{p}_{y-2,12;j}^{y-2,m}$ kan uppfattas som det pris som skulle ha observerats i butik j månad m basåret $y-2$ om länkmånadens $(y-2,12)$ prisläge för ekvivalenta köp, hade gällt redan då. $w_{mj} = w_{m,j}$ i (3).

På motsvarande sätt är den enda möjligheten att $p_j^{y,m} / p_j^{y-1,12}$ skall uttrycka ett sant förhållande mellan kostnaden för ett visst bidrag till hushållens levnadsstandard, i jämförelsemånaden m år y och i länkmånaden december år $y-1$, att båda priserna kan uppfattas som helt jämförbara "årsmedelpriser" avseende viktårets konsumtion, dvs.

$$p_j^{y,m} = \tilde{p}_j^{y,m} = \sum_{m=1}^{12} w_{m,j} \hat{p}_{y-1,12;j}^{y-2,m}, \quad (5)$$

respektive

$$p_j^{y,m} = \tilde{p}_j^{y,m} = \sum_{m=1}^{12} w_{m,j} \hat{p}_{y,m;j}^{y-2,m}. \quad (6)$$

Uttrycket (5) anger alltså det "årsmedelpris" som kan beräknas för butik j avseende basåret om prisläget i den sista (andra) länkmånaden gällde alla månader under basåret. Uttrycket (6) anger på motsvarande sätt det "årsmedelpris" som kan beräknas om prisläget under jämförelsemånaden gällde alla månader under basåret.

Observera att (4) definierades som ett "årsmedelpris" för butik $j\hat{I}d_2$ och att det finns ett motsvarande uttryck för butik $j\hat{I}d_1$ och; att (5) definierades som ett "årsmedelpris" för butik $j\hat{I}d$ och att det finns ett motsvarande uttryck för butik $j\hat{I}d_1$. Samtliga dessa fem "årsmedelpriser" bör alltså sättas in i (2) för att tydliggöra innebörden av det elementära aggregatet då hushållens givna preferensfunktion förklarar de säsongsmässiga prisskillnaderna. För en säsongsvvara av typ b) erhåller vi alltså

$$\begin{aligned}
I_{y-2;d}^{y,m} &= I_{y-2;d_{-2}}^{y-2,12} \times I_{y-2,12;d_{-1}}^{y-1,12} \times I_{y-1,12;d}^{y,m} = \\
&= \frac{\sum_{j \in d_{-2}} \sqrt{\tilde{p}_j^{y-2,12} / \bar{p}_j^{y-2}}}{\sum_{j \in d_{-2}} \sqrt{\bar{p}_j^{y-2} / \tilde{p}_j^{y-2,12}}} \times \frac{\sum_{j \in d_{-1}} \sqrt{\tilde{p}_j^{y-1,12} / \tilde{p}_j^{y-2,12}}}{\sum_{j \in d_{-1}} \sqrt{\tilde{p}_j^{y-2,12} / \tilde{p}_j^{y-1,12}}} \times \frac{\sum_{j \in d} \sqrt{\tilde{p}_j^{y,m} / \tilde{p}_j^{y-1,12}}}{\sum_{j \in d} \sqrt{\tilde{p}_j^{y-1,12} / \tilde{p}_j^{y,m}}}. \quad (7)
\end{aligned}$$

År-till-år-länken skulle vara säsongsmässigt helt okomplicerad, och även beräkningstekniskt sammanfalla med det 3:e säsongsnutrala indexet ovan, för intilliggande kalenderår, om det inte vore för behovet av en länkmånad. För en säsongsvara d av typ b) kan en år-till-år-länk som uttrycker förhållandet mellan prisläget år y och prisläget år $y-1$ skrivas som en produkt av två länkar – en *år-till-december-länk* och en *december-till-år-länk*:

$$\begin{aligned}
I_{y-1;d}^y &= I_{y-1;d_{-1}}^{y-1,12} \times I_{y-1,12;d}^y = \\
&= \frac{\sum_{j \in d_{-1}} \sqrt{\tilde{p}_j^{y-1,12} / \bar{p}_j^{y-1}}}{\sum_{j \in d_{-1}} \sqrt{\bar{p}_j^{y-1} / \tilde{p}_j^{y-1,12}}} \times \frac{\sum_{j \in d} \sqrt{\bar{p}_j^{y,m} / \tilde{p}_j^{y-1,12}}}{\sum_{j \in d} \sqrt{\tilde{p}_j^{y-1,12} / \bar{p}_j^{y,m}}}. \quad (8)
\end{aligned}$$

Det betyder att imputerade priser kommer med även här för att ange prisläget under länkmånaden. Ett systematiskt fel i imputeringen av de månadspriser \hat{p} som ligger till grund för "årsmedelpriset" under jämförelseperioden i den första dellänken är dock själveliminerande om samma systematiska fel vidlåder bestämningen av "årsmedelpriset" under den andra dellänkens basmånad.

5 Ett säsongsmässig Laspeyres-fel

På den högre intermediära aggregeringsnivån (se huvudtexten, avsnitt 3.4.2) är år-till-månad-länken är ett Laspeyres-index. Det bör därför finnas en tendens till att överskatta prisläget under jämförelsemånaden i förhållande till prisläget under basåret. Det beror på att hushållen under basåret haft möjlighet att välja en sammansättning av års-konsumtionen så att den var optimal utifrån de priser som gällde under loppet av ett helt år. En sådan sammansättning av konsumtionen är inte optimal för en

viss månad, om variationer i utbudet gör att priserna avviker från årsgenomsnittet. Om man däremot skulle välja att beräkna år-till-månad-länken på basis av den för respektive månad typiska konsumtionen, bör man på motsvarande sätt förvänta sig att indexet underskattar prisläget under den aktuella månaden i förhållande till basåret.

Om vissa konsumtionsområden karaktäriseras av betydande säsongsmässiga variationer i utbudet, som också kommer till uttryck i kraftigt säsongsmässigt fluktuerande priser, kan snedvridande effekter på indexlänken elimineras om år-till-månad-länken istället beräknas på basis av vikter, som i lika stor utsträckning beaktar årskonsumtionen som den typiska månadskonsumtionen. Dvs. år-till-månad-länken för en kategori varor h , beräknas som (jfr. huvudtexten, avsnitt. 3.4.2, samt Bilaga 3):

$$I_{y-2;h}^{y,m} = \frac{\sum_{g \in h} P_g^m \sqrt{Q_g^{y-2} Q_g^{y-2,m}}}{\sum_{g \in h} P_g^{y-2} \sqrt{Q_g^{y-2} Q_g^{y-2,m}}} = \sum_{g \in h} W_{m,g} \frac{P_g^m}{P_g^{y-2}} = \sum_{g \in h} W_{m,g} I_{y-2g}^{y,m}, \quad (9)$$

där

$$W_{m,g} = \frac{\sqrt{V_g V_{m,g} / I_{y-2;g}^{y-2,m}}}{\sum_{g \in h} \sqrt{V_g V_{m,g} / I_{y-2;g}^{y-2,m}}}, \quad (10)$$

och där V_g och $V_{m,g}$ är värdet av basårets hela konsumtion inom underkategorin g respektive värdet enbart under basårets månad m .

Det innebär att de aktuella varuvikterna varierar från månad till månad. Även om vikterna på den närmast högre aggregeringsnivån bestäms helt utifrån det totala konsumtionsvärdet under basåret, är det en omständighet som måste beaktas om man överväger en beräkning enligt (9).

Index för boendekostnader i egnahem

Grundläggande definition av kostnad och indexuttryck

Varaktiga varor genererar under sin livstid en ström av tjänster som kan tas i anspråk för konsumtionsändamål. Därvidlag är det ingen skillnad om hushållet hyr varan eller om man själv äger den. För ett hushåll som själv äger varan består den totala kostnaden för konsumtionen av driftskostnader etc. och av kapitalkostnader. De senare är *dels* räntekostnader och *dels* värdeminskning. Ett egnahem är en vara med synnerligen utsträckt varaktighet. Om vi bortser från skattesystemet kan ett hushålls kapitalkostnad K vid en viss tidpunkt t (period), för boende i egnahem, förenklat skrivas som,^{1 2}

$$K_t = P_t[r_t + (d - p_t)], \quad (1a)$$

där P_t är husets aktuella marknadsvärde, r_t den aktuella räntesatsen som hushållet kan låna till och som man erhåller vid en alternativ placering av kapitalet.³ $(d - p)$ är husets aktuella relativa värdeminskning per år, som är nettot av två komponenter:

¹ För en diskussion av den teoretiska grunden för uttrycket, se *Jorgenson, Dale: The Theory of Investment Behavior*. 1967, ss. 129-155 i *Determinants of Investment Behavior*. Red. R. Ferber, New York, NBER. Jfr. vidare t.ex. *Englund, Peter: Vägen till en bostadspolitik utan subventioner*. Bilaga till den Bostadspolitiska utredningen SOU 1996:156, s. 11; *Diewert, Erwin: The Theory of the Cost-of-Living Index and the measurement of Welfare Change*. 1983, s. 211 i *Price Level Measurement*, Statistics Canada, Ottawa 1983. Red. W.E. Diewert och C. Montmarquette; *Gillingham, Robert: Estimating the user cost of owner-occupied housing*. Monthly Labor Review, Februari 1980.

² I APPENDIX 1 i denna bilaga diskuteras ett uttryck för en partiell kostnad, exkl. ränta på eget kapital, samt ett index som ansluter till den delen av kostnaden.

³ Räntan antas alltså vara densamma för eget och för lånat kapital. Se vidare huvudtexten avsnitt 4.3.3.

dels den andel d av fastighetens värde som p.g.a. förslitning – fysisk förslitning och tilltagande obsolescens – går förlorat under loppet av ett år. Förslitningsandelen är inte tidsindexerad eftersom vi utgår ifrån att den är densamma i alla tidpunkter (perioder);

dels en relativ kapitalvinst – fastighetsinflation – avseende ett oförlit fastighetskapital,

$$p_t = \frac{dP_t/d}{P_t}, \quad (2)$$

dvs. prisetförändringen per tidsenhet i tidpunkten t , som andel av det aktuella fastighetsvärdet. Den tidsenhet vi räknar med är år (liksom ränta per år och förslitning per år) eftersom vi genomgående vill beräkna kostnaden för en årskonsumtion. p är alltså den aktuella bostadsprisökningen i tidpunkten t uttryckt i årstakt.

Om kapitalvinsten är större än förslitningen, vilket åtminstone på några års sikt har varit normalt för fastigheter, ökar värdet snarare än minskar. Det kan därför vara mer naturligt att skriva kapitalkostnaden för boende som ränta minus värdestegring

$$K_t = P_t[r_t - (p_t - d)], \quad (1b)$$

men vi kan också skriva den som

$$K_t = P_t[r_t - p_t + d], \quad (1c)$$

där differensen $r_t - p_t$ definierar den *bostadsrealränta* som jämte förslitningen utgör kapitalkostnaden för boendet (före skatt).

Det grundläggande delindexet för hushållets kapitalkostnader (före skatt) kan vi nu skriva som kvoten mellan kostnaden för ett i alla avseenden identiskt boende vid två tidpunkter (perioder), säg 0 och 1:

$$I_{01} = \frac{K_1}{K_0} = \frac{P_1[r_1 - p_1 + d]}{P_0[r_0 - p_0 + d]}, \quad (3)$$

Observera att kvoten P_1/P_0 inte beror på p_0 eller p_1 utan på dP_t/d vid alla tidpunkter t från 0 till 1, $t=\{0, \dots, t, \dots, 1\}$.

Det grundläggande indexets egenskaper

Om den enda skillnaden mellan två tidpunkter är att huset blivit mer värdefullt $P_1 > P_0$ så stiger index. Det är helt enkelt dyrare att nyttja ett större kapital för boende. Om kapitalvinsten (husinflationen) samtidigt minskar $p < p_0$ är indexuppgången än större.⁴ Om kapitalvinsten istället ökar $p > p_0$ blir indexuppgången mindre. Om kapitalvinsten steg tillräckligt mycket skulle indexet t.o.m. falla. Vad gäller förändringar i räntesatsen r får de de effekter på indexet som man rimligen förväntar sig. Höjda räntor leder till att index stiger och sänkta räntor till att index sjunker.

Om räntesats och kapitalvinst hela tiden förändras parallellt bestäms indexet av förhållandet mellan P_1 och P_0 på samma sätt som om räntesats och kapitalvinst vore oförändrade. Om däremot räntesats och relativ kapitalvinst förändras åt olika håll, leder det till kraftiga svängningar i indexet och förhållandet mellan P_1 och P_0 kan få en helt marginell betydelse för utvecklingen av indexet på kort sikt.

I tabell exemplet nedan faller kapitalkostnaden med 28 procent, boendekostnaden totalt med 14 procent och totalindexet med 5 procent, trots ganska blygsamma förändringar av räntenivå och husinflation, och trots att kostnaderna för drift etc., liksom kostnaderna för hushållets övriga konsumtion, inte förändrats.

Tabell: Beräkning av index för ett hushåll, exempel

	Tidpunkt 0		Tidpunkt 1		Index tidpunkt 0=100
	%	tkr	%	tkr	
Bostadens värde		1 000		1 030	
Ränta, r	6,5	65	6,0	62	
Relativ kapitalvinst, p	2,5	-25	3,5	-36	
Förslitning, d	1,0	10	1,0	10	
Kapitalkostnad	5,0	50	3,5	36	72
Drift etc.		50		50	
S:a boendekostnad		100		86	86
Övrig konsumtion		200		200	
Total konsumtion		300		286	95

⁴ Det är ju ingen motsägelse i att värdet av huset stigit samtidigt som husinflationen minskat. Det betyder bara att huspriserna steg ännu snabbare vid tidpunkten 0.

Ett långsiktigt perspektiv – konstant bostadsrealränta⁵

Eftersom det inte är möjligt att mäta kortsiktiga förändringar av bostadsrealräntan, på ett tillförlitligt sätt, föreslås i huvudtexten, avsnitt 4.3.2, att kapitalkostnaden skall räknas vid den för prisbastidpunkten skattade bostadsrealräntan. Den i sammanhanget relevanta bostadsrealräntan uppfattas därvid som skillnaden mellan räntan vid placeringar på förhållandevis lång sikt, som motsvarar längden på hushållens bostadsinnehav, och husinflationsförväntningarna \mathbf{P}_0^e på lika lång sikt. En sålunda definierad realränta är normalt trögrörlig. Den faktiska bostadsrealränta som belastat boendet sett över hela innehavet, och som kan avläsas *ex post* när bostaden slutligen avyttrats, bör därför inte avvika särskilt mycket från den som kan skattas *ex ante*, vid början av eller under loppet av innehavet. För en mer ingående diskussion hänvisas till huvudtexten.

Uttrycken (1c) och (3) kan under den här förutsättningen skrivas:

$$K_t = P_t[r_0 - \mathbf{P}_0^e + d], \quad (4)$$

respektive

$$I_{01} = \frac{K_1}{K_0} = \frac{P_1[r_0 - \mathbf{P}_0^e + d]}{P_0[r_0 - \mathbf{P}_0^e + d]}, \quad (5)$$

dvs., med basperiodens räntesats och förväntade relativa kapitalvinst i såväl nämnaren som täljaren.⁶ Kapitalkostnaden uppfattas alltså som proportionell mot det aktuella värdet av fastigheten.

⁵ Ett förslag med en konstant bostadsrealränta framfördes ursprungligen av SCB till Indexnämnden i början av 1980-talet. Se t.ex. PM nr 143, Indexnämnden 1983.

⁶ Det är också möjligt att tillgodose restriktionen *konstant bostadsrealränta* genom att sätta

$$\hat{\mathbf{P}}_1^e = r_1 - (r_0 - \mathbf{P}_0^e), \quad \text{alternativt} \quad \hat{r}_1 = \mathbf{P}_1^e + (r_0 - \mathbf{P}_0^e).$$

Det innebär att den ena komponenten, r_1 respektive \mathbf{P}_1^e , ingår med det observerade värdet, medan den andra komponenten, $\hat{\mathbf{P}}_1^e$ respektive \hat{r}_1 , ges ett imputerat värde. I den här enkla modellen skulle de alternativen också fungera. När skattesystemet tas i beaktande får det emellertid konsekvenser. Det beror på att kapitalvinster från försäljning av privatbostad beskattas

Skattesystemet

Låt oss nu återgå till formen i uttrycket (1b) men beakta vad som sagts om långsiktighet, och lägga till skattesystemet:

$$K_t = P_t \left[(1 - t_t) r_t - (1 - t_t q_t) (P_t^e - d) \right] + P_t^T f_t - F_t - S_t + \Omega_t \quad (6)$$

där t_t är skattesatsen för kapitalinkomster, f.n. 30 procent (0,3), och q_t är den andel av realisationsvinsten som är beskattningsbar kapitalinkomst, f.n. 50 procent (0,5). Första raden i (6) anger således kapitalkostnaden efter kapitalinkomstskatt men före fastighetsskatt m.m. Andra raden avser fastighetsskatt, effekter på förmögenhets-skatten, räntebidrag samt ev. merkostnader för skatt vid stora under-skott. Vi skall i fortsättningen bortse från dessa komponenter, eftersom de inte är väsentliga för den fortsatta diskussionen (se vidare APPENDIX 2 denna bilaga).

Ett index som anger förhållandet mellan kapitalkostnaden efter skatt, i period 1 och period 0, och med konstant bostadsrealränta, kan nu skrivas som

$$I_{01} = \frac{K_1}{K_0} = \frac{P_1 \left[(1 - t_1) r_0 - (1 - t_1 q_1) (P_0^e - d) \right]}{P_0 \left[(1 - t_0) r_0 - (1 - t_0 q_0) (P_0^e - d) \right]}, \quad (7)$$

dvs. ett index som påverkas dels av ändrade fastighetsvärden och dels av ändrade skattesatser/regler.

Prisbasperiodens skatteregler

Skatten påverkar emellertid hushållen på flera sätt, och i huvudtexten anförs att det, med tanke på indexets användning, inte är någon fördel att ensidigt beakta den boendekostnadsökning (-minskning) som en skattesänkning (-höjning) medför. Kostnaden under jämförelseperioden 1 avses därför beräknas vid de under basperioden gällande reglerna avseende

annorlunda än andra kapitalinkomster. Skillnaden i beskattning innebär att kapitalkostnaden efter skatt varierar med kortsiktiga förändringar av räntan respektive den förväntade husinflationstakten.

kapitalinkomstskatt inkl. skatten på realisationsvinster. Index-uttrycket (7) kan under denna förutsättning skrivas

$$I_{01} = \frac{K_1}{K_0} = \frac{P_1[(1-t_0)r_0 - (1-t_0q)(P_0^e - d)]}{P_0[(1-t_0)r_0 - (1-t_0q)(P_0^e - d)]}, \quad (8)$$

och förändringarna av indexet beror därmed enbart på förändringar av fastighetens värde.

Samtliga hushåll

Den totala kapitalkostnaden, exkl. fastighetsskatt m.m., för samtliga hushåll h , $h \in \{1, \dots, h, \dots, H\}$ i prisbasperioden 0, kan utifrån första raden i uttrycket (6) skrivas:

$$\sum_{h=1}^H K_{0:h} = \sum_{h=1}^H P_{0:h} [(1-t_0)r_{0:h} - (1-t_0q)(P_{0:h}^e - d)]. \quad (9)$$

Denna kostnad föreslås approximeras med

$$\hat{K}_0 = \hat{P}_0 \times [(1-t_0)R_0 - (1-t_0q)(\Pi_0^e - D)], \quad (10)$$

som bestämmer kapitalkostnadsindexets vikt i KPI. \hat{P}_0 är det skattade marknadsvärdet under prisbasperioden av viktperiodens egnahems-stock. R_0 är den under prisbasperioden genomsnittligt gällande lång-siktiga räntan vid nya placeringar. Π_0^e är de långsiktiga förväntningarna avseende den allmänna inflationen, som antas inte skiljer sig från motsvarande förväntningar avseende husinflationen (se vidare huvudtexten avsnitt 4.3.3).

Kapitalkostnadsindexet för samtliga hushåll bildas genom att summera över samtliga viktperiodens hus(-håll) i såväl täljaren som nämnaren i (8).

$$\begin{aligned}
I_{01} &= \frac{\sum_{h=1}^H K_{1:h}}{\sum_{h=1}^H K_{0:h}} = \frac{\sum_{h=1}^H P_{1:h} [(1-t_0)r_{0:h} - (1-t_0q_0)(P_{0:h}^e - d)]}{\sum_{i=1}^I P_{0:h} [(1-t_0)r_{0:h} - (1-t_0q_0)(P_{0:h}^e - d)]} = \\
&= \sum_{h=1}^H \frac{P_{0:h} [(1-t_0)r_{0:h} - (1-t_0q_0)(P_{0:h}^e - d)]}{\sum_{h=1}^H P_{0:h} [(1-t_0)r_{0:h} - (1-t_0q_0)(P_{0:h}^e - d)]} \times \frac{P_{1:h}}{P_{0:h}} = \quad (11) \\
&= \sum_{h=1}^H {}^K W_h \times \frac{P_{1:h}}{P_{0:h}}.
\end{aligned}$$

Vi antar att bostadsrealräntan ($r_{0:h} - P_{0:h}^e$) är densamma för alla objekt. Den relativa kostnadsvikten per hus(-håll) blir då identisk med bostadens andel av det samlade fastighetskapitalet

$${}^K W_{0:h} = {}^P W_{0:h} = \frac{\sum_{h=1}^H P_{0:h}}{\sum_{h=1}^H P_{0:h}}, \quad (12)$$

varför kapitalkostnadsindexet utgörs av ett fastighetsprisindex avseende stocken av egnahem

$$I_{01} = \sum_{i=1}^I {}^P W_i \times \frac{P_{1:i}}{P_{0:i}} = FPI_{01} \quad (13)$$

APPENDIX 1

Ett partiellt kostnadsuttryck

Om avsikten hade varit att knyta indexet till hushållens penninginkomster – summan av pensioner, löner, ränteinkomster etc. – är uttrycken (1a-c) i princip för omfattande.

Anta ett hushåll med en löneinkomst wY samt en förmögenhet F placerad till räntan r . Hushållets totala penninginkomster pY , inkl. kapitalinkomster, används till hyran H för en bostad samt för att täcka kostnaden M för konsumtionen av övriga varor. Sparande förekommer inte, dvs.

$${}^pY = {}^wY + rF = H + M . \quad (14)$$

Anta nu att hushållet istället har möjlighet att äga den aktuella bostaden och finansierar innehavet med dels ett lån IP , där I är andelen lånat kapital av bostadens aktuella värde P , och dels med eget kapital $(1-I)P$. För egnahemsägaren gäller samma låneränta som för den tidigare hyresvärden och avkastningen på alternativa placeringar är också lika, liksom driftskostnaderna Z . Boendekostnaden är därför densamma som för hyresgästen och den består av dels kapitalkostnaden K , t.ex. enligt uttrycket (1b), och dels av driftskostnader

$$H = K + Z = P[r - (p - d)] + Z . \quad (15)$$

Den inkomst som bekostar boendet ser dock annorlunda ut när hushållet är egnahemsägare. Penninginkomsten är nu bara

$${}^pY = {}^wY + rF - r(1 - I)P , \quad (16)$$

där $r(1 - I)P$ är det pennigbelopp som hushållet avstår i ränta på eget kapital när det är placerat i bostaden. Eftersom boendekostnaden är densamma som tidigare får vi tänka oss att egnahemsägaren också utnyttjar en imaginär "egnahemsinkomst" på samma belopp för att bekosta boendet. Dvs.

$${}^pY + r(1 - I)P = K + Z + M . \quad (17)$$

Om vi nu begränsar vårt intresse till den del av kostnaden som måste bekostas av penninginkomster, skall egnahemsinkomsten dras ifrån uttrycket (17),

$${}^pY = K - r(1 - I)P + Z + M = {}^pK + Z + M , \quad (18)$$

där

$$\begin{aligned} {}^pK &= K - P(1 - I)r = P[r - (p - d)] - P(1 - I)r = \\ &= P[Ir - (p - d)], \end{aligned} \quad (19)$$

är kapitalkostnaden exkl. ränta på eget kapital. Ett index exkl. ränta på eget kapital kan nu, analogt med uttrycket (5) ovan, skrivas som

$${}^pI_{01} = \frac{{}^pK_1}{{}^pK_0} = \frac{P_1[Ir_0 - p_0^e + d]}{P_0[Ir_0 - p_0^e + d]} . \quad (20)$$

Här förutsätts att låneandelen I skall hållas konstant som ett uttryck för lika standard med avseende på finansieringssättet. Skattesystemet kan läggas till analogt med i uttrycken (6)–(8) ovan.

Uttrycket (20) har dock inte föreslagits ligga till grund för indexet för kapitalkostnader inom egnahemsposten (se vidare huvudtexten avsnitt 4.1.3).

APPENDIX 2

Övriga skatte- och subventionseffekter

Andra raden i uttrycket (6) skrevs

$$P_t^T \mathbf{f}_t - F_t - S_t + \Omega_t, \quad (6')$$

P^T är det för taxeringsåret omräknade bastalet (taxeringsvärdet), och \mathbf{f} är fastighetsskattesatsen. F är effekten på boendekostnaden av förmögenhetsskatten:

$$F = w[P^W - P^T - W]_{>0},$$

där w är förmögenhetsskattesatsen och P^W är deklarationsvärdet vid alternativ placering och W är beloppsgränsen för beskattningsbar förmögenhet (f.n. 900tkr). Om skillnader i förhållandet mellan deklarationsvärdet och marknadsvärdet i stor utsträckning speglar skillnader i likviditet och risk mellan olika typer av tillgångar bör förmögenhetsskatten inte beaktas. S är räntebidrag som utgår till fastigheten. Ω slutligen är den ytterligare räntekostnad, netto, som uppstår vid stora underskott av kapital:

$$\Omega = (t - t') [P(Ir - qp) + E^c - I^c - B]_{>0} - (t - t') [E^c - I^c - P(1 - I)r - B]_{>0},$$

där t' är den skattesats, f.n. 21 procent (0,21), som tillämpas på den del av ett underskott som överstiger brytpunkten för reducerad skatte-reduktion för underskottsavdrag B (f.n. 100tkr), I^c är andra beskattningsbara kapitalinkomster och E^c är andra avdragsgilla kapitalutgifter. Båda delarna av uttrycket är var för sig betingade av ett underskott större än B (bortfaller annars). Den första delen av uttrycket är merkostnaden vid bostadskonsumtion och den andra delen av uttrycket är merkostnaden vid *ej* bostadskonsumtion. Skillnaden utgör merkostnaden *av* bostadskonsumtion.

Bedömning av biasrisker i konsumentprisindex (KPI)

av fil.dr. Jörgen Dalén

Inledning

I denna rapport görs en genomgång av den internationella debatten om systematiska fel i KPI samt görs en motsvarande bedömning av biasens storlek i det svenska KPI.

Det centrala dokumentet i denna debatt är naturligtvis den s.k. Boskinkommissionens huvudbetänkande (*Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*, Boskin et al, 1996) där bedömningen görs att USA:s KPI har en överskattande bias på 1,1% (indexenheter) per år.

Föreliggande rapport har två huvudavdelningar. I den första sammanfattas den internationella debatten i USA och annorstädes. I den andra avdelningen görs en motsvarande genomgång av Sveriges KPI.

Internationella biasutredningar

USA – Boskin et al (1996)

Utgångspunkter

Som utgångspunkt för biasbedömningarna tar Boskin et al det faktum att KPI skall skatta ett levnadskostnadsindex med följande formulering.

The change in the cost of living between two periods, for example 1975 and 1995, tells us how much income people would have needed in 1975, given the prices of goods and services in that year, to be at least as well off as they are in 1995 given their income and services available then. (sid. 1)

Därutöver görs t.ex. följande förtydliganden:

En s.k. superlativ indexformel anses utgöra en ”utmärkt approximation” av det index som skulle erhållas vid en fullständig kunskap om konsumenternas preferenser (sid. 23) .

Vad gäller aggregeringen över konsumenter påtalas att dessa har olika preferenser och att det är problematiskt att tala om en ”genomsnittlig” eller en ”representativ” konsument. (sid. 30) Detta problem nämns dock endast i samband med en diskussion om värderingen av nya produkter och butiker.

När kommissionen övergår till att diskutera och evalvera de olika felkällorna måste man dock tolka bedömningarna som avseende någon slags medelkonsument. Alternativt anser man att skillnaden i utfall inte skiljer sig väsentligt mellan olika individer och grupper.

Det bör dock observeras att inget försök görs att mer exakt precisera den variant av teoretiskt levnadskostnadsindex som avses mätas genom KPI.

Typer av bias

Kommissionen identifierar fyra typer av bias:

Substitutionsbias på hög nivå

Vad gäller substitutionsbias på hög nivå avses förskjutningar i konsumtionens fördelning mellan 207 produktstrata och 44 geografiska områden i USA. Bias avser här konsumenternas av index obeaktade substitution av produkter som ökat mer i pris mot sådana som ökat mindre. För att ge en uppfattning om detaljeringsnivån i produktstrata kan nämnas strata som *koladrycker* respektive *andra kolsyrade drycker*, *pojkröjor* respektive *pojkskjortor* samt *kollektivresor inom städer* respektive *taxiresor*. Det rör sig alltså i viss utsträckning om produktgrupper mellan vilka efterfrågeelasticiteten kan förväntas vara hög.

Kommissionens bedömning av storleken på denna bias vilar entydigt på BLS-beräkningar som jämför ett Laspeyresindex med denna nedbrytning med ett superlativt index (dock med månadsbas) som kan beräknas i efterhand. Enligt de senaste bedömningarna är denna bias över tidsperioden 1987–1995 i genomsnitt 0,15 (se t.ex. Shapiro & Wilcox, 1997).

Substitutionsbias på låg nivå.

BLS använder genomgående sannolikhetsurval för att bestämma vilken produktvariant i vilket försäljningsställe som skall prismsätas. Den formel som skall skattas är även på denna nivå ett Laspeyresindex. Till följd av de ofta mycket höga efterfrågeelasticiteter och effekter av sådana som uppstår mellan närliggande produktvarianter i samma eller närliggande butiker samt de stora prisvariationer som betingas av säsongeffekter och kortvariga kampanjer så har det skattade Laspeyres-indexet en avsevärd bias på denna nivå. Moulton och Smedley (1995) skattade denna bias till 0,49. Senare modifieringar av BLS-metoden hade vid tiden för Boskinkommissionens publicering reducerat den till 0,25. (Genom en i april 1998 beslutad övergång till geometriskt medelvärde bedöms denna bias försvinna från och med januari 1999.)

Nya produkter och kvalitetsförändringar

Detta är den största och samtidigt mest kontroversiella delposten i kommissionens biasskattningar. Tabell 1 nedan är en bearbetning av en tabell på sid. 61–62 i kommissionens rapport som produktgruppvis redovisar dess bedömningar.

Tabell 1: Boskinkommissionens bedömningar av bias till följd av kvalitetsförändringar och nya produkter.

Produktgrupp	Vägningstal	Genomsnittlig bias (avseende 1996)	Bidrag till total bias
Mat (hemma och ute)	17	0,31	0,053
Bostad	41	0,37	0,154
Kläder och skor	6	1,00	0,050
Transporter	17	0,34	0,058
Hälsovård	7	2,64	0,194
Underhållning	4	0,90	0,040
Andra produkter	7	0,28	0,020
Totalt	100	0,612 ¹	0,569 ¹

¹ Skillnaden mellan dessa bägge siffror beror sannolikt på att kommissionen även anser att vikten för hälsovård borde vara högre.

Här skall kort sammanfattas den diskussion som ledde fram till de i tabellen redovisade bedömningarna.

Livsmedel. Kommissionen hänvisar till kvalitetshöjningar till följd av (i) nya varuvarianter (se t.ex. Hausman, 1996, studie av en ny typ av frukostflingor), (ii) ökad tillgång på färsk frukt och grönsaker på vintern, (iii) en trend mot mer tjänster i stormarknaderna som eliminerar behovet av att åka till små specialbutiker, särskilt färsk fisk-marknader och delikatessdiskar, (iv) den genomgående stora ökningen i sortimentet samt (v) ökad variation och bekvämlighet vad gäller utemat (både McDonalds och lyxrestauranger nämns särskilt). Retoriskt ställs frågan: ”*How much would a consumer pay to have the privilege of choosing from the variety of items available in today’s supermarket in-stead of being constrained to the much more limited variety available 30 years ago?*” Svaret ges av kommissionen: 5–20% mer för mat hemma. Motsvarande resonemang för utemat ger svaret 10% för denna produktgrupp. Genom att dividera dessa skattningar med 30 (år) erhålls den årsvisa biasen.

Boende. Här ingår hyr- och ägarbostäder (i USA mätta genom en hyresekvivalentmetod), men även bränsle, el och tele, möbler, vitvaror, radio-TV m.m. Vad gäller själva bostaden bygger kommissionens bedömning på en jämförelse mellan 1976 och 1993 av hyran per bostadsenhet med kvalitetsutvecklingen mätt som bostadsyta, antal badrum, simbassänger, fri parkering, klimat (fler lägenheter i Södern), luftkonditionering m.m. Man finner då att hyran per lägenhet ökat 1% per år snabbare än KPI men att kvaliteten ökat betydligt mer. En 10% förbättring över 40 år ger en bias på 0,25 per år för själva bostaden. Bland övriga poster inom boende krediteras särskilt kabel-TV, möbler och telefonsjälvtjänster med en 10% kvalitetshöjning på 10 år eller 1% per år. För vitvaror och radio-TV bygger bedömningen på Gordon (1990) som med hjälp av modelljämförelser byggda på konsumentrapporter skattade biasen under 1973–83 till 2,83 för vitvaror och 4,69 för radio-TV. Med hänsyn även till nya produkter som video m.m. skattar kommissionen denna bias till hela 5,6 för åren 1994–1996. Den utifrån ovanstående bedömningar sammanvägda biasen för boendeposten blir så 0,37.

Kläder. Kommissionen accepterar inte den vanliga uppfattningen att det inte ägt rum någon kvalitetsutveckling vad gäller kläder. Man nämner förbättringar som denim jeans och shorts (?), avancerade löparskor, strykfria tyger och lätta regnkläder. Biasbedömningen bygger på en jämförelse mellan KPI-kläder och Sears katalog (en postorderfirma) i vilken identiska varor jämförts mellan 1985 och 1993. Man fann då att KPI ökade 1,92% snabbare än Sears priser trots att Sears under perioden förlorade marknadsandelar. Trots detta nöjer sig kommissionen med den ”konservativa” skattningen på 1% bias.

Transporter. De stora posterna här är nya och begagnade bilar, bensin, bilunderhåll, bilförsäkring samt kollektiva transporter av vilka flygresor är störst (65%) i USA. För nya bilar anser kommissionen att deras ökade livslängd, 48% från 1970 till 1993, har sänkt den årliga användarkostnaden med 16,7% eller ett årligt medelvärde på 0,79%. Den större delen av denna sänkning skall ha inträffat under periodens tidigare del men 0,59% per år anses vara den nivå som gäller i dag och det blir följaktligen skattningen av bias i dag. På för mig oklara grunder blir skattningen av biasen för begagnade bilar 1,59% med en hän-visning till livslängdsbiasen för nya bilar. För övriga bilkostnader antas en mycket liten bias och för kollektiva transporter sätts biasen till 0 (den ansågs dock vara starkt positiv 1972–82 p.g.a. att rabatterade resor ej beaktades).

Hälsovård. Detta är den post som enligt Boskin et al har allra största bias. Skattningen bygger på forskningsresultat som dels jämför generiska läkemedel direkt med sina patenterade föregångare, dels prissätter output (t.ex. priset för att bli botad från grå starr) i stället för input (en vård dag på ett sjukhus eller en operation). Dessutom anser Boskin et al att vikten för hälsovård borde motsvara hela den samhällsekonomiska kostnaden och inte bara den som betalas direkt av konsumenten. De mycket stora förbättringarna i behandlingen av vissa sjukdomar under senare år borde med detta synsätt ha påverkat hälsovårdsindexet.

Underhållning. Ingen bias anses föreligga för tidningar och tidskrifter. Sportutrustning och leksaker anses däremot vara behäftad med en bias som bara är något mindre (2%) än den för kapitalvaror. Denna bias anses härröra helt från elektroniska spel för vilka biasen för persondatorer på 15% anses vara applicerbar. För tjänster som motion och inträdesavgifter antas ingen bias "trots ökningen i komforten vid besök på idrottsevenemang".

Andra produkter. Finansiella tjänsters kvalitet anses ha ökat med 2% om året, annars antas ingen kvalitetsökning.

Nya butiker

Kommissionen hänvisar på denna punkt till BLS-beräkningar som skattar denna bias till 0,25 för vissa livsmedel och bensin. Denna bias anses kunna beröra totalt 40% av KPI:s vikt och alltså leda till ett biasbidrag på 0,10 för hela KPI. Denna komponent representerar skillnader i prisnivå mellan i urvalet ny tillkomna och utgående butiker. (Obs. dock att hela denna skillnad inte betraktas som bias utan bara en del av den, resten är kvalitetskillnad mellan butiker.)

Man kan möjligen fråga sig vad distinktionen mellan denna felkälla och ”substitutionsbias på låg nivå” är. Den senare får dock anses vara enbart en följd av den använda aggregeringsformeln medan ”nya butiker” avser förskjutningar i butikspopulationen.

Sammanlagd bedömning

Tabell 2 nedan redovisar kommissionens sammanlagda bedömning.

Tabell 2: Sammanlagd bias i USA:s KPI enligt Boskin et al (1996)

Biaskälla	Skattning
Substitutionsbias på hög nivå	0,15
Substitutionsbias på låg nivå	0,25
Nya produkter och kvalitetsförändringar	0,60
Nya butiker	0,10
Totalt	1,10 (rimligt intervall: 0,8-1,6)

Debatten om Boskinrapporten

BLS svar

I BLS (1997) ger den myndighet som producerar KPI sitt officiella svar på kritiken. Vi sammanfattar här svaret i den del som avser själva bedömningen av biasens storlek. Punkterna redovisas i den ordning som BLS tar upp dem.

1. BLS anser att vikten för hälsovård är korrekt och följer normal KPI-praxis att utesluta tjänster som ej betalas ur konsumenternas egen ficka.
2. BLS accepterar kommissionens bedömning av substitutionsbiasen på hög nivå.
3. BLS ifrågasätter däremot storleken av substitutionsbiasen på låg nivå. Kommissionens bedömning anses vila på att det geometriska medelvärdet är rätt estimator i alla produktgrupper medan BLS anser att den i vissa fall, där substitutionselasticiteten är liten kan underskatta det sanna indexet.

4. BLS anser att kommissionens skattning av bias till följd av nya butiker är en övre gräns för det möjliga felet i och med att det bygger på antagandet att nya butiker har samma kvalitet som gamla. Dessutom anser man att extrapoleringen av Reinsdorfs (1993) skattningar till andra produktgrupper saknar grund.
5. Vad gäller kvalitetsförändringar hänvisar BLS till att börja med till det faktum att de av byrån faktiskt företagna justeringarna implicerar en genomsnittlig kvalitetshöjning med 1,2% (1,7% över grupper som representerar 70% av vikten) över hela KPI. Dvs. KPI-ökningen utan kvalitetsjusteringar hade varit 1,2% större per år.
6. I ett appendix ges två empiriska motexempel till kommissionens bedömningar som ifrågasätter dess kalkyler för färsk frukt och grönsaker samt bensin.
7. BLS anser att kommissionens uppgift om ökningen av lägen-heternas genomsnittsyta är felaktig och överskattad. Hela den skattade biasen för bostad försvinner med detta.
8. Vad gäller bilar påpekar BLS att en del av deras företagna kvalitetsjusteringar faktiskt avser aspekter som är relaterade till bilarnas livslängd.
9. För kläder anser BLS det vanskligt att göra bedömningar grundade på identiska varor. Speciellt påpekar man att prisförändringar för många varor görs just i samband med införandet av en ny modell.
10. BLS påpekar att hälsovård är en mycket heterogen grupp. Här ingår även sådant som tandläkeri, optik, psykologer m.m. där kvalitetsutvecklingen måhända inte varit lika snabb. BLS håller dock nu på att införa flera förbättringar i sin mätning av hälsovård.
11. BLS konstaterar att kommissionen ej tillämpat någon väldefinierad metod för sina skattningar.
12. Kommissionen har inte tittat på faktorer som skulle kunna medföra underskattningar av index. Som exempel nämns lägre komfort vid flygresor samt försämrad kvalitet i den högre utbildningen. Dessa antyds eventuellt vara av större betydelse än det av kommissionen beaktade införandet av automatiska kreditkortsläsare vid bensinstationerna.
13. Den ibland tillämpade metoden att "länka bort" hela prisförändringen vid ojämförbara varubyten riskerar också att leda till underskattning.

Andra synpunkter

De två riksbanksekonomerna Shapiro & Wilcox (1996) gör en självständig bedömning av KPI-bias som leder till ungefär samma kvantitativa slutsats som kommissionen – strax under 1,0 totalt men

lägre för nya varor och kvalitetsförändringar. (De tillämpar rena intervallskattningar i stället för punktskattningar vilket försvårar jämförelsen en del.)

Erwin Diewert (1995) gör i princip samma bedömningar som kommissionen.

Nakamura (1995) anser att tillväxten underskattats (och prisökningarna därmed överskattats) med 2–3% i USA p.g.a. det ouppmätta konsumentöverskott som är en följd av nya produkter, produktvarianter och försäljningskanaler. Bedömningen grundas på en produktområdesvis genomgång av ekonomin.

Joel Popkin (1997) delar däremot i huvudsak BLS' bedömning och ifrågasätter hela analysen av kvalitetsbias. Han erkänner substitutionsbiasen men menar samtidigt att dess komponenter inte är additiva utan överlappande.

Jim Klumpner (1996) ifrågasätter också kommissionens bedömningar vad gäller kvalitetsförändringar.

Nordhaus² (1998) erinrar om sina tidigare utredningar om priset på ljus. Dessa implicerar en "ljusbias" på 3,6% årligen i ett KPI mellan 1800 och 1998 som skulle kunna extrapoleras till ett antal liknande "tectonic shifts". Han diskuterar så ett "utvidgat levnadskostnadsindex" som inkluderar arbetsgivarfringisar, socialförsäkringsskatter och sociala regleringar som ökar trygghet och säkerhet. Han redovisar en kalkyl som leder fram till att den minskade dödlighetens värde för konsumenterna mellan 1970 och 1990 i USA motsvarade en ökad konsumtion på 1,3% per år. Sist men inte minst visar han en analys som jämför ökningen i hushållens faktiska medianinkomst mellan 1968 och 1994 med en undersökning där ett urval hushåll fått svara på frågan om de tycker att de fått det bättre eller sämre sedan förra året. Ur denna analys härleder han en KPI-bias på 0,5–2,5 per år.

I ett svar – Boskin et al (1998) – går kommissionsledamöterna i svaromål på BLS kritik mot deras utredning. De gör dock inga detaljerade kommentarer till ovanstående kritikpunkter utan nöjer sig med att understryka att deras totalsiffra på 1,1 står fast. De noterar att enighet tycks råda om substitutionsbiasens storlek men påpekar att vissa nya indicier kan tyda på att den kan vara ytterligare någon tiondel högre.

² Nordhaus har också en mycket stark tilltro till den ekonomiska vetenskapens kraftfullhet för prismätningssyfte: "Price indexes are one of the great inventions of economics. They allow us to measure in a timely fashion the movement of the general price level and, through deflation of nominal magnitudes, to calculate real incomes and real output. Fundamental breakthroughs in index number theory put a solid microeconomic foundation beneath this impressive edifice." (sid 59)

BLS har i praktiken genomfört en rad åtgärder för att komma till rätta med biasproblemet, vilka redovisas i Gordon (1999). Han uppskattar ändå den därefter återstående biasen till 0,5.

Några reflektioner kring Boskinrapporten

Bedömningarna av substitutionsbias står på fastare grund än de av kvalitetsförändringsbias. Grovt sett förefaller BLS godta drygt halva skattningen, alltså ungefär 0,6 men detta sägs inte explicit. Från januari 1999 inför BLS det geometriska medelvärde vilket beräknas minska KPI med c:a 0,25 per år.

I Boskin et al (1998) formuleras något som skulle kunna kallas *Boskinparadigmet* för prismätning. Jag väljer denna drastiska term eftersom jag upplever att det är fråga om en ideologisk/filosofisk föreställning, vars vetenskapliga grund inte är självklar. Jag illustrerar den här med några citat:

New products are being introduced all the time and existing ones *improved*, while others leave the market. ...As we have become richer, demand has increasingly shifted to services away from goods and to characteristics of goods and services such as *enhanced quality, more variety and greater convenience*. Technology and entrepreneurship provide these characteristics. (sid 5, vår kursiv)

the shift of consumers to purchases from discounters does not show up as a price decline even though consumers reveal by their purchases that the price decline more than compensates for the potential loss of personal services (sid 9)

Even though we will never precisely measure the value of the invention of, say, the jet airplane, as economists we *know* the consumer surplus triangles are positive, not zero (sid 16, förf. kursiv)

Boskinparadigmet säger alltså i stora drag att: När konsumtionen i en fri marknadsekonomi med teknologisk utveckling förskjuts från en produkt/butik till en annan produkt/butik så uppstår ett konsumentöverskott som i ett KPI skall tolkas som att nettot mellan kvalitets- och prisändring är positiv för konsumentmajoriteten och som därför skall föranleda en justering av den uppmätta prisförändringen neråt. Det synsätt som detta paradigm representerar kan inte sägas präglade det som prisstatistiker traditionellt arbetar efter.

Detta leder osökt in på frågan om det finns någon värderingsfri mätning. Bör ovanstående synsätt anses vara vetenskapligt belagt och därmed kunna läggas till grund för prismätningar eller är det snarare

fråga om en ideologiskt betingad, ”marknadsliberal” föreställning som inte bör få påverka officiell statistik?

Biasutredningar avseende andra länders KPI

Kanada

Crawford (1993), en riksbanksekonom, anger tre källor till bias.

Varusubstitution, vilket grovt sett är identiskt med substitutionsbias på hög nivå, anses var behäftad med en bias mellan 0,1 och 0,2 och troligen närmare 0,1. Uppskattningen grundas, liksom i de amerikanska skattningarna på jämförelser med superlativa index i efterhand.

För nya produkter görs först bedömningen att de svarar mot högst 0,5% av konsumtionen under ett givet år. Om deras relativa prisminskning är 50% på fyra år (»11% per år) skulle den årliga biasen kunna bli högst 0,06%, vilket leder till slutsatsen att biasen kan vara högst 0,1 per år.

Vad gäller kvalitetsbias faller Crawford tillbaka på Gordons (1990) skattningar för varaktiga varor i USA. Han antar en kvalitetsförbättring på 1% för dessa vilket skulle ge en bias på högst 0,2%, enär vikten för varaktiga varor i Kanada är ungefär 16%.

Vad gäller butikssubstitutionsbias görs en empirisk genomgång av förskjutningen mellan olika slags butiker. Högst 2% av konsumtionen inom berörda KPI-områden (som i sin tur antas vara högst 40% av hela KPI) anses förskjutas mot lågprishandlare per år. Med en 10% prisnivåskillnad skulle biasen kunna bli högst $0,02 * 0,4 * 0,1 = 0,08\%$ per år.

Därutöver gör Crawford en jämförelse mellan alternativa metoder att beräkna egnahemsposten. Den officiella metoden (som betecknas som money outlays) liknar i mycket den svenska, som dock också inkluderar eget kapital. Han jämför denna med en alternativ metod som betecknas som rental equivalence och där hyresbostädernas hyres-utveckling imputeras. Han finner då att den officiella metoden ligger 0,2% över den alternativa i genomsnitt under perioden 1983-91, vilket skulle kunna tolkas som en bias i den officiella metoden men lika gärna som en motsatt bias i den alternativa metoden.

Den sammantagna bedömningen blir att en överskattande bias i Kanadas KPI är mindre än 0,5% och mycket väl kan vara nära 0 under många perioder.

I en senare rapport – Crawford (1998) – bedöms biasen till 0,5 som förväntat värde och högst 0,7. Hans skattning fördelar sig i fem delar:

1. substitutionsbias på hög nivå (0,1),
2. nya produkter (0,1–0,15),
3. nya varianter (brands”; 0,1–0,15),
4. kvalitetsbias (0,1–0,2) samt
5. butiksbias (0,07–0,1).

Biasen för nya produkter anses väsentligen härröra från varaktiga varor (vitvaror och hemelektronik), och den för nya varianter är en grov bedömning. Vad gäller varaktiga varor utgår han dels från Gordons (1990) beräkningar för USA men noterar också att det finns en under-skattande bias för hyror och kanske kläder.

Storbritannien

Två rapporter om bias i *Retail Prices Index* (RPI) föreligger – Oulton (1993) och Cunningham (1996). Oulton förefaller representera det brittiska finansdepartementet medan Cunningham är riksbanksekonom.

Oultons genomgång är bland de första i raden av biasutredningar och föranleddes av tidiga, mycket grova antydningar från ekonom- och riksbankshåll om en möjlig, stor KPI-bias på flera procent. Liksom Crawford finner han att Gordons skattningar för varaktiga varor skulle motsvara en bias på 0,2. Han tror att butiksbiasen är mindre eftersom den brittiska detaljhandeln har ändrats mindre än den amerikanska. Han konstaterar som ett sammanfattande omdöme att de flesta av de möjliga biasriskerna är överskattande men att han inte funnit några tecken på en överskattning på så mycket som 2% per år.

Cunningham är mer detaljerad i sin genomgång. Substitutionsbiasen på hög nivå bedöms utan underliggande kalkyler till 0,05–0,1%. Butiksbiasen sätts till 0,2 (0,1–0,25) bedömd efter en analys av förskjutning av marknadsandelar för olika butikstyper. Liksom Oulton applicerar han Gordons skattningar på de 20% av RPI som avser varaktiga varor och finner att biasen blir 0,2–0,3. För nya produkter får han fram ett mycket stort intervall – från 0,0 till 0,15%. Intervallet för total bias blir sålunda från 0,35% till 0,8%.

Frankrike

Lequiller (1997) präglas starkt av statistikproducentens perspektiv (författaren var vid skrivandet ansvarig chef för de franska KPI-beräkningarna) till skillnad från Boskinkommissionens mikro-ekonomiska utgångspunkt. Han går igenom de olika felkällorna och gör följande bedömningar:

Eftersom Frankrike tillämpar ett årskedjat index med två år gamla vikter så anser Lequiller att substitutionsbiasen på hög nivå är försumbar eller ickeexisterande. Denna slutsats motiverar han ytterligare med en studie som visar att ett fastbasindex för åren 1980-90 skulle öka 0,11 procent mer per år än det kedjade indexet. Denna studie omfattade de 295 produktgrupper som utgör den högsta aggregeringsnivån.³

På mellannivån uppdateras inte vikterna varje år. Detta föranleder en gissning om en substitutionsbias på 0,05–0,10 på denna nivå.

På den lägsta nivån, de elementära aggregaten, används fasta vikter. Här har Frankrike börjat införa geometriska medelvärden med effekten att index minskas med 0,10 per år, betydligt mindre än i USA. Motsvarande tal skulle alltså kunna sägas utgöra en tidigare existerande bias.

För nya produkter och kvalitetsändringar anses ingen kvantitativ bedömning kunna göras. Boskinkommissionens skattningar anses ogrundade och eventuella fel lika gärna vara under- som överskattande.

För nya butiker anses en bias på 0,1 vara rimlig att anta, hälften av en uppmätt skillnad mellan medelprisernas och prisindexets utveckling.

Den sammanlagda biasen anges i ett intervall mellan 0,10 och 0,25.

Tyskland

Probleme der Inflationmessung in Deutschland (Hoffmann, 1998) är utgiven av ekonomiska forskningsgruppen vid Deutsche Bundesbank.

Liksom andra biasutredare fastslår Hoffmann att uppskattningen av bias i huvudsak görs med ett COLI som måttstock. Han diskuterar dock även fallet med ett "rent prisindex" (reine Teuerung). Hoffmann behandlar fyra biaskomponenter:

³ Denna slutsats strider dock mot den gängse teorin om substitutionsbias. När vikterna, som i det franska fallet, är hämtade från en period innan den som jämförelsen avser tenderar den beräknade prisförändringen att bortse från substitutionsmöjligheterna vilket skapar en bias i förhållande till det sanna levnadskostnadsindexet.

Produktsubstitutionsbias (=substitutionsbias på hög nivå) utvärderas med hjälp av efterhandsberäkningar avseende superlativa index, men bara inom livsmedel. Om samma bias skulle gälla för alla produktgrupper skulle resultatet bli en KPI-nivåbias på i snitt 0,05 per år. Med hänvisning till att skillnaden i andra länder visat sig större för andra produktgrupper bedömer han att storleken av denna bias kan uppgå till 0,10.

Hoffmann nämner inte uttryckligen *substitutionsbias på låg nivå*. Hans implicita bedömning torde vara att, eftersom Tyskland tillämpar kvoten mellan medelpriser som elementär aggregatformel, så uppstår ingen sådan bias.

Kvalitetsförändringsbias utvärderas med hjälp av en detaljerad studie av de tyska KPI-reglerna vid varubyten. Dessa påvisas ge olika effekt vid olika inflationsnivåer. Ett kritiskt antagande är härvid att kvaliteten över hela KPI:s produktspektrum ökar med maximalt 1% per år. Hoffmann motiverar detta antagande med en hänvisning till en ökning i produktivitet och realinkomst på 2% per år varav 50% bedöms spenderas på kvalitetsförbättringar. Om nu inflationen är måttlig (som i dagsläget) blir biasen strax under 0,50 per år. Om inflationen är mindre eller högre ökar biasen. Bedömningen förutsätter att de lokala pris-mätarna följer de centrala instruktionerna.

Nyproduktbiasen anses i linje med utländska bedömningar ligga på c:a 0,10.

Butikssubstitutionsbiasen kalkyleras med hänvisning till dels en jämförelse mellan medelprisernas för mat utveckling i förhållande till motsvarande KPI-index, dels en studie av förändringsstrukturen i detaljhandeln i Tyskland. Slutsatsen blir att denna bias knappast kan överstiga 0,10.

Totalbiasen bedöms utifrån ovanstående till $\frac{3}{4}$ procent (0,75) ”under normala omständigheter”.

Hoffmannrapporten innehåller också mycket intressanta studier där hedonisk teknik används för att skatta den sanna prisutvecklingen för tvättmaskiner, kyl- och frysskåp. Resultaten från dessa studier förefaller dock inte att väsentligen påverka huvudslutsatserna.

Japan

Shiratsuka (1999) uppskattar biasen i Japans KPI till 0,90 (intervall 0,35–2,00). Av detta beror 0,70 av behandlingen av kvalitetsförändringar och nya produkter, 0,10 på nya butiker och 0,10 på substitutionsbias på låg nivå.

Bias i Sveriges konsumentprisindex

Begrepps- och metoddiskussion

Att en statistisk mätning har en bias innebär att dess resultat har en tendens att systematiskt skilja sig från det i någon bemärkelse önskade ("sanna") resultatet av mätningen. Vi skiljer principiellt mellan bias och varians, där det senare avser resultatens slumpmässiga fördelning runt det förväntade värdet.

Begreppet bias förutsätter alltså att vi först definierat en måttstock mot vilken felet skall utvärderas. Denna måttstock kan inte utgöras av något annat än ett teoretiskt levnadskostnadsindex (LKI). Ett problem med detta begrepp är dock att det inte är fullt operationellt utan kräver ett antal ytterligare förtydliganden och specifikationer. Med hänvisning till Bilaga 1 anger vi här några sådana kompletterande förutsättningar som ligger under vår biasdiskussion.

1. Vad gäller aggregeringen över produkter så är ett s.k. superlativt index en god approximation till LKI.
2. Ett LKI avser en enda individ/hushåll. På samhällsnivå måste vi tänka oss en aggregering över hela befolkningen, plutokratiskt eller demokratiskt eller någon idé om en "representativ konsument". Alternativt kan vi peka på att det finns ett visst empiriskt stöd för föreställningen att index för olika socialgrupper inte skiljer sig väsentligt över tiden. Analysen nedan vilar, liksom de i andra länder, närmast på förutsättningen att måttet är ett plutokratiskt sammanvägt index över befolkningen. Förhoppningen är samtidigt att ett något annorlunda definierat mått inte över en längre tids-period skall vara systematiskt annorlunda.
3. En avgränsning av konsumtionsbegreppet är nödvändig för att markera KPI:s definitionsområde. Här begränsar vi oss i princip till nationalräkenskapernas (NR) begrepp privat konsumtion, dvs. till de produkter (varor och tjänster) som konsumenterna betalar ur egen ficka och anser alltså att KPI skall mäta de förändringar av kostnaderna för dessa produkter, som är erforderliga för en konstant levnadsstandard betingat av en oförändrad tillgång till produkter som inte finansieras genom den egna plånboken. T.ex. skall en höjd eller sänkt nivå på tillgången till offentliga tjänster inte påverka KPI.

En diskussion av bias har också en tidsdimension. Biasen varierar över tiden över enskilda år och över längre tidsperioder. Det huvudsakliga intresset i utredningens perspektiv bör knytas till en överblickbar framtida period och kärnfrågan i denna utredning blir då: *Vilka är riskerna för bias i KPI under de närmaste åren med den metodik som nu tillämpas av SCB?* Våra analyser nedan är av självklara skäl gjorda på historiskt material medan slutsatserna är inriktade på framtiden.

Vad vi är intresserade av är huruvida det finns tendenser till över- eller underskattning. Enligt statistisk samplingteori genereras bias av alla avvikelser från det ideala förfarande som utgörs av en väl-definierad population av objekt som alla har en känd, positiv sannolikhet att komma med i urvalet och vars mätvärden observeras utan fel. I KPI:s delundersökningar uppfylls i stort sett aldrig dessa förutsättningar och resultatet blir därmed en ur samplingteoretisk synvinkel närmast obegränsad uppsättning ”systematiska fel”. Endast ett fåtal av dessa har emellertid någon tendens att över ett längre tids-perspektiv under- eller överskatta index och huvudintresset kommer därför att inriktas på dessa. Termerna *neutral bias* eller *riktningsokänd bias* kommer att användas i de fall, där väsentliga brister i förfarandet föreligger utan att man kan säga att någon tendens till över- eller under-skattning blir resultatet.

På grund av bostadspostens storlek (1/3 av KPI:s vikt) och mycket speciella utformning väljer vi att behandla alla aspekter på den i ett särskilt avsnitt i slutet. Fram till dess gäller diskussionen följaktligen övriga delar av KPI med 2/3 av den totala vikten.

Slutligen: Siffrorna nedan avser i första hand långtidsindex. I de fall, där bedömningen blir annorlunda när det gäller korttidsindex anges detta särskilt.

Produktsubstitution

Med termen produktsubstitutionsbias avses det fel som begås genom att ett prisindex tillämpar konstanta vikter och därvid bortser från konsumentens möjlighet att, inom ramen för ett oförändrat produktsortiment, förskjuta sina konsumtionsval från produkter vars relativpris ökat till dem vars relativpris minskat.

1. *På hög nivå.* Härmed avses den aggregeringsnivå som ges av NRs årligen uppdaterade konsumtionsbelopp. I Bilaga 2 skattas detta fel som skillnaden mellan långtidsindex med nuvarande definition och ett superlativt index, räknat med ett kalenderår som basår. Skillnaden blir då för långtidsindex i genomsnitt $-0,04$ (under-skattande bias) över åren 1981–98 med en variation mellan $-0,27$ och $+0,13$. För

korttidsindex blir motsvarande bias +0,08 med en variation mellan – 0,02 och +0,19.

2. *På intermediär nivå.* Härmed avses aggregeringsnivåerna ovanför elementära aggregat men under NR-nivån. Exempel är de fyra produktgrupperna *ris, pasta, franska, kex* m.fl. som aggregeras till *mjöl, gryn och bröd*, grupperna *tvättmaskin, elvisp, dammsugare* som aggregeras till *hushållsapparater*, olika lokaltrafikbolag som aggregeras till *buss- och lokaltrafik* eller olika *detaljhandelsbranscher* som aggregeras till en produkt. På denna nivå uppdateras inte vikterna årligen eller så uppdateras de med eftersläpning och vikterna avspeglar därför sällan det aktuella årets konsumtion (undantag fr.a. alkohol). Detta gör att konsumenternas substitutionsmöjligheter ej beaktas, vilket leder till indexöverskattning. I Frankrike (se ovan) skattades en liknande bias till mellan +0,05 och +0,10. En speciell omständighet gör dock att denna skattning inte kan överföras till svenska förhållanden nämligen att en pris-omräkning av vikterna i vissa produktgrupper i långtidsindex görs som om vikterna vore från aktuellt år utan att de i realiteten är det. Detta sker mellan en nivå av c:a 100 grupper och ner till en nivå på c:a 300 delgrupper (varukoder), t.ex. för *mjöl, gryn och bröd* och *hushållsapparater*. Detta förfarande medför att vikterna systematiskt sänks för produkter som ökat i pris och vice versa för andra grupper. För att detta förfarande skall vara unbiased krävs att de berörda varugrupperna är normalelastiska. Emellertid kan elasticiteterna på denna nivå i allmänhet antas vara mindre än ett vilket skulle medföra att förfarandet har en viss underskattande tendens. Denna motverkas dock av den överskattande Laspeyres-effekten på den lägre intermediära nivån. Vår slutliga bedömning av nettobiasen är därför att den är riktningsoökänd med noll som mest sannolika värde.
3. *På låg nivå.* Här avses aggregeringen av enskilda prisobservationer, ofta utan vikter eller med mycket grova vikter till ett första *elementärt index*. I Sverige tillämpas den s.k. RA-formeln (Dalén, 1992), som är en nära approximation till ett geometriskt medelvärde, som i sin tur nära approximerar ett LKI vid normalelasticitet. Av bilaga 2 att döma förefaller det på många områden troligt att pricelasticiteten på denna låga nivå är väsentligt större än ett. Det är emellertid ändå inte säkert att det geometriska indexet i genomsnitt visar väsentligt fel – i vart fall är felets riktning på nuvarande kunskapsnivå okänd. Som vår bästa bedömning sätter vi därför vår punktskattning för biasen till 0.

Nya produkter och butiker

Butiker

I likhet med flera av de utländska biasstudierna grundar vi vår bedömning av biasen för nya butiker på statistik över strukturförändringen inom detaljhandeln. Under en förmodligen lång historisk period har en successiv förskjutning skett från små butiker med högre prisnivå till större butiker, först snabbköp sedan stormarknader och lågpriskedjor med lägre prisnivå och större omsättning. Denna utveckling har ägt rum inom många varuområden men den statistiska informationen är lättast tillgänglig inom dagligvaruhandeln.

Källor för den kvantitativa diskussionen nedan är Jacobsson et al (1993) samt tre årgångar av tidskriften Svensk Dagligvaruhandel (1996–1998).

Mellan 1986 och 1991 ökade antalet stora (>10 anställda) detaljhandelsbutiker med c:a 2% per år medan de mindre minskade med 4–5% (Jacobsson, 1993, tabell 5.1). Cityvaruhusens andel av detaljhandelsomsättningen minskade från 14,3% 1976 till 5,5% 1991 medan stormarknadernas ökade från 3,6% till 5,8% under samma tid (d:o, tabell 5.3).

I tabell 3 redovisas förskjutningarna i marknadsandelar mellan 1981 och 2000.

Tabell 3: Marknadsandelar inom dagligvaruhandeln 1981–2000.

	Andel 1981	Andel 1991	Bedömd andel 2000
1. Cityvaruhus	13,3	6,4	3
2. Stormarknader	4,9	7,8	10
3. Övr. supermarkets med säljyta>400 m ²	41,6	52,1	63
4. Servicebutiker	8,1	9,3	6
5. Övriga butiker	32,1	24,4	18
Totalt	100	100	100

Källa: Jacobsson et al (1993, tabell 5.12)

De kategorier som ökar (2 och 3) kan generellt antas ha en lågprisprofil och vi ser att deras marknadsandel går från 46,5% till 73% under perioden, en ökning med c:a 1,5 procentenheter per år. Under åren 1994–1997 ökar enligt tidskriften Svensk Dagligvaruhandel (1996–1998) lågprisbutikernas (enligt deras egen klassificering) marknadsandel inom dagligvaruhandeln med drygt 1% årligen. Inom branschen nämns som en allmän bedömning att prisnivån i genomsnitt är 10% lägre

i lågpriskanalerne än i resten av beståndet. Då skulle den av KPI uppmätta prisutvecklingen inom området som mest bli $10\% * 1,5\% = 0,15\%$ för låg.

Dagligvarornas andel av den privata konsumtionen 1991 var 16% men liknande tendenser, men sannolikt med mindre effekt, gör sig gällande på andra produktområden som husgeråd och vitvaror, radio-TV, vitvaror, förtäring utom hemmet och i någon mån fritidsartiklar samt kläder och skor. Sammanlagt har dessa produktgrupper 33% av KPI:s totala vikt. Som övre gräns för detta fels storlek sätter vi därför $33\% * 0,15 = 0,05$.

Från denna maximala effekt skall dock en reduktion göras i den mån de nya försäljningskanalernas kvalitet bedöms vara lägre än de gamla. Vad kan sägas om de nya butikernas kvalitet i jämförelse med de gamla?

1. Kvalitetssänkningen kan bestå i längre transportsträckor (större kostnader i tid och pengar) och högre otrivsel i "köpladorna".
2. Men en kvalitetshöjning kan ligga i bättre parkeringsmöjligheter och större sortiment som sparar tid åt konsumenten.
3. Det faktum att överströmning till de nya butikerna sker visar att konsumenterna i varje fall inte betraktar kvalitetsförsämringen som lika stor som prissänkningen.

Vi bedömer att dessa kvalitetsfaktorer totalt sett drar något i negativ riktning och sätter som slutlig bedömning av nybutiksbias en över-skattning i intervallet 0,03–0,05.

I en nära framtid kan den elektroniska handeln, via Internet, förändra en annan bedömning på denna punkt. Ännu så länge har denna kanal inte uppnått någon stor marknadsandel men det kan snabbt förändras. Inom vissa produktområden (böcker, Cd-skivor) är kanalen redan av betydelse och enligt en enkät till de svenska köpmännen, redovisad i Fri Köpenskap (1998), ligger medianbedömningen på att Internethandelns andel av dagligvaruförsäljningen kommer att ligga på 2–5% inom två år. När säkra betalningssystem införts på Internet kan utvecklingen bli mycket snabb.

Produkter

Införandet av nya produkter kan betraktas på flera nivåer. Dels gäller det helt nya typer av varor och tjänster som bygger på en ny teknologi och/eller tillfredsställer ett nytt konsumentbehov. På varusidan tänker vi på sådant som videokamera, mobiltelefon och PC. På tjänstesidan kan nämnas utförsäkning på skidor, hamburgerrestauranger eller gymanläggningar. För sådana produkter anses den ekonomiskteoretiskt korrekta

behandlingen vara att som baspris för en jämförelse med det första priset vid varans införande uppskatta ett s.k. reservationspris som är det pris vid vilket efterfrågan skulle bli noll för en (representativ) konsument. Om man lyckas införa en produkt i KPI med dess faktiska pris som baspris mycket tidigt, torde dock biasen bli mycket liten eftersom marknadsandelen i ett tidigt stadium också är liten.

Den takt med vilka nya produkter infogas i Sveriges KPI är mycket varierande. Persondatorn infördes 1996 och mobiltelefonen 1994, vilket torde vara ganska snart efter det att de blivit massmarknads-produkter medan de i USA kom in i KPI först 1998. Å andra sidan kan anföras sådant som flygcharterresor (införd 1989), kanske 25 år "för sent", utrikes flyg (infört 1993) och motionsutövning (infört 1997). Kommunal barn- och äldreomsorg som under 70- och 80-talen växte till stora konsumtionsområden har fortfarande inte införts (se nedan).

En genomgång av nytillkommande varukoder i KPI under perioden 1981–97 visar att de genuint nya produkterna normalt torde svara för högst 1% av vikten varje år, ofta mindre. Bland dessa återfinns dock även sådant som trasmatta (1981) och benjaminfikus (1985) dvs. nya varor som snarast återspeglar förändrade preferenser och där någon överskattande bias av betydelse knappast finns p.g.a. försenad introduktion. Frågan är nu vilken relativpristrend och vilken vikt dessa produkter uppvisade innan de inleddes i KPI. Normalt bör man tänka sig att produkterna faller snabbt i pris men med en mycket liten vikt i ett inledande skede innan de blir massprodukter. Hoffmann (1998) tänker sig ett intervall på mellan 5 och 20% i fallande relativpris. Vi bedömer att den andel som har ett mycket snabbt fallande relativpris, på säg 20%, knappast kan ha en vikt på mer än 0,1–0,2%. Om så en något större grupp, med säg 0,2–0,4% av vikten, har ett fallande relativpris på 5–10% uppstår en bias på mellan +0,03 och +0,08. Vi bedömer att detta är en realistisk storleksordning på detta fel.

Men sedan tillkommer det också på en lägre nivå nya produkt-varianter – en ny typ av frukostflingor eller ett nytt charterresemål. Ett exempel i större skala är Konsums blåvita varusortiment. På denna nivå är avgränsningen mot kvalitetsförändringar som diskuteras nedan diffus. Man kan säga att när en ny variant tillkommer utan att en annan samtidigt försvinner så är det ur KPI-synvinkel en ny produkt i och med att en kvalitetsjämförelse inte görs.

Ett försök har gjorts att studera omsättningstakten i varusortimentet på det område, där informationen är lättast tillgänglig, nämligen dagligvaruområdet. SCB erhåller årligen filer med i princip fullständig historisk information om alla varuvarianter inom dagligvaruområdet som sålts av de tre dominerande blocken i Sverige: ICA, KF och Dagab. (Denna information används av SCB primärt för urvalsdragning av

varuvarianter för prismätning.) Populationen omfattar inom varje grossist för sig c:a 15000 varuvarianter och mängden synes öka år från år. Samkörningar mellan intilliggande års varupopulationer visar att andelen nya "varukoder" rör sig mellan 10 och 50% årligen – ett mycket brett intervall som även döljer ändringar i distributionssätt, förpackningsstorlekar m.m. Dock vet vi att även det äkta nytillskottet av varianter på ett år är betydande – det räcker att erinra om några exempel som vi alla som konsument är väl bekanta med: i) Konsums blåvita sortiment och Icas motsvarande lågprismärke ("ICA-handlarnas"), Konsums nya Signumsortiment; alla dessa utökas kontinuerligt, ii) det snabbt ökade utbudet av olika sorters filmjolk, iii) antalet varianter av färdiglagade måltider, iv) innovationstakten vad gäller frukostflingor, v) införandet av koncentrerade och miljövänliga tvättmedel och sist men inte minst vi) sortimentet av etiska och ekologiska produkter.

Om man i enlighet med Boskinparadigmet bedömer konsumenternas successiva överflyttning till alla dessa nya varianter som uttryck för ett stort konsumentöverskott så kan detta motivera relativt stora biaskattningar. Som en övre gräns – säg att 10% av dagligvaruosättningen årligen är ny och att konsumenternas betalningsvilja för dessa nya varor låg 10% över det faktiska priset. Vi skulle då få en överskattande bias på 1% för KPI-dagligvaror.

Emellertid försvinner också många varor varje år och man får anta att för ett antal, visserligen färre, konsumenter representerar detta en förlust. På vår nuvarande kunskapsnivå kan heller inte uteslutas att de verkligt nya varianterna bara svarar för ett par procent av omsättningen årligen. Den undre gränsen för denna bias torde därför ligga neremot en tiondels procent. Om vi antar att denna typ av bias liksom butiksbiasen påverkar 33% av KPI:s totala vikt erhålls ett intervall för den överskattande biasen på mellan 0,03 och 0,33. En närmare analys av det befintliga dagligvarumaterialet (liksom en del skannerdata), vilket tiden inte räckt till för, borde kunna snäva in detta stora intervall en del.

Vi avstår här från att ange en punktskattning utan låter denna biaskomponent ingå i en samlad bedömning nedan avseende kvalitetsförändringar och nya produkter.

Kvalitetsförändringar

Den mest svårbedömda men sannolikt också största delposten i den bias som vidlåder ett konsumentprisindex är den som beror på de många små förändringar i produkters innehåll och funktion och på det sätt dessa förändringar behandlas av statistikproducenten. Denna bias-källa är på ett komplicerat sätt sammanlänkad med framför allt den bias som beror på nya varianter.

Det bör inledningsvis noteras att SCB:s kvalitetsförändringsmetodik inte är enhetlig utan varierar kraftigt från varugrupp till varugrupp. Vi nämner här några av huvudmetoderna:

Dagligvaror. Nästan inga varubyten utförs utan försvinnande varor utesluts ur beräkningen och prisförändringen beräknas över det oförändrade sortimentet. Nya varianter tas in i en ny årslänk utan jämförelse bakåt, varigenom en planerad överlappningsmetod tillämpas.

Varaktiga varor, hemelektronik, skor, husgeråd m.m. Intervjuerna gör en kvalitetsbedömning vid varubyten under löpande år. I outredd utsträckning tas även nya varianter in i en ny årslänk utan jämförelse bakåt.

Kläder. Hedonisk metod, där årligen skattade koefficienter används vid varubyten. En direkt korrigering görs för den bias som genereras av reaeffekter vid urvalsförfarandet inför den nya årslänken (gäller även skor).

Nya bilar. En expertgrupp gör kvalitetsvärderingen mellan gammal och ny modell. Ett nytt bilmärke, liksom nya modeller som inte direkt ersätter utgående, tas dock in i en ny årslänk utan jämförelse bakåt.

För tjänster som t.ex. restaurangbesök, kollektivtrafik m.m. görs aldrig några kvalitetsjusteringar utan kvaliteten anses oförändrad och nya produkter/varianter/försäljningskanaler tas in i ny länk utan jämförelse bakåt.

Låt oss nu åter betrakta Boskinkommissionens bedömningar av kvalitetsförändringsbias men förse dem med motsvarande svenska vägningstal.

Tabell 4: Boskin et als (1996) bedömning av bias till följd av kvalitetsförändringar och nya produkter, tillämpad på Sveriges KPI.

Produktgrupp	Boskin et als biasbedömning	Vikt, USA	Vikt, Sverige 1997	Potentiellt biasbidrag, Sverige
Mat (hemma och ute)	0,31	17	20,4	0,063
Boende (inkl. inredning)	0,37	41	38,2	0,143
Kläder och skor	1,00	6	5,5	0,055
Transporter	0,34	17	18,3	0,062
Hälsovård	2,64	7	2,8	0,074
Underhållning (Fritid, nöjen)	0,90	4	8,4	0,076
Andra produkter	0,28	7	6,5	0,018
Totalt		100	100	0,481

I tabell 4 redovisar vi vilken bias som skulle bli resultatet av att applicera Boskinkommissionens bedömningar "rakt av" på det svenska KPI. Nedan diskuterar vi punkt för punkt rimligheten i en sådan överföring. Vi observerar inledningsvis att skattningarna i tabell 4 avser den sammanlagda biasen till följd av såväl nya produkter, nya varianter som hanteringen av kvalitetsförändringar.

Mat. För dagligvaror angav vi ovan en nyvariantbias på mellan 0,1 och 1. Vi ser att Boskinkommissionens 0,31 snarare ligger i den nedre änden av detta intervall och alltså inte kan betraktas som någon extrem siffra. Vissa av de trender Boskin anger (ökad service) synes dock inte ännu i större utsträckning ha nått Sverige.

Boende. Se det särskilda avsnittet för själva bostadsposten. Häri ingår dock även hushållsmaskiner samt möbler och husgeråd. Denna typ av varor importeras ofta och marknaden domineras av ett mindre antal kända märken. Kvalitetsutvecklingen kan därmed antas vara ganska likartad över hela västvärlden. Boskinkommissionen upp-skattade en överskattande bias i USA:s KPI på 3% för vitvaror och 4% för radio-TV. En bearbetning av USA:s KPI visar att under perioden 1983–96 minskade radio-TV-index med i medeltal 2,6% per år medan det svenska under perioden 1980–98 minskade med 3,2% per år. Om man i stället skulle se på ett relativprisindex (radio/TV i förhållande till KPI totalt) visade det under perioden på genomsnittliga minskningar med 8,1% i Sverige gentemot 5,9% i USA. För vitvaror är dock KPI-talet i Sverige, såväl absolut som relativt, högre än det i USA och denna effekt tar grovt sett ut den motsatta för radio-TV. KPI-vikten är f.n. 0,6–0,7% för vardera av dessa grupper. Om man alltså tror på Boskinkommissionens bedömningar skulle dessa grupper kunna bidra med en överskattande

bias på kanske $1,3\% * 3\% = 0,04\%$. För övriga poster inom boende – möbler, husgeråd och telefon – accepterar vi till att börja med Boskins bedömning på 1% bias (se dock reaeffekter nedan) och anser att den väsentligen härstammar från det ökade utbudet av teletjänster. Detta område har en sammanlagd vikt på c:a 6%.

Kläder och skor. Vad gäller kläder skiljer sig marknaderna i Sverige och USA troligen inte så mycket åt. Man kan dock känna tvekan inför Boskins värderingar av vad som synes vara ganska marginella förändringar. Utredningar vid SCB visade snarare på en risk för underskattande bias i SCB:s kläderindex under 1980-talet. Detta ledde till en omläggning till hedonisk metod samt korrigering för reaeffekter som eliminerat denna risk. F.n. görs kvalitetsjämförelser vid varubyten inom ramen för definierade plaggtyper. Med Boskinparadigmet som ledstjärna torde det dock allmänt sett föreligga en risk för överskattande bias på en så konkurrensintensiv och dynamisk marknad som den för kläder. Sportklädessortimentet är något som kraftigt utökats, liksom lågprisimporten. Den största risken för bias torde ligga i om representativiteten minskar till följd av nytillkommande plaggtyper. Vi betraktar Boskins skattning som en övre gräns för Sverige medan den undre gränsen är noll. Som punktskattning anger vi därför 0,5.

Transporter, bilar. I januari 1993 gjordes vid SCB:s prisprogram en liten studie för att undersöka en eventuell bias i KPI:s bilindex. Ledamöterna i expertpanelen för bilmätningen ombads bedöma vad som vid denna tidpunkt skulle vara ett rimligt värde för nya bilar av fyra olika märken av 1975 års modell. På detta sätt erhöles ett alternativt prisindex, grundat på en direkt kvalitetsjämförelse mellan bilar med av olika årgångar, som kunde jämföras med KPI:s officiella bilindex. Det alternativa indexet implicerade en prisutveckling på 5,94% per år medan det officiella ökat med 8,08% per år. Med 1993 års bedömningar (som i och för sig grundas på detta års preferenser vad gäller bilsäkerhet m.m.) skulle detta innebära en överskattande bias på 2,1 procentenheter. Ingen förändring i KPI:s metod för bilindex har gjorts efter 1993 som kan föranleda en väsentligt annan bedömning i dag. Bilarnas totala vägningstal har under perioden legat runt 3%, varför effekten på KPI totalt skulle bli en överskattande bias på 0,06.

Transporter, kollektivtrafik (flyg, tåg, buss, båt, lokaltrafik). Kvalitetsfaktorer här kan vara: snabbhet, turtäthet, tidhållning, olycksrisk och komfort. Nettot av dessa är ej kända: Det är lätt att peka på både försämringar (nedlagda stationer, klotter, några stora olyckor på senare tid, förseningar) och förbättringar (ökad snabbhet och turtäthet, fler stationer på tunnelbanan, elektronisk bokning och information). Vi betraktar en eventuell bias som riktningssokänd och sätter därför punktskattningen till 0.

Hälsovård. I Sverige är sjukvården till största delen offentlig-finansierad och slutna sjukhusvård ingår överhuvudtaget ej i KPI. Enligt vår princip om en betingad levnadskostnadsindex faller kvalitetsutvecklingen inom denna del utanför KPI och skall ej påverka en biasbedömning. Delposten fördelar sig enligt: läkemedel (0,7%), (öppen) läkarvård (0,7%), tandläkare (1,0%), glasögon (0,2%) och sjukvårdsartiklar (0,1%). För receptbelagda läkemedel anger Boskin-kommissionen en bias på 3,0%, som är grundad på aktuell forskning (Griliches och Cockburn, 1994) och som vi därför bör kunna applicera även på Sverige. Övriga poster avser dock områden med väsentligt långsammare kvalitetsutveckling och, vad gäller den öppna läkar-vården, även inslag av kvalitetsförsämringar i 90-talskrisens spår. Totalt sett är det rimligt att anta en smärre kvalitetsförbättring på säg 0,5% för dessa poster i ett längre tidsperspektiv. Detta skulle ge en sammanvägd bias på 1,2% för hälsoposten.

Underhållning och andra produkter. Vi saknar grund för en annan bedömning än Boskin. Elektroniska leksaker, kabel-TV, hyra av videofilm, har onekligen revolutionerat underhållningen, även om dess samhällsnytta är omtvistad. (Se dock reaeffekter nedan.)

Reaeffekter. Slutligen måste vi peka på en särskild omständighet i ett kedjeindex av svensk typ som bör påverka vår bedömning – de s.k. reaeffekterna. Dessa består i det faktum att intervjuarna när en varuvariant först väljs ut för prismätning har en tendens att välja en icke prisnedsatt vara med ordinarie pris medan varan i mätårets sista månad har en normal och högre andel nedsatta priser. Norberg (1998) visar att för ett 30-tal s.k. kvalitetsvärderingsvaror omfattande 6,9% av den totala KPI-vikten leder detta till en neddragande effekt på 1%, dvs en total inverkan på KPI på 0,07 i negativ riktning. Denna effekt behöver inte nödvändigtvis utgöra en underskattande bias – till större delen gäller det sådana högteknologiska produkter (mobiltelefon, hem-elektronik och CD/TV-spel), där reaeffekten kan avspegla verkliga kvalitetsskillnader. Dock påverkar den våra aggregerade bias-bedömningar i negativ riktning eftersom detta är en speciell omständighet för Sverige. Till en del är denna effekt indirekt beaktad i ovan-stående resonemang – detta gäller t.ex. radio-TV-området. För *möbler* och *husgeråd*, *telefon* samt för *underhållning* reducerar vi dock av detta skäl bedömningen av överskattande bias med sammanlagt 0,05.

Denna genomgång leder oss till följande sammanfattande bild i tabell 5.

Tabell 5: Vår bedömning av svensk bias till följd av nya produkter och varianter samt behandling av kvalitetsförändringar. Bostadsposten ej inkluderad.

Varugrupp	Bias inom grupp	Vikt	Bidrag till total bias
Mat	0,31	20	0,062
Hushållsmaskiner	3	1,3	0,039
Möbler och husgeråd, telefon	0,5	6	0,030
Kläder och skor	0,5	5,5	0,028
Transport, bil	2,1	3	0,063
Transport, övrigt	0	13	0,000
Hälsovård	1,2	2,8	0,032
Underhållning (Fritid, nöjen)	0,67	8,4	0,056
Andra produkter	0,28	6,5	0,018
Summa		66,5	0,328

Övriga statistiska felkällor

Utöver de källor till bias som brukar nämnas i en Boskininspirerad ekonomisk analys finns även andra typer av statistiska felkällor som kan ge upphov till bias. Vi nämner här tre typer: täckning, prismätfel och urvalsbias. Vad gäller täckning betraktar vi dels en speciell post – offentliga omsorgstjänster – som i dag svarar för c:a 1,5% av privat konsumtion och dels övriga täckningsbrister.

Undertäckning av offentliga omsorgstjänster

Omsorgsavgifter utgör den största undertäckningsposten i konsumentprisindex, om man bortser från bostadsrätter och fritidshus (se nedan). De områden som avses är kommunala avgifter för barn-, äldre- och handikappomsorg. Dessa områden ingår dock i nationalräkenskapernas (NR) redovisning av privat konsumtion, såväl i löpande som fasta priser. NRs fastprisberäkning bygger på ett styckpristänkande, dvs. man ser till hur många individer som utnyttjat en viss tjänst och applicerar en basperiods priser på detta antal. Genom att dividera de relevanta NR-serierna i löpande priser med motsvarande serier i fasta priser erhålls ett implicitprisindex (IMPI) som kan jämföras med det index som i praktiken fått representera dessa poster i KPI, nämligen KPI-totalt.

Det kan diskuteras hur IMPI förhåller sig till KPI:s ideala index i den för omsorgsområdet speciella situationen med inkomstrelaterade taxor.

Eftersom svårigheten att avgöra den senare frågan är själva orsaken till att omsorgsavgifter ej ingår i KPI är frågan svår att besvara. Dock kan sägas att IMPI närmast motsvarar ett index där inkomstförändringarnas effekter tillåts slå igenom direkt i index, en s.k. inkomstexogen metod. Den alternativa, inkomstendogena, metoden (som förenklat "låtsas" som om inkomsterna ökar som KPI) kommer att leda till lägre indextal under perioder av ökande realinkomster men då realinkomsterna under 1980–95 har ökat med endast drygt ½% per år så blir skillnaden mellan ansatserna inte stor.

Tabell 6: Jämförelse mellan NRs implicitprisindex för omsorgstjänster och KPI. Källa SCB (1997a).

År	NR-omsorg, IMPI, t-1/t	KPI totalt, årsmedelvärde	totalvikt promille	KPI-bias
80	100,0	100,0	8,2	
81	124,2	112,1	9,2	-0,11
82	108,4	108,6	9,6	0,00
83	106,1	109,0	9,9	0,03
84	106,2	108,0	10,1	0,02
85	102,0	107,4	9,8	0,05
86	107,2	104,2	9,9	-0,03
87	104,6	104,2	9,9	0,00
88	102,4	105,8	9,7	0,03
89	100,4	106,5	9,4	0,06
90	114,1	110,4	9,9	-0,04
91	111,4	109,4	10,1	-0,02
92	110,7	102,2	11,6	-0,10
93	117,5	104,7	13,4	-0,17
94	108,8	102,2	14,4	-0,10
95	106,2	102,5	15,2	-0,06
96	102,7	100,5	15,2	-0,03
<i>Medelvärde, 81-96</i>			<i>11,1</i>	<i>-0,03</i>
<i>Medelvärde, 81-89</i>			<i>9,7</i>	<i>0,00</i>
<i>Medelvärde, 90-96</i>			<i>12,8</i>	<i>-0,07</i>

I tabell 6 ovan redovisas en jämförelse mellan IMPI och KPI för åren 1981–96. Biaseffekten på KPI har varierat mellan en under-skattning på 0,17 enheter och en överskattning på 0,06 enheter. I genomsnitt för perioden har KPI *underskattats* med 0,03 enheter till följd av denna

undertäckning, dock fördelar sig denna underskattning som 0 på 80-talet och 0,07 på 90-talet.

Denna skattning beaktar inte kvalitetsförändringarna inom detta område. Minskad personaltäthet inom barnomsorgen under 90-talet torde uppfattas som en försämring av många föräldrar, men minskade köer och ökad täckning är samtidigt förbättringar. Inom äldreomsorgen saknas underlag för en initierad bedömning men ökad resursbrist talar för att en försämring ägt rum. Detta föranleder sammanlagt en justering av den uppskattade biasen i ytterligare negativ riktning. Om kvalitetsförändringen totalt är oförändrad inom barnomsorg men blivit 10% sämre under en 10-årsperiod inom äldreomsorgen (40% av hela posten) motsvaras detta av en prishöjning på 0.4% per år. Med en vikt på 1,5% blir bidraget till KPI-bias ytterligare $-0,006$.

Vi noterar att bidraget till den totala biasen var stor ($\geq 0,1$) under några år i början av 90-talet, då avgifterna på detta område snabbt ökade till följd av minskad subventionsgrad. Före och efter denna period har den i stort sett endast legat på några hundradelar. Som vår bästa bedömning av biasrisken väljer vi därför siffran $-0,04$. Då denna bias är beroende av politiska beslut är det vanskligt att ha någon bestämd uppfattning om dess tecken och storlek i framtiden.

Övriga täckningsbrister

Ett stort område som ej täcks av KPI är *konsumtion inom hushållens ideella organisationer*, där fackföreningsavgifter torde vara den största delposten. En värdering av effekten av denna uteslutning ur bias-synpunkt stöter på så många principiella problem att vi avstår från den här. Detsamma gäller *konstföremål*, som inte mäts som separat ändamål av NR och vars konsumtionsbelopp, därigenom är okänt. Ett tredje område som ej varit täckt är *avgifter för slutet sjukhusvård* som räknats som offentlig konsumtion och uteslutits på den grunden. Det uteslutna beloppet har tidigare utgjort $\frac{1}{2}$ -1 promille av privat konsumtion och från och med 1998 ingår det i hälsovårdsposten och vi avstår därför från någon explicit värdering av denna post.

Bristande täckning av den population av produkter och försäljningsställen som ingår i ett NR-ändamål förekommer i de flesta delundersökningar. I de flesta fall är denna biaskälla i ett längre tidsperspektiv neutral. Här nämner vi några fall, där man kan befara motsatsen.

Telefoni. Vikt 2,1%. Undersökningen täcker ej nya aktörer som ofta konkurrerar med lägre priser. Detta kan leda till en överskattning av prisutvecklingen. Ingår i skattning i tabell 5.

Frölök. Vikt 0,2%. Detta vägningstal täcker av allt att döma även trädgårdsutrustning, t.ex. gräsklippare, häcksaxar etc. Eftersom de senare kan antas ha en långsammare prisutveckling bör en överskattning av index bli följden.

Kabel-TV. Vikt 0,2%. Delindex omfattar bara filmkanaler med en bedömningsvis elastisk efterfrågan och prisminskningar. Det mer oelastiska basutbudet med prisökningar ingår ej. Detta torde leda till en underskattning av index.

Annan undertäckning av större betydelse men med riktningsoökad bias är:

- (i) Varor i dagligvarusystemet som ej kommer med i sannolikhetsurvalet. Det gäller varor som ej levereras av grossister samt nytillkomna varor (ny-varabias behandlas nedan). Representeras av ingående varor, varugrupsvis.
- (ii) Vissa försäljningskanaler. Postorder, torghandel, mat i trafikbutiker, taxfreeförsäljning. Representeras av ingående försäljningskanaler, varuvis utom taxfree som representeras av KPI-totalt.
- (iii) Sommarvaror och vissa andra säsongvaror. Gäller baddräkter, färska jordgubbar, glasspinnar, semlor, julgranar, julskinka och liknande ting. Representeras av den varugrupp respektive vara ingår i.
- (iv) Motorcyklar. Representeras till hälften av bilar, till hälften av cyklar.
- (v) Långväga busstrafik och flygbussar. Representeras av lokaltrafik.
- (vi) En fortfarande liten men kanske snabbt växande källa till undertäckning är Internetförsäljning. Representeras produktgrupsvis av ingående försäljningskanaler.

De felkällor som diskuterats i detta avsnitt ger bedömningsvis inget nettotillskott till den totala biasen.

Prismätfel

Det är i en del fall inte enkelt att mäta det av konsumenten faktiskt erlagda priset. Skälen kan vara olika former av dolda rabatter eller prutmåner i förhållande till det officiella priset. Här nämner vi några exempel på sådana felkällor.

Rabatter, bonus, kuponger för dagligvaror och bensin. Neutralt om bedömningen är att omfattningen är oförändrad över tiden. Anledning till annat antagande finns ej.

Förhandlingsutrymmet vad gäller slutligt pris på nya och begagnade bilar leder till ett fel i förhållande till det listpris som SCB tar in. Biasen

är troligen neutral i ett mycket långt tidsperspektiv men är underskattande vid starkt konjunktur (mindre prutmån) och över-skattande vid försvagad konjunktur (ökad prutmån).

För dagstidningar är diverse introduktionsrabatter på prenumerationer ej beaktade. Dessas frekvens kan bedömas ha ökat under senare år vilket skulle kunna medföra en viss *överskattning* av index. Vikten för prenumererade dagstidningar är c:a 0,5%, så med en årlig bias på ett par % kan det högst röra sig om en hundradel på index ($0,02 \cdot 0,5\%$).

En fiktiv beräkning avseende reparationer, tjänster kan ha en stor men neutral bias.

Obeaktade sista-minuten-priser på charterresor är ytterligare en neutral biaskälla. Konjunkturvariationen liknar den för bilar.

Reapriser på böcker beaktas inte alls. Neutral bias.

De uppmätta priserna för utrikes flygresor är ibland långt ifrån de verkliga, lägre, priserna. Om vi antar att priskonkurrensen ökat under senare år kan en viss *överskattning* av index ha blivit följden.

Kabel-TV. Specialerbjudanden på filmkanaler beaktas ej. Kan möjligen ha lett till viss *överskattning* då dessa infördes.

Felen i detta avsnitt ger bedömningsvis ett extra tillskott till den överskattande biasen på 0,02. Det största felbidraget här ger antagligen utrikes flygresor.

Urvalsbias

I många delundersökningar görs inte urvalen sannolikhetsmässigt utan med någon variant av kvota- eller cutoffprincip. Enligt samplingteorin ger detta upphov till en bias av okänd storlek. I prismätningssammanhang saknas normalt anledning att befara att denna bias skulle ha någon bestämd över- eller underskattande tendens. Ett möjligt exempel på motsatsen är den s.k. reaeffekten som beaktats ovan, under kvalitetsförändringar.

Bostäder

Bostadskonsumtionen i Sverige kan fördelas i fyra huvudkomponenter:

1. Hyreslägenheter
2. Bostadsrättslägenheter
3. Egnahem
4. Ägda fritidshus

(Härvid bortses då från det hyrda fritidsboendet som ingår i "hotelltjänster")

Nationalräkenskaperna uppskattar konsumtionsvärden för 1+2 tillsammans samt 3 och 4 var för sig enligt följande synsätt. Konsumtionsbeloppet *hyra, flerfamiljshus* beräknas som faktiska hyror för hyresbostäder + imputerade hyror för bostadsrätter, där m²-hyran för hyreslägenheter imputerats. Konsumtionsbeloppet för *nyttjande-värde*, småhus bygger också på m²-hyra för hyreslägenheter applicerat på m²-yta, småhus men här har dessutom en uppräkningsfaktor gjorts med tomtvärdet, där uppräkningsfaktorn utgjorts av tomtens taxeringsvärde i förhållande till byggnadens. Konsumtionsbeloppet för nyttjandevärde, fritidshus är däremot baserat på rena driftskostnader.

Vad gäller bostadskonsumtionen är prismätningkonceptet i KPI mycket omtvistat och varje diskussion om bias måste ta hänsyn till detta faktum. Endast för hyreslägenheter, där det gäller att mäta faktiskt betald hyra, råder enighet om mätningens mål. För övriga tre komponenter är mätkonceptet omtvistat. För att i denna situation belysa frågan om bias väljer vi känslighetsanalyser som vår huvudmetod. Frågeställningen blir då: Vad hade alternativa synsätt till det faktiskt tillämpade lett till för resultat?

Vi väljer att strukturera analysen enligt följande:

1. *Metodfel, egnahem*. Genom simuleringar av alternativa synsätt på egnahemspostens lösning kan man få en uppfattning om skillnaden mellan det officiella indexet och de index som baseras på andra synsätt.
2. *Fel p.g.a. uteslutning av bostadsrätter*. Bostadsrätterna representeras nu i praktiken av hyreslägenheterna. Vilka resultat skulle erhållas med andra angreppssätt?
3. *Fel p.g.a. uteslutning av fritidshus*. Fritidshusen representeras nu till ungefär lika delar av egnahemmen och hyreslägenheterna. Vilka resultat skulle erhållas med andra angreppssätt?
4. *Viktfel, NR*. NRs vikter utgörs i praktiken av framräknade benchmarks från 1978. Under 1999 avses en större revidering göras

och med ledning av preliminära beräkningar kan bedömningar göras av de tidigare felens riktning.

5. *Fel i delindex*. Härunder lägger vi alla felkällor inom ramen för mätningen av enskilda delindex var för sig.

Metodfel, egnahem

Egnahemspostens indexdefinition är omtvistad. För att kunna diskutera bias behöver vi emellertid ha en uppfattning om detta. Den nuvarande beräkningen bygger på ett synsätt där de totala kostnaderna för innehavet av småhuset följs. Av det totala vägningstalet (exkl. uppvärmning) på c:a 15% av KPI:s totala vikt svarar räntekostnader för c:a 60%, avskrivningar för 10%, fastighetsskatt för drygt 10%, reparationer för 10% och va-avgifter och försäkring för knappt 10%.

Räntekostnadernas stora dominans har två orsaker. Dels anses hela husets anskaffningsvärde belastas med räntekostnader, alltså inte endast den lånade delen med motivet att även det egna kapitalet som investerats i bostaden har en alternativavkastning. Dels räknas räntekostnaden före skatt (samtidigt som en direkt skattepost, fastig-hetskatten, också finns med i kalkylen).

Det är klart att denna beräkning av vikten för räntekostnader under 90-talets starkt fallande räntor har haft en kraftigt neddragande effekt på index. Vi gör därför den bedömningen att denna metod har en bias i förhållande till de i HIKP och KPI-utredningen nu diskuterade metoderna.

Vi simulerar nedan ett antal alternativa definitioner av egnahemsposten och försöker kvantifiera dessas utfall 1981–97.

Hyresekvivalentansatsen. (EKV) Med denna ansats skall egnahemmen representeras av hyrda bostäder som så nära som möjligt liknar egnahemsenheterna. För att simulera denna ansats ersätter vi KPI:s räntekostnads-, avskrivnings- och fastighetsskatteindex med hyresindex.

Nettoanskaffningsansatsen. (NET) I denna ansats som diskuterats som ett alternativ i HIKP betraktas den nyinköpta fastigheten som "omedelbart konsumerad". Vi simulerar denna ansats genom att ta bort KPI:s räntekostnadsindex och låta kapitalkostnaden representeras av det nuvarande avskrivningsindexet som ju i stort sett avspeglar nybyggnadskostnaden enligt byggnadsprisindex (BPI) för gruppbyggda småhus (före 1984 var det inte så och för dessa år har i stället BPI använts direkt). I NET1 har den nuvarande avskrivningsvikten tillämpats, som under hela perioden stabilt legat mellan 1 och 1½%. I NET2 har i stället en ny vikt tagits in som utgörs av värdet av nybyggda

småhus under varje år för sig. Denna nya vikt varierar kraftig under perioden – från c:a 6% år 1981 faller den till ungefär ½% under de senaste åren.

Uteslutning. (UTE) I många länder, liksom f.n. i HIKP, tas inte egnahemmens kapitalkostnad med i KPI. Vi simulerar denna ansats genom att beräkna KPI exkl. Räntekostnads-, avskrivnings- och fastighetsskatteindex.

Alternativkostnadsansatsen. (REAL) Denna ansats föreslås i utredningens huvudbetänkande. Vi simulerar den genom att lyfta ut räntekostnader, avskrivningar samt reparationer ur KPI samt lyfta in fastighetsprisindex med vikten 4,4%.

I tabell 7a–b nedan redovisas den bias som blir resultatet om någon av dessa alternativa definitioner skulle anses vara den riktiga. Vi observerar då att den i KPI använda definitionen ger systematiskt lägre utfall än samtliga andra definitioner över hela den studerade tidsperioden.

Som punktskattning av vår bias väljer vi siffran –0,30 som utgör skillnaden i förhållande till utredningens huvudförslag vad gäller egnahemsposten.

Tabell 7a: Skillnad (DIFF) mellan officiellt och alternativt KPI med olika definitioner av egnahemsposten (akronymer enligt texten). Årssiffror.

ÅR	INDOFF	EKV	NET1	NET2	UTE	REAL
81	109,38	-0,04	0,12	0,20	0,11	0,39
82	109,89	-1,23	-0,94	-0,75	-0,99	-0,62
83	109,25	-1,25	-1,34	-1,33	-1,35	-1,01
84	108,11	-0,18	-0,01	-0,02	0,00	0,23
85	105,76	0,45	0,41	0,41	0,40	0,47
86	103,23	-1,16	-0,72	-0,72	-0,72	-0,63
87	104,89	-0,42	-0,18	-0,18	-0,13	-0,48
88	106,14	0,05	0,02	-0,01	0,16	-0,27
89	106,70	-0,06	0,06	0,04	0,08	-0,39
90	110,70	-0,13	0,05	-0,00	0,33	0,11
91	107,98	-1,36	-0,06	-0,04	0,46	-0,01
92	101,88	-0,13	0,38	0,39	0,44	0,94
93	103,91	-0,82	-0,64	-0,65	-0,44	-0,27
94	102,29	-0,50	-0,40	-0,33	-0,31	-0,37
95	102,29	-0,50	-0,17	-0,38	-0,47	-0,04
96	99,56	-1,35	-1,36	-1,43	-0,98	-1,50
97	101,40	-1,14	-1,13	-1,01	-1,08	-1,16
98	99,55	-0,65	-0,72	-	-0,60	-0,78

Tabell 7b: Skillnad mellan officiellt och alternativt KPI med olika definitioner av egnahemsposten. Genomsnitt per decennium samt maximum och minimum över hela perioden.

	INDOFF	EKV	NET1	NET2	UTE	REAL
80-tal	107,04	-0,43	-0,29	-0,26	-0,27	-0,26
90-tal	103,29	-0,73	-0,45	-0,43	-0,29	-0,34
80+90-tal	105,16	-0,58	-0,37	-0,34	-0,28	-0,30
Max.utfall		0,45	0,41	0,41	0,46	0,94
Min.utfall		-1,35	-1,36	-1,43	-1,35	-1,50

Fel p.g.a. behandling av bostadsrätter

Bostadsrätternas vikt i KPI är f.n. 3,5% jämfört med hyresrätternas 10,8%. Med hänsyn till utredningens huvudförslag att även fortsättningsvis representera konsumtionen inom bostadsrättssektorn genom en hyresekvivalentansats bör samma synsätt tillämpas inom denna sektor som för hyreslägenheter. Vi hänvisar därför till detta avsnitt nedan.

Fel p.g.a. behandling av fritidshus

Fritidshusen, som enligt NR svarar för c:a 1,2% av den privata konsumtionen representeras i KPI f.n. till ungefär lika delar av egnahem och hyreslägenheterna. Det av utredningen nu tillämpade synsättet innebär emellertid att fritidshusen skall behandlas på samma sätt som egnahemmen, dvs med den s.k. realränteansatsen. En biasbedömning kommer därför att ha två komponenter, med samma vikt. Dels skillnaden mellan hyresindex och realränteansatsen för egnahem (vi antar att även fritidshusens prisutveckling representeras av fastighetsprisindex). Dels den konstaterade biasen i det nuvarande egnahemsindexet. Den förra komponenten har ett positivt tecken och den andra ett negativt tecken och enligt tabell 7b ovan är dessa komponenter ungefär lika stora (0,28 resp. 0,30). Den hittills valda uteslutningsansatsen kan följaktligen inte hävdas vare sig under- eller överskatta index.

Viktfel

Enligt de nya NR-kalkylerna har en viss underskattning av konsumtion av bostadsrätter förelegat under i varje fall de senaste åren tillsammans med en överskattning av konsumtionen i egnahem medan hyreslägenheternas vikt varit ungefär korrekt. Eftersom bostadsrätternas avgifter ökat nästan i takt med hyreslägenheternas – och följaktligen avsevärt snabbare än egnahemsindex – så drar denna faktor i någon mån i underskattande riktning. C:a 1% av KPI:s totala vikt kan behöva flyttas från egnahem till bostadsrätter, som hade 3–4% snabbare avgiftsutveckling än egnahemskostnaderna varvid effekten blir högst 0,04%. Denna underskattande bias kan dock ej adderas till den för egnahemsposten, varför vi inte tar med den i sammanfattningen nedan.

Fel i delindex, hyresundersökning

Undertäckning. Kollektiva bostäder såsom ålderdomshem, ungdomshotell och studentbostäder samt vissa personalbostäder, ej möblerade bostäder och garage ingår ej i populationen. Undertäckningen torde dock endast röra sig om några procent och det finns ingen grund för att bestämma riktningen på den bias som föranleds av detta. Bedömd bias =0.

Kvalitetsförändring, nya produkter. Vad gäller lägenhetshyror skedde en metodomläggning från och med januari 98. Numera undersöks ett suburval på 1000 lägenheter ur Bostads- och hyres-undersökningens urval. Månadshyrorna jämförs direkt efter justering för ändrad förekomst av s.k. kvalitetselement; i praktiken har dock under 1998 endast införande av kabel-TV beaktats, då 30 kronor läggs till bashyran. Andra kvalitetsändringar rapporteras men beaktas ej vid indexberäkningen.

Den kvalitetsbetingade bias som kan ligga i hyresindex får nu tre delar.

- (i) Den löpande förslitningen som sänker kvaliteten beaktas ej i KPI och kan därför orsaka en *underskattande* bias. Randolph (1988) uppskattar denna effekt på USA:s bostadsindex till 0,3–0,4% per år. I Sverige skulle denna bias kunna påverka hyresindex, inkl. bostadsrätter, med c:a 14% av vikten och därmed kunna medföra en bias på c:a -0,05 på KPI totalt.
- (ii) Obeaktade eller otillräckligt beaktade kvalitetshöjningar vid ombyggnad kan leda till en *överskattande* bias. Under 1998 har 12 fall (1½%) av obeaktade kvalitetshöjningar ägt rum i KPI:s lägenhetsurval. Därutöver har några lägenheter rivits eller stått tomma. Samtliga dessa lägenheter har uteslutits ur beräkningarna. Dock får värdet av kabel-TV anses vara lågt satt. En vanlig månatlig abonnemangsavgift torde ligga på c:a 100 kr och även om alla konsumenter inte är villiga att betala detta belopp så finns det enligt teorin om konsumentöverskott även en del som skulle vilja betala mer. Om vi isolerar kabel-TV-införandet och anser att det föreligger en obeaktad kvalitetsförbättring värd 70 kr/månad (c:a 1,7% av ett genomsnittligt hyresvärde på c:a 4000/månad), som införs i hela lägenhetsbeståndet under en 10-årsperiod så blir resultatet en årlig *överskattning* på 0,17% på hyresindex och därmed 0,025% på KPI. Detta kan vara högt räknat men även andra kvalitetsförbättringseffekter finns.
- (iii) Nya lägenheter som länkas in vid årsskiftena utan jämförelse bakåt leder till en bias i den mån skillnaden mellan hyresnivån i

nya och gamla lägenheter inte motsvaras av en lika stor kvalitetskillnad. För andra produktgrupper är denna bias vanligen överskattande. Hyresregleringen på äldre bostäder med åtföljande brist på dessa kan dock medföra att konsumenterna tvingas över i nyproduktionens dyrare bostäder snarare än väljer detta själva. Den nya metoden skulle då eventuellt kunna ha en *underskattande* effekt. (Denna effekt fanns dock inte alls med hyresundersökningens tidigare metod.) Till saken hör att nybyggnationen av lägenheter varit mycket låg under 90-talet. Enligt BHU är hyresnivån i de nyaste lägenheterna 15–20% högre än beståndet som helhet. Minst hälften av detta måste dock anses vara kvalitetsförbättring. Under 90-talet har beståndet utökats med c:a 1% per år. Den underskattande biasen kan då bli högst $10\% * 1\% = 0,1\%$ på hyresindex eller 0,015% på KPI per år, troligen betydligt mindre.

Prismätfel. Det har blivit vanligt att hyresgästerna väljer att överta en del av underhållsansvaret själva mot en nedsättning i hyran. Principen är då att hyran vid fullt underhåll skall rapporteras men misstanke föreligger om att detta ej alltid görs. I den mån fel föreligger här är det f.n. underskattande. Felet är sannolikt mycket litet.

Totalbedömning. Vad gäller lägenhetshyror har vi kunnat spåra tre källor till under- och en till överskattande bias. Därutöver finns, vad gäller täckning, andra felkällor vars riktning är okänd. Med ovan redovisade siffror skulle summan av KPI-effekterna bli $-0,05+0,025-0,015=-0,04$, alltså en underskattning med fyra hundradelar. Vi betraktar inte detta som någon initierad bedömning men dock som mittpunkten i ett ganska brett osäkerhetsintervall som också innehåller positiva värden.

Fel i övriga delindex

KPI:s elundersökning har fram till och med 1998 haft betydande brister. Framöver kommer stora förändringar att ske på denna marknad och metoden är f.n. under utredning vid SCB. Innan den framtida metoden är fastställd är det svårt att diskutera dess felrisker, men klart är att om man väljer en Laspeyresartad teknik kan de överskattande substitutions-effekterna p.g.a. leverantörsbyten bli betydande. (Tidigare har byten varit nästan omöjliga varför den eventuella biasens riktning varit obestämd.) Det går dock inte att i dag säga något bestämt om dessa effekter.

Detsamma gäller de relativt sett mindre brister som föreligger i flera andra av de mindre underökningarna på bostadsområdet, avseende energi, va-avgifter, reparationer m.m.

Vi betraktar därför denna biaskomponent som omöjlig att bedöma f.n., dock med en större risk för över- än underskattning.

Totalbedömning

Vi redovisar i tabell 9 i sammanfattande form de kvantitativa biasbedömningar som gjorts ovan.

Tabell 9: Sammanställning av biasbedömningar.

Biaskälla	Biasbidragets storlek
Produktsubstitution, hög nivå	LTIX: -0,04, KTIX: +0,08
D:o, mellan- och låg nivå	0
Nya butiker	0,04
Nya produkter, varianter samt kvalitetsförändringar	0,33
Undertäckning, offentliga tjänster	(-0,04)
Prismätfel	0,02
Metodfel, egnahemsposten	-0,30*
Hyror, summa av flera fel	-0,04
Totalt	LTIX: 0,01 (-0,03) KTIX: 0,13 (0,09)

En delpost i tabellen avser fel vars storleksestimat inte är relevant för framtiden. Den har satts inom parentes liksom den summa där denna ingår. Vad gäller HIKP som bygger på korttidsindex ingår inte egnahemsposten. Om denna post läggs till erhålls värdet 0,43, som emellertid måste räknas upp med hänsyn till den mindre viktsumma som HIKP omfattar. Med hänsyn till detta blir vår biasbedömning för det svenska HIKP i relation till ett levnadskostnadsindex (som dock ej erkänns som måttstock för detta index) 0,5, betingat av att vi accepterar den av HIKP tillämpade principen att utesluta egnahemskostnaderna.

Dessa siffror står för en så initierad bedömning som är möjlig att göra på nuvarande kunskapsnivå av den bias som kan bedömas erhållas under kommande år om KPIs nuvarande metodlösning bibehålls. De avser en genomsnittlig biaseffekt under en lång tidsperiod. Under ett enskilt år kan effekterna bli väsentligt annorlunda såsom framgår av detaljanalysen. Den betydande osäkerheten i bedömningen till följd av de underliggande mätkonceptens oprecisa formulering måste klart poängteras. Vi avstår dock från att ge uttryck för denna osäkerhet i ett intervall.

Referenser

BLS (1997): *Measurement Issues in the Consumer Price Index*. Response to the U.S. Congress, Joint Economic Committee, June 1997.

Boskin, M.J., Dulberger, Gordon, Griliches och Jorgenson (1996): *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*. Final Report to the Senate Finance Committee, December 4, 1996

Boskin, M.J., Dulberger, Gordon, Griliches och Jorgenson (1998): *Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living*. Journal of Economic Perspectives, Vol. 12, 1, 3–26.

Crawford, A. (1993): *Measurement Biases in the Canadian CPI: A Technical Note*. Bank of Canada Review, Summer, 21–36.

Crawford, A. (1998): *Measurement Biases in the Canadian CPI: An Update*. Bank of Canada Review, Spring, 38–56.

Cunningham, A. (1996): *Measurement Biases in Price Indices. An Application to the UK's RPI*. Bank of England Working Paper Series 47.

Dalén, J. (1992): *Computing Elementary Aggregates in the Swedish Consumer Price Index*. Journal of Official Statistics, Vol. 8, No.2, 129–147.

Diewert, W.E. (1995): *Prepared Statement*. In: Consumer Price Index. Hearings before the Committee on Finance. United States Senate, 104th Congress, 115–118. Washington: U.S. Government Printing Office.

Fri Köpenskap (1998): *Få handlare tror på Internet*. Artikel, vecka 48.

Gordon, R.J. (1990): *The Measurement of Durable Goods Prices*. Chicago: University of Chicago Press.

Gordon, R.J. (1999): *The Boskin Commission Report and its Aftermath*. Presented at Conference on the Measurement of Inflation, Cardiff Business School, Wales, 31 augusti – 1 september, 1999.

Griliches, Z. och Cockburn, I. (1994): *Generics and the Producer Price Index for Pharmaceuticals, i Competitive Strategies in the Pharmaceutical Industry*, edited by Robert Helms, Washington DC, s. 19–34.

Hausman, J. (1996): *Valuation of New Goods under Perfect and Imperfect Competition*. I Bresnahan och Gordon, eds. *The Economics of New Products*. Chicago: The University of Chicago Press.

Hoffmann, J. (1998): *Probleme der Inflationsmessung in Deutschland*. Diskussionspapier 1/98, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank.

Jacobsson, L., Johansson, B. och Reichel, J. (1993): *Handeln inför år 2000*. Handelns långtidsutredning. Norstedts Juridik.

Klumpner, J. (1996): *Fact and Fancy: CPI Biases and the Federal Budget*. *Business Economics*, April, 22–29.

Lequiller, F. (1997): *L'indice des prix à la consommation, surestime-t-il l'inflation*. *Économie et Statistique* No 303, 3–32.

Moulton, B. och Smedley, K. (1995): *A Comparison of Estimators for Elementary Aggregates*. PM, Bureau of Labor Statistics.

Nakamura, L. (1995): *Measuring Inflation in a High-Tech Age*. *Business Review*. Federal Reserve Bank of Philadelphia, November/December, 13–25.

Norberg, A. (1998): *Ny princip för varubyten i KPIs lokalprissystem från och med 1999*. SCB, Indexnämnden, PM 1998-12-16.

Nordhaus, W. (1998): *Quality Change in Price Indexes*. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, 1, 59–68.

Oulton, N. (1993): *Do UK Price Indexes Overstate Inflation?* *National Institute Economic Review*, 152, 60–75.

Popkin, J. (1997): *CPI Commission's Findings are not Convincing*. Joel Popkin and Company, Washington, D.C., January 6.

Randolph, W. (1988): *Housing Depreciation and Aging Bias in the Consumer Price Index*. Journal of Business and Economic Statistics, 6, 359–371.

Reinsdorf, M. (1993): *The Effect of Outlet Price Differentials on the U.S. Consumer Price Index*. In Foss, Manser, Young (eds.) *Price Measurements and Their Uses*. NBER Studies in Income and Wealth 57, 227–254. University of Chicago Press.

SCB (1997a): *Nationalräkenskaper 1980-1996. Appendix 1*. No 10 SM 9701. Statistiska Centralbyrån.

SCB (1997b): *Bostads- och hyresundersökningen 1997. Del 1: Lägenhetsdata för hyres- och bostadsrättslägenheter*. Bo 31 SM 9802.

Shapiro, M. & Wilcox, D. (1996): *Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation*. NBER Macroeconomics Annual, 94–142.

Shapiro, M. & Wilcox, D. (1997): *Alternative Strategies for Aggregating Prices in the CPI*. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 79, no.3, 113–125.

Shiratsuka, S. (1999): *Measurement Errors in Japanese Consumer Price Index*. Bank of Japan och Federal Reserve Bank of Chicago. February 1999.

Svensk Dagligvaruhandel (tre år, 1996–1998): *Marknadsanalys, tabell*. Fri Köpenskaps Förlags AB, Solna.

Measures to reduce KPI-bias due to quality change

by Jörgen Dalén, Ph.D.

Problem description

In the report on KPI bias (*Bilaga 6*) it was estimated that the present treatment of quality change and new products may contribute to an overestimating effect of about 0.3 percentage points per year compared with a true cost-of living index. This is the largest single bias factor in the KPI along with the model error for owner-occupied housing (for which the error has the opposite sign). As could be seen in the international review in *Bilaga 6* there is largely agreement on this judgement among CPI bias investigators although the exact size of the bias is uncertain and under debate. The Swedish bias estimate is a net of over- and underestimating effects, where, however, the over-estimating factors dominate.

The aim of this report is to discuss measures to reduce this bias. After stating our fundamental starting points, we present and discuss available methods one by one. Thereafter we look at the major product areas of the KPI and discuss how they should or should not be applied.

Fundamentals

Before discussing actions against bias, we state some matters of principle which follow from earlier reports.

- A) The ideal index is a plutocratically weighted, cost-of-living index, conditional on the decided expenditure bound and other external factors which are to be held constant. (See Dalén, 1998a and 1998b for more discussion of this issue.)
- B) The valuation of quality should always be based on the perception of the average consumer of a certain item. Where possible we should

look for market manifestations of this consumer valuation. The economic notion of revealed preference can provide guidance here.

- C) We propose that the "Boskin paradigm" (Dalén, 1998b) be critically accepted. That is, as a general rule, not without exceptions, it can be assumed that a new product, a new model of a high-tech product or a new outlet which gains market shares in competition with other close substitutes does so because it gives the consumer more "value for money" and thus creates a consumer surplus. Somewhat loosely this follows from the notion of revealed preference. This added value is a result of either a lower price which is not accompanied by a correspondingly lower quality or a higher quality which is not accompanied by a correspondingly higher price.
- D) Changes in products required by legislation should only count as quality improvements to the extent that the consumer in her market behaviour has shown her preparedness to pay more for the characteristic/optional extra.

Available methods their potentials and shortcomings

In this section we present a number of methods which are generally available and used or discussed today. We discuss their motivation and potential as well as the bias risks associated with each one of them.

Simple methods: direct price comparison, link-to-show-no-change, imputation and deletion

The usual procedure in a CPI, used in most product groups, is to somehow select a well specified item in a particular outlet in the base period and continue to look for the price of exactly that item in that outlet as long as it is still sold there in significant quantities. When this is no longer the case a *replacement* is chosen which is priced thereafter. The quality adjustment issue then is how price change is estimated between the last month of the replaced item and the first month of the replacing item.

Direct price comparison means that we just continue to compare the prices as if no replacement has taken place. In the individual case this is clearly appropriate only if the quality difference between the items is negligible. But on the aggregate scale, which is what matters in statistics, the method is only biased to the extent that there is an average

quality change in a certain direction, else the individual biases cancel. In many products areas, such as "high-tech" goods, we believe that there is quality improvement and this method will then have an upward bias. The method is, however, clearly a candidate for product groups with zero or very small aggregate quality change. Such product groups might be clothing and shoes, furniture and other "low-tech" goods and services.

Link-to-show-no-price-change means that we treat the whole of the price between the last month of the replaced item and the first month of the replacement item as a quality difference, thus assuming that there has been no price change. (Usually, the reference price is adjusted by the amount or ratio of the difference.) This method is in many countries used as a default method under the excuse that the two items are "non-comparable". It is easy to demonstrate that this method has a downward bias if there is positive inflation going on in the product group to which the item belongs. For products where price increases are accompanied by quality improvements of the same order this method would have a smaller bias than direct comparison. Still, there is no way to estimate the extent of the bias in this case.

Imputation means that, between the last month of the replaced item and the first month of the replacing item, price change is imputed from matched items in the same elementary or higher aggregate to which the item belongs. This method is unbiased unless there is a tendency in the market to introduce price changes precisely when new varieties are introduced. (A variant of this method is to use, for the imputation, only replacements for which some other "approved" method has been used. This method is used by the BLS under the name "class mean imputation").

Deletion means that a disappearing item is deleted from the computation altogether, without replacement, after its last month of so that price change is based only on matching items. It differs from imputation as described above by deleting also observed price change for the deleted item from the reference period to the last period before the deletion. Although simpler, this method is thus inferior to imputation in that some observed price change is arbitrarily thrown out of the estimate.

All of the simple methods are biased. Under special circumstances these biases could be assumed to be small and the methods would then be acceptable. At present, the deletion method is used for food and daily necessities where its bias is thought to be negligible. Direct price comparison is used for restaurant meals and in other places, often without explicitly recognising the quality changes. Other methods are not much used.

Hedonic regression

There is, by now, a large body of literature on the theory and practice of hedonic regression for estimating price change in dynamic markets, where products and their characteristics undergo continual change. The method consists in estimating the value of the characteristics through multiple regression with price as the dependent variable and by using the estimated coefficients for estimating the price index in one way or another.

The application of hedonic regression in current CPI calculations has so far meant that multiplicative coefficients are estimated intermittently (often once a year) by regressing the log of the price against a number of characteristics based on sample of varieties and their prices that existed in the reference period or earlier. When there are replacements in the index during the year these coefficients are then used for adjusting the reference price. (It would be possible to use other methods based on continual reestimation of the coefficients but such methods are as yet untested.)

The advantages and problems connected with the hedonic regression method have been extensively discussed by many authors and are impossible to even summarise here. It seems important to make a distinction between its use in retrospective studies of price change on one hand (which is what the scientific literature has almost exclusively been occupied with) and its use in an ongoing price index program on the other hand. Kokoski (1993) at BLS has the latter perspective and makes a number of interesting observations on what is required for a true cost-of-living index to be constructed in terms of characteristics. The bottom line of her argument is that

where the variety spectrum is wide and quality changes are not too large, the implicit prices of the characteristics of goods are probably useful measures of real quality differences. (p. 37)

Moulton and Moses (1997), also at BLS, make the following assessment of the hedonic method from an applied point of view:

Well-specified hedonic models probably represent the most robust method currently used by the BLS, but it is well known that errors in hedonic model specification can lead to errors of quality adjustment in either direction. (p. 329–330)

One such troublesome "error" is when a new characteristic turns up in the current period which did not exist in any model in the reference period (e.g. a DVD player in a PC).

This method is so far used in Sweden only for clothing items. In the U.S. the BLS uses it for clothing and for rents and plans to extend it to

many other product groups. The experience is largely positive, the main reason probably being the wide spectrum of varieties and stable set of characteristics over time. We should be aware, however, that we are not able to cover new types of garments in the regressions, so the new product problem is not resolved.

For cars, attempts to use hedonics in CPIs have so far not been successful. For example, Gordon (1990) notes that hedonics cannot cope with fuel economy which is a key quality characteristic. The coefficient tends to get the wrong sign, partly because it is collinear with weight whose coefficient has the opposite sign. In CSO (1993) a paper to an ILO conference on CPIs the UK CSO describes negative results with an experimental index: coefficients were not significant and unstable over time and the resulting indices sometimes behaved erratically. Other similar but undocumented negative experiences are part of the oral tradition among price statisticians.

For PCs, on the other hand, hedonics has been used with some success in Producer Price Indices, see e.g. Sinclair and Catron (1990) or Dalén (1992) but not yet CPIs. There is no a priori reason why hedonics could not work for CPIs also.

A factor to bear in mind is the cost of the method. Due to i) the need to carefully specify detailed regression models for many narrow product categories (for clothing there are at present about 25 different models used for different garments) and ii) the need for a largescale collection of quality characteristics for a fairly large sample of prices, the method will, at the present state of the art, be very expensive to implement on a large scale.

More experiments with and applications of hedonics are clearly desirable. The most promising areas appear to be household appliances (refrigerators, washing machines, TVs etc.) and PCs, where several studies with positive results have been done internationally. Much of the work is preferably done in international cooperation and due to the cost restrictions this is likely to be the best way forward.

But hedonics will not become the panacea for all quality change problems in the foreseeable future.

Judgemental adjustment

The subjective assessment of the value of quality adjustment is the most common method used today in the KPI. In the form of expert judgement it is used for new cars and in the form of price collector adjustment it is used for a large number of commodities, e.g. shoes, furniture, TV/stereo/video, household appliances and equipment and more.

The idea behind judgemental assessment is that the expert or price collector should act as a representative consumer and reflect her willingness to pay for a certain kind of quality change.

For cars this method is thought to have an annual upward bias of about 2% and is thus in a need for change. For clothing it was abandoned in 1990 due to a severe underestimating bias for some women's garments. For other products no exhaustive evaluation has been done.

As a whole our feeling is that this method is vulnerable to uncontrolled bias unless it is carefully monitored and assessed. Although no evidence of large biases besides those for cars exist at the present time, it would be desirable to move successively towards more objective procedures.

Overlap pricing

Under certain conditions overlap pricing is known to be an unbiased procedure. The method consists in pricing both a disappearing and a new item together in at least one period so that price change could be estimated for the disappearing item up to that period and on the new item thereafter. This method is presently applied on a large scale in the base period (December) each year when a new link is started up. In December we thus have a planned *overlap procedure*.

We consider this method to be unbiased if consumers are well informed and have a real choice between the two products.

It is sometimes said that it is downward biased, where the disappearing item is sold at reduced prices in clearance sales in the overlap period at the same time as the new item is coming in at a regular level. We are not sure that this is always the case. The fact that an old item is sold at reduced prices may just as well be a reflection of its relative inferiority compared with the new item. The price reduction of the old item is in this interpretation what it needed to continue to market it alongside the new one and thus a true reflection of the quality difference.

Which of these views is correct? We would like to suggest here that it depends on whether there is an *obsolescence element* involved. By this term we understand the phenomenon that the quality of new items (in their unused form) of products decreases over time? Fashion in some

ladies' and other garments is one example¹ another is newly published novels which end up in sales and pocket editions after a few years.

For products where there is an element of obsolescence the overlap method will cause an underestimating bias since the outgoing item is in its late, low quality phase, but the new one is in its early, high quality, phase. Where there is no such element the overlap method is approximately unbiased. The problem then reduces to that of dividing the products into two categories according to this criterion.

It is not obvious how to do it. Take one example, PCs. New PCs are clearly better by objective standards – they have a faster processor, larger hard disk and memory etc. You can store more advanced software on them and perform new tasks like internet surfing and "cooler" video games etc. But there is also an obsolescence element to the extent that performing the old task on the old model becomes more difficult. For example, if you do word processing today on a 286 PC you will have no service and you cannot buy any new software for it. This an element of obsolescence in the PC market which may cause a certain underestimating bias with the overlap method. In our judgement this element is small, however, so the bias will also be small.

Besides obsolescence, there are two other bias risks associated with the overlap method in today's consumer markets. The first one could be called the "discontinuity of inflation" – prices are changed only intermittently due to "menu costs" and often in connection with the introduction of a new variety. If then the overlap period is very short and just reflects a short period of clearance sales and the inflation is high, then price increases may be lost in this way leading to an underestimating bias.

The second bias risk goes in the opposite direction. Where the new variety gives much better value for money than its predecessor it will quickly gain market shares. The price differential existing during the overlap period will then be smaller than the quality difference, resulting in an overestimating bias.

In the present dynamic, low inflation economy we would judge the second bias risk to be greater than the first one. Under conditions of high inflation this judgement may well be reversed, however.

We are thus identified three possible risks for bias associated with overlap pricing. Two of them are underestimating and one is

¹ Another way to look at obsolescence in women's clothing is to note that the assortment is larger in the early season. Later the more popular items get sold out whereas the less popular ones remain to the late season, when they are sold at reduced prices. Also under this interpretation, the average quality of the product mix is lower in the late season, so we have obsolescence.

overestimating. We consider obsolescence to be the greatest problem of these and where this effect is large (such as for women's fashion clothing), we will have to avoid (or correct for) overlap pricing. But large obsolescence effects are exceptions in consumer markets. This statement would obviously need more research. But if it is accepted for large sections of products, notably durables and particularly appliances and electronic goods, the overlap method would be a robust and fairly inexpensive way to reduce KPI biases.

The net risk associated with the overlap method is probably more under- than overestimating. When inflation is high this tendency would be stronger, whereas under deflation it may even be reversed. Since we have an inevitable upward bias resulting from the failure to take the consumer surplus created by new products into full account, we might be prepared to accept a risk for a *small* underestimating bias due to quality change. We believe this to be the case if any variant of the overlap method is used today in product areas with no or small obsolescence effects.

A particular kind of overlap – monthly chaining and resampling (MCR)

One practical difficulty with the overlap method is that it is often not known in advance how long a certain variety will stay in the market. Some kind of planned overlap is then needed, whereby a new variety is selected before the old one disappears. With the usual one-to-one matching this is difficult to achieve, since it is difficult for price collectors to predict when replacements should be made.

An option, suggested by Ralph Turvey, is to use what he calls a multiperiod overlap and which we choose here to call MCR (*Monthly Chaining and Resampling*). The definition is as follows:

Monthly Chaining and Resampling, Definition

1. A fairly loose definition of a representative item is chosen. (E.g. PC systems, 26–34” TV sets).
2. In a sample of outlets all varieties of this item are selected.² These are kept in the sample throughout their lifetime (as long as they are sold in significant quantities).
3. Resampling is done every month so that the sample always covers all items sold that month.
4. Price change is computed from one month to next as an average over those items that are in the sample in both months. Price change is thus estimated from matched samples.
5. Price change from December up to the last month is computed by multiplying the month-to-month links, i.e., by monthly chaining.

This method guarantees overlaps every month unless all items disappear at the same time in the outlet which is not usually the case.

We believe that the MCR method is very promising for many product areas. It is easy to use, it guarantees a continued update of the sample with new varieties for representativity and it has small biases for all product groups, where obsolescence is negligible. It could first be introduced for household appliances and home electronics.

Research in this area is clearly also needed. A comparison between an MCR index and one based on hedonic regression would be particularly interesting.

² Actually it is not necessary to take all varieties. The point is that there must be resampling every month so that the sample is always representative of the current product mix.

Recommendations by product group

Bilaga 6 presented a bias assessment by product group. We give an English version of it as Table 1 below.

Table 1: Estimated KPI biases due to quality change and new products (housing excluded)

Product group	Bias	Weight, 1997	Contribution to total bias
Food, at home and outdoors	0.31	20	0.062
Household appliances	3		0.039
		1.3	
Radio/TV, furniture, household equipment and telephone	0.5	6	0.030
Clothing and shoes	0.5		0.028
		5.5	
New and used cars	2.1	3	0.063
Other transport	0	13	0.000
Health care	1.2	2.8	0.032
Entertainment	0.67	8.4	0.056
Other products	0.28	6.5	0.018
Total		66.5	0.328

Against this background we discuss some specific measures in these product groups that are designed to reduce this bias.

Food, at home and out of home

The food bias arises from longterm changes in the food at home, fast food and restaurant markets. Greater variety and convenience and easier access to fresh food all year around were major factors for quality improvements in the past.

The bias is very much a new good and outlet phenomenon and is thus very difficult to reduce by usual methods for quality change. The ideal method – estimating a reservation price for the new good is not operational.

At present no explicit quality adjustments are done in the KPI for these products. *Overlap pricing* is used in December. Other replacements are rare and *deletion* of non-matching items is used for food in supermarkets.

A new trend in the fast food market – fast food in community stores (närbutiker) – which is already present in the United States is likely to need more attention in the near future. However, it is difficult to suggest a method that will adjust for the consumer surplus generated by this change.

The deletion method, when applied after the reference period, should be replaced by an imputation method so that earlier price changes for that item are not excluded. This is a relatively minor point, however.

Household appliances

Household appliances include refrigerators, freezers, washing machines, dishwashers, stoves, microwave ovens, toasters etc. For these commodities price collectors make the quality adjustments themselves. No assessment of their work has been done in this area.

We recommend a move from the present method to a more objective one. This area is particularly promising for the application of the MCR method discussed above. Hedonic regression would also be possible to use, although probably too costly. For evaluation purposes it would be very valuable to make a one-off comparative study between the MCR and the hedonic method for at least one product category.

Radio/TV, furniture, household equipment and telephone

This category includes a wide range of goods and services with disparate problems. At present price collector adjustment is used for most goods categories whereas no adjustment is done for TV and telephone services.

For *radio/TV, stereo, video, cameras etc.*, the situation is similar to that of the appliances category above, although quality improvement is likely to be faster in this area, since new models are introduced more frequently. The MCR method is the most promising method here also.

For *furniture and household equipment* price collector adjustment is probably without major problems, although Boskin considered there to be a certain bias also for this category. Some combination of the simple methods discussed above would probably be sufficient for these categories. In the long run MCR would be an option here too.

TV and telephone services present much greater difficulties. The changes going on in the markets are now extremely rapid and will continue to be so for the foreseeable future. New kind of both goods and

services will emerge. There seems to be no alternative here other than central judgemental adjustments on a case by case basis. One first action here is to gather telephone, TV, cable-TV and Internet services in the same subindex, and include the products associated with these services into them same group. (One problem with this is that the Coicop classification system, used in the HICP, separates these categories.) The inclusion of more and more TV-channels in one subscription should be considered as improvements as should 24-hour news channels, Internet access from the TV set, TV access from the computer etc.

Clothing and shoes

The present method is hedonic adjustment plus sales effect adjustment for clothing and price collector adjustment plus sales effect adjustment for shoes.

The method for clothing is very advanced and improvements are hard to suggest. For shoes a move to hedonic regression would be an improvement, although not with a high priority, since the bias with the present method is not believed to be large.

A question is whether the gains achieved by the hedonic method are large enough to motivate its higher cost in the long run. Norberg (1998) demonstrates that the net adjustments for quality change for clothing is close to zero, which implies that roughly the same result would be obtained by direct price comparison as are obtained by the hedonic method. The hedonic method is, however, more robust against changes in the product mix than the simple methods would be. The MCR is not generally suitable in this area due to large obsolescence effects.

New and used cars

The bias today is due to the conservative expert valuation of improvements in new models. It seems that a new method is warranted. Two possibilities stand out here – option pricing and MCR. (For reasons given above, the hedonic method is unsuitable.)

In option pricing extra characteristics such as airbags, car stereo systems etc. included in this year's model but not in last year's are valued at their price when they were earlier possible to pay for separately. This "option price" (*tillvalspris*) is then added to the reference price of the car before calculating the price relative. Sometimes a certain fraction (50 or 75%) of that price is taken, based on an argument that only some of the consumers were prepared to pay that

price. There are two reasons why it is preferable to take the full price, however. First, although some consumers were not prepared to pay the full optional price some would have been willing to pay more (consumer surplus). Second, not all changes are visible and by taking 100% we may make some allowance for hidden improvements.

Also for used cars there are improvements which are not acknowledged in today's method. Option pricing would be a possibility here too, although the practical problems would be greater, since model changes would have to be kept track of for many years and some kind of proportional mark-down of the option price value would have to be made.

The MCR method would need some modification in order to apply well to new cars. Instead of selecting all items in an outlet, some kind of monthly update of the sample with new brands and models would be needed. The Car Register produces very timely information on new registrations, which could be used at least for the second month after the introduction of a new model. A monthly resample, rather than a complete coverage of new models, would then be the natural choice. If there are no obsolescence effects and price equilibrium holds (i.e., prices adjust immediately to reflect quality differentials), such a method would be unbiased. These criteria need more careful examination before the MCR method can be recommended for cars.

Public and other transport

This area is dominated by various public transport facilities like bus, railway, taxi, metro, aviation, boat but also packaged tours (air charter). At present, no quality adjustments are done for these categories.

The zero bias estimate in Table 1 is an "informed guess" of a balance between both improvements and deteriorations. Better informed quality adjustments are desirable, since the real biases could be upwards as well as downwards. They would, however, have to take the form of explicit central adjustments on a case by case basis using specially collected quality data on timeliness, frequency of services, convenience, safety, accident rates etc. This could be done as a once-a-year quality adjustment, e.g. for the long-term index. It would still require a certain increase of effort and cost.

Health care

This is a category with a large bias. The bias is due to improved, medicines and dental treatments.

In practice *hospital treatments* are not included in the KPI. The private fees are minimal and could be seen as payment for lodging and food only. Since the actual treatments are almost completely covered by government, it is logical (according to the conditional cost of living principle) to regard quality changes as not being applicable to the KPI but to a (non-existent) price index for public consumption. We propose that the same principle be applied to doctor's and nurses fees for *acute consultations*. This means that quality adjustments should not be made for these service.

Pharmaceuticals are to a greater extent paid by the consumers themselves, although subsidies are large. Today this subindex is computed by the Government Pharmacy (*Apoteksbolaget*) and no quality adjustments are done. Explicit quality adjustments would be very difficult in this area but one improvement would be somewhat easier: To compare new, generical medicines with their patented predecessors (which are based on the same substances) instead of linking them in without comparison backwards. This would at least to some extent reduce the overestimating bias caused by successive improvements in medicines. This method is presently used by the U.S. Bureau of Labor Statistics.

The largest part of *dental services* is today paid out of the patients' pockets. Quality adjustments will have to be treated on a case basis as for other services and refer to the sample of treatments. New technology leading to more reliable fixings, less pain etc. should be taken into account.

Entertainment

To this category commodities like newspapers, books, sporting equipment and toys belong. There are also services like admissions to cinemas, video rentals, theatres, sporting events, concerts and own sport activity fees (gyms etc.). For toys and sporting equipment, price collectors make quality adjustments but else hardly any quality adjustments are done today.

This bias estimate, which is due to the rapid expansion of sport equipment and electronic toys and games, is also taken from the Boskin commission who for some reason did not assign any bias contribution from the services part.

The bias is almost wholly attributable to the introduction of new products, for which the difficulties of accounting for the quality changes are insurmountable. In some cases, however, quality adjustments could and should be done, to a greater extent than today. An example is a newspaper, where supplements with more reading, TV guides etc. are added.

Summary

We have pointed at a number of potential improvements in quality adjustment methods in the new KPI. The single most promising improvement would be the use of the MCR method which would not require significant resource increases, although fewer outlets per product would likely be necessary to balance the increase in varieties per outlet. We recommend its use wherever obsolescence effects are small and first and foremost for durables and high-tech products. It seems advisable to proceed stepwise and to start with only a few products in a first wave in order to gather experience and further evaluate the method.

Hedonic regression, the main competitor to the MCR would be much more resource demanding and cannot possibly be used on a large scale. Research as to the consistency of hedonic regression and the MCR in some key product areas would be valuable.

For new cars an alternative (or complement) to MCR is option pricing, where we recommend taking 100% of the price of the earlier optional extra for adjusting the reference price. It does not solve the matching problem, however, of how to compare new brands with old ones. The MCR would provide a remedy for this in case the obsolescence effects are judged to be small.

The role of judgemental adjustments ought to decrease successively and replaced by more objective methods whose properties are easier to assess.

For some services, however, there is generally no alternative to direct adjustment on a case by case basis. Avoiding adjustment, as today, is bound to lead to an overestimating bias in the long run. TV, telephone and Internet services are particularly important to focus on in the next few years since important changes will take place here. A strategy for quality adjusting public transport services also needs to be worked out. These adjustments are relatively few in number and need to be done once a year, be preceded by special investigations and finally decided by the Index Board.

References

CSO (1993): *Some problems in the application of hedonic regression*. Paper to the joint ECE/ILO meeting on consumer price indices. CES/AC. 49/35. Geneva, 25–28 October, 1993.

Dalén, J. (1992): *Operationalising a hedonic Index in an Official Price Index Program – Personal Computers in the Swedish Import Price Index*. Statistics Sweden, R&D Report 1992:15.

Gordon, R.J. (1990): *The Measurement of durable goods prices*. Chicago: University of Chicago Press.

Kokoski, M. (1993): *Quality adjustment of price indexes*. Monthly Labor Review, December, pp. 34–46.

Moulton, B.M. and Moses, K.E. (1997): *Addressing the quality change issue in the consumer price index*. Brookings Papers on Economic Activity, 1, 305–349.

Norberg, A. (1998): *Quality adjustment of clothing in the Swedish consumer price index*. Paper presented at Statistics Sweden's conference Methodological Issues in Official Statistics, 12–13 October, Stockholm.

Sinclair, J. and Catron, B. (1990): *An experimental price index for the computer industry*. Monthly Labor Review, October.