

Aktuella problem inom statistisk prismätning

Jörgen Dalén beskriver i denna artikel aktuella problemställningar och utvecklingstendenser i våra officiella prisindexar, med tonvikt på konsumentprisindex (KPI), och ställer frågan i vilken utsträckning dessa kan vara utsatta för fel av systematiskt eller slumpmässigt slag.

De officiella prisindexarna tillhör traditionellt de mest etablerade och minst ifrågasatta delarna i den offentliga statistiken. På senare tid har dock detta i viss mån ändrats. Ett exempel på aktuell debatt är en artikel i den amerikanska tidskriften *Fortune* [1994] med rubriken "The CPI overstates inflation". I denna pekas på följande brister i USAs KPI.

- En matematisk "besynnerlighet" (*quirk*) i KPIs beräkningsformel ger mer vikt åt prisökningar än åt pris-sänkningar.
- När nya butiker länkas in i mätningen väljs varor med tillfälligt hög försäljning. Dessa är ofta prisnedsatta och när priset återgår till det normala registrerar KPI en prisökning.
- Det amerikanska KPI bygger på konsumtionsmönstret 1982-84 och tar inte hänsyn till förändrad smak och andra former av substitutioner till tex lågprisvarianter av olika varor:

Stämmer detta och kan vi ha liknande problem i den svenska KPI?

Fil lic JÖRGEN DALÉN arbetar med metodutveckling vid Statistiska Centralbyråns prisstatistiska program.

Föreställningen att KPI överskattar inflationen brukar också anknytas till påståendet att den inte fullt ut tar hänsyn till de kvalitetsförbättringar som äger rum inom många, särskilt högteknologiska, varuområden. Denna ståndpunkt uttrycks i tex av Svensson [1992] i en riksbanksskrift där han diskuterar den lämpliga definitionen av prisstabilitet:

"Eftersom det finns anledning att anta att konsumentprisindex underskattar kvalitetsförbättringen i den ingående varukorgen är det lämpligt att välja en låg men positiv inflationstakt vilket då kan motsvara en 'sann' kvalitetsrensad noll-inflation. Ett lämpligt intervall för ökningstakten i konsumentprisindex kan vara 0-4 eller 1-3 procent per år."

Den senare delen av citatet antyder att överskattningens storleksordning skulle röra sig om ca 2 procent, en ståndpunkt som visar sig återföras på internationella bedömningar, tex inom kanadensiska riksbankskretsar.

Hur relevant är denna kritik och hur jämförbara är olika länders indexberäkningar? Jag vill med denna artikel introducera svenska ekonomer i den internationella debatten på prismätningområdet genom att beskriva några områden där metodutveckling och -diskussion varit särskilt intensiv under senare år.

Indexsystemets struktur och syften

De typer av prisindexar som beräknas i de flesta utvecklade industriländer är

- konsumentprisindexar,
- producentprisindexar (PPI) och utri-keshandelsprisindexar,
- specialindexar av olika slag, t ex inom bygg- och jordbruksområdet samt
- den internationella köpkraftsparitetsundersökningen.

Vi skall i denna framställning koncentrera oss på de två förstnämnda typerna. Dessa prisindexar kan i dag sägas tjäna i huvudsak tre distinkta syften:

1. Att utgöra ett mått på *inflation*. Man kan inledningsvis konstatera att den ekonomiska vetenskapen inte nått särskilt långt vad gäller att definiera detta begrepp. Man nöjer sig med förklaringen "en fortgående ökning av den allmänna prisnivån" [Nationalencyklopedin, del 9, s 451] och överlämnar alla ytterligare preciseringar åt oss statistiker, som behöver formulera någon form av kvantitativ storhet som målpå-parameter för den statistiska mätningen. En uttolkning av ett inflationsmått är att det bör avspegla tendenser på marknaden, snarare än politikernas beslut i skatte- och subventionsfrågor. En index som i högre grad än KPI har denna inriktning är *nettoprisindex*.
2. Att ligga till grund för *kompensation* i offentliga och privata avtal. Här relaterar man ofta denna användning till det teoretiska begreppet levnadskostnadsindex på konsumtionsområdet som skall jämföra (minimi-) kostnaderna för en given levnadsstandard vid två olika uppsättningar priser. Liknande teoretiska begrepp finns på produktionssidan. I båda fallen gäller dock att definitionerna endast gäller en enstaka konsument/producent och aggregeringen till samhällsnivå är långt ifrån utredd. För konsumenter

finns t ex distinktionen mellan en demokratisk (hushållen väger lika) och en plutokratisk (hushållen väger i proportion till sina konsumtionsbelopp) index.

3. Att vara *deflator* vid omräkning från löpande till fasta priser, särskilt i nationalräkenskapssystemet. Här gäller värdeidentiteten som utgångspunkt. Den innebär att en värdeindex skall vara produkten av en prisindex och en volymindex uppbyggda från samma data. Värdeindex är given som en kvot mellan värdesummor vid två tidpunkter och det gäller då att uppnå konsistens mellan prisindex och volymindex.

I existerande indexar, i Sverige liksom i andra länder, har dock inget av dessa syften renodlats utan de används, ofta utan reflektion, för samtliga dessa syften samtidigt.

Substitutions- och formelbias

Det är välkänt att en fastbasindex av t ex Laspeyres' typ tenderar att överskatta prisutvecklingen. Anledningen är att den inte tar hänsyn till konsumenternas möjlighet att maximera sin nytta genom substitution mellan varor vars relativpriser förändras. Denna överskattning är inte så stor så länge man betraktar substitutionsmöjligheter mellan varor på högre aggregeringsnivå, t ex bröd mot frukt eller kläder mot skor. Ett antal amerikanska studier, den senaste var Manser och McDonald [1988], har uppskattat substitutionsbiasen i KPI på denna nivå på grund av föråldrade varukorgar till 0,1–0,2 procent för en tolv månaders indexförändring. Denna effekt torde dock i stort sett undvikas i den svenska KPI som är en kedjeindex med årslänkar av Edgeworth-typ till skillnad från USAs fastbasindex.

Annorlunda blir det emellertid, när man betraktar substitutionsmöjligheten

på mikronivå mellan, för att ta ett näraliggande exempel, en flaska lättöl i en närbutik för 4 kr med samma flaska i en back på en stormarknad för 1,50 kr. Här är konsumentens priselasticitet avsevärt högre! Reinsdorf [1993] uppmätte för hela gruppen livsmedel respektive blyfri bensin i den amerikanska KPI under 80-talet utvecklingen av medelpriserna över butiker inom det vid varje tidpunkt existerande varuurlvalet. En jämförelse mellan dessa och KPI-utvecklingen för näraliggande varugrupper visar att den senare ökade ca 2 procent snabbare per år för livsmedel och 0,9 procent för blyfri bensin. Denna skillnad är dels ett uttryck för kvalitetsskillnader i servicenivå mellan olika butiker men också för en substitutionsbias, i det att konsumenten genom ett optimalt val av variant och försäljningsställe kan få ut mer för pengarna utan att detta beaktas i en KPI.

Problemen med beräkningsmetoderna på låg nivå i KPI har uppmärksammats både i Sverige och i USA liksom på andra håll. De beskrivs i detalj i tex Dalén [1992a] och Moulton [1993]. Problemet är i stora drag följande. Vi utgår från en traditionell fastbasindex:

$$I_{01} = \frac{\sum Q_b P_1}{\sum Q_b P_0} = \sum w \frac{P_1}{P_0}, \text{ där } w = \frac{Q_b P_0}{\sum Q_b P_0} \quad (1)$$

Här är P_0 och P_1 priserna vid två tidpunkter 0 och 1 medan Q_b är en kvantitetsvikt och w en värdevikt. Men på låg nivå i beräkningarna saknar vi information om såväl Q_b som w . I praktiken sätts då någon av vikterna lika eller tillämpas något slags grovt storleksmått. Det problem som då uppstår kan antingen förstås som en substitutionsbias enligt ovan mellan varor med stor priselasticitet eller som en indexmatematisk formelbias.

Om Q_b -vikterna sätts lika erhålls nämligen den sk kvoten av medelpriser. Den fungerar ganska bra i de fall samtliga berörda varuvarianter verkligen säljs i unge-

fär samma antal. Men om, som ibland är fallet, en grupp varor (tex damklänningar) består av varuvarianter i mycket olika prislägen, där de dyraste säljs i relativt små kvantiteter, kommer de dyra varianternas prisutveckling att på ett orimligt sätt dominera beräkningarna.

Om i stället w -vikterna sätts lika får vi det sk medeltalet av priskvoter. Detta är emellertid en mycket farlig formel som alltid tenderar att överskatta prisutvecklingen. Matematiskt kan man konstatera att det inte går att räkna medeltal av förändringar med hjälp av enkla aritmetiska medelvärden pga att man utgår från olika baser. En förändring från 100 till 200 innebär en ökning med 100 procent men en förändring tillbaka från 200 till 100 är bara en minskning med 50 procent! Om det handlade om ett medeltal av priskvoter skulle vi erhålla $1/2 \times (200/100 + 100/200) = 1,25$, dvs en "genomsnittlig" prisökning på 25 procent!

Ändå beräknas i de flesta länder prisindexar på låg nivå, som har någon av ovanstående problem inbyggda. De tänkbara fel som kan resultera diskuteras och kvantifieras i Dalén [1992a] och Moulton [1993].

Inga studier motsvarande de av Reinsdorf enligt ovan har gjorts på svenska data. Någon beräkningsformel som kan leda till systematiskt överskattande effekter av matematiska skäl har dock inte tillämpats (bortsett från en kort period utan bestående effekter) i den svenska KPI. Tvärtom är det svenska systemet ända sedan 40-talet uppbyggt som en kedjeindex med årslänkar, där varje årslänk – på högre aggregeringsnivåer – till slut (i den sk långtidsindex) beräknas med vägningsstal som ligger mellan de båda tidpunkter som jämförs. Härigenom undviks Laspeyres-indexens överskattande tendens. Från och med 1990 infördes även på låg nivå en ny beräkningsmetod, konsistent med den på högre aggregeringsnivåer.

Emellertid finns inte skäl att helt avfärda risken för överskattningar pga sub-

stitutionsbias. Metoden att länka in nya varor och butiker i KPI utan jämförelse bakåt medför att den direkta minskningen av medelpriset p g a tex introduktionen av ett lågprisvaruhus eller en ny blåvit vara på Konsum inte kommer in i index. Det bör dock poängteras att detta förfaringsätt är internationell praxis.

Det svenska producentprisindexsystemet är också utsatt för problem av detta slag. Här kedjas årliga Laspeyres-liknande länkar samman, varvid de över-skattande effekterna läggs på varandra i serier över långsiktig prisutveckling.

Kvalitetsförändringar och hedoniska indexar

Det största kvalitetsproblemet i våra prisindexar är kvalitetsförändringarna! Dvs varornas och tjänsternas förändrade kvalitet vid modellbyten etc skapar brister i jämförbarheten över tiden vilket ger upphov till missvisningar i en prisindex som försöker uppmäta prisutvecklingen för produkter med oförändrad användar-nytta. Traditionella metoder för att komma till rätta med dessa problem beskrivs t ex i Dalén [1992b]. Ingen av dessa metoder klarar dock nöjaktigt av att skatta prisutvecklingen för högteknologiska varor med mycket snabb kvalitetsförbättring.

Paradexemplet på sådana varor är datorer. Amerikanska studier – se t ex Triplett [1989] – visar att priset på beräkningskapacitet (CPU-kraft) hade sjunkit till 0,1 procent fram till 1984 från dess introduktionsnivå 1953, eller med i medeltal 20 procent per år. Försök att skatta denna utveckling bara genom att se till produktionskostnaden eller kedja ihop prisjämförelser för oförändrade varor leder ofelbart till en underskattning av prissänkningen. Den metod som i stället kommit att betraktas som den tillförlitligaste är den s k *hedoniska* (regressions-) *metoden*.

Den hedoniska metoden utgår från en hedonisk funktion som relaterar priset på

en sammansatt vara till dess karakteristika. I denna funktion utgör priset den beroende variabeln och karakteristika de förklarande variablerna. Funktionens koefficienter kan skattas genom regressionsanalys. Den ekonomiska teorin för hedoniska funktioner anses bäst beskriven i Rosen [1974, s34] som menar att denna bygger på

”den hedoniska hypotesen att varor värderas för sina nyttoberande attribut eller karakteristika. Hedoniska priser definieras som attributens implicita priser och avslöjas för ekonomiska subjekt genom observerade priser för differentierade produkter och de specifika mängder av karakteristika som är knutna till dem.”

Den hedoniska funktionens form kan dock i allmänhet inte fastställas av den ekonomiska teorin utan är en empirisk fråga. Den är varken bestämd helt från efterfråge- eller helt från tillgångssidan.

Datorer ingår i Sverige framför allt i importprisindex (IMPI), eftersom vi inte producerar dem och de inte heller säljs för privat konsumtion i någon större utsträckning. En hedonisk metod för persondatorer började tillämpas i denna index från och med 1991. Mer detaljer om denna återfinns i Dalén [1992b].

Den äldsta tillämpningen av hedoniska metoder i svensk officiell statistik är annars byggnadsprisindex. Den hedoniska modellen på detta område infördes efter en mycket omfattande statlig utredning – SOU 1971:79. Modellen relaterar byggnadspriset till ett antal egenskaper hos byggnaderna och byggtekniken som har samlats in som en biprodukt av det statliga bostadslånesystemet. En beskrivning av och diskussion runt modellens utseende i dag görs i Dalén [1992c].

En tredje intressant svensk tillämpning av hedonisk teknik är kläder i KPI. Här har hedoniska indexar börjat tillämpas först under 1994. De beskrivs i Norberg [1994]. För 14 olika plaggtypen har varsin

modell skattats. Samtliga modeller är semilogaritmiska och de förklarande variablerna är av dummyvariabeltyp (0 eller 1). Variablerna beskriver butikstyp, märkesstatus och fysiska egenskaper hos plaggen. Liegey [1993] beskriver en liknande teknik i USAs KPI.

Både vad gäller persondatorer i IMPI och kläder i KPI används en kvalitetskorrigeringsteknik vid varubyten grundad på de koefficienter som skattats i den hedoniska regressionen.

Några andra problem och felkällor

Många varu- och tjänsteproducenter har uppfunnit sinnrika system för att ta ut olika priser av olika konsumenter för samma eller snarlika produkter. Så länge producenterna tillämpar samma system från tid till annan är detta inte så problematiskt. I praktiken förändras dessa ofta och uppfinningsrikedomen är stor. Tendensen synes vara en ökning snarare än minskning av differentieringsfloran.

I samband med prismätning finns här olika praxis. I butiker mäts för det första det faktiska pris som råder den dag SCBs fältpersonal besöker butiken. Om bara vissa kunder (medlemmar, kupong- eller kortinnehavare, pensionärer, studenter, de som köper för mer än 300 kronor, besökare före kl 1900 etc.) betalar ett annat (normalt lägre) pris beaktas detta vanligen ej. I den mån sådana arrangemang ökar med tiden så kommer alltså prisutvecklingen att överskattas i viss mån.

När differentieringssystemen ändras måste man återfalla på indexens grundform (1) ovan. Detta innebär att utgå från konsumtionens volymmässiga struktur under basperioden, vilken ofta är ofullständigt känd. Det bör noteras att även här föreligger en stor risk för substitutionsbias; tex om konsumenten bara behöver förskjuta restidpunkten några timmar för att komma i åtnjutande av en stor prissänkning.

På producentprisområdet finns också ett antal svåra mätproblem. Prisvariationerna är ofta större än på konsumentsidan till följd av olika inköpsvolymmer med påföljande rabatter, olika exportmarknader och specialutföranden, garantier etc. Frågan om vad man därvid mer exakt skall avse med *genomsnittlig prisutveckling* torde vara av stor betydelse men återstår att besvara. För vissa sk *skräddarsydda varor* (tex stora fartyg eller specialbyggda produktionsmedel) är jämförbarhetsproblemen mellan två tidpunkter så stora att de måste uteslutas ur mätningarna.

Ett ytterligare stort problem för export- och importprisindex är valutakurserna. Priser är ofta satta i utländsk valuta, terminssäkringar är vanligt förekommande etc. Frågan är då till vilken kurs en omräkning till svenska kronor skall ske. Ännu är denna fråga inte tillfredsställande löst.

På senare tid har också försök gjorts att beräkna det statistiska *urvalsfelet* för prisindexar i några länder. Detta är en tämligen komplicerad operation eftersom urvalen i huvudsak inte är sannolikhetsbaserade. I Sverige har på detta sätt beräknats att ett 95 procent konfidensintervall för en ettårsförändring i KPI är $\pm 0,4$ procent, en tämligen avsevärd felmarginal. För en detaljerad genomgång av metodik och resultat från dessa beräkningar, se Dalén & Ohlsson [1995].

Ägarbostäder

Bostadsposten har i alla utvecklade länder ett mycket stort vägningsstal; i Sverige 1994 är det 34 procent. Enbart egnahemmen står för ca 17 procent och bostadsrättslägenheter ytterligare 3,5 procent. I andra länder torde ägarbostädernas andelar vara av minst samma storleksordning.

Men för denna stora post skiljer sig såväl den teoretiska uppfattningen om definitioner och metoder som det praktiska genomförandet starkt åt. Teorin beskrivs

i två arbeten från senare tid. Turvey m fl [1989] nämner tre tänkbara utgångspunkter: anskaffning, användarkostnad och betalning. Med anskaffningsansatsen spelar inköpspriserna för ägarbostäderna huvudrollen, med betalningsansatsen blir det räntor och eventuellt också amorteringar men med användarkostnadsansatsen kommer alternativkostnaden för de pengar som investerats i bostaden in i bilden liksom även bostadens värdeökning som en negativ kostnad.

Early [1990] pläderar för användarkostnadsansatsen, som han betecknar som att mäta priset för ett flöde av tjänster som ägaren får ut av sin tillgång. Denna ansats tillämpas också i USA, där man som estimationsförfarande använder en hyres-ekvivalentmetod, vilken innebär att hyran för ett urval hyresbostäder får representera kostnaden för att bo i ett eget hem.

I Sverige används närmast en användarkostnadsansats, där särskilt räntekostnader spelar en stor roll men där bostadens värdeökning ej beaktas. I många andra länder utesluts ägarbostäderna fullständigt ur KPI.

KPI-resultatet är starkt beroende av metodvalet avseende ägarbostäder. Man kan med enkla räkneexempel visa att skillnaden i utfall kan uppgå till flera procentenheter för totala KPI under en ett-årsperiod beroende på detta.

Offentligsubventionerade tjänster

En grundläggande princip i en KPI är att mäta det pris konsumenten faktiskt betalar, dvs inklusive skatter och subventioner. Denna princip följs också konsekvent så länge skatterna och subventionerna träffar alla konsumenter lika. I de fall subventionerna är differentierade i något avseende har dock olika praxis utvecklats. Frågan har på senare tid aktualiserats och några exempel på hur offentligsubventio-

nerade tjänster behandlas i den svenska KPI skall därför ges här.

Bostadsbidragen beaktas inte alls utan hyresindex baseras på den rena hyran. Detta ämne diskuterades i indexnämnden (ett styrorgan för KPI) i mitten av 70-talet. Bidraget beror av mottagarens inkomst och ansågs därför böra ses som en del av hushållets inkomster i stället för som en reduktion av priset.

Vad gäller offentliga tjänster som läkarvård, tandläkarvård och kollektivtrafik liksom för läkemedel mäts det subventionerade priset direkt och den totala kostnaden beaktas ej. Detta innebär att förskjutningar i graden av skattesubventionering påverkar index, vilket inte är idealiskt för ett inflationsmått men kan vara det för en kompensationsindex.

Under de senaste åren har indexberäkningar för barn- och äldreomsorg diskuterats intensivt i indexnämnden. (Ett antal korta PM i detta ämne finns. De är inte uppräknade i referenslistan men kan rekvireras från författaren.) Båda dessa typer av offentlig omsorg tillämpar avgiftssystem som i hög grad är inkomstberoende. Inom barnomsorgen utgör avgiften ibland en procentuell andel av inkomsten med en högsta avgift som tak, ibland är den fast inom olika inkomstintervall. Inom äldreomsorgen är systemen mer komplexa. Principen om en levnadskostnadsindex leder till att index inte får påverkas av enbart en inkomstförändring. Man kan visa att detta leder till en indexberäkning, där inkomsten är endogen och där index för den inkomstberoende tjänsten blir en funktion av bland annat index för övriga varor och tjänster. Om i stället syftet vore att bilda en deflator för den privata konsumtionen av barnomsorgstjänster skulle prisindex däremot påverkas av inkomstförändringar liksom, förstås, av ändringar i avgiftsskalornas konstruktion och nivå.

Utgör våra officiella prisindexar överskattningar av prisutvecklingen?

Ovan har redogjorts för ett antal faktorer som är väsentliga vid en totalbedömning av de officiella prisindexarnas kvalitet. Det finns vissa faktorer som pekar i riktning mot att indexarna överskattar prisutvecklingen. Samtliga dessa kan i vid bemärkelse förknippas med begreppet substitutionsbias. Denna kan avse vägnings-talen för varugrupper på högre aggregeringsnivåer, vikter för prisobservationer på lägre nivåer, sättet att beakta tillkomsten av nya varuvarianter av ofta högre kvalitet, sättet att ta in helt nya varor och butiker i mätningarna, sättet att beakta olika former av prisdifferentiering (röda avgångar etc) och tillämpade indexformler på lägre nivåer i beräkningarna. Det finns dock skäl att anta att Sveriges KPI i mindre grad än andra länders är behäftad med dessa typer av substitutionsbias.

Det finns dock faktorer som talar i motsatt riktning. På området kläder har sålunda metodutvecklingen i första hand gällt att undvika en bias av underskattande slag som tidvis förefallit allvarlig – se tex Stolpe [1989]. Detta sammanhänger med det ovan nämnda faktum att modevaror har en tendens att visa pris-sänkningar variantvis över deras korta livslängd utan att detta gäller varugruppen som helhet samt med vissa andra tekniska problem i urvalssituationerna. Det kan inte uteslutas att liknande problem, fast sannolikt i mindre utsträckning, kan finnas i vissa andra varugrupper, där varuvarianter har kort livslängd som ibland avslutas med realisationer.

En annan tendens till låga KPI-tal kan möjligen finnas på området ägarbostäder. På det området är metodvalet av särskilt stor betydelse. Det visar sig nu att index för egna hem med den i Sverige valda varianten av användarkostnadsansats tenderar att långsiktigt ligga väsentligt under index för hyresbostäder. En annan metod,

som byggde på hyresekvivalenter eller fastighetspriser, skulle ha gett klart högre indexutfall under i varje fall 80-talet.

Motverkande faktorer gör därför att det, särskilt för den svenska KPI, inte går att hävda en bestämd tes om överskattning av inflationen.

Förhållandet torde vara annorlunda för producentprisindexarna, i varje fall vad gäller högteknologiska och andra varaktiga varor. Gordon [1990] redovisar omfattande historiska beräkningar på amerikanska data som *äriligen* ger ett utfall för varaktiga varor som är 2,9 procent lägre än USAs officiella siffror under perioden 1947–83 och förklarar entydigt dessa skillnader med bias i officiella siffror. På detta område finns heller inga argument för att hävda att de svenska indexarna skulle vara mindre överskattande. Inga motsvarande metodstudier har dock gjorts, varför alla ståndpunkter på detta område bör betraktas som hypoteser.

EUs harmoniseringssträvanden

I Maastrichtfördraget uppställdes ett antal konvergenskriterier med det slutliga syftet att uppnå en ekonomisk union med gemensam valuta och centralbank. Ett av dessa gällde prisstabilitet och

”skall innebära att en medlemsstat under en tid av ett år före undersökningen uppvisar en stabil prisutveckling och en genomsnittlig inflationstakt, som inte med mer än 1,5 procentenheter överstiger inflations-takten i de, högst tre, medlemsstater som har uppnått det bästa resultatet i fråga om prisstabilitet. *Inflationen skall matas med hjälp av konsumentprisindex på en jämförbar grundval*, med beaktande av skillnader i nationella definitioner.” (Artikel 1 ur Protokoll om konvergenskriterier, vår översättning och kursivering.)

Denna klausul är ett huvudskäl till att EU nu har satt igång en process mot harmonisering av definitioner och metoder i sina medlemsländers konsumentprisindex-

beräkningar. Som EES- och kandidatland deltar Sverige aktivt i detta arbete.

Harmoniseringsarbetet är beräknat att ta flera år i anspråk och ske stegvis. Arbetsgrupper har börjat eller skall börja gå igenom alla de aspekter som finns av skillnader mellan olika länders KPI-beräkningar. Åtta arbetsgrupper, varav de tre första redan har börjat arbeta, skall behandla syfte, definitioner (inklusive bostadsposten), elementära aggregat, kvalitetsförändringar, urval, arbetsmetoder, vägningstal respektive tillförlitlighet. Det är alltså i praktiken de flesta av de frågor som diskuterats i denna artikel som återkommer i den europeiska KPI-samordningen.

Tanken är att upprätta en ny indexserie vid sidan av de gamla konsumentprisindexerna som kan få leva vidare om medlemsländerna så önskar. Vi kan alltså i framtiden få minst två konkurrerande mått på konsumentprisutveckling, det ena framför allt inriktat på internationella inflationsjämförelser, det andra på kompensationsklausuler inom landet. Hur det blir med detta är dock ytterst en fråga för våra politiska beslutsfattare.

Referenser

- Baldwin, A, [1990], "Seasonal Baskets in Consumer Price Indexes". *Journal of Official Statistics*, vol 6, s 251-273.
- Dalén, J, [1992a], "Computing elementary aggregates in the Swedish Consumer Price Index". *Journal of Official Statistics*, vol 8, s 129-147.
- Dalén, J, [1992b], "Operationalising a Hedonic Index in an Official Price Index Program - Personal Computers in the Swedish Import Price Index". Statistiska Centralbyrån, R&D Report.
- Dalén, J, [1992c], "Experiment med regressionsmodellen i byggnadsprisindex". Statistiska Centralbyrån, PM 92-05-18.
- Dalén, J, [1993], "Quantifying Errors in the Swedish Consumer Price Index". Statistiska Centralbyrån, R&D Report.
- Dalén, J & Ohlsson, E, [1995], "Variance Estimation in the Swedish Consumer Price Index". Kommer i *Journal of Business and Economic Statistics*.
- Early, J F, [1990], "Improving Consumer Price Indexes". *Journal of Official Statistics*, vol 6, s 179-204.
- Fortune [1994], "The CPI overstates inflation". No 3, s 16.
- Gordon, R J, [1990], *The Measurement of Durable Goods Prices*. University of Chicago Press, Chicago.
- Liegey, P, [1993], "Adjusting Apparel Indexes in the Consumer Price Index for Quality Differences". I Foss, Manser & Young (red), *Price Measurement and Their Uses*, The University of Chicago Press, Chicago.
- Manser, M E & McDonald, R J, [1988], "An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959-85". *Econometrica*, vol 56, no 4, s 909-930.
- Moulton, B R, [1993], "Basic components of the CPI: estimation of price changes". *Monthly Labor Review*, December 1993, s 13-24
- Norberg, A, [1994], "Overväganden vid val av hedonisk metod för kläder i Sveriges konsumentprisindex". Statistiska Centralbyrån, PM, 1994-02-17.
- Reinsdorf, M, [1993], "The Effect of Outlet Price Differentials on the U.S. Consumer Price Index". I Foss, Manser & Young (red), *Price Measurement and Their Uses*, The University of Chicago Press, Chicago.
- Rosen, S, [1974], "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition". *Journal of Political Economy*, vol 92, s 34-55.
- SOU 1971:79: *Byggnadsindex för bostäder*.
- Stolpe, G, [1989], "Intervjuarnas värdering av kvalitetsskillnader vid prismätning av kläder och skor i konsumentprisindex". Statistiska Centralbyrån, PM, 1989-07-05.
- Svensson, L E O, [1992], "Mål och indikatorer under rörlig vaxelkurs". I *Penningpolitik under rörlig vaxelkurs*, Sveriges Riksbank [1992].
- Triplett, J E, [1989], "Price and Technological Change in a Capital Good". I Jorgenson & Landau (red), *Technology and Capital Formation*. The MIT Press, Cambridge Massachusetts.
- Turvey, R, m fl [1989], "Consumer Price Indices. An ILO Manual". International Labour Office, Geneva.