

PPI visar fel!*

Prisindex brottas med två grundläggande problem. De ska vara neutrala till produkternas förändring, t ex inte indikera en prisökning när det i själva verket är produkterna som förbättrats. Det andra problemet är att prisindex, beroende på syfte och användning, ska spegla prisutvecklingen för en definierad kvantitet produkter. Svårigheten att hantera kvalitetsproblemet gör att prisindex i allmänhet anses överdriva prisökningen. I denna artikel hävdas att den officiella producentprisstatistiken (PPI) också har en otillfredsställande lösning på kvantitetsproblemet, som medför en betydande, vanligen positiv, felmarginal i PPI. Detta har konsekvenser för affärsavtal, konjunkturprognoser och BNP-beräkningar.

Inflationens nyckelroll i ekonomin och i den ekonomiska politiken förklarar det stora intresset för konsumentprisindex (KPI). Kritik riktas mot KPI för att det inte i tillräcklig utsträckning tar hänsyn till kvalitetsförändringar, vilket tillsammans med andra brister gör att inflationen kanske bör reduceras med en procentenhet per år. Taget över en längre tid får det betydande konsekvenser. 1980–1998 medför t ex en reduktion av inflationstrenden från officiella 5.2 till 4.2 procent att real-lönernas nivå 1998 skrivs upp med 16 procent.

Andra mått på prisutvecklingen fångar inte samma intresse, trots att t ex producentprisindex (PPI) är centralt i samhälls-ekonomisk analys. PPI används för deflatering, d v s omräkningen till fasta priser, i nationalräkenskaperna, och skulle det systematiskt ligga för högt betyder det att vi underskattat den ekonomiska tillväx-

ten. En procentenhets skillnad i PPI påverkar dock inte tillväxten lika mycket, eftersom varuproduktionen bara utgör två femtedelar av BNP. Men kanske är 1 procent ett alldeles för lågt mått på den dolda kvalitetsförändringen i producentpriserna. Robert Gordon [1990] argumenterar för att en mer korrekt mätning av kvalitetsförändringar, som bl a skulle ta hänsyn till den allt effektivare energianvändningen, reducerar prisstegringen för kapitalvaror i USA med 2.9 procent per år 1947–83. Konsekvenserna skulle bli omvälvande, t ex för analysen av ekonomisk tillväxt.

En invändning är att dessa brister i PPI saknar betydelse, eftersom de gäller för alla länder och därmed inte påverkar in-

JONAS LJUNGBERG är universitetslektor i ekonomisk historia vid Lunds universitet. Hans forskning är bl a inriktad på priser och marknadsintegration under 1800- och 1900-talen.

* Inom det av Riksbankens jubileumsfond stödda projektet *Tjänster och ekonomisk omvandling* analyseras bl a relativpriser mellan varor och tjänster. I arbetet med att få fram långa (ca 1890–1990), konsistenta prisindex förbryllades jag av SCB:s beräkningsmetod för producentprisindex sedan 1980, och testade utfallet. Därav denna artikel. Jag står i tacksamhetsskuld till Rune Klässon, Lennart Söderlund och Karin Fredriksson för registrering av data.

ternationella jämförelser. Men denna användning är bara giltig under vissa realistiska antaganden. Man måste anta att produktionsstrukturen är lika i alla jämförda länder, t ex fördelningen mellan högteknologiska och lågteknologiska produkter. Analyser av ekonomisk tillväxt som bygger på sådana antaganden blir självfallet av begränsat värde.

Sveriges officiella PPI är emellertid inte bara behäftad med bias beroende på dold kvalitetsförändring. Den visar också fel beroende på en säregen beräkningsmodell, som tillämpats av SCB sedan 1980. För sammanvägningen av prisuppgifterna i PPI används skattade vikter och det är skattningen som ger upphov till felet. Förutom den bias som beror på dold kvalitetsförändring har PPI sålunda en bias som beror på en felskattad kvantitetsförändring.

En korrigering av vikterna visar att den årliga förändringen i producentpriserna åren 1989–93 låg 1.3 procentenheter lägre än vad som anges av den officiella PPI. Implikationerna härav är inte obetydliga. PPI används inte bara som deflator i nationalräkenskaperna, det utgör t ex underlag i konjunkturprognoser och det påverkar priserna för vissa långsiktiga leveranser företaget emellan.

I följande avsnitt redovisas kortfattat skillnaden mellan det officiella PPI och en korrigerad beräkning. I avsnittet därpå berör jag sambandet mellan kvantitets- och kvalitetsförändringar i prisindex och diskuterar kvalitetsförändringarnas betydelse för vad vi vet om de senaste decenniernas prisutveckling. Hur beräkningsfelet i PPI påverkar konjunkturprognoser, leveransavtal och bilden av Sveriges ekonomi är ämnet för ett avsnitt. I slutavsnittet efterlyses förbättringar i PPI, bl a kritiserar SCB:s anspråk på att med sin månadsaktuella PPI ha sagt *sista ordet* om den svenska prisutvecklingen.

Kvantitetsproblemet i PPI

1980 lades PPI om från ett index av Laspeyres-typ med fasta vikter till ett kedjeindex. I den tidigare PPI hänförde sig vikterna till basåret, vilket under större delen av 70-talet var 1968. Den nya PPI är också av Laspeyres-typ, så tillvida att det är det vägda aritmetiska medelvärdet av prisförändringarna som beräknas, men nu med närmast föregående år som basår.¹

Prisuppgifterna insamlas sedan gammalt månad för månad, men med omläggningen till kedjeindex krävdes också mer aktuella vikter. Vikterna för PPI baseras på saluvärdena för representativa varugrupper i industristatistiken och på exportvärden i handelsstatistiken. Fem olika varianter beräknas för PPI, beroende på vilken marknad som prisindexet ska spegla. Producentprisindex för hemmamarknaden (HMPI) baseras t ex på vikter som utgörs av industristatistikens avsaluvärden med avdrag för handelsstatistikens exportvärden. Exportprisindex (EXPI) och importprisindex (IMPI) beräknas med vikter ur handelsstatistiken, och genom en sammanvägning av HMPI och IMPI erhålls ett producentprisindex för inhemsk tillgång (ITPI). Alla dessa index publiceras på olika aggregeringsnivå, för hela varuproduktionen, för industrin och för enskilda branscher (SCB, Statistiska meddelanden serie P).

Problemet är att industristatistiken tar flera år att färdigställa, vilket betyder att ”vikter för föregående år” måste skattas, om man ska leva upp till kravet på rykande färsk producentprisstatistik. Skattningen består i att man tar industristatistiken med två års eftersläpning, och justerar

¹ Om ett ordinärt Laspeyres-index betecknas med L , ett kedjeindex med K , priser med p och vikter med q , samt basåret med o och jämförelseåret med t , kan vi skriva:

$$L = \sum p_t q_o / \sum p_o q_o \quad K = \sum p_t q_{t-1} / \sum p_{t-1} q_{t-1}$$

den med prisförändringen under de två följande åren. 1980 års avsaluvärden skulle sålunda utgöra vikter för 1981 års PPI, men som substitut togs 1978 års värden och blåstes upp med prisförändringarna för respektive varugrupp under 1979 och 1980 (SCB, augusti 1991). Så har det sedan rullat vidare, år för år, under det implicita antagandet att förändringen i värde var proportionell mot prisförändringen. Det är detta som inte alltid är fallet.

I efterhand är det ju möjligt att jämföra PPI enligt SCB:s beräkningsmetod och ett konventionellt kedjeindex där vikterna verkligen hänför sig till föregående år. Med utgångspunkt från SCB:s eget underlag, i form av årliga datalistor för vikter och prisförändringar ned på lägsta nivå (stat.nr), har jag företagit en sådan jämförelse för hemmamarknaden (HMPI) 1983–93. Jag har beräknat ett konventionellt kedjeindex med SCB:s vikter, men deflaterat dessa med två års prisförändringar och fört dem tillbaka till rätt år. På så vis blir vikterna identiska med föregående års avsaluvärden minus exporten. Erhållna prisindex har jämförts med prisindex beräknade på samma material, men med SCB:s konstruktion av vikterna. Differentialen mellan dessa två versioner har sedan använts för en justering av den officiella HMPI. Resultatet visas i *Tabell 1*.

Orsaken till att jag inte direkt jämfört med den officiella HMPI är att andra faktorer än konstruktionen av vikterna då skulle påverka jämförelsen. Framförallt måste dataunderlaget redigeras innan det är dags att trycka ”kör” på datorn, och det innebär att det är omöjligt att exakt upprepa SCB:s beräkning. Inflytandet härav har i huvudsak eliminerats genom att två versioner beräknats, vilka endast skiljer sig åt genom konstruktionen av vikterna. För en utförligare redogörelse hänvisas till Ljungberg [1999].

Som synes är skillnaderna obetydliga under flera år, men i slutet av 80-talet uppstår ett gap som sedan består perioden

ut. Tyvärr har jämförelsen inte utsträckts bakåt till de turbulenta åren 1980–82, och inte heller efter 1993. Rekonstruktionen av dessa prisindex är ett tämligen tidsödande arbete och det är också skälet till att jämförelsen begränsats till HMPI. Det är emellertid troligt att en undersökning av exportpriserna skulle ge ett likartat resultat, varför PPI kan antas vara behäftat med samma felmarginal som HMPI.

Tabell 1 Årlig procentuell förändring av producentpriserna för industrin (SNI 2+3) på hemmamarknaden (HMPI)

| | SCB | Reviderad |
|------|------|-----------|
| 1983 | 10.1 | 10.0 |
| 1984 | 9.7 | 9.6 |
| 1985 | 6.5 | 6.2 |
| 1986 | 2.7 | 1.9 |
| 1987 | 2.6 | 2.5 |
| 1988 | 6.8 | 6.2 |
| 1989 | 8.6 | 7.7 |
| 1990 | 5.5 | 3.5 |
| 1991 | 2.8 | 1.0 |
| 1992 | 0.0 | -1.0 |
| 1993 | 2.2 | 1.2 |

Det finns många indexformler och de ger olika resultat. Varför visar den officiella beräkningsmetoden då *fel*?

Idén med ett kedjeindex är att tala om hur mycket priset för fjolårets varukorg förändrats sedan förra året. Ett traditionellt fastbasindex av Laspeyres-typ talar om hur mycket basårets varukorg kostar i årets priser. Det främsta skälet till att föredra ett kedjeindex är att varukorgen har större aktualitet. Detta argument bortfaller naturligtvis om vi inte kan finna ett någorlunda rimligt mått på fjolårets varukorg. De ekonomiska textböckernas bild av marknaden där efterfrågan driver upp priset är undantag i en dynamisk ekonomi. Undantagen beror på teknologiska monopol, regleringar o.d. En bestämd tendens i den ekonomiska utvecklingen är i stället att expanderande produkter sjunker relativt i pris. Under omvandlingske-

den och kriser blir förändringarna i relativpriser och volymer särskilt markerade (Ljungberg [1990]). Teoretiskt är det därför svårt att argumentera för SCB:s metod, att ta en flera år gammal varukorg, blåsa upp den med prisförändringarna under några år, och använda den som ersättning för fjolårets varukorg.

Tabell 1 visade beräkningsfelet på aggregerad nivå, för hela industrin. Tabell 2 visar att beräkningsfelet för enskilda branscher är betydligt större. Felindikationer på 10 procentenheter eller mer har förekommit. Det är också tydligt att SCB:s beräkningsmetod tenderar att visa för högt: endast 1983 och 1986 är maximivärdet för den positiva skillnaden absolut större än den negativa skillnaden. Detta är extremvärdena, men en grov tolkning av standardavvikelsen säger att som genomsnitt 1983–93 anger HMPI minst 1.9 procentenheter fel för en tredjedel av de 42 branscherna. När prisökningstakten sjunker ner mot noll, som i början på 90-talet, är det en avsevärd felmarginal.

Kvalitetsproblemet i PPI

Tidigare nämndes att olika typer av index ger olika resultat. Därav sökandet efter så kallade ideala indexformler (Fisher [1922]) eller exakta och superlativa index (Diewert [1976]). I praktiska eller operationella sammanhang begränsas dock möjligheterna ofta av materialet, t ex tillgången på aktuella vikter. Vilken lösning man än väljer bör man vara medveten om indextypens egenskaper. Då kan skillnaderna mellan olika index dessutom användas som ett hjälpmedel i analysen av ekonomiska förlopp (Gerschenkron [1962], Krantz & Nilsson [1975], Schön [1978], Ljungberg [1990, 1991]).

En viktig målsättning vid beräkning av prisindex är att kvalitetsförändringar inte ska påverka resultatet. Grundläggande är naturligtvis insamlingen och bearbetningen av de enskilda prisserierna, som måste

Tabell 2 Skillnaderna mellan årlig procentuell förändring av produktpriserna på hemmamarknaden enligt SCB:s metod och enligt konventionell kedjeindex: 42 industribranscher omfattande hela industrin (SNI 2 + 3)

| | Standardavvikelse | Störst skillnad negativ | Störst skillnad positiv |
|-------------|-------------------|-------------------------|-------------------------|
| 1983 | 3.2 | -7.0 | 16.5 |
| 1984 | 1.2 | -5.2 | 3.7 |
| 1985 | 1.7 | -10.1 | 1.5 |
| 1986 | 3.2 | -7.0 | 16.5 |
| 1987 | 1.2 | -5.2 | 3.7 |
| 1988 | 1.7 | -10.1 | 1.5 |
| 1989 | 1.3 | -4.6 | 3.8 |
| 1990 | 2.1 | -8.6 | 6.1 |
| 1991 | 1.5 | -5.8 | 2.9 |
| 1992 | 1.9 | -10.2 | 2.1 |
| Genomsnitt: | 1.93 | -7.53 | 5.47 |

klaras av innan själva indexberäkningen utförs. I princip finns det två sätt att hantera kvalitetsförändringar, även om den praktiska hanteringen bjuder på många komplikationer. Antingen kan man låta prisskillnaden, vid ett och samma tillfälle, mellan den gamla och den förändrade produkten motsvara kvalitetsskillnaden. Eller så kan man bestämma kvaliteten enligt någon annan måttstock. Att detta inte är oproblemiskt illustreras av hur mjölkstandardiseringen 1941 hanterades i KPI. Standardiseringen innebar att fetthalten sänktes, och därmed kaloriinnehållet. Därför bedömdes standardiseringen som en försämring av mjölken, proportionellt mot kaloriminskningen. I en senare tid skulle bedömningen säkert varit en annan.

Valet av måttstock bör bestämmas av syftet. Om man t ex vill fokusera på miljö och naturresurser, är det användbart att som Gordon [1990] mäta priset mot energieffektiviteten. I allmänhet är dock förhållningen att neutralisera kvalitetsförändringar så svagt utvecklade i officiell prisstatistik, att varje steg som innebär att

man i högre grad låter prisskillnaden motsvara kvalitetskillnaden är ett framsteg. Det gäller antingen syftet är att analysera samhälls- eller ekonomisk tillväxt och produktivitet.

Även valet av index har betydelse för i vilken grad kvalitetsförändringar kommer att döljas i vår bild av prisutvecklingen. Generellt kan sägas att ju äldre vikterna är, desto mer döljes tekniska förändringar, och därmed indirekt kvalitetsförändringar. Traditionella Laspeyres-index, som t ex det svenska PPI före 1980 med viktbas 1968, tenderar därför att ligga högre än kedjeindex eller Paasche-index med mer aktuella vikter. I likhet med ett kedjeindex förändras vikterna i ett Paasche-index, men de hänför sig till innevarande år och är volymvikter, d v s uttrycks i ett basårs pris. ² Medan ett kedjeindex mäter prisförändringen i fjolårets varukorg, kan ett Paasche-index sägas mäta prisförändringen för årets varukorg sedan basåret. Principiellt kan man därför invända mot en användning av Paasche för att mäta de årliga prisförändringarna, då varje år egentligen bara är jämförbart med basåret. Motsvarande invändning mot ett kedjeindex är dock att det bara mäter intelligande år, medan det kan uppvisa samma värde för mer åtskilda år utan att prisnivån är samma (Diewert [1987] s 733–734). I analys av långsiktiga ekonomiska förlopp finns det starka argument för att använda Paascheprisindex, och i historiska nationalräkenskaper för Sverige är deflatorerna av detta slag (Schön [1988], [1995], Ljungberg [1988]).

PPI skall visa kortsiktiga förändringar och index av Paasche-typ är därför ingen lösning, och är inte heller praktiskt möjliga på grund av kravet på aktuella vikter. Sistnämnda krav utesluter också s k idealindex och superlativa index.

I en retrospektiv granskning av PPI är dock Paasche-index intressanta. På både aggregerad nivå och branschnivå visar de en prisutveckling som ligger klart närmare de reviderade kedjeindexen än officiell-

la HMPI. Det är karaktäristiskt, att i vissa branscher, som elektroindustrin (SNI 383), där mitt reviderade kedjeindex ligger betydligt under det officiella HMPI, ligger Paasche-index ännu lägre (Ljungberg [1999]). Det beror på att expanderande produkter med fallande relativpriser ges större vikt i en Paasche-index.

Det är just dessa produkter som brukar kännetecknas av stora kvalitetsförbättringar. Här finns alltså en koppling mellan kvalitets- och kvantitetsproblemen i prisindex.

Datoriseringen är inte det första exemplet på att innovationer och utbudseffekter med fallande relativpriser hör samman. Sedan slutet av 1800-talet och fram till 1969 var elektroindustrin, jämte kraft- och gasverk, den bransch vars produkter steg minst i pris (Ljungberg [1990], [1991]). Detta utslag av teknisk förändring framhävs i prisindex av Paasche-typ därför att produkter med fallande relativpris får större vikt, då deras reala värde ökar relativt andra produkter.

SCB:s konstruktion av vikterna i PPI innebär tvärtom att ökad vikt ges åt produkter som stiger relativt i pris, alldeles oavsett om produktionen av dem ökar, är oförändrad eller faller. Man kan därför säga att konstruktionen av PPI förvärrar den bias som prisindex i allmänhet har när det gäller att ta hänsyn till kvalitetsförändring.

Det finns mycket som talar för att oklarheten om kvalitetsförändringarnas roll i prisutvecklingen allvarligt begränsar våra kunskaper om Sveriges ekonomiska historia, inte minst efter 1970. Ett framsteg är att hedoniska prisindex använts sedan början av 90-talet för persondatorer i importprisindex (IMPI) (Dalén [1992]). I hedoniska prisindex är priset en funktion av olika egenskaper hos produkten. Det innebär

² Med **P** för Paascheprisindex och samma beteckningar som tidigare:

$$P = \sum p_t q_t / \sum p_0 q_t$$

i princip att prisskillnader vid samma tillfälle definieras som kvalitetsskillnader. För andra produkter tillämpas emellertid bl a en regel enligt vilken man försöker skatta kvalitetsförändringen vid ett modellbyte genom att jämföra produktionskostnaderna (SCB [1991a] s 20, [1991b] s 10). Även om metoden är konventionell i officiell prismätning är det knappast en lycklig lösning. Fallande relativpriser för innovativa produkter speglar sjunkande produktionskostnader, men detta tolkas som försämrad, alternativt oförändrad, kvalitet och ger prisindex en bias uppåt. Har produktionskostnaderna ökat räknas kvalitetsförbättringen som proportionell, vilket sannolikt också ger en bias uppåt. För vilka varor i PPI som kvalitetsjusteringen företagits med produktionskostnadsmetoden eller med andra metoder framgår inte av bevarat material.

En analys av kvalitetsförändringarnas inverkan på producentpriserna försvåras av att primärmaterialet från 1970-talet och framåt inte sparats, utan endast de beräknade prisindexserierna på varunivå (för 70-talet på branschnivå). När man, som i mina föreliggande beräkningar, utgår från dessa prisindexserier övertar man följaktligen deras bias avseende kvalitetsaspekten. En angelägen forskningsuppgift, om man vill få en bättre bild av prisutvecklingen under de senaste 30 åren, är därför att komplettera det officiella källmaterialet med studier av enskilda, tekniskt föränderliga varors prisutveckling.

Betydelsen av fel i PPI

Vilken betydelse har det att PPI visar fel? De inledningsvis utpekade användningsområdena för PPI är de som nämns i SCB:s egen presentation.

PPI påverkar ekonomiska transaktioner. En aktuell kartläggning av i vilken utsträckning prisindexklausuler används i affärskontrakt finns mig veterligen inte. En rundringning till några företag tyder på att branscher med långsiktiga leverans-

avtal använder PPI för att reglera framtida fakturering. Handlar det om en mängd diversifierade produkter kan priset knytas till PPI för just den varugruppen. Vid kontinuerliga leveranser av en standardiserad produkt kan priset knytas till kostnadsutvecklingen, som i sin tur uppskattas med relevanta PPI för olika insatsfaktorer. Mot bakgrund av att felindikationerna hos PPI på branschnivå kan vara betydande, som illustrerades av *Tabell 2*, är det uppenbart att denna typ av kontrakt har vinnare och förlorare. Eftersom PPI tenderar att visa för högt är det i allmänhet köparen som förlorar.

PPI påverkar ekonomiska prognoser. I ex används PPI av Konjunkturinstitutet för att bedöma vinstutsikterna och därmed konjunkturläget. Vissa priser uppträder som kostnader och andra som intäkter, och det är därför svårt att säga i vilken riktning prognosen påverkas av felindikationerna i PPI. Även i prognoser om inflationen utgör PPI underlag. En positiv bias i PPI ökar inflationsförväntningarna.

Riksbankens tidskrift *Penning- och valutapolitik* har undersökt sambandet mellan producentpriser i form av PPI och konsumentpriser 1980–95, men fann sambandet svagare än vad som tydligen förväntats (Dellmo [1996]). Inte desto mindre ägnar riksbankens kvartalsvisa inflationsrapporter PPI en ingående granskning och producentpriserna för vissa varukategorier förväntas få genomslag i konsumentpriserna (se särskilt riksbanken [1994]). Eftersom felmarginalen är stor i de disaggregerade PPI-serierna har prognosekonomerna ett klart handikapp. Nu är producentpriserna bara en av många faktorer som påverkar inflationsprognoserna, men ska man tala om bias är den, liksom i PPI, positiv.³

³ En jämförelse av riksbankens prognos, enligt sista kvartalsrapporten föregående år, med utfallet för KPI (P14 SM 9902) visar följande (utfall inom parentes): 1994 2.5 (2.6), 1995 ”ökning” (2.4), 1996 2.5–3.0 (0.1), 1997 1.5 (1.9), 1998 2.0 (–0.6).

Indirekt påverkar PPI också ekonomiska prognoser genom att den används för beräkningen av de produktionsvolymindex, d v s produktionsutvecklingen i fasta priser, som SCB publicerar månadsvis (Statistiska meddelanden, serie I). Här är PPI:s effekter desamma som för nationalräkenskaperna. Som slutsats kan sägas att PPI har fundamental betydelse för ekonomiska prognoser genom att PPI, direkt och indirekt, indikerar utvecklingen av den reala ekonomin.

PPI påverkar nationalräkenskaperna. SCB:s nationalräkenskaper ligger till grund för vår bild av Sveriges ekonomiska utveckling och läge jämfört med andra länder. PPI för industrin motsvarar inte exakt nationalräkenskapernas deflator för industrin, dels beroende på skillnader i aggregeringen, dels beroende på att PPI i viss, inte närmare specificerad, utsträckning ersätts av enhetsvärden.⁴ I stora drag följs emellertid PPI och den implicita deflators för industrin (erhållen genom att de löpande värdena divideras med volymerna) åt. Jag har därför antagit att deflators bör justeras i samma proportion som HMPI. *Tabell 3* visar hur detta påverkar den årliga förändringen av industrins produktion. Den uppenbara slutsatsen är att tillbakagången i industriproduktionen under början av 90-talet överdrivits. Den officiella bilden visar en tillbakagång med drygt 2 procent per år 1988–93, men antagligen kan så mycket som två tredjedelar av nedgången hänföras till beräkningstekniken i PPI.

På lägre aggregeringsnivå är skillnaderna i vissa fall större. *Figur 1* visar produktionsvolymindex för massa-, pappers- och grafisk industri. Enligt den officiella bilden var produktionsökningen 1983–93 51 procent, men om deflators justeras i samma proportion som HMPI blir uppgången 93 procent, en avsevärd skillnad!

Nationalräkenskapsdata och produktionsvolymindex används i många sammanhang. Ett område är produktivetsberäkningar. Innebörden av prisjusteringar-

Tabell 3 Industrins (SNI 2 + 3) årliga tillväxttakt enligt de officiella nationalräkenskaperna och efter justering av deflators

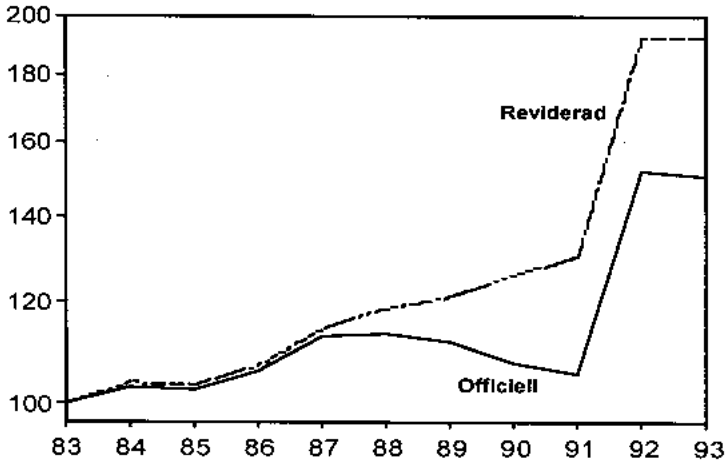
| | Officiell | Justerad |
|--------------|-----------|----------|
| 1983 | 5.5 | -- |
| 1984 | 7.9 | 8.0 |
| 1985 | 2.1 | 2.3 |
| 1986 | 1.0 | 1.9 |
| 1987 | 2.5 | 2.5 |
| 1988 | 2.3 | 3.0 |
| 1989 | 1.7 | 2.6 |
| 1990 | -2.0 | 0.0 |
| 1991 | -5.1 | -3.4 |
| 1992 | -3.3 | -2.3 |
| 1993 | 1.5 | 2.5 |
| <i>Trend</i> | | |
| 1983-93 | 0.45 | 1.33 |
| 1988-93 | -2.12 | -0.73 |

na är t ex att mätt i 1983 års prisnivå var produktiviteten i svensk industri över 8 procent högre än de officiella talen anger, och i massa-, pappers- och grafisk industri 28 procent högre. Analyser av Sveriges industriella utveckling som baseras på den officiella statistiken måste med andra ord bli tämligen otillförlitliga.

Föreliggande undersökning slutar med 1993, och det är tänkbart att felvisningen i PPI blev särskilt stor under de turbulenta åren kring 1990. Man kan därför inte extrapolera trenden 1988–93 framåt till 1998. Å andra sidan fordras det ett efterfrågesug för att SCB:s vikter ska approximera verkligheten, och därför kan man vänta sig att PPI fortsatt att visa fel efter 1993. På branschnivå kan man vara förvissad om att så är fallet.

⁴ Enhetsvärden erhålls från industri- eller handelsstatistiken som genomsnittligt avsaluvärde. Då de flesta bulkvaror idag rymmer olika kvaliteter, vilkas kvantitet skiftar från år till år, kan det ifrågasättas om enhetsvärden är användbara för fastprisberäkning.

Figur 1 Officiell och reviderad produktionsvolymindex för massa-, pappers- och grafisk industri (SNI 34) (1983=100)



Slutsatser och förslag

Kritiken mot PPI faller inte bara på SCB, utan också på användarna av officiell statistik som i alltför liten utsträckning frågar sig hur data konstruerats. Varken för PPI eller för nationalräkenskaperna finns det ännu någon detaljerad metodredovisning, men utbudet får väl förmodas motsvara en alltför svag efterfrågan. En sådan redovisning är inget självändamål eller en ensidig tjänst åt användarna av den officiella statistiken, utan också ett sätt att främja diskussion och metodiska förbättringar.

När det gäller PPI är SCB:s dilemma att löpande kunna presentera färskas prisindex utan tillgång till relevanta vikter för kedjeindex. En lösning vore att sänka ambitionsgraden och återgå till traditionella Laspeyres-index, men med tätare byten av vikter. Inom EU rekommenderas en sådan konstruktion med viktbyte vart femte år. Att välja den lösningen skulle emellertid vara ett steg tillbaka, och ytterligare försvaga PPI:s förmåga att ta hänsyn till kvalitetsförändringar.

En utveckling av nuvarande kedjeindex, genom en annan modell för skatt-

ningen av vikterna, vore värd att pröva. Relativa priser och relativa volymer är i allmänhet negativt korrelerade. I nuvarande PPI antas motsatsen och resultatet blir fel. Kanske kan den branschspecifika priselasticiteten användas för att med en enkel modell justera vikterna åt rätt håll.

Oavsett vad som görs med det PPI som publiceras löpande månad för månad, så bör SCB överge inställningen att sista ordet är sagt i och med publiceringen. Sedan PPI en gång publicerats "betraktas det som definitivt", som det lakoniskt sägs i en redovisning (SCB [1991a] s 16). En sådan inställning är orimlig och bidrar till att cementera den klyfta som finns mellan statistikproduktionen och forskarsamhället. I stället för som *definitiv* måste PPI betraktas som preliminär. När relevanta vikter föreligger bör en ny version beräknas – och den bör utsträckas bakåt till 1980.

Så länge vi saknar en någorlunda tillförlitlig bild av prisutvecklingen är de flesta ekonomiska analyser trubbiga verktyg.

Referenser

- Diewert, W.E. [1976], "Exact and superlative index numbers", *Journal of Econometrics*, vol 4, s 115–145.
- Diewert, W. E. [1987], "Index numbers", i J. Eatwell, M. Milgate och P. Newman (red.), *The New Palgrave. A Dictionary of Economics*, Macmillan.
- Dalén, J. [1992], "Operationalising a Hedonic Index in an Official Price Index Program. Personal Computers in the Swedish Import Price Index", SCB, R&D Report, 1992:15.
- Dellmo, H. [1996], "Producent- och importpriser och KPI – svagt samband på aggregerad nivå", *Penning- och valutapolitik* nr 2.
- Fisher, I. [1922], *The Making of Index Numbers*, Boston.
- Gerschenkron, A. [1962], "Some Aspects of Industrialization in Bulgaria, 1878–1939", i *Economic Backwardness in Historical Perspective*, Cambridge, Ma.
- Gordon, R. J. [1990], *The Measurement of Durable Goods Prices*, NBER, University of Chicago Press.
- Krantz, O. & Nilsson, C-A [1975], *Swedish National Product, 1861–1970. New Aspects on Methods and Measurement*, Lund.
- Ljungberg, J. [1988], *Deflatorer för industriproduktionen 1888–1955. Historiska nationalräkenskaper för Sverige (9)*, Lund.
- Ljungberg, J. [1990], *Priser och marknadskrafter i Sverige 1885–1969. En prishistorisk studie*, Lund.
- Ljungberg, J. [1991], "Prices and Industrial Transformation", *Scandinavian Economic History Review*, vol XXXIX, s 49–63.
- Ljungberg, J. [1999], "A Revision of the Swedish Producer Price Index, 1968–1993", *Lund Papers in Economic History*, No. 68.
- Riksbanken [1994], *Inflation och inflationsförväntningar i Sverige*, oktober; fr o m 1996 ändrar kvartalsrapporten namn till *Inflationsrapport*.
- SCB [1991a], "Prisindex i producent- och importled. *Produkthandbok version 1*", januari.
- SCB [1991b], "Prisindex i producent- och importled. *Innehålls- och metodbeskrivning*", augusti.
- Schön, L. [1978], *Från hantverk till fabriksindustri. Svensk textiltillverkning 1820–1879*, Lund.
- Schön, L. [1988], *Industri och hantverk 1800–1980. Historiska nationalräkenskaper för Sverige (2)*, Lund.
- Schön, L. [1995], *Jordbruk med binäringar 1800–1980. Historiska nationalräkenskaper för Sverige (1)*, Lund.