



Prisuppdateringar på elementär indexnivå - jämförelser mot ett superlativt index

För information

Index på elementär nivå i KPI beräknas i de flesta fall som ett vägt geometriskt medelvärde av priskvoter. I en tidigare PM till nämnden argumenterade prisenheten för att viktuppdatering av värdevikter inte är nödvändig på denna nivå, utan att det tvärtom är mer konsistent med teorin för ett levnadskostnadsindex att inte prisuppdatera vikterna. Nämnden diskuterade i och med detta rimligheten i ett antagande om normalelasticitet och efterfrågade även en empirisk jämförelse mot ett superlativt index. I denna PM görs därför en kortare uppföljning där index för ett par produktgrupper jämförs mot Törnqvist index samt mot en version av Lloyd–Moulton index med olika värden på elasticitetsparametern.

Innehåll

1	Bakgrund och syfte.....	2
1.1	KPI som ett superlativt index	2
1.2	Tidigare PM och syfte med denna.....	2
2	Empirisk jämförelse.....	3
2.1	Indexformler.....	3
2.2	Resultat.....	4
2.2.1	Fritidsbåtar	4
2.2.2	El	5
2.2.3	Räntor	6
2.2.4	Exempel med drift vid återgång från kampanj	7
3	Slutsatser	9
	Källor.....	9



1 Bakgrund och syfte

1.1 KPI som ett superlativt index

Principerna bakom KPI:s indexkonstruktion grundar sig på SOU-utredningen¹ från 1999, vilken fastslogs i budgetpropositionen 2001/02:1. Den praktiska konstruktionen, vilken utgör en operationalisering av utredningens förslag, beslutades i KPI-nämnden under 2003 och implementerades 2005.²

I SOU-utredningen betonas att det huvudsakliga syftet med KPI är att fungera som ett kompensationsmått. Av det skälet ska index idealt sett utgöra ett levnadskostnadsindex; vad som ska mätas är alltså förändringen i konsumenternas kostnader för att upprätthålla en konstant nyttonivå. Utredningen konstaterar även att så kallade ”superlativa” index generellt sett utgör den bästa approximationen till ett levnadskostnadsindex.

Med utgångspunkt i ovanstående resonemang har Walsh index valts som huvudsaklig indexformel för KPI. För index på finare nivå finns emellertid inte underlag som möjliggör en beräkning av Walsh index inom den tidsram som krävs. Index måste istället beräknas antingen oviktat eller med utgångspunkt i äldre och kanske enklare viktunderlag (baserade på exempelvis omsättningen något tidigare år hos de företag som säljer produkterna). SOU-utredningen anger i detta sammanhang att index bör beräknas ”utifrån förutsättningen att värdeandelarna inom respektive aggregat är oförändrade” (normalelasticitet).³ Vidare preciseras två olika indexformler som alternativ för beräkningar på denna nivå. Båda visas approximera Walsh index under antagande om just normalelasticitet.⁴ Nämnden beslutade 2003 att den ena varianten, (vägt) geometriskt medelvärde, ska användas i KPI.⁵

Indexkonstruktionen i KPI ger alltså på längre sikt, i och med Walsh-konstruktionen, ett superlativt index på aggregerad nivå. Dock gäller detta inte på den mest detaljerade nivån. Som ett mått på denna eventuella formel-bias kan resultatet av nuvarande indexformel i efterhand jämföras med ett superlativt index. Då nuvarande konstruktion bygger på geometriska medelvärden ligger det då nära till hands att jämföra med Törnqvist index, som ju har samma form som dagens elementärindex men med en annan formulering av vikterna.

1.2 Tidigare PM och syfte med denna

I en tidigare PM till nämnden⁶ beskrevs två olika metoder för beräkning av geometriskt index på elementär nivå, vilka båda används inom KPI idag. Vidare argumenterades för att

¹ SOU (1999).

² Se Ribe (2003) samt protokoll från KPI-nämndens möten 221-223 under 2003 och 2004.

³ Citatet är hämtat från SOU (1999), sid. 6.

⁴ Se Annex 1, Bilaga 3, i SOU (1999).

⁵ Detta gäller för de flesta av KPI:s produktgrupper. Se Andersson och Dalén (2003) för en beskrivning av undantagen.

⁶ Nilsson och Ståhl (2017).

den ena metoden stämmer bättre överens med de slutsatser som drogs i KPI-utredningen och därför bör användas generellt för KPI:s olika produktgrupper.

Nämnden diskuterade i samband med detta antagandet om normalelasticitet och kom fram till att det för de flesta produktgrupper kan väntas utgöra ett rimligt antagande. Nämnden efterfrågade dock en empirisk jämförelse med ett superlativt index som underlag för att bättre kunna utvärdera de två olika alternativen.

I denna PM görs en kortare uppföljning där de empiriska resultaten kompletteras med ett superlativt index samt med ett index som medger olika elasticitetsantaganden för olika produkter. De produkter som undersöks är desamma som i föregående PM; fritidsbåtar, el och rörliga räntor.

2 Empirisk jämförelse

2.1 Indexformler

Fyra olika indexformler jämförs nedan. Två av dem används i KPI idag; de utgör en ”prisuppdaterad” och en ”icke prisuppdaterad” variant av viktade geometriska (Jevons) index. (För en bakgrund till varför prisuppdatering ibland görs och under vilka förutsättningar det kan antas vara önskvärt, se tidigare PM.) I samtliga fall gäller här att viktunderlag baseras på helårsvärden, vilket påverkar formlerna i förhållande till deras standardutseenden. Vi har ändå valt att genomgående referera till dem med de termer som normalt sett används i litteraturen i de fall då viktperioden är av samma längd som prismättningsperioden.

Den prisuppdaterade varianten av elementärindex betecknar vi med *GL* för *Geometrisk Lowe*. Den definieras som:

$$GL = \prod_{i=1}^n \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{\frac{P_i^0 Q_i^s}{\sum P_i^0 Q_i^s}}$$

där 0 står för december föregående år (i exemplen nedan gäller att föregående år innebär 2015 för räntor men 2014 för el och fritidsbåtar) och *t* betecknar aktuell månad, d.v.s. januari till december det år beräkningen gäller (2016 för räntor, 2015 för el och fritidsbåtar). Period *s* är det helår från vilket viktunderlaget hämtas (i exemplen 2013 för fritidsbåtarna och elen, och 2015 för räntorna).

Det index som fås om ingen prisuppdatering görs betecknar vi med *GY* för *Geometriskt Young*. Med beteckningar enligt ovan ges det av:

$$GY = \prod_{i=1}^n \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{\frac{P_i^s Q_i^s}{\sum P_i^s Q_i^s}}$$

Den variant av *Törnqvist* index som vi kan beräkna utifrån de årliga viktunderlagen ges av:

$$T = \prod_{i=1}^n \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{\left\{ \left(\frac{1}{2} \right) \cdot \frac{P_i^b Q_i^b}{\sum P_i^b Q_i^b} + \left(\frac{1}{2} \right) \cdot \frac{P_i^u Q_i^u}{\sum P_i^u Q_i^u} \right\}}$$

där b betecknar det helår som innefattar period 0 (d.v.s. helåret föregående år) och u det helår som innefattar period t . Notera att i fallet med räntor, men inte för de övriga två exempelprodukterna, gäller att $s = b$.

Slutligen beräknar vi en variant av *Lloyd–Moulton* index⁷, betecknat LM , vilket vi definierar som:

$$LM = \begin{cases} \left(\sum_{i=1}^n \left[\frac{P_i^b Q_i^b}{\sum P_i^b Q_i^b} \cdot \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{(1-\sigma)} \right] \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}, & \text{för } \sigma \neq 1 \\ \prod_{i=1}^n \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{\frac{P_i^b Q_i^b}{\sum P_i^b Q_i^b}}, & \text{för } \sigma = 1 \end{cases}$$

där parametern σ betecknar efterfrågeelasticiteten inom den aktuella produktgruppen. Olika värden på σ leder alltså här upphov till olika indexformler. Som ett sätt att få en bild av storleken på σ i de olika produktgrupperna jämför vi resultaten av *Lloyd–Moulton* och *Törnqvist* index, för olika värden på σ . En liten avvikelse dem emellan ger oss en form av implicit skattning av parameterns värde. (Då vårt dataunderlag är litet väljer vi dock att redovisa resultatet för ett par olika specifika värden på σ istället för den exakta implicita skattningen.)

De olika indexformlerna utvärderas nedan med avseende på genomsnittlig kvadratavvikelse mot *Törnqvist* index, där genomsnittet tagits över de tolv månader som ingår i analysen. Det är alltså endast ett års data som ligger till grund för jämförelsen, vilket även innebär att vikterna är konstanta över hela jämförelseperioden. För *Lloyd–Moulton* index gäller att olika värden på σ prövas och kvadratavvikelsen beräknas för vart och ett. De produktgrupper som undersöks är som redan nämnts fritidsbåtar, el och rörliga räntor.

2.2 Resultat

2.2.1 Fritidsbåtar

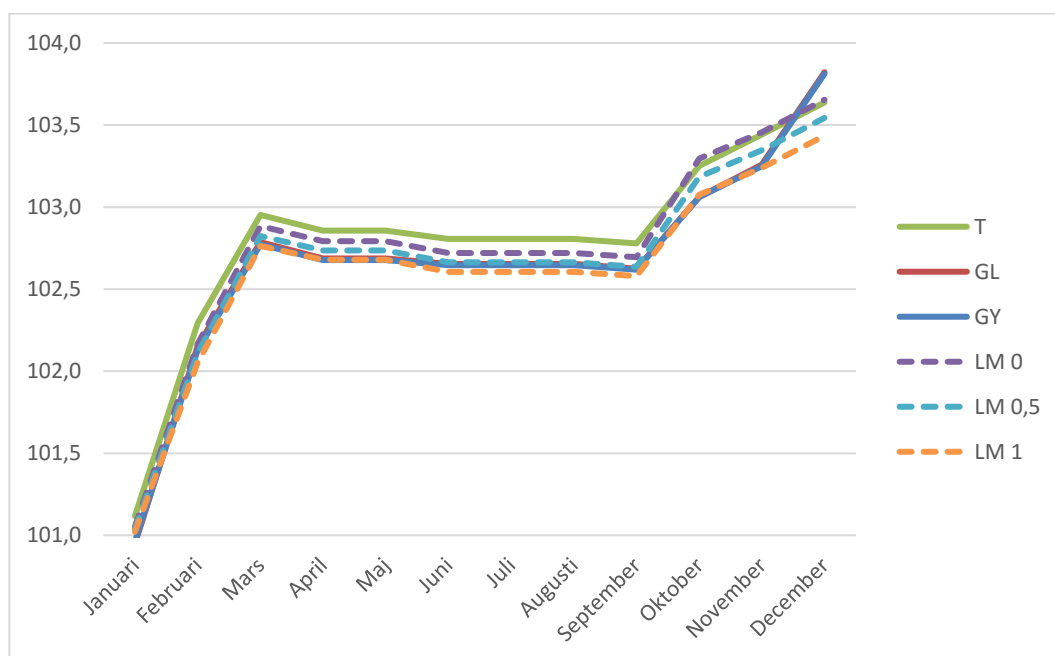
För fritidsbåtar är den genomsnittliga kvadratavvikelsen 2,95% för geometrisk Young och 2,76% för geometrisk Lowe. I detta fall kommer alltså den prisuppdaterade formeln något närmare *Törnqvist* än den icke prisuppdaterade varianten. Medelkvadratavvikelsen för *Lloyd–Moulton* index med olika värden på σ redovisas i tabell 1. Resultaten tyder på att efterfrågan är relativt oelastisk i denna produktgrupp, vilket i så fall skulle kunna förklara

⁷ Se exempelvis §17.63 i ILO (2004, sid 327).

varför prisuppdateringen här ledde till ett bättre resultat. Resultaten illustreras även i figur 1, där Lloyd–Moulton inkluderats med σ -värdena 0, 0,5 och 1.

Tabell 1: Genomsnittlig kvadratavvikelse mellan Lloyd–Moulton och Törnqvist index för produktgrupp fritidsbåtar, för ett antal olika värden på σ .

σ	−0,50	−0,25	0	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50
Avvikelse i procent	0,56	0,42	0,54	0,93	1,59	2,50	3,67	5,08	6,73



Figur 1: Elementärindex för fritidsbåtar enligt olika indexformler.

2.2.2 EI

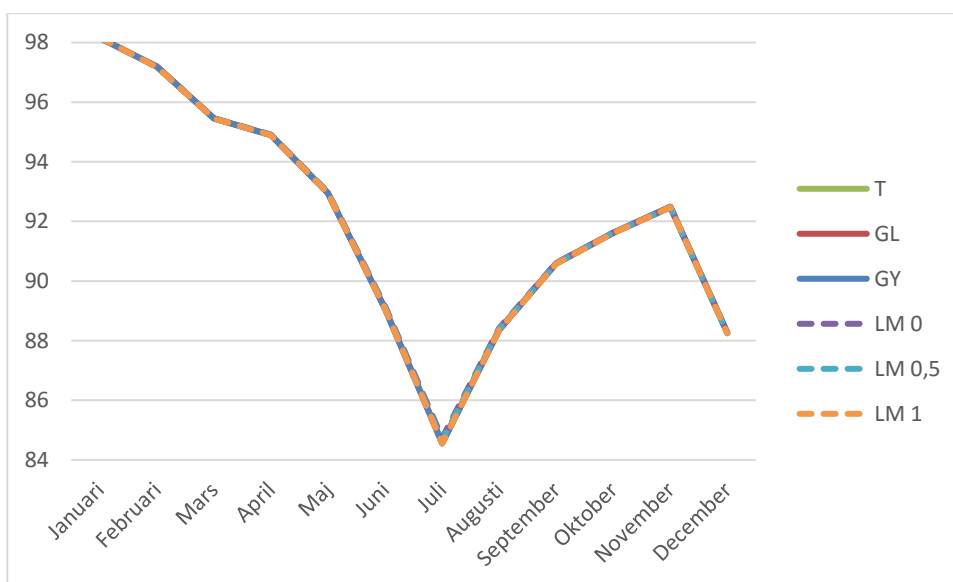
För produktgruppen ei⁸ är den genomsnittliga kvadratavvikelsen väldigt lika för den prisuppdaterade och den icke prisuppdaterade formeln. Geometrisk Young gav en avvikelse på 0,03% och geometrisk Lowe på 0,02%. Medelkvadratavvikelsen för Lloyd-Moulton index med olika värden på σ redovisas i tabell 2. Eftersom prisförändringarna har varit så små i denna produktgrupp är det svårt att tolka resultaten. Vi kan möjligen säga att de inte motstrider antagandet om normalelasticitet.

⁸ Egentligen: "EI – Kategori 3".

Tabell 2: Genomsnittlig kvadratavvikelse mellan Lloyd–Moulton och Törnqvist index för produktgrupp el, för ett antal olika värden på σ .

σ	-0,50	-0,25	0	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50
Avvikelse i procent	0,80	0,54	0,33	0,17	0,06	0,01	0,01	0,07	0,18

Resultaten illustreras även i figur 2, där Lloyd–Moulton återigen inkluderats med värdena 0, 0,5 och 1.



Figur 2: Elementärindex för el enligt olika indexformler.

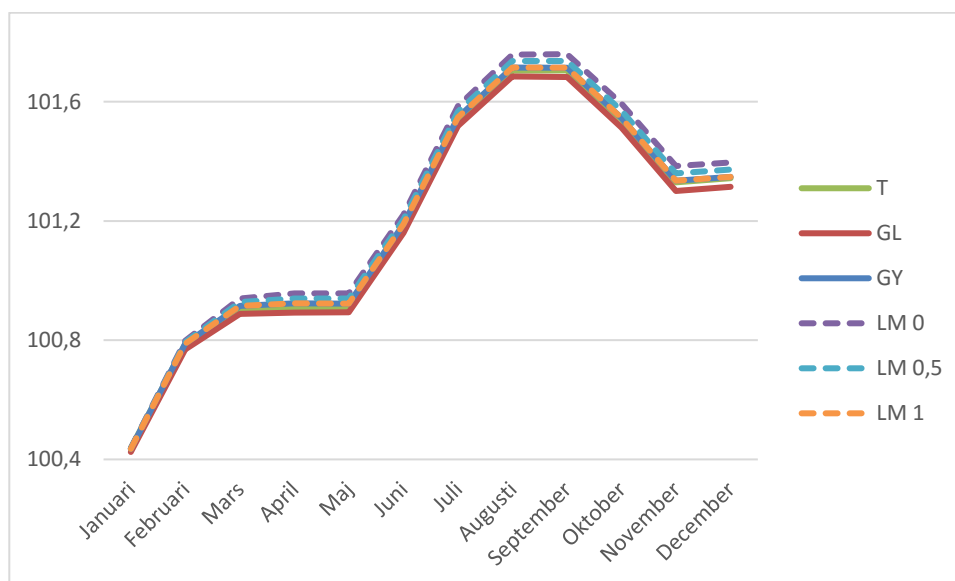
2.2.3 Räntor

Även för räntor⁹ är den genomsnittliga kvadratavvikelsen mot Törnqvist index väldigt lika för de båda formlerna; 0,01% för geometrisk Young och 0,04% för geometrisk Lowe. Resultatet i tabell 3 tyder på att antagandet om normalelasticitet inte är orimligt. Resultaten illustreras även i figur 3.

⁹ Exemplet täcker av praktiska skäl enbart en del av produktgruppens noteringar.

Tabell 3: Genomsnittlig kvadratavvikelse mellan Lloyd–Moulton och Törnqvist index för produktgrupp rörliga räntor, för ett antal olika värden på σ .

σ	-0,50	-0,25	0	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50
Avvikelse i procent	0,40	0,29	0,20	0,13	0,07	0,03	0,01	0,00	0,01



Figur 3: Elementärindex för rörliga räntor enligt olika indexformler.

2.2.4 Exempel med drift vid återgång från kampanj

Föregående PM innehöll även ett fiktivt exempel tänkt att illustrera den kedjedrift som ett prisuppdaterat geometriskt index kan ge upphov till när en kampanj följs av återgång till ordinarie prisnivå.¹⁰ Här kompletteras även den beräkningen med resultatet av Törnqvist index.

Data ges i tabell 4. Vi antar här först att en produkt reas ut under år $(t - 1)$ för att sedan återgå till ordinarie pris år t . Vi vill beräkna ett prisindex mellan period $(t - 2)$ och t , där viktperioden ges av $(t - 3)$. Med Geometrisk Young, Geometrisk Lowe och Törnqvist index ges resultatet av:

Geometrisk Young	Geometrisk Lowe	Törnqvist
100,0	94,0	100,0

¹⁰ Se tabell 3-4 i Nilsson och Ståhl (2017).

Tabell 4: Exempel på återgång från kampanj.

Produkt	Priser				Kvantiteter			
	$t - 3$	$t - 2$	$t - 1$	t	$t - 3$	$t - 2$	$t - 1$	t
1	100	100	50	100	1	1	1	1
2	100	100	100	100	1	1	1	1
3	100	100	100	100	1	1	1	1
4	100	100	100	100	1	1	1	1
5	100	100	100	100	1	1	1	1

Antag nu istället att produkten först ökar i pris under år ($t - 1$) för att sedan återigen återgå till ordinarie pris år t (tabell 5). Index ges nu istället av:

Geometrisk Young	Geometrisk Lowe	Törnqvist
100,0	91,2	100,0

Geometrisk Young och Törnqvist återgår alltså båda två till ursprungsnivån efter kampanjen/prishöjningen, medan Geometrisk Lowe halkar efter.

Tabell 5: Exempel på återgång från högt pris.

Produkt	Priser				Kvantiteter			
	$t - 3$	$t - 2$	$t - 1$	t	$t - 3$	$t - 2$	$t - 1$	t
1	100	100	200	100	1	1	1	1
2	100	100	100	100	1	1	1	1
3	100	100	100	100	1	1	1	1
4	100	100	100	100	1	1	1	1
5	100	100	100	100	1	1	1	1

Det bör dock poängteras att ovanstående resultat bygger på att vikterna för Geometrisk Young är desamma för period t och ($t - 2$).¹¹ Om vi exempelvis trixar till det första exemplet i enlighet med tabell 6 så blir resultatet att det geometriska Lowe indexet istället hamnar över geometrisk Young¹²:

Geometrisk Young	Geometrisk Lowe	Törnqvist
91,2	94,0	100,0

¹¹ Jämför §15.89 i ILO (2004, sid. 282).

¹² I föregående PM visades att geometrisk Lowe är större än geometrisk Young när prisförändringarna uppvisar en positiv korrelation över tiden; i detta fall är det samma produkt som minskar i pris mellan tidpunkt ($t-3$) och ($t-2$) som mellan ($t-2$) och ($t-1$).

Tabell 6: Exempel på återgång från kampanj.

Produkt	Priser				Kvantiteter			
	$t - 3$	$t - 2$	$t - 1$	t	$t - 3$	$t - 2$	$t - 1$	t
1	200	100	50	100	1	1	1	1
2	100	100	100	100	1	1	1	1
3	100	100	100	100	1	1	1	1
4	100	100	100	100	1	1	1	1
5	100	100	100	100	1	1	1	1

3 Slutsatser

För de produktgrupper som tagits som exempel är effekterna av att prisuppdatera elementärvikterna små och båda index är ungefär lika nära det approximativt superlativa indexet. För en av produktgrupperna är skillnaden lite större och de preliminära beräkningar som gjorts i denna studie tyder på att orsaken kan vara att denna produktgrupp kännetecknas av en mindre elastisk efterfrågan än övriga två. Det bör dock understrykas att resultaten är baserade på små underlag och därmed behäftade med stor osäkerhet. Därmed är det även osäkert i vilken mån slutsatserna kan generaliseras till andra produkter eller tidpunkter.

Källor

Andersson, C. och Dalén, J. (2003). "Undantag från huvudregel vid beräkning av index för elementära aggregat i KPI." PM till nämnden för KPI, möte 220, 2003-10-07.

ILO (2004). "Consumer price index manual: Theory and practice." International Labour Organization, 2004.

Nilsson, P. och Ståhl, O. (2017). "Prisuppdateringar av vikter i elementärindex." PM till nämnden för KPI, möte 002, 2017-05-23.

Ribe, M. (2003). "Operationalisering av ny indexkonstruktion för KPI efter KPI-utredningen." PM till nämnden för KPI, möte 219, 2003-05-26.

SOU (1999). "Konsumentprisindex: Betänkande från utredningen om översyn av konsumentprisindex." Statens offentliga utredningar 1999:124.