

Retroaktiv analys av inflationstakten 2020–2021

En retroaktiv analytisk KPI-serie har beräknats för år 2020 och 2021 baserat på för perioden representativa vägningstal. I denna PM jämförs inflationstakten räknad enligt den analytiska serien med motsvarande publicerade värden och ett mått på representativitetsbias redovisas. Värdet av denna typ av analys har tidigare lyfts i diskussioner med KPI-nämnden.

1. Tillbakablick

Coronapandemins effekter gav upphov till stora skiften i hushållens konsumtionsmönster, vilket diskuterats på flera av KPI-nämndens sammanträden de senaste åren. (Se även underlag till punkt 2 och 3 på föreliggande möte.) Redan tidigt under 2020 uppstod frågan om de vikter som användes i KPI-korgen kunde anses tillräckligt ”representativa”, eller om inflationstakten i själva verket var högre än vad statistiken visade.

Anledningen till att inflationen misstänktes vara högre än de officiella siffrorna var att den faktiska konsumtionskorgen under denna period antogs innehålla mer av produkter som ökat relativt sett mer i pris (exempelvis livsmedel) och mindre av produkter som ökat relativt sett mindre (såsom utrikes resor och restaurangbesök).

Ett antal internationella artiklar som publicerades under 2020 pekade på att inflationstakten enligt de officiella måtten i flera länder var lägre än skattningar baserade på särskilda ”pandemikorgar”. En artikel som citerades mycket var ett NBER *working paper* (Cavallo, 2020) där inflationstakten i april 2020 för 17 olika länder jämfördes med skattningar baserade på pandemikorgar. Analysen indikerade att inflationen hade underskattats jämfört mot pandemikorgen för 11 av dessa länder, medan den hade

överskattats för 6.¹ (Grupperingen av länder uppvisade inte något tydligt mönster; bland annat ingick Frankrike och Spanien i den första gruppen medan Tyskland och Nederländerna återfanns i den andra. Sverige ingick inte i studien, men en uppskattning i enlighet med Cavallos modell skulle enligt våra beräkningar ha gett Sverige en placering i den första gruppen; jmf appendix.)

Senare samma år utkom också IMF med en rapport (Reinsdorf, 2020) vilken uppskattade *globala* effekter; resultaten indikerade bland annat 0,6 procentenheter högre inflationstakt globalt under maj 2020 för en approximativ pandemikorg.² (I denna studie ingick även Sverige; prisutvecklingen för perioden februari till maj 2020 uppskattades för Sveriges del vara 0,3 procentenheter högre baserat på pandemikorgen jämfört mot ordinarie korg.)

Även SCB själva gjorde mindre analyser under 2020. I en sådan studie skrevs vägningstalen fram med uppskattad volymutveckling mellan 2018 och ett genomsnitt av 2019 och 2020, och ett alternativt inflationsmått togs fram. Vid tidpunkten för analysen fanns dock enbart konsumtionsdata från de två första kvartalen tillgängliga för 2020 och resultaten redovisades av bland annat detta skäl aldrig för nämnden.³

Lite senare gjorde Riksbanken en analys (Johansson et al, 2020) baserad på data till och med det tredje kvartalet 2020. Den indikerade mellan 0,2 och 0,4 procentenheter högre inflationstakt för perioden april-november 2020 när denna räknades utifrån vägningstal som var approximativt proportionella mot 2020 års konsumtion.

2. Syfte och metod

Syftet med den analys som presenteras i föreliggande PM var att utvärdera huruvida SCB:s inflationsmätningar under år 2020 och 2021 i genomsnitt uppvisade så kallad "representativitetsbias" bias till följd av att vägningstalen baserats på historiska uppgifter.⁴ I studien ingick inga försök att uppskatta månads- eller kvartalsvisa konsumtionsbelopp för de olika

¹ Cavallos analys grundade sig på en omräkning av de ingående ländernas vägningstal på aggregerad nivå utifrån amerikanska kreditkortsdata.

² Även i denna analys användes en omräkning av de olika ländernas vägningstal på aggregerad nivå. (I första hand användes här uppgifter från en kanadensisk studie; Mitchell et al, 2020.)

³ Förutom att enbart två kvartals data användes så gjordes analysen dessutom på en väldigt aggregerad nivå. SCB ansåg då att det skulle påverka kommunikationen med användare negativt om flera olika inflationsmått cirkulerade parallellt, särskilt då dessa var behäftade med ovanligt stor osäkerhet. I ett underlag till KPI-nämndens möte i september 2020 (Ståhl, 2020a) kommenterades dock att resultaten gav "vissa indikationer" på att inflationstakten kunde ha underskattats något under april-maj 2020.

⁴ Under 2020 baserades månadsräknans vägningstal på uppgifter från 2018 och under 2021 på approximativa uppgifter från 2020; se exempelvis SCB (2023).

produktgrupperna och resultaten för enskilda månader bör därför tolkas med viss eftertanke. (Exempelvis så påverkas resultaten för januari och februari 2020 av de effekter som coronapandemin skulle komma att få på helårskonsumtionen under 2020.)

För att undersöka *bias* ligger det nära till hands att jämföra publicerade värden med någon form av symmetrisk indexformel. Den analys som presenteras här bygger på att inflationstakten enligt KPI under perioden 2020–2021 räknats om baserat på samma typ av vägningstal som normalt sett används för KPI:s årslänkar (d.v.s. liknande den analys som gjordes i augusti 2020 men med mer fullständiga underlag).⁵ Dessa vägningstal bör kunna betraktas som representativa för motsvarande helår, men missar förstås skiften som ägde rum under respektive år. Biasskattningarna bör därför i första hand tolkas helårsvis.⁶

3. Avgränsningar

Förutom att studien begränsats till helårskorgar så är det även värt att nämna två ytterligare aspekter som analysen *inte* berör. Den första är hur det faktum att vissa produkter i KPI-korgen inte fanns att tillgå under delar av 2020–2021 (gäller främst tjänster) *borde* ha återspeglats i index. Denna fråga diskuterades mycket särskilt i början av pandemin, och är förstås betydligt svårare att besvara. Även om man utgår från teorin för ett levnadskostnadsindex så finns olika synsätt och betydande praktiska svårigheter, och ytterligare diskrepanser uppstår om man även tar hänsyn till teorin för så kallade ”rena prisindex”.⁷ I vår studie behandlade vi imputerade produktgruppsindex på samma sätt som övriga. Analysen är alltså i denna mening betingad på att saknade produkter hanterades ”korrekt” i och med de imputeringar som gjordes.

Den andra viktiga frågan som vi *inte* undersökt i denna studie är på vilket sätt inflationstakten under 2020–2021 skilde sig mellan olika typer av hushåll. För att kunna analysera den frågan hade vi åtminstone behövt information om olika hushållstypers relativa konsumtion i termer av de

⁵ För en beskrivning av årslänkarna och av KPI:s indexkonstruktion mer generellt hänvisas till SCB (2023).

⁶ Oss veterligen är det idag endast USA som har en KPI-konstruktion som regelmässigt inkluderar månadsvisa vikter. I genomsnitt skiljer sig inflationstakten räknad på deras månadskedjade serie från den räknad på motsvarande helårsviktade serie med 0,16 procentenheter under 2020 och 0,23 under 2021 (enligt egna beräkningar baserade på BLS data; <https://www.bls.gov/cpi/data.htm>). Denna skillnad innehåller dock en effekt av att olika indexformler används i de två måtten. Enligt en analys gjord av BLS (Matsumoto et al, 2022) så förklarar denna ”formeffekt” den största delen av skillnaden mellan de olika serierna.

⁷ Se exempelvis Diewert och Fox (2022a) och tillhörande diskussionsartiklar; Abe (2022), Boldsen (2022), Goldhammer (2022) och Diewert och Fox (2022b).

produktgrupper som återfinns i KPI-korgen.⁸ Det är dessutom tveksamt om detta skulle ha varit tillräckligt, då olika hushållstyper sannolikt också har olika konsumtionsmönster inom respektive grupp.⁹ (Förutom att de köper olika produkter så kan de exempelvis handla i olika typer av affärer, ha olika stor tendens att handla lågprismärken och uppvisa olika substitutionsbeteenden.¹⁰)

4. Upplägg

Inflationstakten enligt KPI för perioden 2020–2021 har jämförts med ett alternativt mått baserat på ”genomsnittskorgar”; genomsnittskorgen för 2020 utgår från konsumtionen under 2019 och 2020, och den för 2021 från konsumtionen under 2020 och 2021. I analysen har genomgående kedjningseffekter (så kallade *korgeffekter*) rensats bort och resultaten påverkas därför inte av historisk viktning; fokus ligger med andra ord helt på att analysera hur pass representativa det *aktuella årets vägningstal* var.¹¹ Nedan beskrivs upplägget i närmare detalj.

Korgeffektsjusterad inflationstakt

Låt $\pi_{y-1,m}^{y,m}$ beteckna inflationstakten enligt KPI för månad m år y . Den beräknas (så när som på avrundningar) enligt följande:

$$\pi_{y-1,m}^{y,m} = \frac{KPI^{y,m} - KPI^{y-1,m}}{KPI^{y-1,m}} = \frac{M_{y-2}^{y,m} A_{y-3}^{y-2}}{M_{y-3}^{y-1,m}} - 1 \quad (1)$$

där M betecknar månadsänkar och A en årsänka. (För en beskrivning av KPI:s indexkonstruktion hänvisas till SCB, 2023.)

⁸ Resultat från undersökningen Hushållens Utgifter (HUT) finns tillgängliga för år 2021, dock på betydligt mer aggregerad nivå än KPI:s produktgruppsindelning; <https://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/hushallens-ekonomi/hushallens-utgifter/hushallens-utgifter-hut>.

⁹ I KPI-utredningen (SOU, 1999) kommenteras behovet av så kallade ”kategoriprisindex” så här: ”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 konsumentkapitalvaror.”

¹⁰ Strasser et al (2023) studerar skillnader i inflation mellan olika typer av hushåll och i deras data verkar låginkomsthushållen ha en högre benägenhet att substituera.

¹¹ Med ”aktuellt års vägningstal” avses här de vägningstal som använts i det aktuella årets månadsänkar.

Korgeffekten beräknas i sin tur enligt

$$\kappa_{y-1,m}^{y,m} = \frac{\tilde{M}_{y-2}^{y-1,m} \cdot A_{y-3}^{y-2}}{M_{y-3}^{y-1,m}} - 1 \quad (2)$$

där \tilde{M} betecknar en ”förkortad månadslänk”, d.v.s. en länk som räknats med samma metod som månadslänkarna under år y men som enbart sträcker sig till perioden $(y-1, m)$. (För närmare information om korgeffekten hänvisas till SCB, 2022.)

Med hjälp av (1) och (2) kan en form av ”korgeffektsjusterad inflationstakt” beräknas som:

$$\Delta_{y-1,m}^{y,m} = \frac{\pi_{y-1,m}^{y,m} + 1}{\kappa_{y-1,m}^{y,m} + 1} - 1 = \frac{M_{y-2}^{y,m}}{\tilde{M}_{y-2}^{y-1,m}} - 1$$

Poängen med detta justerade mått är att täljare och nämnare i $\Delta_{y-1,m}^{y,m}$ baseras på samma ”korg”; alla förändringar i $\Delta_{y-1,m}^{y,m}$ beror alltså av förändringar i de underliggande produktgruppsindexen (i kontrast till $\pi_{y-1,m}^{y,m}$, som ju även påverkas av de ändringar i viktstrukturen som sker mellan olika år).

Under 2020 användes konsumtionsbelopp från 2018 för att ta fram vägningstal till KPI:s månadslänkar, medan 2021 års korg baserades på (approximativa) belopp för 2020. Om vi tolkar $\Delta_{y-1,m}^{y,m}$ i termer av indexformler så kan vi alltså skriva

$$\Delta_{y-1,m}^{y,m} + 1 = \begin{cases} \frac{\sum p_g^{2020,m} q_g^{2018}}{\sum p_g^{2019,m} q_g^{2018}}, & \text{för } y = 2020 \\ \frac{\sum p_g^{2021,m} q_g^{2020}}{\sum p_g^{2020,m} q_g^{2020}}, & \text{för } y = 2021 \end{cases} \quad (3)$$

där alla summor går över de produktgrupper, g , som ingick i KPI-korgen det aktuella året.

Inflationstakt med representativa vägningstal

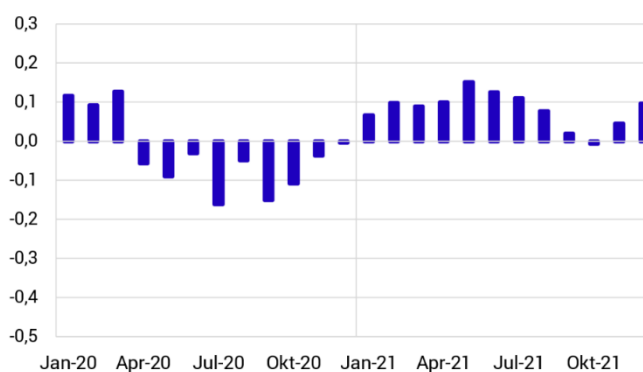
Resultaten av formel (3) jämförs nedan med följande alternativa formulering:

$$\Delta_{y-1,m}^{*y,m} + 1 = \frac{\sum p_g^{y,m} \sqrt{q_g^{y-1} q_g^y}}{\sum p_g^{y-1,m} \sqrt{q_g^{y-1} q_g^y}}, \quad y = 2020, 2021 \quad (4)$$

(I praktiken har detta mått räknats via alternativa varianter av (1) och (2), där månadslänkar och förkortade månadslänkar istället baserats på den viktning som normalt sett används i årslänken A_{y-1}^y .)

5. Resultat

I figur 1 redovisas skillnaden mellan $\Delta_{y-1,m}^{y,m}$ och $\Delta_{y-1,m}^{*y,m}$, d.v.s. mellan inflationstakten räknad i enlighet med formel (3) och formel (4). Skillnaden är negativ under perioden april-november 2020 (allra mest i juli och september), samt i oktober 2021, och positiv för övriga månader.



Figur 1: Skillnad mellan inflationstakt räknad enligt de två måtten $\Delta_{y-1,m}^{y,m}$ och $\Delta_{y-1,m}^{*y,m}$ (i procentenheter).

Den genomsnittliga differensen under 2020 ligger på $-0,03$ och under 2021 på $+0,08$ procentenheter. Givet att $\Delta_{y-1,m}^{*y,m}$ kan betraktas som en form av benchmark, så indikerar alltså analysen en marginell negativ bias under 2020 och en positiv under 2021. En uppdelning av den totala effekten på olika COICOP-aggregat redovisas i tabell 1 (nästa sida).¹²

6. Vidare analys av resultaten

Effekt av justerad metod för månadslänkarna

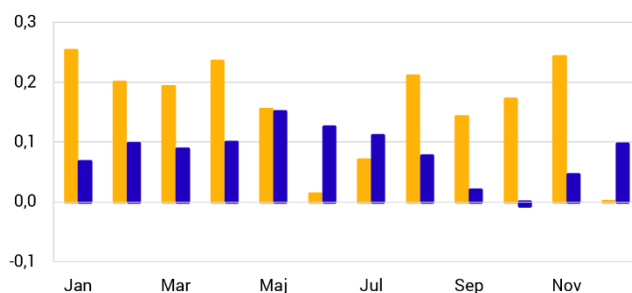
Eftersom en justerad beräkningsmetod användes för att räkna vägningstal under 2021 (se exempelvis punkt 3 på föreliggande möte), så är det även intressant att jämföra resultaten med motsvarande analys baserad på de vägningstal som hade gällt om istället ordinarie metod använts. En sådan jämförelse redovisas i figur 2. Resultatet tyder på att den införda justeringen bidrog till något mindre bias under 2021. Den genomsnittliga skillnaden mellan korgeffektsjusterad inflationstakt räknad med ordinarie metod och vår benchmarkformel var under 2021 lika med $+0,16$

¹² Bidraget från ett visst aggregat har räknats som skillnaden i implicit vikt multiplicerat med skillnaden mellan årsförändring i det aktuella aggregatet och årsförändring för KPI totalt, och påverkas därmed dels av viktens storlek, dels av prisutvecklingen i aggregatet.

procentenheter, d.v.s. knappt en tiondel högre än för den metod som faktiskt användes.

Tabell 1: Bidrag till genomsnittlig skillnad mellan inflationstakt räknad enligt de två måtten $\Delta_{y-1,m}^{y,m}$ och $\Delta_{y-1,m}^{*y,m}$ (i procentenheter).

COICOP-aggregat	2020	2021
01.1 Livsmedel	0,00	0,02
02.1 Alkohol	0,00	0,00
03.1 Kläder	0,00	0,00
04.5 El och bränsle	-0,02	0,05
04.S Hyror/avgifter (hyres- och bostadsrätt)	0,00	-0,01
04.x-y Nyttjande av bostaden (egnahem & bostadsrätt)	-0,01	0,00
05 Inventarier & hushållsvaror	0,00	0,00
06 Hälso- och sjukvård	0,00	-0,01
07.1 Inköp av fordon	0,01	0,00
07.2 Drift av fordon	-0,04	0,00
07.3 Transporttjänster	0,01	0,01
08 Kommunikation	0,00	-0,02
09.1-5 Rekreation & kultur exkl. paketresor	0,05	0,01
09.6 Paketresor	-0,03	0,01
11.1 Restaurang	0,01	0,00
11.2 Logi	-0,02	-0,01
12.1 Personlig hygien	0,01	0,00
Övriga varor och tjänster	0,01	0,00
	-0,03	0,08



Figur 2: Skillnad mellan inflationstakten 2021 räknad enligt de två måtten $\Delta_{y-1,m}^{y,m}$ och $\Delta_{y-1,m}^{*y,m}$ (i procentenheter). Faktisk metod i blått och ordinarie metod i orange.

Effekt av val av benchmark

I ovanstående studie valdes formel (4) som ”benchmark” för utvärderingen. Biasskattningen är förstås i allra högsta grad beroende av detta val. Eftersom flera av de studier som publicerades under 2020 använde andra typer av jämförelseindex så har vi även inkluderat en jämförelse mot två alternativa mått nedan. Dessa utgår istället från en viktning baserad på innevarande års korg.

Den första alternativa formeln kan liknas vi ett Paashe-index, men baserat på helårsvikter:

$$\Delta_{y-1,m}^{o,y,m} + 1 = \frac{\sum p_g^{y,m} q_g^y}{\sum p_g^{y-1,m} q_g^y}, y = 2020, 2021 \quad (5)$$

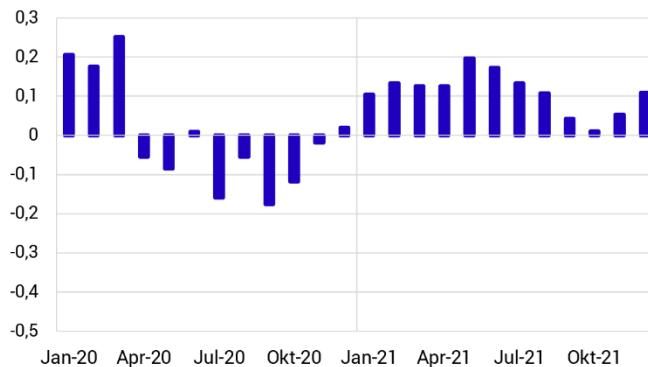
Den andra alternativa formeln ges av

$$\Delta_{y-1,m}^{\blacksquare,y,m} + 1 = \frac{\sum p_g^{y,m} \left(q_g^y \frac{p_g^y}{p_g^{y-1,m}} \right)}{\sum p_g^{y-1,m} \left(q_g^y \frac{p_g^y}{p_g^{y-1,m}} \right)}, y = 2020, 2021$$

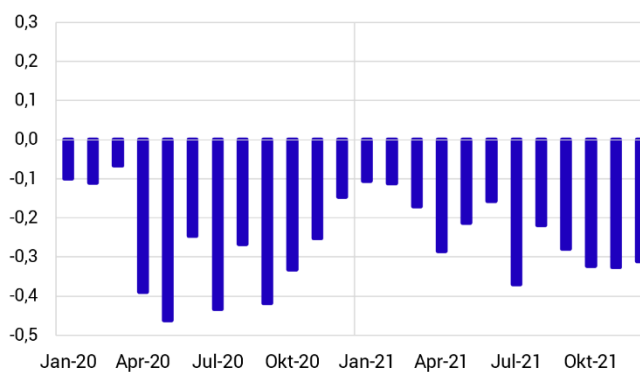
och blir mer logiskt efter följande omskrivning:

$$\Delta_{y-1,m}^{\blacksquare,y,m} + 1 = \sum w_g^{\blacksquare} \left(\frac{p_g^{y,m}}{p_g^{y-1,m}} \right) \text{ där } w_g^{\blacksquare} = \frac{p_g^y q_g^y}{\sum p_g^y q_g^y}, y = 2020, 2021 \quad (6)$$

Resultat motsvarande figur 1 men baserat på jämförelser mot de alternativa måtten återfinns i figur 3 och 4. Om formel (5) hade använts som benchmark så hade tolkningen varit en genomsnittlig bias under 2020 på $\pm 0,00$ procentenheter och under 2021 på $+0,11$ procentenheter. Motsvarande resultat baserat på formel (6) hade varit $-0,27$ under 2020 och $-0,24$ under 2021.



Figur 3: Skillnad mellan inflationstakten räknad enligt de två måtten $\Delta_{y-1,m}^{o,y,m}$ och $\Delta_{y-1,m}^{\blacksquare,y,m}$ (i procentenheter).



Figur 4: Skillnad mellan inflationstakten räknad enligt de två måtten $\Delta_{y-1,m}^{y,m}$ och $\Delta_{y-1,m}^{\blacksquare,y,m}$ (i procentenheter).

I tabell 2 sammanfattas resultaten för samtliga fyra mått.

Tabell 2: Inflationstakt räknad enligt formel (3)-(6), i procentenheter.

		$\Delta_{y-1,m}^{y,m}$	$\Delta_{y-1,m}^{\circ,y,m}$	$\Delta_{y-1,m}^{\triangle,y,m}$	$\Delta_{y-1,m}^{\blacksquare,y,m}$
2020	Januari	1,43	1,31	1,22	1,53
	Februari	1,22	1,13	1,04	1,33
	Mars	0,75	0,62	0,50	0,82
	April	-0,13	-0,07	-0,08	0,26
	Maj	0,22	0,31	0,30	0,68
	Juni	0,91	0,94	0,90	1,15
	Juli	0,83	0,99	0,99	1,26
	Augusti	1,04	1,09	1,10	1,31
	September	0,67	0,82	0,84	1,08
	Oktober	0,59	0,70	0,71	0,92
	November	0,51	0,54	0,52	0,76
	December	0,88	0,89	0,86	1,03
2021	Januari	1,43	1,37	1,33	1,54
	Februari	1,29	1,20	1,16	1,40
	Mars	1,63	1,55	1,51	1,80
	April	2,25	2,15	2,13	2,54
	Maj	1,83	1,68	1,63	2,04
	Juni	1,61	1,48	1,43	1,76
	Juli	1,86	1,75	1,73	2,23
	Augusti	2,25	2,17	2,14	2,46
	September	2,55	2,53	2,51	2,83
	Oktober	2,89	2,90	2,88	3,22
	November	3,31	3,27	3,26	3,64
	December	4,24	4,14	4,13	4,55

Referenser

- Abe, N. (2022), "Measuring Inflation Under Pandemic Conditions": A Comment", *Journal of Official Statistics*, 38(1): 295-300.
- Boldsen, C. (2022), "A Comment on the Article by W. Erwin Diewert and Kevin J. Fox", *Journal of Official Statistics*, 38(1): 287-289.
- Cavallo, A. (2020), "Inflation with Covid Consumption Baskets", NBER working paper nr 27352, Juni 2020.
- Diewert, W. E. och Fox, K. J. (2022a), "Measuring Inflation under Pandemic Conditions", *Journal of Official Statistics*, 38(1): 255-285.
- Diewert, W. E. och Fox, K. J. (2022b), "Rejoinder: Measuring Inflation under Pandemic Conditions", *Journal of Official Statistics*, 38(2): 663-668.
- Goldhammer, B. (2022), "Creative and Exhaustive, but Less Practical – a Comment on the Article by Diewert and Fox", *Journal of Official Statistics*, 38(1): 291-293.
- Johansson, J., Löf, M. och Tysklind, O. (2020), "Förändrad konsumtion under pandemin påverkar inflationen", Riksbanken Ekonomiska kommentarer, nr 14, 2020.
- Matsumoto, B., Miller, C. B. och Montag, H. (2022), "The impact of changing consumer expenditure patterns at the onset of the Covid-19 pandemic on measures of consumer inflation", *Monthly Labor Review*, US Bureau of Labor Statistics, April 2022.
- Mitchell, T., O'Donnell, G., Taves, R., Weselake-George, Z. och Xu, A. (2020), "Consumer expenditures during Covid-19: An exploratory analysis of the effects of changing consumption patterns on consumer price indexes", *Statistics Canada Catalogue nr 62F0014M*.
- Reinsdorf, M. (2020), "Covid-19 and the CPI: Is inflation Underestimated?", IMF working paper nr 20/224.
- SCB (2022), "Beskrivning av korgeffekten", tillgängligt via www.scb.se/kpi.
- SCB (2023), "Statistikens Framställning, Konsumentprisindex 2023", tillgängligt via www.scb.se/kpi.
- Strasser, G., Messner, T., Rumler, F. och Ampudia, M. (2023), "Inflation heterogeneity at the household level", ECB Occasional Paper Series nr 325.
- Ståhl, O. (2020a), "Vägningstal och indexkonstruktion i samband med coronakrisen", PM inför möte nr 9 i nämnden för KPI (september 2020).
- Ståhl, O. (2020b), "Fortsatt diskussion av vägningstalens utformning med hänsyn till coronakrisen", PM inför möte nr 10 i nämnden för KPI (november 2020).

Appendix: Cavallos pandemikorg på svenska HIKP-data

Nedan appliceras samma typ av approximation som användes av Cavallo (2020) på svenska HIKP för april 2020. (Anledningen till att vi utgått från HIKP här och inte KPI är att Cavallo beskriver utvecklingstal i relation till december 2019, vilket lämpar sig bättre att applicera på HIKP; jmf. Cavallo, 2020, online appendix B.)

Tabell 3: Inflationstakt i april 2020 enligt Cavallos modell applicerad på svenska HIKP-data.

COICOP	Vägningstal i HIKP 2020	Utveckling enligt antagande i Cavallo (2020)	Skattade pandemi-vägningstal	Årsförändring i april 2020 enligt HIKP	Vägningstal x årsförändring	
					HIKP	Pandemi-korg
01	156,6	11,73	254,6	3,44	0,54	0,88
02	41,9	11,73	68,1	1,71	0,07	0,12
03	52,3	-42,09	44,1	-3,78	-0,20	-0,17
04	149,7	0	217,8	-3,22	-0,48	-0,70
05	70,6	-26,87	75,1	2,14	0,15	0,16
06	38,5	-53,89	25,8	1,46	0,06	0,04
07	149,9	-70,03	65,4	-2,68	-0,40	-0,18
08	35,5	0	51,6	-4,52	-0,16	-0,23
09	119,7	-73,35	46,4	-0,72	-0,09	-0,03
10	1,3	0	1,8	3,90	0,00	0,01
11	90,7	-62,1	50,0	0,68	0,06	0,03
12	93,3	-26,87	99,3	2,34	0,22	0,23
	1000		1000		-0,22	0,16