

Multilaterala prisindex för elektronikprodukter

Denna PM redovisar ett utvecklingsarbete som har delfinansierats av Eurostat för att förbättra prisindex för elektronikprodukter och användningen av tillgänglig data. Olika multilaterala prisindex har beräknats för två elektronikprodukter, mobiltelefoner och TV-apparater, för en treårig period. Dessa prisindex jämförs och analyseras med motsvarande delindex i KPI. Utvecklingsprojektets bedömning av resultaten är att de indikerar att metoderna kan vara lämpliga som framtida indexmetoder för de studerade elektronikprodukterna.

Nämnden välkomnas att komma med synpunkter.



**Medfinansieras av
Europeiska unionen**

Innehåll

Inledning	3
Beskrivning av datamaterial och elektronikprodukterna	4
Teknologisk utveckling	5
Hög produktomsättning	5
Nedåtgående pristrend	7
Konsumtionsutvecklingen	9
Beskrivning av indexmetoder	11
Gini-Eltető-Köves-Szulc (GEKS)	11
Time Dummy Hedonic (TDH)	15
Time Product Dummy (TPD)	15
Beräkningsfönster och splicingmetoder	16
Resultat	17
Ändrad produktdefinition	20
Diskussion	24
Referenser	26
Appendix	29

Inledning

Elektronikprodukter är ett utmanande produktområde för prisstatistiken. Produktområdet kan beskrivas som ”dynamiskt” där nya produkter lanseras löpande på marknaden, med nya teknologiska egenskaper, samtidigt som äldre produkter utgår från sortimenten relativt snabbt.

Sedan 2021 har SCB använt kassaregisterdata och webbskrapad data för att beräkna prisindex för elektronikprodukter. Indexmetoderna som används för elektronikprodukter i Konsumentprisindex (KPI) har dock svårt att nyttja denna data fullt ut¹. I dagsläget tillämpas traditionella bilaterala prisindex där priser för ett urval av produkter samlas in under året och prisindex beräknas mellan en basmånad och aktuell månad. I takt med ändrat produktutbud försvinner dock basmånadens produkturval vilket försvårar prisjämförelsen eftersom bortfall hanteras genom produktbyten och kvalitetsjusteringar. Dessutom används fasta vikter som inte följer förändrade konsumtionsmönster mellan månader.

Till skillnad från traditionella bilaterala prisindex, beräknas multilaterala prisindex över ett beräkningsfönster som täcker mer än två månader. Multilaterala metoder har visat sig kunna hantera flera av de begränsningar som finns med bilaterala indexmetoder. Exempelvis kan alla produkter som har sålt under en månad inkluderas och vikter som väger ihop prisförändringarna kan uppdateras kontinuerligt. Metoderna är också i princip fria från kedjedrift som kan vara ett potentiellt stort problem för bilaterala prisindex med korta indexlänkar, exempelvis månadskedjade bilaterala prisindex.

Denna PM beskriver olika multilaterala metoder som har analyserats för två elektronikprodukter, mobiltelefoner och TV-apparater, och jämförs mot KPI:s prisindex. Arbetet har genomförts i ett utvecklingsprojekt som har delfinansierats av EU², där det övergripande projekt målet är att förbättra användningen av tillgänglig data för elektronikprodukter. Utvecklingsprojektet har även undersökt nya kvalitetsvärderingsmetoder och datahantering av produkttegenskaper, men denna PM avgränsas till arbetet med multilaterala metoder. Arbetet i sin helhet kommer avrapporteras till Eurostat i samband med att utvecklingsprojektet avslutas under våren 2027.

¹ För mer information om framställningen av Konsumentprisindex se SCB (2026).

² Eurostat grant 101200005-2024-SE-PRICE. Åsikter och synpunkter i denna promemoria återspeglas inte nödvändigtvis av EU eller Eurostat.

Beskrivning av datamaterial och elektronikprodukterna

Sedan 2021 har SCB använt kassaregisterdata och webbskrapad data från fyra olika företag som är återförsäljare av elektronikprodukter. Studieperioden för det här projektet har avgränsats till januari 2021 till november 2023³. Under denna period levererade tre företag kassaregisterdata, vilka ingår i analysen. Ett företag webbskrapades och eftersom den typen av data saknar sålda kvantiteter exkluderas det företaget.

Kassaregisterdata som har analyserats innehåller företagets alla transaktioner på daglig nivå. De variabler som ingår i underlaget är: datum (år, månad, dag), försäljningskanal (butik, online), produktkategorier, EAN-kod (som identifierar samma produkt hos alla tre företag), internt artikelnummer, produktnamn, omsättning samt kvantitet.

De elektronikprodukter som har studerats är mobiltelefoner och TV-apparater. Dessa produkter har valts ut huvudsakligen baserat på deras relativt stora vikt och relativt stora historiska prisrörelser. I KPI motsvaras mobiltelefoner och TV-apparater av COICOP 08.1.2.0 respektive COICOP 08.1.4.0. Mobiltelefoner avgränsas till smarttelefoner och TV-apparater avgränsas till produkter som är 22 tum eller större. Därutöver definieras en produkt som kombinationen av EAN-kod och företag och elektronikprodukternas månadspriser aggregeras från data under de tre mittersta veckorna i månaden (veckan då 15:e infaller och +/- en vecka). Samma avgränsningar och definitioner används i denna PM.

Andra statistikmyndigheter som nyligen har studerat prisindex för elektronikprodukter har beskrivit produktområdet med huvudsakligen tre karaktärsdrag⁴:

- Teknologisk utveckling (nya produkter har mer/bättre egenskaper än gamla produkter).
- Hög produktomsättning (produktutbudet ändras ofta).
- Nedåtgående pristrend (høgt introduktionspris, lågt utförsäljningspris).

³ Tidsperioden avslutas november 2023 på grund av ändrade dataleveranser från och med december 2023.

⁴ Se exempelvis Van Loon (2021), May och Radjabov (2023) samt Nyborg Hov och Nygaard (2022).

Vårt kassaregisterdata bekräftar dessa karaktärsdrag, vilket illustreras nedan. Därutöver går det att göra intressanta observationer av konsumtionsutvecklingen, vilket också lyfts fram.

Teknologisk utveckling

Elektronikprodukternas teknologiska utveckling kan exemplifieras av Moores lag, vilket är en observation av att antalet transistorer som får plats i ett datorchip fördubblas ungefär vartannat år och leder till ökad beräkningskraft samt lägre kostnader. Den teknologiska utvecklingen kan avspglas i konsumentprodukterna genom förändrade produkttegenskaper. För mobiltelefoner har exempelvis Aizcorbe m.fl. (2019) noterat en snabb utveckling för produkttegenskaper i mobiltelefoner på USA:s konsumentmarknad mellan 2010 och 2017. Tabell 1 visar att produkttegenskaperna i vårt datamaterial också utvecklas snabbt men jämförelsevis något långsammare. Mellan 2021 och 2023 var den genomsnittliga ökningen per år mellan 5 och 12 procent.

Tabell 1: Utvecklingen av produkttegenskaper för mobiltelefoner.

	Aizcorbe m.fl. (2019) (USA:s marknad)			Vårt datamaterial		
	2010	2017	Årlig snittillväxt	2021	2023	Årlig snittillväxt
RAM (GB)	0,2	2,3	33%	5,6	6,2	5%
Lagringsutrymme (GB)	7,2	55,9	29%	163,8	204,4	12%
Processorhastighet (GHz)	1,0	1,9	9%	2,7	2,9	5%

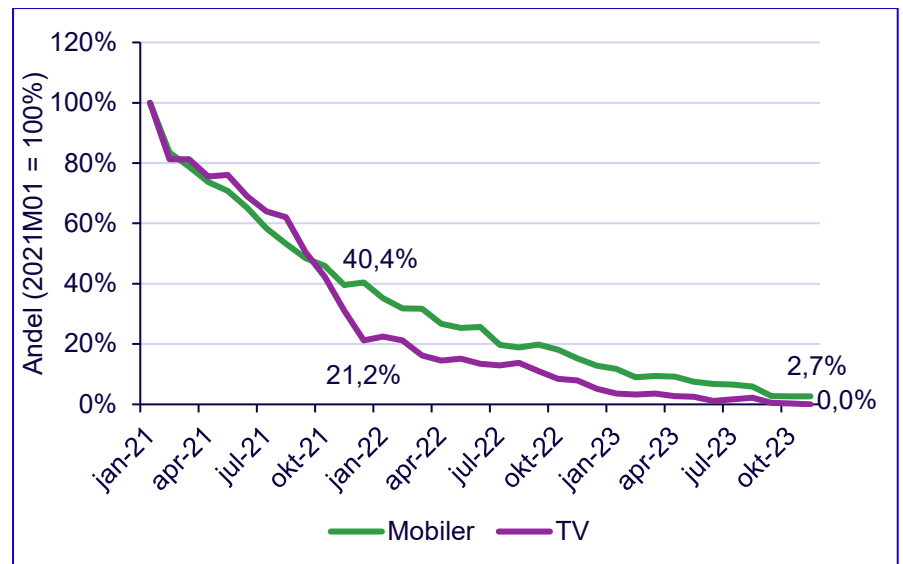
Utvecklingen av produkttegenskaperna innebär generellt att nya och gamla produkter inte är direkt jämförbara. Hur stora produkternas kvalitetsskillnader är beror dock på hur konsumenterna värderar förändringarna i produkttegenskaperna. Även mindre framträdande egenskaper, såsom produktens livslängd och tillgången till mjukvaruuppdateringar, kan påverka konsumenternas värdering av produkten. Denna PM kommer inte fördjupa sig i kvalitetsegenskaper eller kvalitetsvärderingsmetoder, utan kommer utgå från de hedoniska regressionsmodeller som används i dagens KPI-beräkning.

Hög produktomsättning

En annan följd av den teknologiska utvecklingen är att marknadens produktutbud kontinuerligt ändras. Nya produkter, ofta med utökade produkttegenskaper, lanseras löpande samtidigt som gamla produkter utgår från marknaden. Det förändrade produktutbudet kan vi också se i datamaterialet.

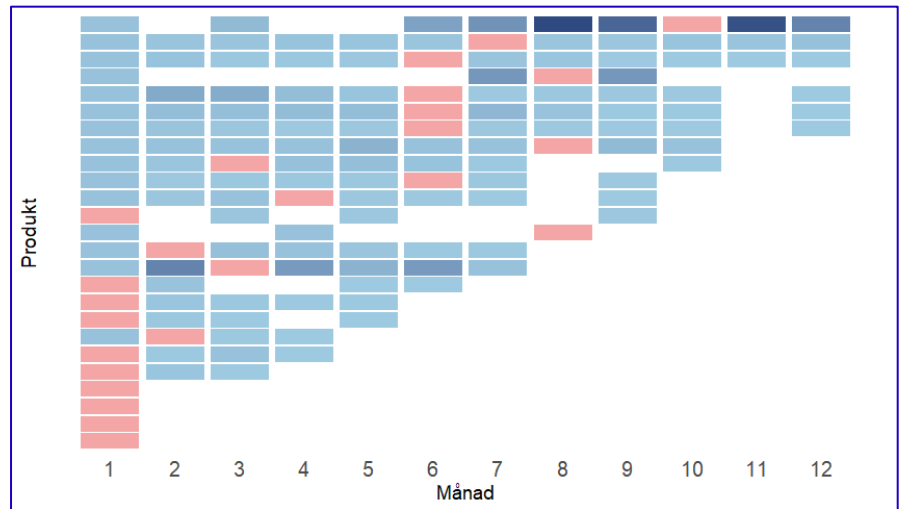
Figur 1 illustrerar hur snabbt produkter kan försvinna från marknaden. Figuren visar andelen av de produkter som såldes i januari 2021 (januarikorgen) som fortfarande säljs vid olika månader. Efter tolv

månader (december 2021) är ungefär 40 procent av mobiltelefonerna i januarikorgen kvar på marknaden. Motsvarande siffra för TV är cirka 20 procent. Efter knappt tre år (november 2023) är det enbart några enstaka produkter som fortfarande säljs.



Figur 1: Andelen produkter som såldes i januari 2021 som också säljs under efterföljande månader.

Hög produktomsättning innebär inte bara att produkter försvinner permanent från marknaden, de kan även vara borta från marknaden tillfälligt. Figur 2 illustrerar detta baserat på ett urval av TV-apparater. Produkter som har sålt en viss månad har en färgmarkerad ruta. Ljusare ruta indikerar låg kvantitetsförsäljning (få antal sålda), mörkare ruta indikerar hög kvantitetsförsäljning. Röd indikerar månaden då produkten säljer mest under sin livscykel. Av produkterna som finns i månad 1 är det ett antal produkter som saknas i månad 2. Några saknas permanent, medan andra saknas tillfälligt och kommer tillbaka en kommande månad. Noterbart är att produkter kan vara borta från marknaden ganska många månader innan de börjar sälja igen, och ibland med bättre försäljning än tidigare (exempelvis den översta produkten i figur 2).

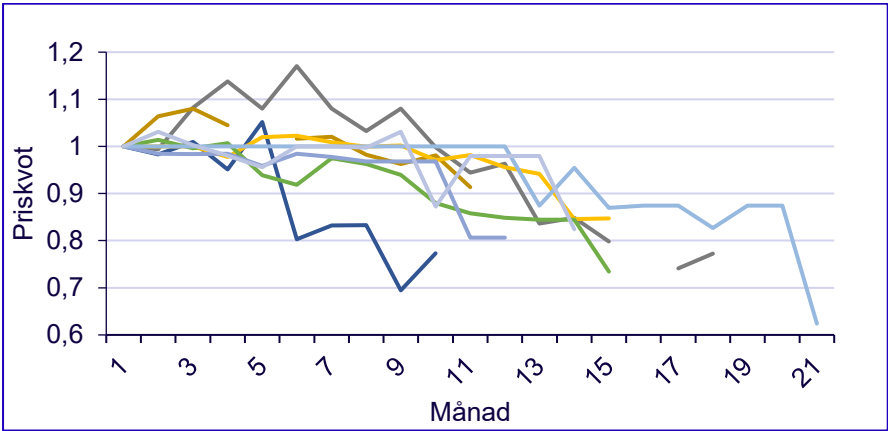


Figur 2: Ett urval av TV-apparater som utgår från marknaden permanent och tillfälligt. Ljusare ruta indikerar låg kvantitetsförsäljning, mörkare ruta indikerar hög kvantitetsförsäljning. Röd indikerar månaden då produkten säljer mest. Ingen ruta betyder att produkten inte har sålt.

Produktomsättningen skapar utmaningar för dagens indexmetod. Eftersom produkterna från basperioden (december föregående år) kontinuerligt byts ut för att upprätthålla en representativ produktkorg under året kommer en stor del av basprodukterna bli utbytta. Prisindexet kommer således bli, särskilt i slutet av året, mycket beroende av bytesprocessen, där tajmingen på produktbyten, den efterföljande kvalitetsjusteringen och imputeringar vid eventuella bortfall påverkar indexutvecklingen. Som ovanstående figur illustrerar kan det vara mycket svårt att tajma produktbyten i praktiken eftersom att det är svårt att veta om en saknad produkt har utgått från produktutbudet permanent eller tillfälligt.

Nedåtgående pristrend

För elektronikprodukter är introduktionspriserna generellt sett högre än utförsäljningspriserna. Den generella prisförändringen mellan produkternas första och sista månad på marknaden mellan januari 2021 och november 2023 är cirka -12 procent för mobiler och drygt -16 procent för TV. Figur 3 exemplifierar den nedåtgående pristrenden för ett litet slumpmässigt urval av mobiler och TV-apparater. Produkten som har funnits längst på marknaden har ungefär 40 procent lägre pris den sista månaden (månad 21) jämfört med den första månaden. Generellt lämnar produkterna marknaden permanent till ett lägre pris än introduktionspriset.



Figur 3: Prisutveckling för ett slumpmässigt urval av mobiler och TV-apparater. Jämförelseperiod är första månaden som produkter säljs på marknaden.

Produkternas nylanseringar brukar förknippas med stigande priser. Eftersom nylanserade produkter i regel har utökad teknologiska egenskaper behövs en kvalitetsjustering när de ska inkluderas i indexberäkningarna. I Tabell 2 illustreras hur mycket introduktionspriser kan stiga utan att kvalitetsjusteringar används. Tre modellserier av mobiltelefoner från tre varumärken har valts ut för åren 2021, 2022 och 2023. Modellserierna har valts med syfte att ha så likvärdiga produkttegenskaper som möjligt. Därefter har snittpriset under första försäljningsmånaden beräknats för respektive modellserie⁵. För att inte avslöja specifika modellserier redovisas prisförändringarna indexerat mot introduktionspriset under lanseringsår 2021.

Tabell 2: Utveckling av introduktionspriser för tre modellserier av mobiltelefoner. Prisförändringarna är indexerade mot introduktionspriserna under lanseringsår 2021.

	Lanseringsår 2021	Lanseringsår 2022	Lanseringsår 2023
Varumärke A	1,00	1,22	1,22
Varumärke B	1,00	1,01	1,25
Varumärke C	1,00	1,11	1,11

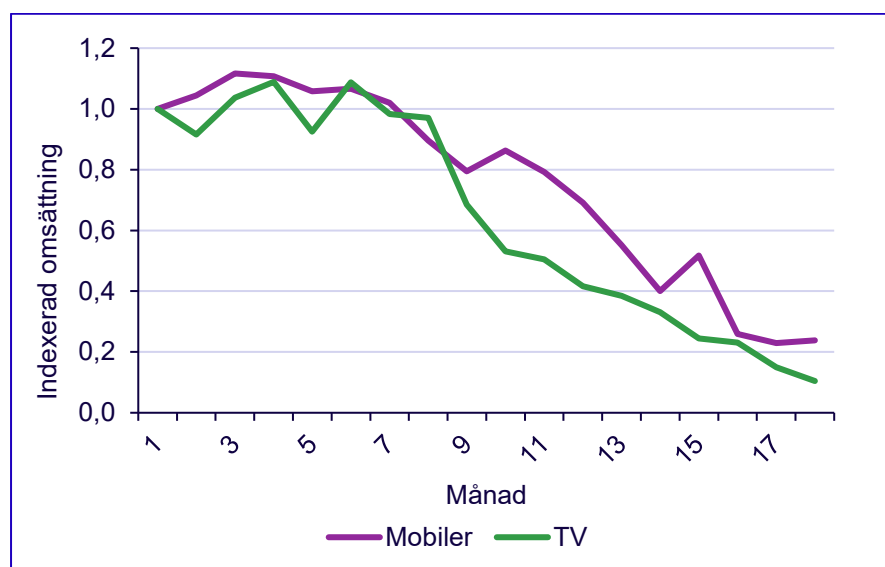
Tabell 2 visar att introduktionspriserna kan öka ganska kraftigt, över 20 procent, vid vissa lanseringar, men att det också finns lanseringar med oförändrade introduktionspriser. Exempelvis, modellserien för Varumärke A höjde introduktionspriset under 2022 med 22 procent, men höll det

⁵ Här har priserna aggregerats över företag då samma modellserie kan säljas på samtliga företag. Priserna har också aggregerats över EAN-koder då EAN-koder bl.a. identifierar färgen på mobiltelefonen. Ett exempel är: Samsung Galaxy A52 (lanseringsår 2021), Samsung Galaxy A53 (lanseringsår 2022) och Samsung Galaxy A54 (lanseringsår 2023), med avgränsning till modellerna med 128GB lagringsutrymme och 6GB RAM-minne.

oförändrat när den nya modellserien för 2023 lanserades. Återigen, detta är ett litet urval och allt för starka slutsatser ska inte dras utifrån detta.

Konsumtionsutvecklingen

Med höga introduktionspriser och låga utförsäljningspriser kan man fundera på om konsumenterna köper de dyra nylanserade produkterna, eller väntar tills att produkterna har blivit äldre och prisnedsatta. Figur 4 visar omsättningens utveckling över mobiltelefonernas och TV-apparaternas livscykel. Omsättningen har summerats för alla produkter i varje livscykelsmånad och indexerats mot den första livscykelmånaden⁶. Endast de första 18 månaderna redovisas eftersom antalet produkter minskar kraftigt därefter. Figuren visar tydligt att den största konsumtionen sker i början av livscykeln. För mobiltelefoner toppar försäljningen ungefär den tredje månaden på marknaden. För TV-apparater toppar försäljningen runt fjärde till sjätte månaden på marknaden. Efter ungefär åtta månader är omsättningen konstant lägre jämfört med den första månaden som produkterna säljs på marknaden.



Figur 4: Omsättningssutveckling under produkternas livscykel. Produkternas livscykel är begränsad till de 18 första månaderna på marknaden. Omsättningen är indexerad mot första livscykelmånaden.

Att produkter snabbt försvinner från marknaden (figur 1) samtidigt som att priser och konsumtionen sjunker över produkternas livscykler (figur 3 och figur 4) innebär att en fastkorg snabbt blir mindre representativ. Om

⁶ Produkter som introducerades på marknaden i januari 2023 eller senare exkluderades från analysen, eftersom deras observerade livscykler begränsas av studieperiodens slut och därmed systematiskt blir kortare än för tidigare introducerade produkter.

man vill bedöma hur stor en representativ produktkorg behöver vara kan man undersöka hur många produkter som krävs för att täcka exempelvis 50 procent av omsättningen. Om de mest sålda produkterna väljs ut består produkturvalet i genomsnitt av drygt 50 mobiltelefoner och 30 TV-apparater. Detta motsvarar knappt 10 procent av alla mobiltelefoner och TV-apparater som säljs under en genomsnittlig månad. Ett relativt litet antal produkter står alltså för en stor del av den totala försäljningen, vilket innebär att produktkorgen skulle kunna hållas förhållandevis liten. Det här förutsätter dock att toppsäljare är representativa för övriga produkter, vilket inte nödvändigtvis är fallet. Ytterligare en utmaning är att toppsäljare har en betydande variation i sin försäljning. För att produktkorgen ska representera 50 procent av omsättningen över tid behöver i genomsnitt 50 procent av toppsäljarna bytas ut varje månad. Det är en stor andel av produktkorgen. Som jämförelse byts ungefär 10 procent av produktkorgen för mobiltelefoner och TV-apparater ut i dagens KPI-produktion⁷.

Ovanstående observationer indikerar ett antal utmaningar som måste beaktas vid val av indexmetod. Den krympande korgen måste snabbt ersättas med nya produkter. Samtidigt bör nylanserade produkter komma in i korgen relativt tidigt i produkternas livscykel för att fånga den stora konsumtionen. I praktiken är det dock väldigt svårt att avgöra när individuella produkter är passé, vilket illustrerades i figur 2. Därutöver kan nylanseringar vara förknippade med stigande priser, vilket är viktigt att fånga då de kan vara en motvikt till den generella nedåtgående pristrenden. Till sist bör toppsäljare finnas representerade i prisindexet då dessa produkter står för en betydande andel av omsättningen.

Bilaterala prisindex kan ha svårt att hantera utmaningarna som illustreraras av ovanstående observationer. Månadskedjade bilaterala prisindex kan användas för att inkludera nya produkter och kontinuerligt uppdatera vikterna. Få bilaterala prisindex uppfyller dock kravet på transitivitet⁸. Avsaknaden av transitivitet innebär att kedjedrift kan uppstå när de månatliga indexlänkarna kedjas samman. Studier av elektronikprodukter har visat att sådan kedjedrift kan ge upphov till en nedåtgående bias⁹. Dagens KPI-beräkningar löser kedjedriftsproblemet genom att beräkna bilaterala prisindex med en fast basperiod (december föregående år). Denna lösning förutsätter däremot årliga produkturval och

⁷ Se Govenius och Tongur (2026), Appendix B3:3.

⁸ Transitivitet innebär att ett prisindex ger samma resultat oavsett om det beräknas direkt eller via mellanliggande perioder. Ett transitivt prisindex uppfyller att $I_{0,2} = I_{0,1} \times I_{1,2}$.

⁹ Se exempelvis de Haan och Krsinich (2014) som visar på tydlig nedåtgående kedjedriftsbias i månadskedjade Törnqvistindex för diverse elektronikprodukter.

fasta årsvikter, vilket bland annat gör avkall på produkttäckningen och vikternas aktualitet.

Dessa utmaningar hanterar multilaterala indexmetoder på ett effektivt sätt. Indexmetoderna är transitiva och har inte samma problem med kedjedrift¹⁰, vilket gör att samtliga produkter i datamaterialet kan användas och vikterna uppdateras varje månad för att följa förändrade konsumtionsmönster. Metoderna ger därmed goda förutsättningar för att hantera de utmaningar som kännetecknar elektronikprodukter.

Beskrivning av indexmetoder

Här beskrivs de multilaterala prisindex som har studerats¹¹: Gini-Eltetö-Köves-Szulc-index (GEKS-index) och tidsdummyregression. Den senare av de två kan i sin tur delas in i två varianter: Time Dummy Hedonic index (TDH-index) och Time Product Dummy index (TPD-index). Valet av dessa multilaterala index har gjorts med utgångspunkten att de har analyserats i många andra studier av prisindex för elektronikprodukter¹².

Gini-Eltetö-Köves-Szulc (GEKS)

GEKS-indexet baseras på bilaterala prisindex för månader inom ett beräkningsfönster som består av mer än två månader. Val av bilateralt prisindex och beräkningsfönstret måste alltså göras. Val av beräkningsfönster samt beräkning av kedjeindex behandlas i ett eget avsnitt längre nedan. För bilaterala prisindex är det ofta önskvärt att använda omsättningsbaserade vikter som uppdateras månadsvis, så att prisförändringarna sammanvägs utifrån produkternas ekonomiska betydelse. En indexmetod som möjliggör detta är Törnqvistindexet:

$$I_{Tq}^{0,t} = \prod_{i \in U_M} \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{\frac{s_i^0 + s_i^t}{2}}. \quad (1)$$

Alla produkter som tillhör båda perioderna, 0 och t, ingår i prisindexet, vilket betecknas av produktmängden U_M . Pris för period t och produkt i är

¹⁰ När multilaterala indexmetoder beräknas med rullande beräkningsfönster krävs splicingmetoder för att länka samman indexserien över tid. Vid splicing är indexet inte längre transitivt och kedjedrift kan därför inte uteslutas. Se vidare i sektionen *Beskrivning av indexmetoder*.

¹¹ Multilaterala indexmetoder beskrivs detaljerat i Eurostat (2022).

¹² Se exempelvis de Haan och Daalmans (2019), de Haan och Diewert (2017), de Haan och Krsinich (2014), de Haan och Krsinich (2018), de Haan och van der Grient (2011), Diewert, Heravi och Silver (2008), Krsinich (2016), May och Radjabov (2023), Nyborg Hov och Nygaard (2022), Van Loon (2021). Utöver dessa multilaterala index beskriver Eurostat (2022) ytterligare ett multilateralt index som kallas Geary-Khamis. Det indexet har inte analyserats i detta projekt.

p_i^t och vikt för period t och produkt i är s_i^t . Vikterna beräknas som omsättningsandelar:

$$s_i^t = \frac{p_i^t q_i^t}{\sum_{i \in U_t} p_i^t q_i^t}. \quad (2)$$

Där produktmängden U_t är samtliga produkter som har sålt under period t . GEKS-prisindex med bilaterala Törnqvistindex och ett beräkningsfönster med längden T kan då skrivas:

$$I_{T(GEKS-Tq)}^{0,t} = \prod_{l \in T} (I_{Tq}^{0,l} \times I_{Tq}^{l,t})^{1/T}. \quad (3)$$

Den första indextermen är ett bilateralt Törnqvistindex mellan månad 0 och mellanperioden l , medan den andra är ett bilateralt Törnqvistindex mellan månad l och t . Genom att dessa index beräknas över samtliga mellanperioder l i beräkningsfönstret och sammanvägs geometriskt blir GEKS-indexet transitivt¹³.

För elektronikprodukter som har en hög produktomsättning räcker det dock inte att bara inkludera matchade produkter, U_M , i Törnqvistindexet. För att hantera produktomsättningen har de Haan och Krsinich (2014) föreslagit Törnqvistindex där saknade priser för nya och utgående produkter imputeras. Ett singelimputerat Törnqvistindex kan skrivas:

$$I_{Tq-SI}^{0,t} = \prod_{i \in U_M} \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{\frac{s_i^0 + s_i^t}{2}} \times \prod_{i \in U_N} \left(\frac{p_i^t}{\hat{p}_i^0} \right)^{\frac{s_i^t}{2}} \times \prod_{i \in U_D} \left(\frac{\hat{p}_i^t}{p_i^0} \right)^{\frac{s_i^0}{2}}. \quad (4)$$

Det här prisindexet består av tre termer¹⁴. Den första termen är prisindexet för alla produkter som finns i båda månaderna (samma som ekvation (1)). Den andra termen är prisindexet för nya produkter, U_N , som finns i den aktuella månaden, t , men inte i referensmånaden, 0 . De nya produkterna saknar pris för referensmånaden, vilket imputeras med $\hat{p}_i^0$. Slutligen, den tredje termen är prisindexet för utgående produkter, U_D , som finns i referensmånaden, 0 , men inte i den aktuella månaden, t . De utgående produkterna saknar pris för den aktuella månaden, vilket imputeras med $\hat{p}_i^t$.

Det kan verka märkligt att imputera priser för utgående produkter. För att inkommande och utgående produkter ska behandlas symmetriskt

¹³Exempelberäkningar finns i Eurostat (2022).

¹⁴ Notationen för produktmängderna U_M , U_N och U_D lånas från engelskan och betyder: M = matched, N = new och D = disappearing.

imputeras dock priser för båda grupperna. Den symmetriska behandlingen gör att indexet kan uppfylla egenskapen tidsreversibilitet (time reversal), vilket innebär att indexet visar exakt den omvända prisförändringen om bas- och jämförelseperiod byter plats. Detta är viktigt i GEKS-metoden, eftersom samtliga perioder i beräkningsfönstret används som mellanliggande jämförelseperioder och resultaten bör inte bero på i vilken riktning de bilaterala jämförelserna görs.

De imputerade priserna i ekvation (4) skattas lämpligen med en hedonisk regressionsmodell. Imputerade priser kommer att skattas med samma modellspecifikation som de hedoniska regressionsmodellerna i dagens KPI-beräkning. Den hedoniska regressionsmodellen skattas för varje månad i dataunderlaget¹⁵. Priserna i modellen logaritmeras och ett antal förklarande produkttegenskaper, z_{ik} , används:

$$\ln(p_i^t) = \alpha^t + \sum_{k \in K} \beta_k^t z_{ik} + \epsilon_i^t. \quad (5)$$

Där K är antal produkttegenskaper. De skattade parametrarna, $\hat{\alpha}^t$ och $\hat{\beta}_k^t$, används för att beräkna det predikterade priset, $\hat{p}_i^t$, för de produkter som saknar pris. Regressionen i ekvation (5) kan skattas både med Ordinary Least Squares (OLS) och Weighted Least Squares (WLS). Likt tidigare studier¹⁶ är utgångspunkten att använda WLS där omsättningsandelar används som vikter (ekvation (2)) för att ta hänsyn till produkternas ekonomiska betydelse.

I det singelimputerade Törnqvistindexet (ekvation (4)) används imputerade priser enbart när priser saknas. Det är dock möjligt att använda en dubbelimputering, där de observerade priserna för nya och utgående produkter ersätts med predikterade priser från regressionsmodellen (ekvation (5)). De Haan och Diewert (2017) motiverar det dubbelimputerade Törnqvistindexet med att predikterade priser från hedoniska regressionsmodeller kan vara biased, exempelvis om relevanta produkttegenskaper saknas i modellspecifikationen. Genom att inkludera predikterade priser i både täljaren och nämnaren skulle eventuell bias kunna elimineras. Ett dubbelimputerat Törnqvistindex kan skrivas som:

¹⁵ De Haan och Krsinich (2014) skattar en annan variant där de baserar regressionsmodellen på sammanslagen (pooled) data för de två månader som Törnqvistindexet ska beräknas över. Denna variant studeras inte i denna PM, men har analyserats av de Haan och Daalmans (2019) som visar att den imputeringsvarianten resulterar i ett något lägre prisindex jämfört med det singelimputerade GEKS-Törnqvistindexet.

¹⁶ Se exempelvis de Haan och Daalmans (2019).

$$I_{Tq-DI}^{0,t} = \prod_{i \in U_M} \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{\frac{s_i^0 + s_i^t}{2}} \times \prod_{i \in U_N} \left(\frac{\hat{p}_i^t}{\hat{p}_i^0} \right)^{\frac{s_i^t}{2}} \times \prod_{i \in U_D} \left(\frac{\hat{p}_i^t}{\hat{p}_i^0} \right)^{\frac{s_i^0}{2}}. \quad (6)$$

Ett antal GEKS-index har presenterats i detta avsnitt. Sammanfattningvis kommer följande GEKS-index att skattas: GEKS-Törnqvistindex, $I_{T(GEKS-Tq)}^{0,t}$, singelimputerat GEKS-Törnqvistindex, $I_{T(GEKS-Tq-SI)}^{0,t}$ samt dubbelimputerat GEKS-Törnqvistindex, $I_{T(GEKS-Tq-DI)}^{0,t}$. Därutöver beräknas även ett månadskedjat Törnqvistindex, $I_{Tq-månkedja}^{0,t}$, och KPI-indexet, $I_{KPI}^{0,t}$, kommer att presenteras som jämförelse. Förväntningarna på resultaten är:

- Månadskedjade Törnqvistindexet har kedjedriftsbias och är lägre än GEKS-Törnqvistindexet ($I_{Tq-månkedja}^{0,t} < I_{T(GEKS-Tq)}^{0,t}$). Storleken på indexskillnaden indikerar storleken på kedjedriftsbias.
- GEKS-Törnqvistindexet är lägre än det singelimputerade GEKS-Törnqvistindexet ($I_{T(GEKS-Tq)}^{0,t} < I_{T(GEKS-Tq-SI)}^{0,t}$), vilket indikerar att den negativa pristrenden för matchande produkter ($p_i^t/p_i^0 < 1$) understiger de kvalitetsjusterade priskvoterna för nya ($p_i^t/\hat{p}_i^0$) respektive utgående ($\hat{p}_i^t/p_i^0$) produkterna.
- Om det singelimputerade GEKS-Törnqvistindexet och det dubbelimputerade GEKS-Törnqvistindexet är närliggande ($I_{T(GEKS-Tq-SI)}^{0,t} \approx I_{T(GEKS-Tq-DI)}^{0,t}$), indikerar det att den hedoniska regressionsmodellen genererar predikterade priser som inte är biased.
- KPI-indexet och de imputerade GEKS-Törnqvistindexen bör uppvisa en relativt likartad utveckling. Båda indexmetoderna skattar prisutvecklingen för elektronikprodukter med explicita kvalitetsjusteringar. Samtidigt finns metodskillnader, såsom produkturval jämfört med hela produktregistret, fasta vikter jämfört med månadsvikter samt andra skillnader i beräkningsmetoden som kan ge upphov till avvikelser mellan indexen. Storleken på dessa avvikelser är svår att bedöma på förhand.

Time Dummy Hedonic (TDH)

Multilaterala TDH-index baseras på ett beräkningsfönster, T , som består av mer än två månader. Dataunderlag för samtliga perioder inom tidsfönstret används för att skatta följande hedoniska regressionsmodell¹⁷:

$$\ln(p_i^t) = \delta^0 + \sum_{\substack{t \in T \\ t \neq 0}} \delta^t D_i^t + \sum_{k \in K} \beta_k z_{ik} + \epsilon_i^t. \quad (7)$$

Modellspecifikationen till TDH-indexet är väldigt lik den hedoniska regressionsmodellen som används för imputerade priser i GEKS-indexet (ekvation (5)). Skillnaden är att ekvation (5) enbart skattas på en månad i taget, medan ekvation (7) skattas på sammanslaget (pooled) dataunderlag för de månader som ingår i beräkningsfönstret. Därutöver inkluderas tidsdummyvariablerna, D_i^t , för alla månader förutom en basmånad ($t=0$). Tidsdummyvariablerna antar värde 1 om observationen avser tidsperiod t , annars är värdet 0. Regressionen skattas återigen med WLS och omsättningsandelar som vikter (ekvation (2)).

TDH-indexet beräknas genom att exponentiera de skattade koefficienterna för tidsdummyvariablerna, $I_{TDH}^{0,t} = \exp(\hat{\delta}^t)$ ¹⁸. Detta gör multilaterala TDH-index relativt enkla att beräkna, till skillnad från imputerade GEKS-index. Även om TDH-indexet baseras på skattade regressionskoefficienter visar de Haan och Diewert (2017) att en enskild indexlänk i TDH-indexet kan tolkas som en transitiv variant av ett imputerat Törnqvistindex när regressionen viktas med omsättningsandelar. Mot denna bakgrund kan TDH-indexet förväntas uppvisa en någorlunda likartad utveckling som de imputerade GEKS-Törnqvistindexen.

Time Product Dummy (TPD)

Likt tidigare multilaterala index baseras TPD-indexet också på ett beräkningsfönster, T , som består av mer än två månader. Samma modellspecifikation som TDH-indexet används med undantaget att produkttegenskaperna, z_{ik} , har bytts ut mot produktdummyvariabler, D_i , som antar värdet 1 om observationen avser produkt i , annars är värdet 0:

¹⁷ Prisindex från tidsdummyregressioner kan ses som en tillämpning av den stokastiska ansatsen inom indexteori. Mer om den ansatsen går att läsa i IMF m.fl. (2025).

¹⁸ Exponentiering av den skattade tidsdummykoefficienten medför en viss bias i tidsdummyregressionsindex eftersom exponentieringen är en icke-linjär transformation. De Haan (2017) visar dock att denna bias kan vara liten, vilket innebär att det exponentierade estimatet ändå kan ge en god approximation av prisindexet.

$$\ln(p_i^t) = \alpha + \sum_{\substack{t \in T \\ t \neq 0}} \delta^t D_i^t + \sum_{\substack{t \in N \\ i \neq 1}} \gamma_i D_i + \epsilon_i^t. \quad (8)$$

Där N är antal produkter i beräkningsfönstret T . Som definierats tidigare beräknas TPD-indexet genom att exponentiera de skattade koefficienterna för tidsdummyvariablerna, $I_{TPD}^{0,t} = \exp(\delta^t)$. En fördel med TPD-indexet är att det är mycket enkelt att estimeras, till och med enklare än TDH-indexet, eftersom TPD-indexet inte kräver information om produkternas egenskaper. De Haan, Hendriks och Scholz (2016) menar däremot att TPD-modellen kan betraktas som en fullständigt specificerad TDH-modell, vilket kan leda till en överanpassad (overfitted) regressionsmodell som inte fullt förmår att skapa ett kvalitetsjusterat prisindex.

Mot denna bakgrund är det intressant att undersöka om TPD-indexet uppvisar en utveckling som ligger nära TDH-indexets eller om det snarare ligger närmare GEKS-Törnqvistindexet, som inte explicit kvalitetsjusterar för produktbyten när nya produkter tillkommer och gamla produkter utgår.

Beräkningsfönster och splicingmetoder

Samtliga multilaterala indexmetoder kräver ett beräkningsfönster för indexberäkningarna. Hur långt beräkningsfönstret ska vara är inte givet. Ett för kort beräkningsfönster kan leda till att kedjedriftsproblemet inte blir löst, medan ett för långt fönster betyder att observationer långt bak i tiden påverkar dagens resultat. Eurostat (2022) skriver att beräkningsfönstret borde beakta mellan 13 och 25 månader, men att kortare längder kan vara motiverat för kortlivade produkter som elektronikprodukter.

Varje månad måste beräkningsfönstret flyttas eftersom att indexet ska beräknas för nya månader. I beräkningarna som har gjorts till det här PM:et har rullande beräkningsfönster använts. Där är fönsterlängden fast, exempelvis 13 månader, och flyttas en månad framåt vid varje ny månadsberäkning. Med andra ord, den senaste månaden inkluderas och den äldsta månaden från det gamla beräkningsfönstret tas bort. Fönsterlängden som har valts är 13 månader. Detta är en vanlig strategi som har tillämpats i andra studier som har analyserat elektronikprodukter med multilaterala metoder.

Varje månad då ett nytt beräkningsfönster används ändras de tidigare beräknade prisindexen. Eftersom KPI inte reviderar publicerade index måste det nya beräkningsfönstrets indextal kedjas ihop med de publicerade indextalen. Detta kan göras med så kallade splicingmetoder.

Det finns ett antal splicingmetoder som förklaras närmare i Eurostat (2022). Oavsett vilken splicingmetod som används kommer det kedjade prisindexet inte vara helt fritt från kedjedrift. Multilaterala prisindex är enbart transitiva, och alltså kedjedriftsfria, inom sitt beräkningsfönster. När splicingmetoder används kan kedjedrift därför inte uteslutas. Kedjedriften är sannolikt mindre problematisk än för ett månadskedjat bilateralt prisindex, men dess omfattning behöver undersökas empiriskt. Även Eurostat (2022) framhåller att splicingmetodernas lämplighet måste utvärderas utifrån empiriska resultat. De multilaterala indexen kommer därför beräknas med olika splicingmetoder, men utgångspunkten är metoden som kallas movement splicing.

Sammanfattningsvis kommer beräkningarna av de multilaterala prisindex utgå från ett rullande beräkningsfönster med 13 månader som länkas ihop med movement splicing. Därutöver kommer olika fönsterlängder och splicingmetoder också beräknas för att undersöka indexutvecklingens robusthet.

Resultat

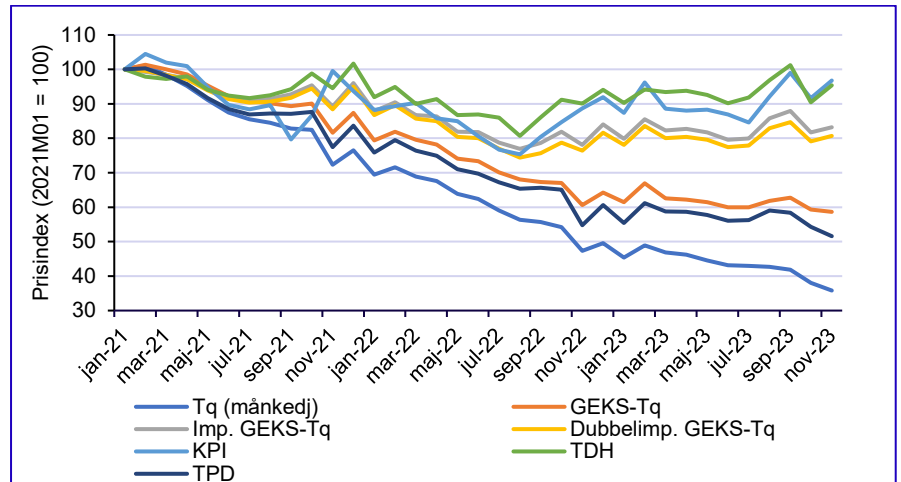
Figurerna 6 och 7 nedan visar sju olika prisindex för TV-apparater och mobiltelefoner för tidsperioden januari 2021 till november 2023. Samtliga multilaterala prisindex har beräknats med 13 månaders beräkningsfönster och indexserien har kedjats ihop med movement splicing. Därutöver visas ett månadskedjat Törnqvistindex och KPI-indexet som kedjats ihop med indexlänkar från december. KPI-indexet har beräknats baserat på de tre företagen med kassaregisterdata. I enlighet med definitioner av elektronikprodukter i KPI definieras en produkt som en kombination av EAN-kod och företag, det vill säga $i = (EAN, företag)$. Månadspris aggregeras med data från de tre mittersta veckorna i månaden.

Figur 6 visar tydliga skillnader mellan de olika prisindexen för TV-apparater. Det månadskedjade Törnqvistindexet sjunker kraftigt under den studerade tidsperioden. Skillnaden mot GEKS-Törnqvistindexet indikerar att kedjedrift är en förklarande faktor till denna kraftiga nedgång. GEKS-Törnqvistindexet och TPD-indexet har en nedåtgående pristrend som tydligt indikerar på sjunkande priser för matchande produkter. Därutöver ligger de två prisindexen relativt nära varandra samtidigt som övriga index som explicit justerar för kvalitetsförändringar ligger högre. Detta går i linje med resonemanget från de Haan, Hendriks och Scholz (2016) som menar att TPD-indexet inte lyckas justera för kvalitetsförändringar.

Nästa observation är att båda imputerade GEKS-Törnqvistindexen ligger högre än GEKS-Törnqvistindexet. Detta indikerar att de kvalitetsjusterade prisförändringarna för produkter som kommer in på marknaden respektive utgår från marknaden motverkar den negativa pristrenden från de matchande produkterna. Därutöver ligger det singelimputerade GEKS-Törnqvistindexet något högre än det dubbelimputerade GEKS-Törnqvistindexet, men med hänsyn till övriga prisindex ligger de relativt nära varandra. Att byta ut faktiskt observerade priser (Imp. GEKS-Tq) mot imputerade priser från den hedoniska regressionsmodellen (Dubbelimp. GEKS-Tq) verkar alltså enbart sänka prisutvecklingen marginellt, vilket kan tolkas som att de predikterade priserna inte har någon grov bias.

Därefter är det tydligt att TDH-indexet ligger högt. Varför TDH-indexet och de imputerade GEKS-Törnqvistindexen skiljs åt har inte undersökts närmare. En förklaring skulle kunna vara att TDH-indexet skattas över beräkningsfönstret på 13 månader och att produkttegenskapernas koefficientskattningar är ett genomsnitt över detta beräkningsfönster, istället för att tillåtas variera varje månad. Om koefficienterna i själva verket skulle variera över tid skulle TDH-indexet hantera de skattade koefficienterna för restriktivt.

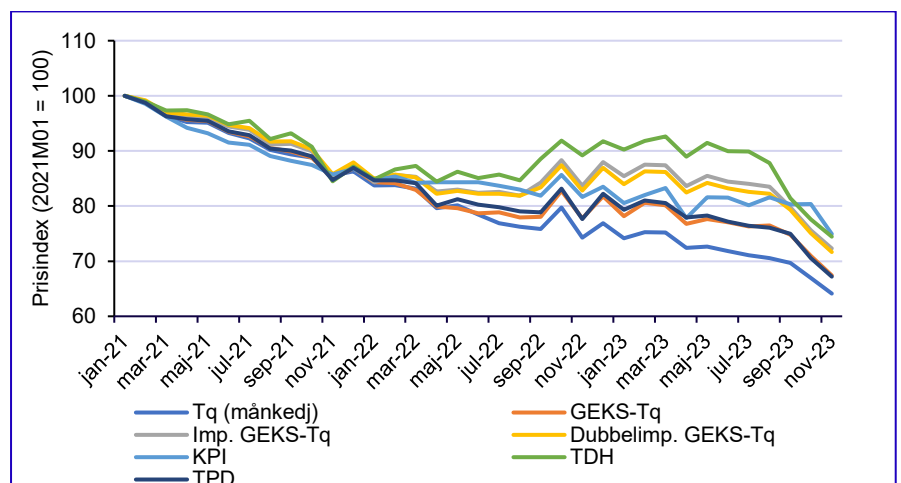
Slutligen noteras att KPI-indexet varierar relativt mycket under vissa perioder. Exempelvis, i september 2021 är KPI-indexet lägst av samtliga index och två månader senare är KPI-indexet det högsta indexet. Under mitten av 2022 ligger KPI-indexet nära de imputerade GEKS-Törnqvistindex för att därefter avsluta närmare TDH-indexet. Noterbart är att för samtliga år tenderar KPI-indexet öka just under hösten, vilket inte riktigt avspeglas i de multilaterala prisindexen. Det som förklarar att KPI-indexet har ökat under hösten är generella prisökningar på de produkter ingått i produktkorgen. Dessutom har det gjorts relativt många produktbyten under denna period som har varit förknippade med prisökningar.



Figur 6: Prisindex för TV för tidsperioden januari 2021 till november 2023.

Multilaterala prisindex har beräknats med 13 månaders beräkningsfönster och movement splicing. Tq (månadskedj) är ett månadskedjat Törnqvistindex. KPI har kedjats ihop med indexlänkar från december.

Prisindexen för mobiltelefoner, figur 7, visar i stort sett samma utfall som prisindexen för TV-apparater. Det månadskedjade Törnqvistindexet går ned kraftigt på grund av kedjedrift. TPD-indexet lyckas inte justera för kvalitetsutvecklingen. De imputerade GEKS-Törnqvistindexen kvalitetsjusterar för det förändrade produktutbudet, vilket motverkar den generella prisnedgången för matchande produkter. TDH-indexet ligger högt och KPI-indexet varierar från att ligga nära GEKS-Törnqvistindexet (som inte justerar för kvalitetsutvecklingen) till att ligga högre än TDH-indexet. Intressant för mobiltelefoner är att samtliga prisindex ligger relativt nära varandra under 2021, för att sedan växa ifrån varandra.



Figur 7: Prisindex för mobiltelefoner för tidsperioden januari 2021 till november 2023.

Multilaterala prisindex har beräknats med 13 månaders beräkningsfönster och

movement splicing. Tq (månadskedj) är ett månadskedjat Törnqvistindex. KPI har kedjats ihop med indexlänkar från december.

Det är svårt att identifiera samtliga faktorer som förklarar skillnaderna mellan prisindexen ovan. Det kan dock konstateras att rangordningen av prisindexen är densamma för både TV-apparater och mobiltelefoner. Det månadskedjade Törnqvistindexet ligger lägst, följt av TPD-indexet och GEKS-Törnqvistindexet, vilka ligger nära varandra. Något högre ligger de två imputerade GEKS-Törnqvistindexen, som även de uppvisar liknande nivåer. Högst ligger TDH-indexet.

KPI-indexet varierar mellan de olika multilaterala prisindexen. Indexskillnaderna gentemot KPI kan bero på flera faktorer, exempelvis effekten av den hedoniska regressionsmodell som används för att kvalitetsjustera produktbyten, osäkerhet i produkturvalet, fasta vikter eller tidpunkten för när produktbyten genomförs. KPI-indexet ligger däremot huvudsakligen i närheten av de multilaterala prisindexen som explicit justerar för kvalitetsutvecklingen med imputerade priser.

Som en kontroll av resultaten för de multilaterala prisindexen har GEKS-Törnqvistindexet, det singelimputerade GEKS-Törnqvistindexet och TDH-indexet beräknats med olika beräkningsfönster och med olika splicingmetoder. Dessa prisindex presenteras i Appendix A1, A2, A3 och A4. De olika splicingmetoderna tenderar inte att ge några större indexskillnader. Däremot har längden på beräkningsfönstret större betydelse, där kortare beräkningsfönster tenderar att ge lägre index. Anmärkningsvärt är att TDH-indexen tenderar att vara relativt opåverkade av de olika splicingmetoderna och beräkningsfönstren. Det singelimputerade GEKS-Törnqvistindexet är också relativt opåverkat, med undantag för det kortare beräkningsfönster som tenderar att ge lägre indexutveckling.

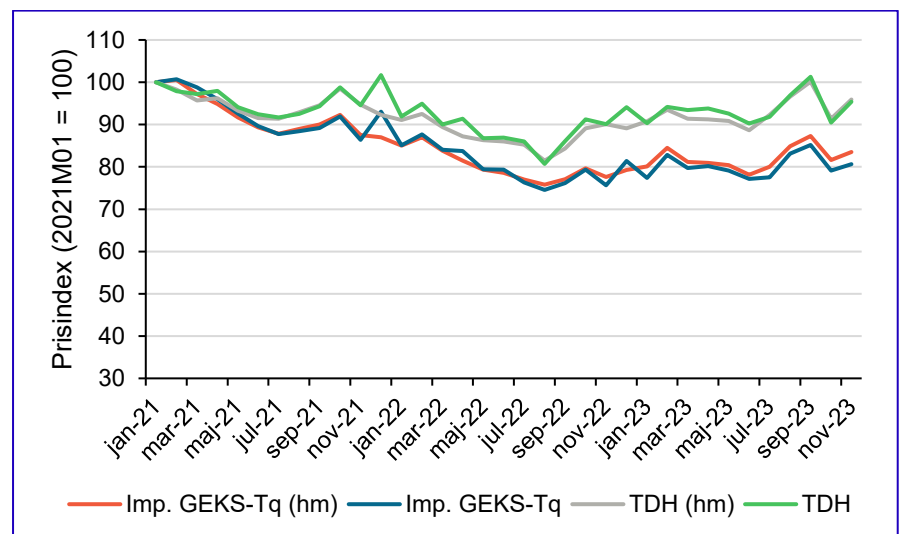
Det fullständiga beräkningsfönstret på 35 månader har beräknats som en kontroll av kedjedrift i de multilaterala prisindexen. För mobiltelefoner påverkas resultaten endast marginellt, medan GEKS-Törnqvistindexen för TV-apparater är något högre vid användning av det fullständiga fönstret. Det bör dock noteras att resultaten från det fullständiga fönstret påverkas av prisförändringar under hela fönsterperioden, vilket innebär att det aktuella indexvärdet påverkas av prisförändringar långt tillbaka i tiden.

Ändrad produktdefinition

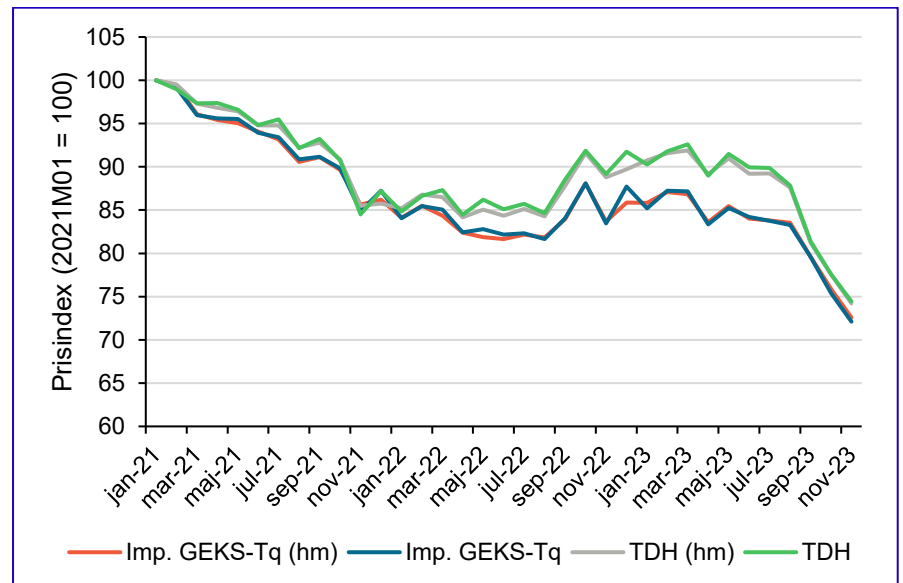
Ovanstående beräkningar baseras på de definitioner som används i dagens KPI. Produkter definieras som kombinationen av EAN-kod och företag, medan priser aggregeras över månadens tre mittersta veckor. Dessa definitioner är dock inte givna. Prisaggregeringen skulle exempelvis kunna göras över hela månaden för att fånga prisförändringar som sker i

början eller slutet av månaden, exempelvis i samband med Black Friday och liknande kampanjer. Ivancic, Diewert och Fox (2011) visar att valet av tidsaggregering kan påverka indexutvecklingen. På motsvarande sätt skulle produktdefinitionen kunna utvidgas till att även inkludera försäljningskanal, så att priser från försäljning i fysisk butik och online inte aggregeras till samma produkt. Ivancic och Fox (2013) visar att även valet av aggregering över försäljningskanaler kan ha betydelse för prisindexets utveckling.

Figur 8 och 9 visar hur prisindex påverkas av att aggregera priserna över hela månaden jämfört med månadens tre mittersta veckorna. Produktdefinitionen är densamma som tidigare ($i = (EAN, företag)$). Beräkningarna är gjorda för det singelimputerade GEKS-Törnqvistindexet och TDH-indexet. Figurerna visar att prisindexen huvudsakligen följer varandra. Det finns dock en viss avvikelse i indextrenden för TV-apparaternas singelimputerade GEKS-Törnqvistindexet där index i slutet av tidsperioden ligger något högre när hela månadens underlag används till prisaggregeringen.



Figur 8: Prisindex för TV-apparater för tidsperioden januari 2021 till november 2023. Multilaterala prisindex har beräknats med 13 månaders beräkningsfönster och movement splicing. (hm) indikerar att priserna har aggregerats över hela månaden.

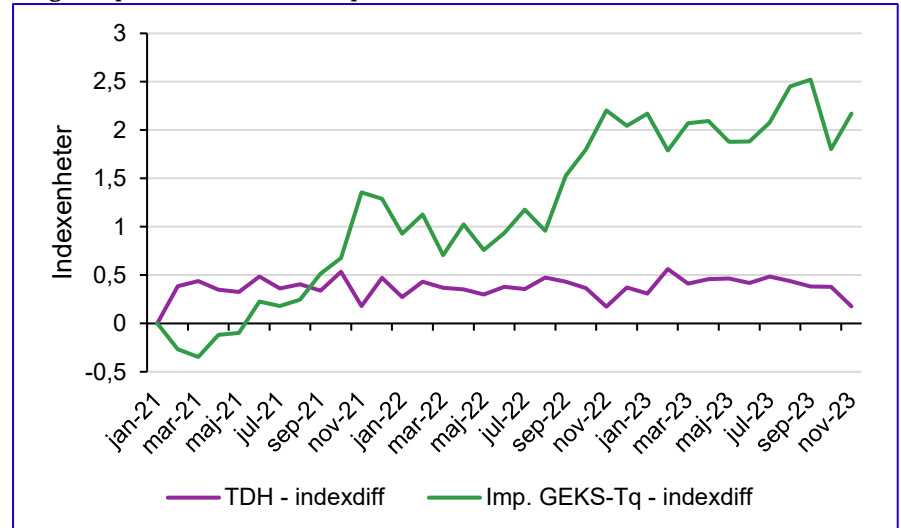


Figur 9: Prisindex för mobiltelefoner för tidsperioden januari 2021 till november 2023. Multilaterala prisindex har beräknats med 13 månaders beräkningsfönster och movement splicing. (hm) indikerar att priserna har aggregerats över hela månaden.

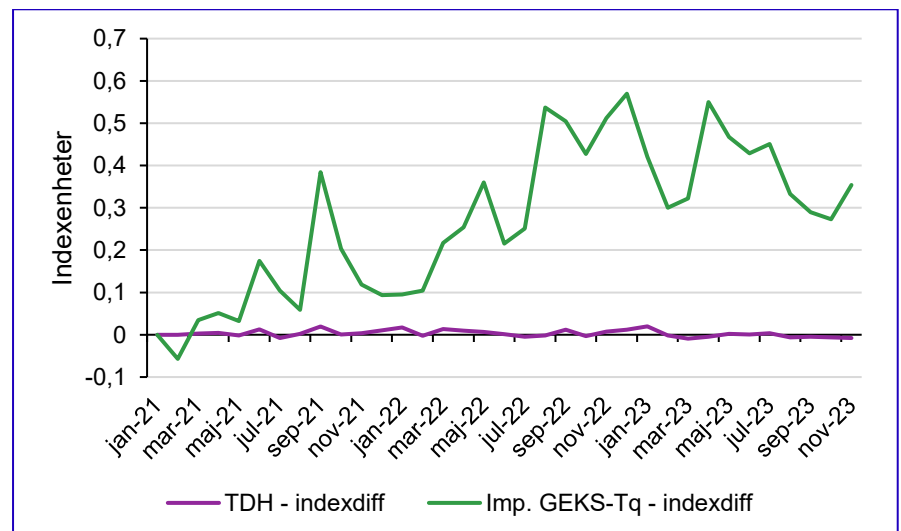
Figurerna 10 och 11 visar indexskillnaderna om försäljningskanalen ingår i produktdefinitionen eller inte (prisindexen redovisas i Appendix A5 och A6). Prisindex med produktdefinitionen $i = (EAN, företag, försäljningskanal)$ jämförs mot prisindex med produktdefinitionen $i = (EAN, företag)$ där indexskillnad större än noll betyder att prisindex med produktdefinitionen $i = (EAN, företag, försäljningskanal)$ sjunker mindre än prisindex med produktdefinition $i = (EAN, företag)$. Priserna har aggregerats över månadens tre mittersta veckor.

Indexskillnaderna är generellt små för TDH-indexet, men det singelimputerade GEKS-Törnqvistindexet har växande avvikelse över tid, där prisindex med produktdefinition $i = (EAN, företag)$ sjunker snabbare. En möjlig förklaring till indexskillnaderna är enhetsvärdesproblemet som uppstår när priser aggregeras över försäljningskanaler. Om konsumtionen flyttas från dyrare fysiska butiker till billigare webbutiker sjunker det genomsnittliga priset, även om priserna inom respektive kanal är oförändrade. När försäljningskanal inte ingår i produktdefinitionen kan denna omfördelning registreras som ett prisfall. En annan förklaring är att fler unika produkter identifieras när försäljningskanal inkluderas i produktdefinitionen. Detta leder till fler imputeringar, vilka kan bidra till att dämpa den uppmätta prisnedgången om de imputerade prisförändringarna är mindre negativa än de observerade. Sammantaget ger resultaten visst stöd åt att inkludera försäljningskanaler i produktdefinitionen, i synnerhet när prisindex beräknas som

singelimputerat GEKS-Törnqvist.



Figur 10: Indexskillnader för TV-apparater med olika produktdefinitioner. Multilaterala prisindex har beräknats med 13 månaders beräkningsfönster och movement splicing.



Figur 11: Indexskillnader för mobiltelefoner med olika produktdefinitioner. Multilaterala prisindex har beräknats med 13 månaders beräkningsfönster och movement splicing.

Analysen indikerar små indexskillnader i vissa fall, men att det finns visst stöd för annan produktdefinition och val av tidsaggregering. Detta gäller i synnerhet om det singelimputerade GEKS-Törnqvistindexet används. Som en robusthetsanalys har indexen även skattats med en variant av den hedoniska regressionsmodellen där dummyvariabler för företag och försäljningskanal har inkluderats. Syftet är att de imputerade priserna ska påverkas av vilket företag och vilken försäljningskanal produkterna säljs

genom. Resultaten skiljer sig endast marginellt. Figurer och beskrivning av dessa index presenteras i Appendix A5 och A6.

Detta avsnitt har belyst hur produktdefinitioner och val av tidsaggregering kan påverka indexutvecklingen. Utöver ovanstående produktdefinitioner skulle exempelvis produktdefinitionen kunna exkludera till företagsdimensionen. En sådan ansats är relevant om konsumenter inte tar hänsyn till vilket företag som säljer produkterna. Ett motargument är att företag kan differentiera sig genom exempelvis butikslägen med hög tillgänglighet eller andra egenskaper som konsumenter värdesätter. Denna produktdefinition har inte analyserats närmare i denna PM. En mer ingående analys av produktdefinitioner och tidsaggregering kan vara motiverad i framtida studier.

Diskussion

Baserat på ovanstående resultat är det huvudsakligen en frågeställning som nämnden uppmuntras att diskutera:

Är det önskvärt att arbeta för att införa multilaterala prisindex för elektronikprodukter?

Utvecklingsprojektets bedömning av resultaten är att de imputerade GEKS-Törnqvistindexen och TDH-indexet verkar ge goda resultat för de elektronikprodukter som har studerats i denna PM och att dessa kan vara lämpliga indexmetoder framöver. Därutöver finns indikationer på att produktdefinitionen och tidsaggregeringen bör ses över.

Det finns däremot metodologiska aspekter som skulle behöva mer analys. Exempelvis kan orsakerna till indexskillnaderna mellan de imputerade GEKS-Törnqvistindexen och TDH-indexet samt längden på beräkningsfönstret förtjäna ytterligare fördjupning. Det kan dessutom vara värdefullt att studera metoder för att bryta ned och analysera prisindexets olika komponenter¹⁹.

Dessutom kräver införandet av multilaterala prisindex mer arbete inom några praktiska områden, bland annat kvalitetssäkrad datatillgång. Kassaregisterdata och datamaterial för produkttegenskaper är en förutsättning för de multilaterala prisindex som analyserats i detta utvecklingsarbete. Dagens fastkorgsprisindex har tryggheten att kunna använda olika datakällor för att samla in priserna, och produkturvalen är

¹⁹Se exempelvis, Webster och Tarnow-Mordi (2019) som presenterar dekompositioner av olika multilaterala prisindex.

ofta så pass små att saknade produkttegenskaper kan kompletteras via manuell internetinsamling. Den fördelen finns inte riktigt på samma sätt med multilaterala metoder. Dessa metoder ställer högre krav på datatillgången, där exempelvis eventuellt saknade data av produkttegenskaper skulle kunna innebära större resursinsatser till kompletteringsarbetet.

Om multilaterala prisindex ska beräknas på kassaregisterdata krävs ett prioriterat arbete för att säkerställa sådana dataleverans från relevanta företag. Eurostat (2022) skriver däremot att olika datakällor kan kombineras om behovet finns. Exempelvis kan olika mikroaggregat skapas baserat på datakälla (exempelvis kassaregisterdata och webbskrapad data) för att sedan väga ihop dessa mikroaggregat till ett prisindex för den elementära produktgruppen. Att tillåta flera olika datakällor gör datainsamlingen mer flexibel och skulle kunna underlätta implementering, men har sina nackdelar, exempelvis att webbskrapad data inte kan använda omsättningsandelar som vikter. En utgångspunkt för det framtida arbetet är att prioritera den teoretiskt mest välgrundade lösningen, men samtidigt beakta behovet av pragmatiska lösningar utifrån de praktiska förutsättningar som finns.

Referenser

Aizcorbe, A. M., Byrne, D. M. och Sichel, D. E. (2019). "Getting Smart About Phones: New Price Indexes and the Allocation of Spending Between Devices and Services Plans in Personal Consumption Expenditures", *NBER Working Paper* No. 25645, National Bureau of Economic Research.
<https://www.nber.org/papers/w25645> (hämtad 2026-10-06)

de Haan, J. (2010). "The Use of Supermarket Scanner Data in the Dutch CPI", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 230(6), 772–791
<https://www.degruyterbrill.com/document/doi/10.1515/jbnst-2010-0611/html> (hämtad 2026-10-06)

de Haan, J. och Daalmans, J. (2019). "Scanner Data in the CPI: The Imputation CCDI Index Revisited", presenterat vid Ottawa Group Meeting 2019, Rio de Janeiro, 8–10 juni 2019.
<https://stats.unece.org/ottawagroup/download/f532.pdf> (hämtad 2026-10-06)

de Haan, J. och Diewert, W. E. (2017). "Quality Change, Hedonic Regression and Price Index Construction", presenterat vid Ottawa Group Meeting 2017, Eltville am Rhein, 10–12 juni 2017.
<https://www.bundesbank.de/resource/blob/635108/8c57b268050f67992fe7cc2a0388024c/mL/2017-05-10-ottawa-group-01-2-paper-data.pdf> (hämtad 2026-10-06)

de Haan, J. och Krsinich, F. (2014). "Scanner Data and the Treatment of Quality Change in Nonrevisable Price Indexes", *Journal of Business & Economic Statistics*, 32(3), 341–358. <https://www.jstor.org/stable/43702765> (hämtad 2026-10-06)

de Haan, J. (2017). "A Note on Bias Adjustment of the Time Dummy Hedonic Index", *Economic Measurement Group Workshop*, UNSW Business School.
<https://conference.unsw.edu.au/content/dam/pdfs/business/caer/research-reports/emg-workshop-2017/paper-de-haan-bias-in-tdh-index-revised.pdf> (hämtad 2026-10-06)

de Haan, J. och Krsinich, F. (2018). "Time Dummy Hedonic and Quality-Adjusted Unit Value Indexes: Do They Really Differ?", *Review of Income and Wealth*, 64(4), 757–776.
<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/roiw.12304> (hämtad 2026-10-06)

de Haan, J. och van der Grient, H. A. (2011). "Eliminating Chain Drift in Price Indexes Based on Scanner Data", *Journal of Econometrics*, 161(1), 36–46.

<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304407610001843> (hämtad 2026-10-06)

de Haan, J., Hendriks, R. och Scholz, M. (2016). "A Comparison of Weighted Time-Product Dummy and Time Dummy Hedonic Indexes", *Graz Economics Papers*, 2016-13, University of Graz, Department of Economics. <https://ideas.repec.org/s/grz/wpaper.html> (hämtad 2026-10-06)

Diewert, W. E., Heravi, S. och Silver, M. (2008). "Hedonic Imputation versus Time Dummy Hedonic Indexes", *NBER Working Paper No. 14018*, National Bureau of Economic Research.

<https://www.nber.org/papers/w14018> (hämtad 2026-10-06)

Eurostat (2022). *Guide on Multilateral Methods in the Harmonised Index of Consumer Prices (HICP), 2022 Edition*, Publications Office of the European Union, Luxembourg. <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-manuals-and-guidelines/-/guide-on-multilateral-methods-in-the-harmonised-index-on-consumer-prices-hicp-2022-edition> (hämtad 2026-10-06)

Govenius, F. och Tongur, C. (2026). "Kvalitetsvärderingsrapport 2025", Stockholm: PM till nämnden för KPI, sammanträde nr. 22, SCB. <https://www.scb.se/contentassets/1b48f2064ebd46a78eda4d68d51c0403/22/iqi-rapport.pdf> (hämtad 2026-10-14)

International Monetary Fund, International Labour Office, Eurostat, United Nations Economic Commission for Europe, Organisation for Economic Co-operation and Development och World Bank (2025). *Consumer Price Index Manual: Theory, 2025*, International Monetary Fund, Washington, DC. <https://doi.org/10.5089/9781513559605.069> (hämtad 2026-10-06)

Ivancic, L., Diewert, W. E. och Fox, K. J. (2011). "Scanner Data, Time Aggregation and the Construction of Price Indexes", *Journal of Econometrics*, 161(1), 24–35.

<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.09.003> (hämtad 2026-10-08).

Ivancic, L. och Fox, K. J. (2013). "Understanding Price Variation Across Stores and Supermarket Chains: Some Implications for CPI Aggregation Methods", *Review of Income and Wealth*, 59(4), 629–647.

<https://doi.org/10.1111/roiw.12068> (hämtad 2026-10-08)

Krsinich, F. (2016). "The FEWS Index: Fixed Effects with a Window Splice", *Journal of Official Statistics*, 32(2), 375–404.
<https://journals.sagepub.com/doi/10.1515/jos-2016-0021> (hämtad 2026-10-06)

May, L. och Radjabov, B. (2023). "Index Compilation with Online Prices for Household Appliances and Consumer Electronics", presenterat vid Meeting of the Group of Experts on Consumer Price Indices, UNECE, Genève, 7–9 juni 2023.
<https://unece.org/statistics/documents/2023/05/presentations/index-compilation-online-prices-household-appliances-and> (hämtad 2026-10-06)

Nyborg Hov, K. och Nygaard, R. (2022). "New Ways of Measuring Price Development on Consumer Electronics", presenterat vid Ottawa Group Meeting, Rom, 7–10 juni 2022.
<https://stats.unece.org/ottawagroup/download/f629.pdf> (hämtad 2026-10-06)

SCB (2026). *Statistikens framställning, Konsumentprisindex 2026*.
<http://www.scb.se/kpi> (hämtad 2026-10-06)

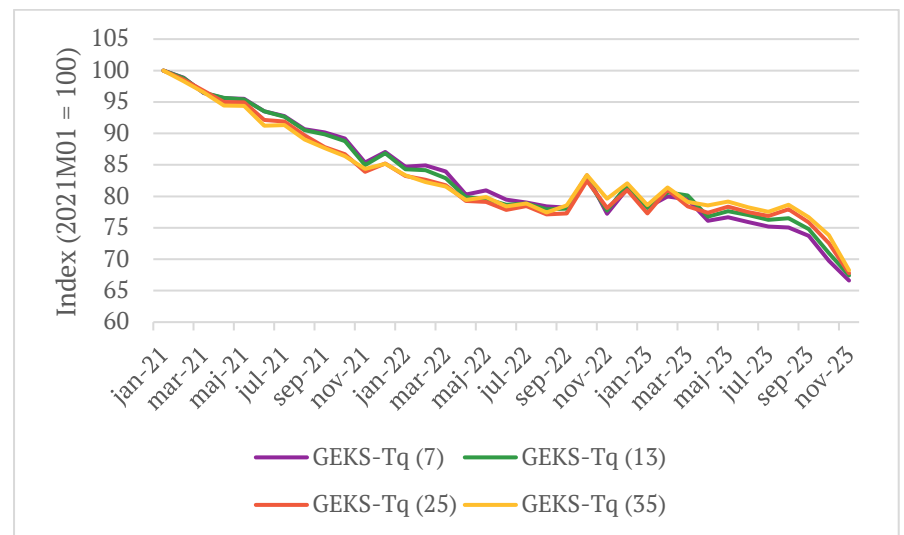
Van Loon, K. (2021). "Implementing Transaction Data for Consumer Electronics and Household Appliances.", Eurostat grant, rapport.

Webster, M. och Tarnow-Mordi, R. C. (2019). "Decomposing Multilateral Price Indexes into the Contributions of Individual Commodities", *Journal of Official Statistics*, 35(2), 461–486.
<https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.2478/jos-2019-0020> (hämtad 2026-10-06)

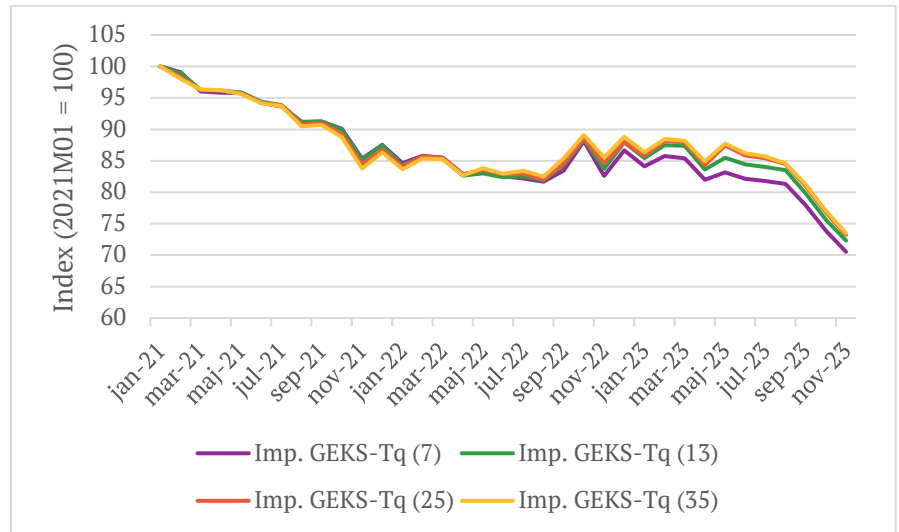
Appendix

A1. Mobiltelefoner – olika beräkningsfönster

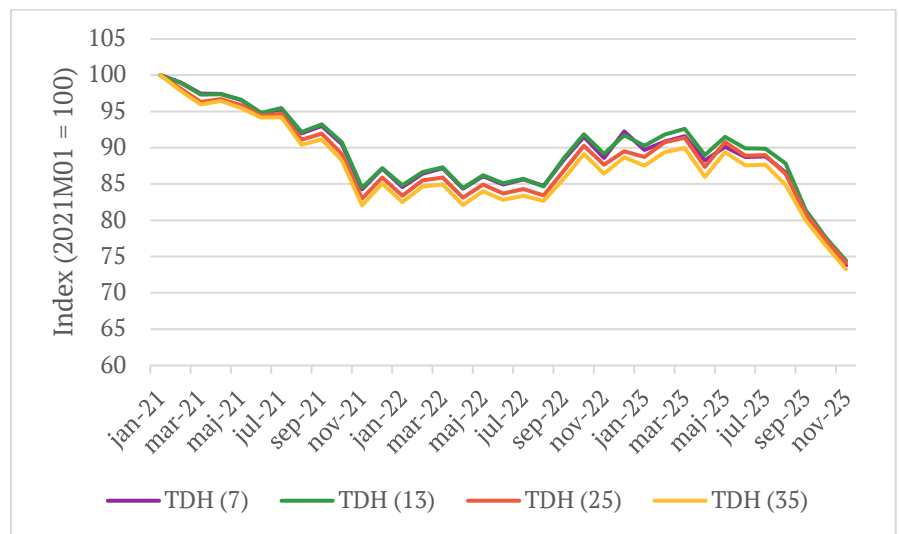
För mobiltelefoner jämförs olika beräkningsfönster för de multilaterala prisindexen: GEKS-Törnqvistindex, singelimputerat GEKS-Törnqvistindex och TDH-index. Movement splicing används för samtliga prisindex och beräkningsfönstren som jämförs är 7, 13, 25 och 35 månader, där 35 månader motsvarar det fullständiga beräkningsfönstret. Prisindex är indexerat med januari 2021 som bas (2021M01 = 100).



A1.1 GEKS-Törnqvistindex. 35 månader motsvarar det fullständiga beräkningsfönstret.



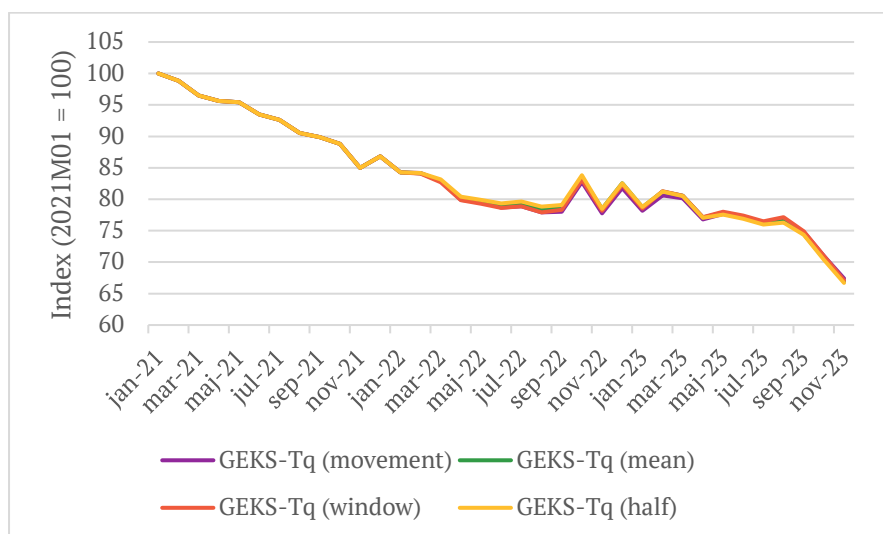
A1.2 Singelimputerat GEKS-Törnqvistindex. 35 månader motsvarar det fullständiga beräkningsfönstret.



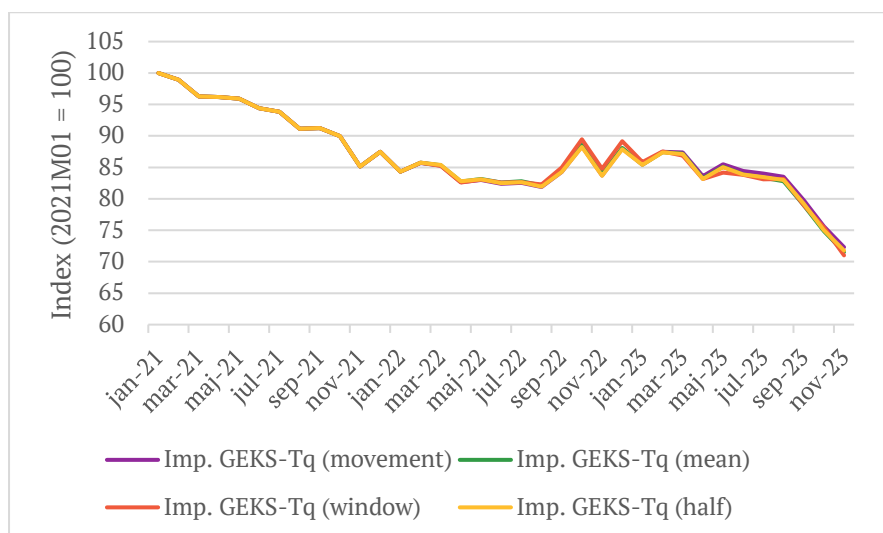
A1.3 TDH-index. 35 månader motsvarar det fullständiga beräkningsfönstret.

A2. Mobiltelefoner – olika splicingmetoder

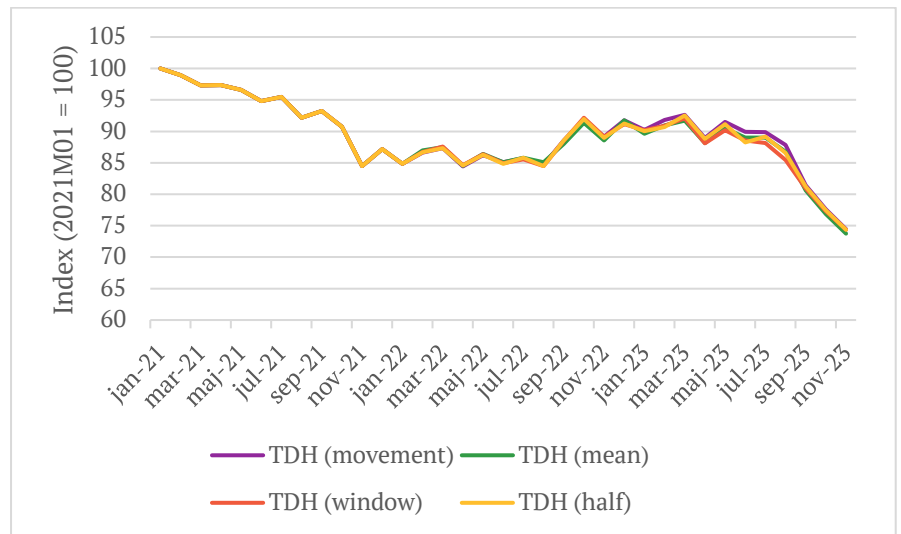
För mobiltelefoner jämförs olika splicingmetoder för de multilaterala prisindexen: GEKS-Törnqvistindex, singelimputerat GEKS-Törnqvistindex och TDH-index. Beräkningsfönstret är 13 månader för samtliga prisindex och de splicingmetoder som jämförs är *movement*, *mean*, *window* och *half*. Prisindex är indexerat med januari 2021 som bas (2021M01 = 100).



A2.1 GEKS-Törnqvistindex.



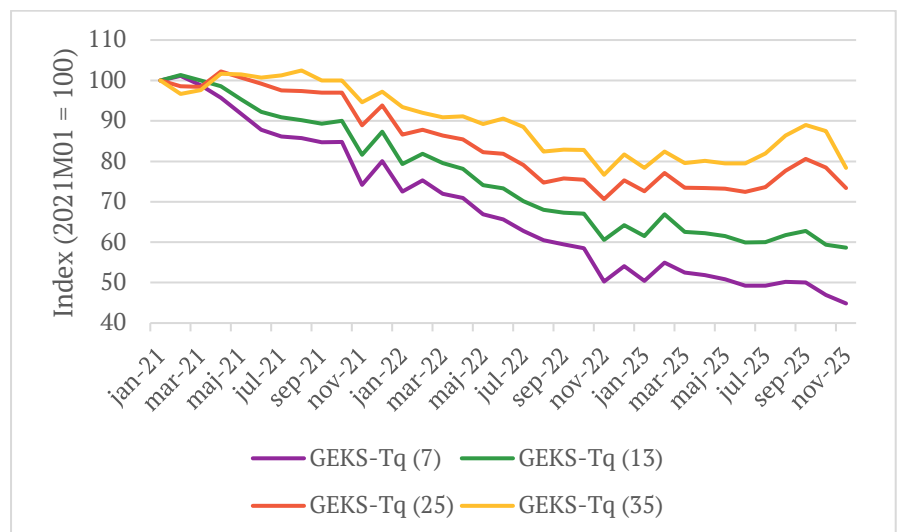
A2.2 Singelimputerat GEKS-Törnqvistindex.



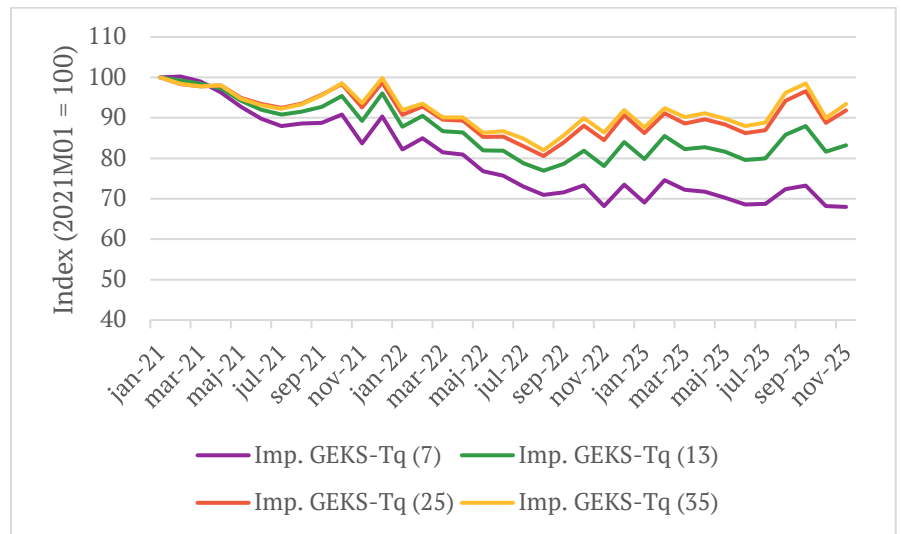
A2.3 TDH-index.

A3. TV-apparater – olika beräkningsfönster

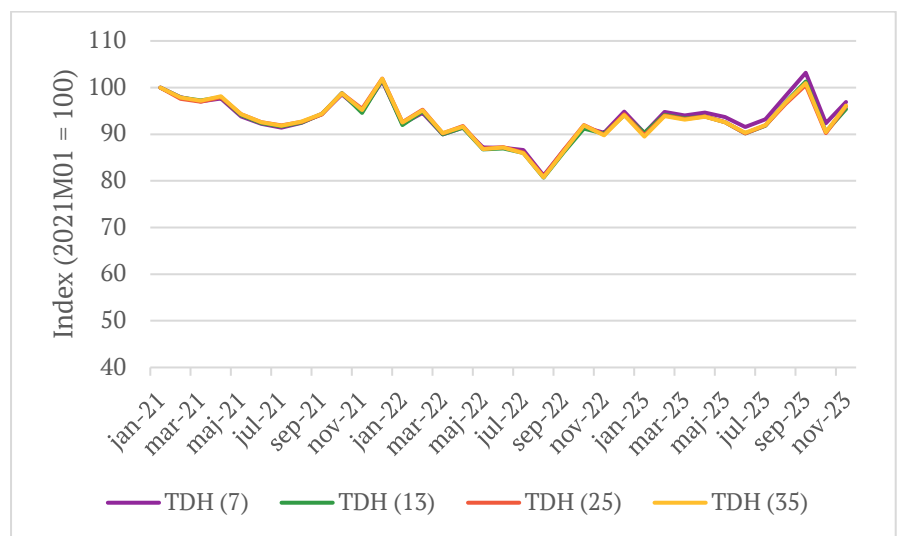
För TV-apparater jämförs olika beräkningsfönster för de multilaterala prisindexen: GEKS-Törnqvistindex, singelimputerat GEKS-Törnqvistindex och TDH-index. Movement splicing används för samtliga prisindex och beräkningsfönstren som jämförs är 7, 13, 25 och 35 månader, där 35 månader motsvarar det fullständiga beräkningsfönstret. Prisindex är indexerat med januari 2021 som bas (2021M01 = 100).



A3.1 GEKS-Törnqvistindex. 35 månader motsvarar det fullständiga beräkningsfönstret.



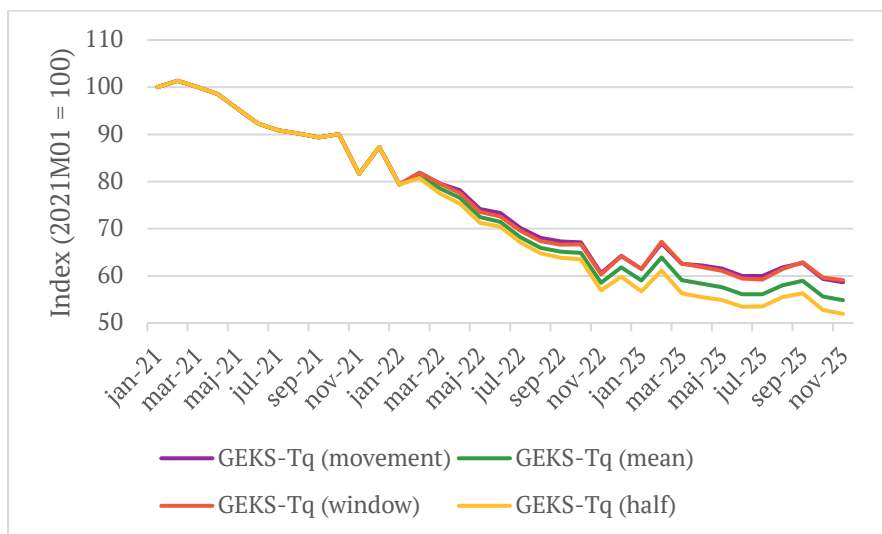
A3.2 Singelimputerat GEKS-Törnqvistindex. 35 månader motsvarar det fullständiga beräkningsfönstret.



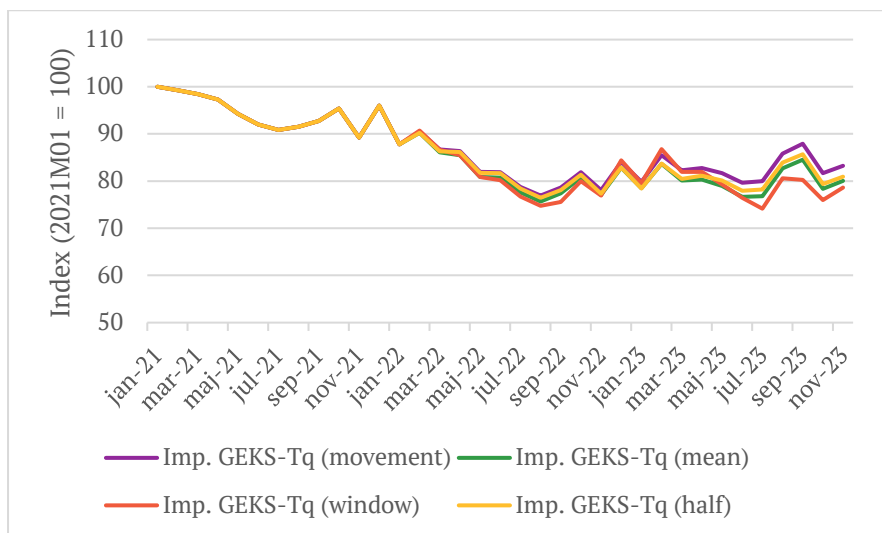
A3.3 TDH-index. 35 månader motsvarar det fullständiga beräkningsfönstret.

A4. TV-apparater – olika splicingmetoder

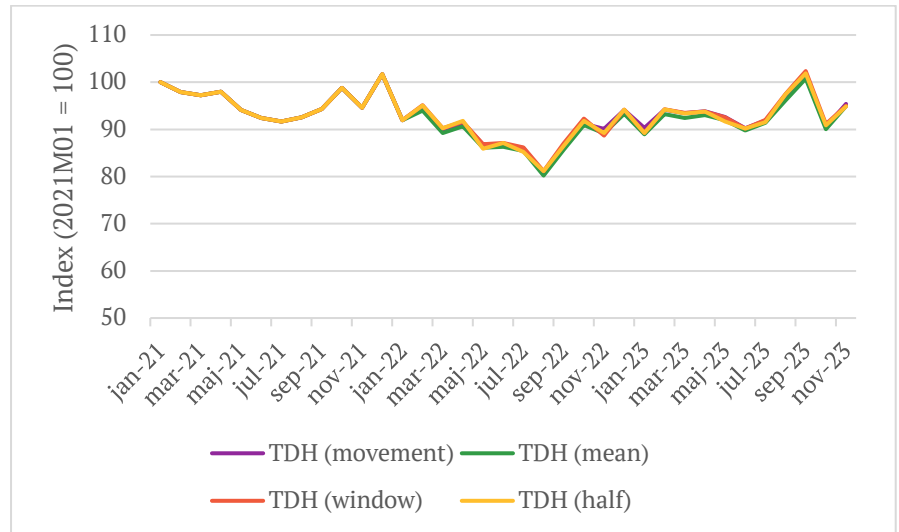
För TV-apparater jämförs olika splicingmetoder för de multilaterala prisindexen: GEKS-Törnqvistindex, singelimputerat GEKS-Törnqvistindex och TDH-index. Beräkningsfönstret är 13 månader för samtliga prisindex och de splicingmetoder som jämförs är *movement*, *mean*, *window* och *half*. Prisindex är indexerat med januari 2021 som bas (2021M01 = 100).



A4.1 GEKS-Törnqvistindex.



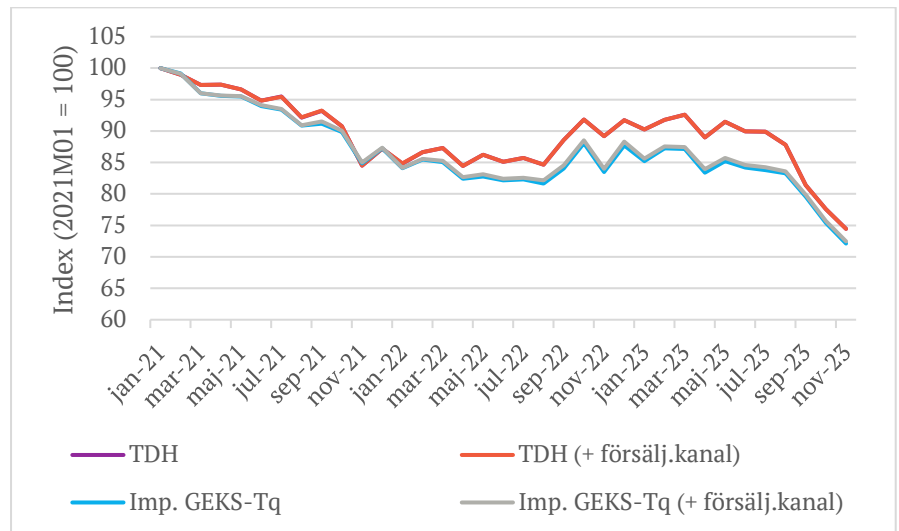
A4.2 Singelimputerat GEKS-Törnqvistindex.



A4.3 TDH-index.

A5. Mobiltelefoner – olika produktdefinitioner

Olika produktdefinitioner jämförs för de multilaterala prisindexen: singelimputerat GEKS-Törnqvistindex och TDH-index. (+ försälj.kanal) indikerar produktdefinition $i = (EAN, företag, försäljningskanal)$, annars $i = (EAN, företag)$. Som beräkningsfönster används 13 månader och splicingmetod är movement splicing.



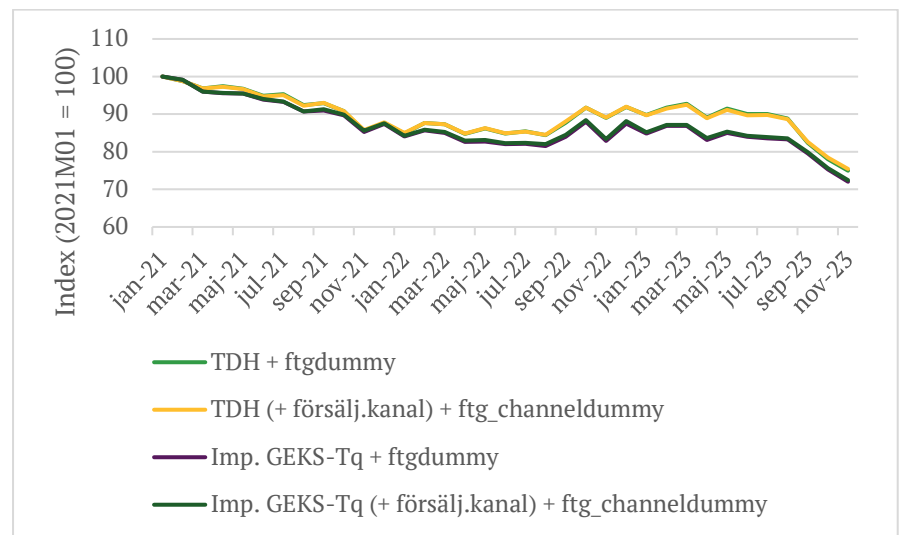
A5.1 Produktdefinition $i = (EAN, företag)$ jämfört mot $i = (EAN, företag, försäljningskanal)$.

Figur A5.2 och A5.3 baseras på index där de imputerade priserna har skattats med dummyvariabel för företag, D_i^f , vilket används för index då

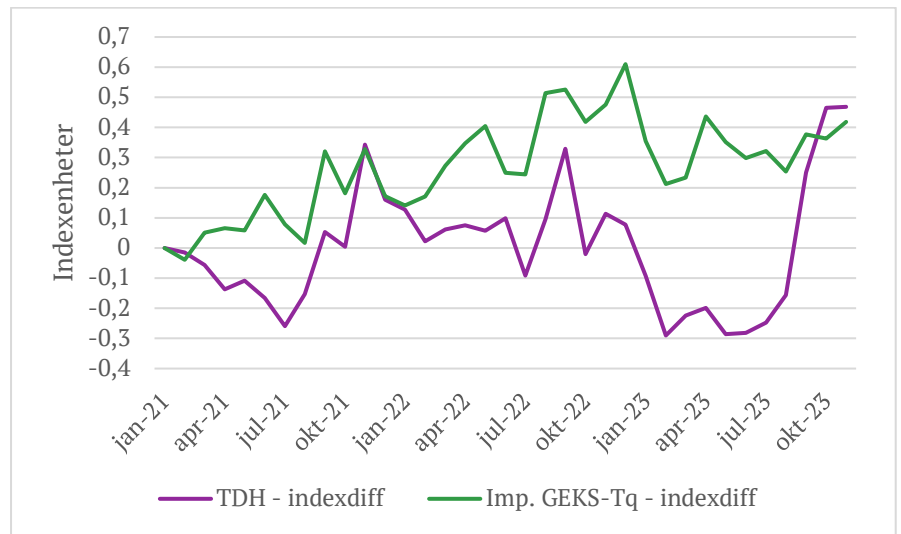
produktdefinitionen är $i = (EAN, företag)$. samt dummyvariabel för företag + försäljningskanal, D_i^{fc} , vilket används för index då produktdefinitionen är $i = (EAN, företag, försäljningskanal)$.

$$\ln(p_i^t) = \alpha + \sum_{\substack{f \in F \\ f \neq 1}} \delta^f D_i^f + \sum_{k \in K} \beta_k z_{ik} + \epsilon_i^t, \text{ där } i = (EAN, ftg).$$

$$\ln(p_i^t) = \alpha + \sum_{\substack{fc \in FC \\ fc \neq 1}} \delta^{fc} D_i^{fc} + \sum_{k \in K} \beta_k z_{ik} + \epsilon_i^t, \text{ där } i = (EAN, ftg, förkanal).$$



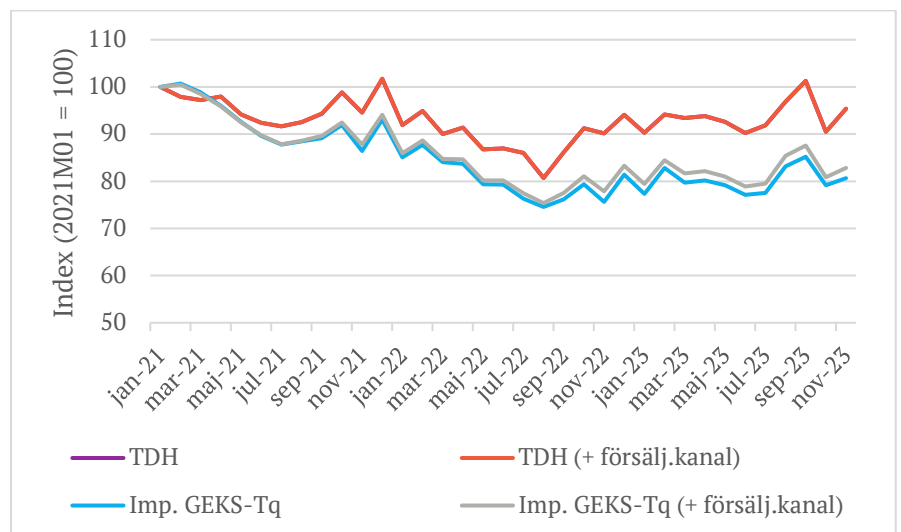
A5.2 Indexutveckling för produktdefinition $i = (EAN, företag)$ jämfört mot $i = (EAN, företag, försäljningskanal)$. Hedoniska modellen inkluderar dummyvariabler för företag respektive företag och försäljningskanal.



A5.3 Indexskillnader baserat på indexen i figur A5.2. Produktdefinition $i = (EAN, företag)$ jämfört mot $i = (EAN, företag, försäljningskanal)$. Hedoniska modellen inkluderar dummyvariabler för företag respektive företag och försäljningskanal.

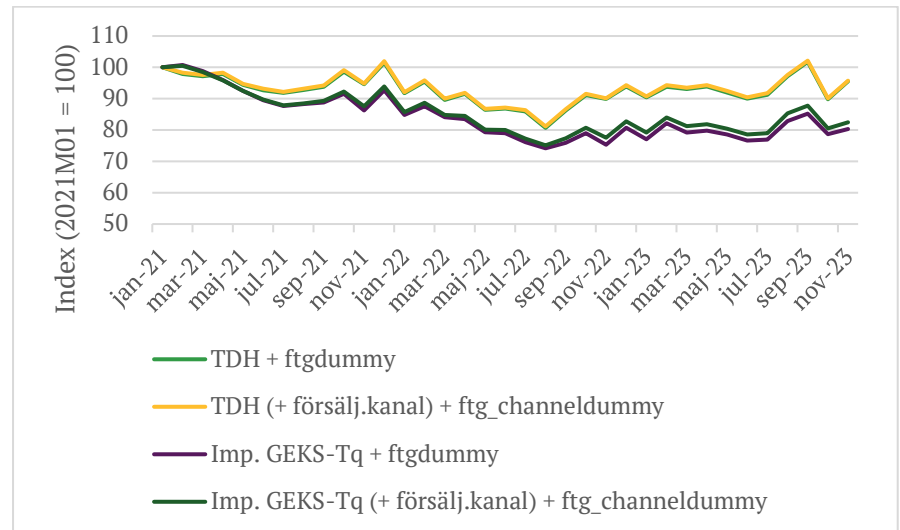
A6. TV-apparater – olika produktdefinitioner

Olika produktdefinitioner jämförs för de multilaterala prisindexen: singelimpulerat GEKS-Törnqvistindex och TDH-index. (+ försälj.kanal) indikerar produktdefinition $i = (EAN, företag, försäljningskanal)$, annars $i = (EAN, företag)$. Som beräkningsfönster används 13 månader och splicingmetod är movement splicing.

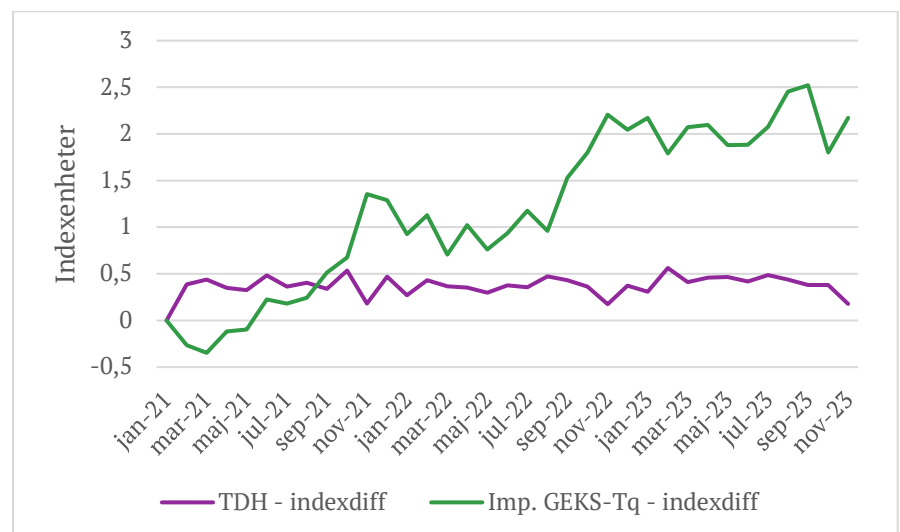


A6.1 Indexutveckling för produktdefinition $i = (EAN, företag)$ jämfört mot $i = (EAN, företag, försäljningskanal)$.

Nedanstående figur visar indexutvecklingen när de imputerade priserna har skattats med dummyvariabel för företag, D_i^f , vilket används för index då produktdefinitionen är $i = (EAN, företag)$, samt företag + försäljningskanal, D_i^{fc} , vilket används för index då produktdefinitionen är $(i = (EAN, företag, försäljningskanal))$.



A6.2 Indexutveckling för produktdefinition $i = (EAN, företag)$ jämfört mot $i = (EAN, företag, försäljningskanal)$. Hedoniska modellen inkluderar dummyvariabler för företag respektive företag och försäljningskanal.



A6.3 Indexskillnader baserat på indexen i figur A6.2. Produktdefinition $i = (EAN, företag)$ jämfört mot $i = (EAN, företag, försäljningskanal)$. Hedoniska modellen inkluderar dummyvariabler för företag respektive företag och försäljningskanal.