

Specialstudier

Augusti 2026



Den sänkta mervärdesskattens
genomslag på livsmedelspriserna i
dagligvaruhandeln





Specialstudie

Den sänkta mervärdesskattens genomslag på livsmedelspriserna i dagligvaruhandeln

Konjunkturinstitutet (KI) är en statlig myndighet under Finansdepartementet. KI gör prognoser som används som beslutsunderlag för den ekonomiska politiken i Sverige. Konjunkturinstitutet analyserar också den ekonomiska utvecklingen samt bedriver tillämpad forskning inom nationalekonomi.

I Konjunkturbarmetern publiceras varje månad statistik över företagens och hushållens syn på den ekonomiska utvecklingen. Undersökningar liknande Konjunkturbarmetern görs i alla EU-länder.

Rapporten **Konjunkturläget** är främst en prognos för svensk och internationell ekonomi, men innehåller också djupare analyser av aktuella makroekonomiska frågor. Konjunkturläget publiceras fyra gånger per år. **The Swedish Economy** är den engelska översättningen av delar av rapporten.

I **Lönebildningsrapporten** analyseras de samhällsekonomiska förutsättningarna för lönebildningen.

Hållbarhetsrapporten analyserar den långsiktiga hållbarheten i de offentliga finanserna.

Den årliga rapporten **Miljö, ekonomi och politik** är en översyn och analys av miljöpolitiken ur ett samhällsekonomiskt perspektiv.

KI publicerar också resultat av utredningar, uppdrag och forskning i serierna **Specialstudier**, **KI-kommentarer**, **Working paper**, **PM** och som **remissvar**.

Du kan ladda ner samtliga rapporter från www.konj.se. Den senaste statistiken och prognoserna hittar du under www.konj.se/statistik.

Förord

Regeringen har gett Konsumentverket i uppdrag att, tillsammans med Konjunkturinstitutet, följa och analysera livsmedelsprisernas utveckling (se Fi2025/02 135). Denna specialstudie utgör ett underlag till Konsumentverkets andra delrapportering av uppdraget.

Specialstudien är författad av Märta Almgren och Gabriella Kindström. I beräkningarna har inkommande statistik beaktats till den 10 augusti 2026.

Medverkande i projektets referensgrupp är Mikael Carlsson, Richard Friberg, Mathias Klein, Joachim Landström och Håkan Selin. Utöver Konsumentverket ingår Statistiska centralbyrån och Konkurrensverket i regeringsuppdragets projektgrupp som har lämnat synpunkter och bistått i arbetet. Konjunkturinstitutet ansvarar för rapportens innehåll.

Stockholm den 1 september 2026

Albin Kainelainen
Generaldirektör

Innehåll

1	Sammanfattning.....	5
2	Utvecklingen av konsument- och producentpriser på livsmedel före och efter reformen.....	10
2.1	Utvecklingen av konsumentpriser på livsmedel.....	10
2.2	Utvecklingen av producentpriser på livsmedel	12
3	Den sänkta mervärdesskattens genomslag på livsmedelspriserna	14
3.1	Regression discontinuity-design med veckodata.....	15
3.2	Jämförelse med Danmark.....	23
3.3	Jämförelse med producentpriser	28
4	Referenser.....	34
	Bilaga 1 Aviseringseffekter.....	35
	Bilaga 2 Känslighetsanalys.....	37

1 Sammanfattning

I denna rapport undersöks vad som hände med livsmedelspriserna i dagligvaruhandeln när mervärdesskatten på livsmedel sänktes från 12 till 6 procent den 1 april 2026. Reformen infördes för att stötta hushållen och den centrala frågan i rapporten är därför i hur stor utsträckning skattesänkningen kom konsumenterna till del i form av lägre priser i butik.

Den samlade slutsatsen utifrån de genomförda analyserna är att momssänkningen fullt ut har slagit igenom i konsumentpriserna. Ett fullt genomslag motsvarar en prisnedgång på knappt 5,4 procent.¹ Rapportens tre analyser bygger på olika metoder och data, men pekar samstämmigt mot att prisnedgången i samband med momssänkningen låg mycket nära denna nivå: genomslaget skattas till mellan 4,7 och 5,4 procent.

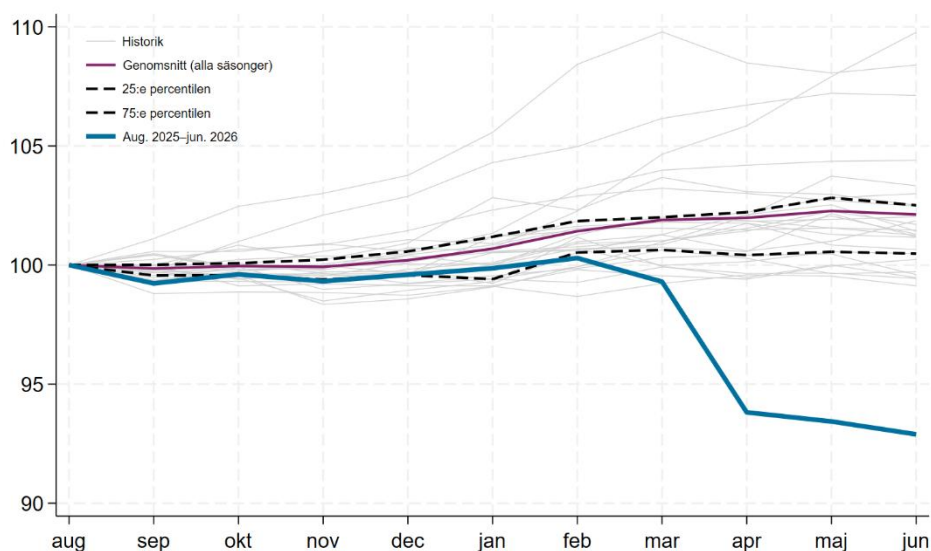
Livsmedelspriserna sjönk något redan i mars 2026, månaden före själva skattesänkningen.² Nedgången förstärktes sedan i april när sänkningen trädde i kraft (se diagram 1). Från mars till april sjönk priserna på livsmedel och alkoholfria drycker med 5,5 procent enligt konsumentprisindex. Priserna har sedan fortsatt ligga på ungefär samma nivå som i april. Prisnedgången omfattade alla större livsmedelsgrupper, men i olika grad: mellan mars och april föll priserna i de olika grupperna med mellan 4,3 och 7,8 procent. Den var störst för oljor och fetter samt alkoholfria drycker, medan den var något mindre för exempelvis kött, grönsaker, sötsaker och glass.

¹ För teoretisk diskussion om genomslaget storlek och erfarenheter från tidigare ändringar av livsmedelsmoms, se Konjunkturinstitutet (2026).

² På grund av Statistiska centralbyråns metod för att beräkna konsumentprisindex inkluderas inte veckan före momssänkningen i Statistiska centralbyråns data för mars månad. Eventuella prissänkningar som gjordes under den sista veckan i mars hänförs därför till första veckan i april.

Diagram 1 Prisutveckling för livsmedel och alkoholfria drycker i konsumentprisindex

Konsumentprisindex, augusti = 100, månadsvärden



Anm. Konsumentprisindex, livsmedel och alkoholfria drycker (COICOP 01). Historik avser utvecklingen under perioden augusti till juni 2000–2025.

Källa: Statistiska centralbyrån.

Reformen aviserades redan i september 2025. En fråga är därför om priserna höjdes mellan aviseringen och genomförandet, vilket skulle ha minskat prissänkningens värde för hushållen. Analyserna visar inga tecken på det. Fram till februari 2026 utvecklades livsmedelspriserna i linje med historiska mönster. Jämfört med prisutvecklingen i Danmark var den svenska prisutvecklingen snarare något svagare efter aviseringen.

En viktig del i konsumentpriserna för livsmedel är handelns inköpskostnader som fångas av producentpriserna. Producentpriserna på livsmedel utvecklades ovanligt svagt under perioden. Från augusti 2025 till juni 2026 var producentpriserna i stort sett oförändrade, medan de historiskt sett har stigit med drygt 2 procent under motsvarande månader. Även i förhållande till andra varor föll producentpriserna på livsmedel, och i juni låg relativpriset omkring 6 procent under sin säsongsnormala nivå. Utöver inköpskostnaderna påverkas de priser som kunderna betalar för livsmedel också av butikernas kostnader för lokalhyra, personal, etcetera. Att priserna föll mellan mars och april i en omfattning som motsvarar momssänkningen betyder därför inte nödvändigtvis att momssänkningen fått fullt genomslag. För att ta hänsyn till dessa andra faktorer som kan påverka livsmedelspriserna behöver metoder som identifierar effekten av just momssänkningen användas. Denna rapport använder tre kompletterande metoder med detta syfte.

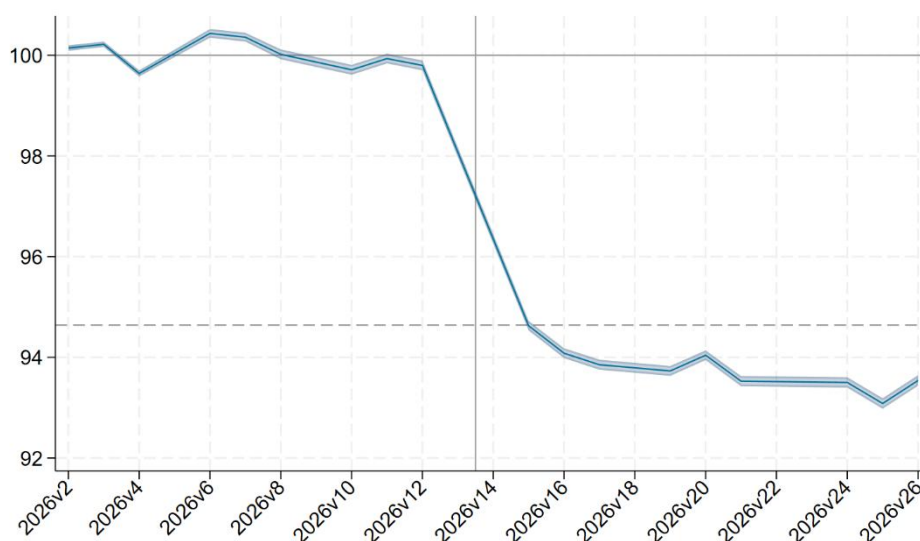
Den första metoden jämför priserna mycket nära tidpunkten för reformen, precis före och precis efter den 1 april 2026.³ Tanken är att genom att göra det tidsfönster som

³ Genom en så kallad regression discontinuity-analys. Metoden har tidigare tillämpats i en liknande studie av Gaarder (2019) som undersöker en sänkning av livsmedelsmomsen i Norge.

prisförändringen mäts över så kort som möjligt så ska den uppmätta prisförändringen visa effekten av enbart momssänkningen och inte av andra faktorer. Till analysen används detaljerade veckodata på produktnivå från dagligvaruhandeln. Diagram 2 visar utvecklingen under perioden vecka 2 till vecka 26 under 2026. Priserna är stabila under mätveckorna före reformen, faller vid reformtidpunkten och ligger därefter kvar nära den nivå som motsvarar ett fullt genomslag. Prisfallet var brett, ca 90 procent av priserna var lägre efter reformen och 68 procent av priserna sjönk med 5 procent eller mer. I den statistiska analysen skattas priset i anslutning till reformen till mellan 4,8 och 5,4 procent, att jämföra med de knappt 5,4 procent som motsvarar ett fullt genomslag.

Diagram 2 Prisutveckling för livsmedel vecka 2 – vecka 26 2026

Index, januari 2026=100



Anm. Veckovisa mikrodatal (EAN × butik) från dagligvaruhandeln som ligger till grund för Statistiska centralbyråns konsumentprisindex för livsmedel. Indexet följer priset inom varje produkt och butik relativt produktens genomsnittliga prisnivå i januari 2026 och aggregeras med produkternas vikter i indexberäkningen. Skuggade områden visar veckogenomsnittet $\pm 1,96$ medelfel. Priserna mäts under veckorna kring den 15:e varje månad. Den lodräta linjen markerar datumet för momssänkningen den 1 april 2026 och den streckade linjen prisnivån vid fullt genomslag.

Källor: Statistiska centralbyrån och Konjunkturinstitutets beräkningar.

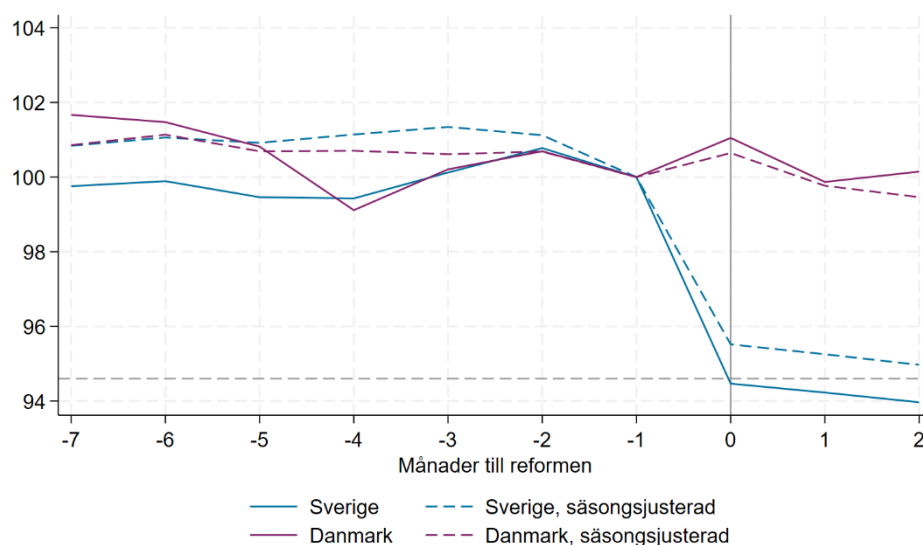
Den andra metoden jämför prisutvecklingen i Sverige med prisutvecklingen i Danmark.⁴ Metoden bygger på att om livsmedelspriserna i de två länderna normalt rör sig parallellt, så kan Danmark användas som jämförelseland för att uppskatta hur svenska priser skulle ha utvecklats utan reformen eftersom mervärdesskatten inte sänktes i Danmark. Om priserna i Sverige efter april sjunker tydligt jämfört med i Danmark kan skillnaden tolkas som effekten av den svenska momssänkningen. Jämfört med den första analysen ger denna ansats möjlighet att analysera prisförändringen på längre sikt. Samtidigt förutsätter den att kostnader för till exempel insatsvaror, butiksdrift och personal inte förändras på olika sätt i Sverige och Danmark över tid. Diagram 3 visar utvecklingen i Sverige och Danmark från augusti

⁴ Genom en så kallad difference-in-differences-analys. Motsvarande analys har använts för att studera genomslaget av momssänkningar av bl.a. Riksrevisionen (2018) och Bernardino m.fl. (2025).

2025 till juni 2026 och att priserna följer varandra relativt väl. Av diagrammet framgår att priserna i Sverige sjunker med ca 5 procent relativt priserna i Danmark mellan mars (-1) och april (0). Priserna fortsätter sedan att vara ungefär lika låga relativt de danska även i maj och juni. I den statistiska analysen skattas effekten till 4,7 procent, vilket motsvarar ca 88 procent av momssänkningen. Skattningen går dock inte att statistiskt skilja från ett fullt genomslag, och resultatet står sig även när Danmark ersätts med en jämförelsegrupp som vägts samman av flera EU-länder.

Diagram 3 Prisutveckling för livsmedel och alkoholfria drycker i Sverige och Danmark

Index, mars = 100



Anm. Diagrammet visar utveckling i harmoniserat index för konsumentpriser, beräknat som ett oviktat medelvärde av de undergrupper av livsmedel och alkoholfria drycker i ECOICOP 01 som har gemensam täckning. Prisindex är normaliserat med mars 2026 som basmånad. Säsongsjusteringen baseras på säsongskomponenten för samma månad föregående år för att undvika påverkan från momssänkningen. Den lodräta linjen markerar införandet av momssänkningen i april 2026, medan den vågräta streckade linjen anger nivån för fullt genomslag.

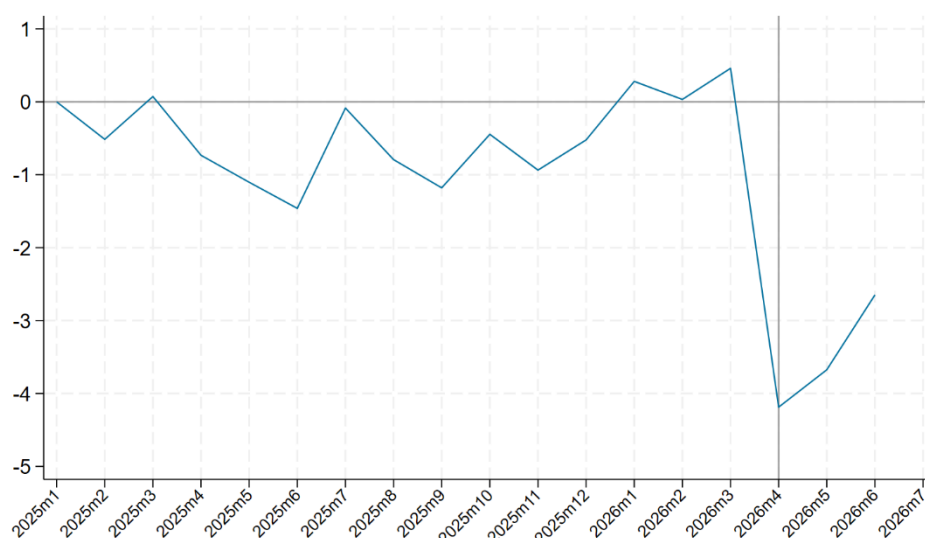
Källa: Eurostat.

Den tredje metoden utgår från det så kallade påslaget inklusive moms, det vill säga skillnaden mellan konsumentpriserna och de priser som livsmedelshandlarna betalar för sina inköp (producentpriserna). Eftersom sänkningen av momsen påverkar priserna i konsument- men inte producentled, bör påslaget minska efter reformen. Förändringen i påslaget för livsmedel och alkoholfria drycker jämförs därför mot förändringen i påslaget på andra varor som säljs i dagligvaruhandeln men som inte omfattas av momssänkningen. Påslagets nivå varierar mellan varor, men eftersom analysen bygger på förändringar över tid påverkar sådana nivåskillnader inte jämförelsen. Ansatsen har två fördelar i förhållande till de två första analyserna. Till skillnad från den första analysen finns här en samtidig jämförelsegrupp, så att bara förändringen för livsmedel relativt andra varor tillskrivs reformen och inte allt annat som sammanfaller med den i tiden. Till skillnad från jämförelsen med Danmark möter jämförelsegruppen dessutom samma svenska förhållanden i form av samma butiker och samma kostnader för exempelvis hyra och personal. Diagram 4 visar den kumulativa förändringen i påslaget för livsmedel och alkoholfria drycker minus motsvarande förändring för andra varor i dagligvaruhandeln. När differensen är noll har påslaget utvecklats på samma sätt för livsmedel som för icke-livsmedel sedan

januari 2025. En positiv differens innebär att påslaget på livsmedel ökat relativt påslaget på andra varor, och en negativ differens att det minskat relativt påslaget på andra varor. I diagrammet syns att påslaget utvecklades på ett likartat sätt för livsmedel och alkoholfria drycker som för icke-livsmedel från januari 2025 till och med mars 2026, för att sedan minska vid tidpunkten för momssänkningen för livsmedel relativt icke-livsmedel. Minskningen i diagrammet är i linje med ett fullt genomslag.⁵ I den statistiska analysen, som även tar hänsyn till skillnader i producentprisernas utveckling mellan varugrupperna, skattas prisfallet för livsmedel till mellan 4,8 och 5,4 procent, i linje med ett fullt genomslag.

Diagram 4 Förändring i påslaget för livsmedel jämfört med icke-livsmedel i dagligvaruhandeln

Logpunkter



Anm. Påslaget definieras som skillnaden mellan logaritmerat konsumentprisindex och logaritmerat producentprisindex. Diagrammet visar den kumulativa förändringen i påslaget sedan januari 2025 för behandlingsgruppen (livsmedel och alkoholfria drycker) minus motsvarande förändring för kontrollgruppen (övriga varor i dagligvaruhandeln, se tabell 5). Nivåskillnader i påslag mellan varugrupperna påverkar därför inte kurvan. En nedgång innebär att konsumentpriserna på livsmedel faller relativt producentpriserna, jämfört med motsvarande utveckling för kontrollgruppen. Den lodräta linjen markerar momssänkningen den 1 april 2026.

Källor: Statistiska centralbyrån och Konjunkturinstitutets beräkningar.

Ett antal begränsningar är viktiga för tolkningen av resultaten. För det första bygger analyserna på antaganden om vad priserna hade varit utan momssänkningen. De tester som genomförs visar att antagandena i regel är trovärdiga. Sänkningen av mervärdesskatten sammanföll dock med sänkningen av arbetsgivaravgifterna för unga. Detta kan påverka resultaten i de två första analyserna, men kontrolleras för i analysen som jämför påslaget för livsmedel och icke-livsmedel. Dessutom ökar osäkerheten kring antagandena med tiden. Analyserna säger framför allt något om vad som hände i anslutning till april 2026 och ju längre från april 2026 desto större blir osäkerheten i skattningarna. För det andra bygger analyserna på data till och med juni 2026. De säger därmed endast något om genomslaget under månaderna närmast reformen. För det tredje är det möjligt att olika butikskedjor reagerat olika och att genomslaget på

⁵ Diagrammet är deskriptivt. Den skillnad som visas där har inte tagit hänsyn till de kontrollvariabler som inkluderas i beräkningarna.

olika varugrupper och enskilda produkter skiljer sig åt. Resultaten visar med andra ord hur reformen slog igenom på aggregerad nivå.

2 Utvecklingen av konsument- och producentpriser på livsmedel före och efter reformen

Sänkningen av mervärdesskatten på livsmedel presenterades den 4 september 2025 (Regeringen, 2025) och implementerades den 1 april 2026. I det här avsnittet beskrivs hur livsmedelspriserna har utvecklats från augusti 2025 till och med juni 2026.

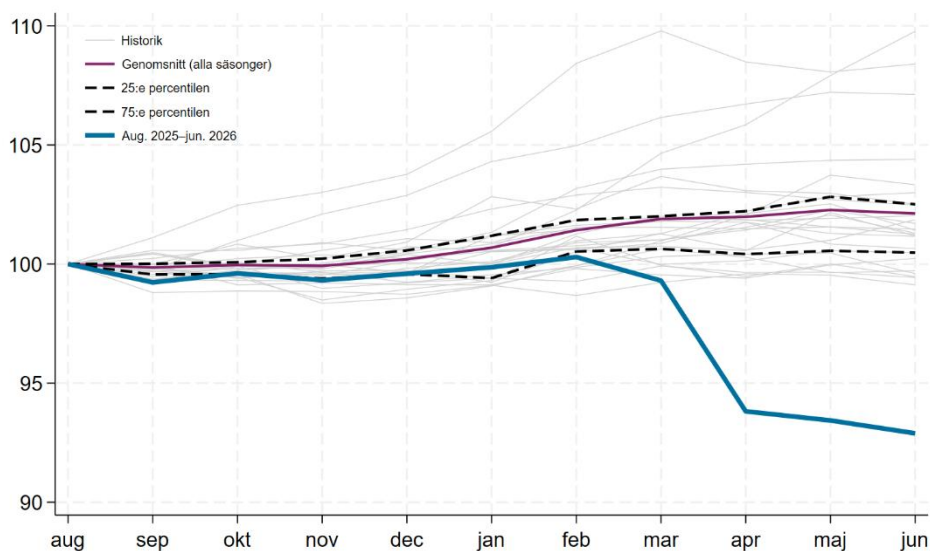
2.1 Utvecklingen av konsumentpriser på livsmedel

UTVECKLINGEN AV LIVSMEDELSPRISERNA AUGUSTI 2025 TILL JUNI 2026

I diagram 5 visas hur konsumentpriserna för livsmedel och alkoholfria drycker har utvecklats från augusti 2025 till och med juni 2026 (blå linje). I diagrammet visas även prisutvecklingen för samma period under åren 2000 till 2025 (grå linjer), ett genomsnitt för de åren (lila linje) samt den historiska variationen (streckad svart linje) definierad som den 25:e samt 75:e percentilen. Indexet är normaliserat med augusti som basmånad för samtliga perioder.

Diagram 5 Prisutveckling för livsmedel och alkoholfria drycker i konsumentprisindex

Konsumentprisindex, augusti = 100, månadsvärden



Anm. Konsumentprisindex, livsmedel och alkoholfria drycker (COICOP 01). Historik avser utvecklingen under perioden augusti till juni 2000-2025.

Källor: Statistiska centralbyrån.

Av diagrammet framgår det att prisutvecklingen från aviseringen av reformen till och med februari 2026 i stort sett låg inom det historiska variationsintervallet och att det

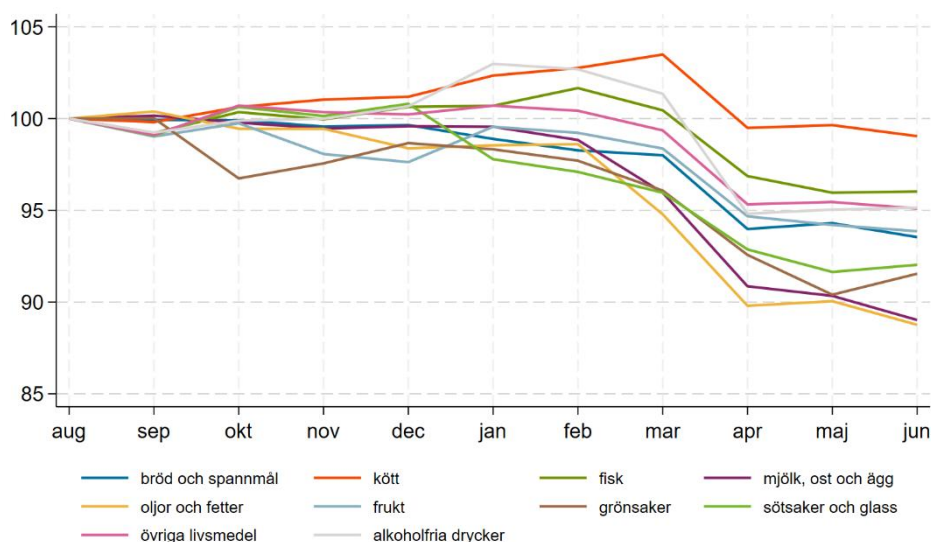
därmed inte finns några tydliga tecken på att livsmedelsprisernas utveckling under denna period avvek från historiska mönster. I mars ses en mindre nedgång av konsumentpriserna, och denna nedgång förstärks sedan i april.

Prisutvecklingen för olika typer av livsmedel

Diagram 6 visar den säsongsrensade prisutvecklingen i konsumentprisindex för olika grupper av livsmedel. Före implementeringen av reformen uppvisar undergrupperna en måttlig prisutveckling. Vissa undergrupper har haft en prisuppgång, medan andra uppvisat en svagare utveckling. Från februari till mars uppvisar samtliga undergrupper, med undantag för kött, en prisnedgång, medan priserna föll i samtliga livsmedelsgrupper i april.

Diagram 6 Prisutveckling för grupper av livsmedel

Konsumentprisindex, augusti 2025 = 100, säsongsrensade månadsvärden



Anm. Konsumentprisindex, grupper av livsmedel i COICOP 01.

Källa: Statistiska centralbyrån.

PRISUTVECKLING MELLAN FEBRUARI OCH APRIL SAMT MELLAN MARS OCH APRIL 2026

Tabell 1 visar den procentuella förändringen i konsumentprisindex mellan februari och april samt mars och april 2026. I kolumnen längst till höger visas hur stor vikt respektive undergrupp har inom gruppen *Livsmedel och alkoholfria drycker*, där gruppens vägningstal har normaliserats till 100.

Sammantaget minskar priserna på *Livsmedel och alkoholfria drycker* med 5,5 procent mellan mars och april. Prisnedgångens storlek varierar något mellan varugrupperna och uppgår till mellan 4,3 och 7,8 procent. Liksom diagrammen ovan är detta en deskriptiv analys och den tar alltså inte hänsyn till hur livsmedelspriserna skulle ha utvecklats om livsmedelsmomsen inte hade sänkts.

Tabell 1 Livsmedelspriser 2026

Procentuell förändring

Kategori	Februari-april	Mars-april	Vikt
Livsmedel och alkoholfria drycker	-6,5	-5,5	100,0
Bröd och spannmål	-5,9	-5,9	12,8
Kött	-4,2	-4,9	15,1
Fisk	-5,7	-5,4	4,7
Mjölk, ost och ägg	-9,5	-6,6	14,9
Oljor och fetter	-11,9	-7,8	2,7
Frukt	-6,1	-5,1	7,5
Grönsaker	-6,2	-4,5	9,8
Sötsaker och glass	-4,9	-4,3	13,2
Övriga livsmedel	-5,5	-4,7	9,2
Alkoholfria drycker	-8,2	-7,3	10,2

Anm. Konsumentprisindex för livsmedel och alkoholfria drycker och dess undergrupper i COICOP 01. Vikterna summerar inte till hundra på grund av avrundning.

Källa: Statistiska centralbyrån.

AVISERINGSEFFEKTER

Diagram 5 och diagram 6 visar en deskriptiv analys av utvecklingen i konsumentpriserna sedan reformen aviserades. Analyserna visar inte några tecken på en bred prisuppgång i livsmedelspriserna från avisering till månaderna innan implementeringen. Dock tar de deskriptiva analyserna inte hänsyn till hur livsmedelspriserna hade utvecklats om momssänkningen inte hade aviserats. I Bilaga 1 Aviseringseffekter presenteras en analys av aviseringen där utvecklingen av livsmedelspriserna i Sverige och Danmark jämförs. För ytterligare beskrivning av metoden, se avsnitt 3.2.

Resultaten visar att de svenska livsmedelspriserna utvecklades svagare än de danska efter aviseringen. Konjunkturinstitutet bedömer dock att resultaten inte är tillräckligt starka för att fastslå att det funnits någon negativ aviseringseffekt.

2.2 Utvecklingen av producentpriser på livsmedel

Konsumentprisernas utveckling kring reformen påverkas inte bara av momssänkningen utan också av andra faktorer. En betydande faktor är hur handelns inköpskostnader utvecklas. Inköpskostnaderna fångas till stor del av Statistiska centralbyråns officiella prisindex för inhemsk tillgång (ITPI), som mäter priserna på både inhemskt producerade och importerade varor när de säljs på den svenska marknaden.⁶ I diagram 7 visas hur ITPI för livsmedel har utvecklats från augusti 2025 till och med juni 2026, tillsammans med prisutvecklingen för samma period under säsongerna 2000/01–2024/25, ett genomsnitt för dessa säsonger samt den 25:e och 75:e percentilen.

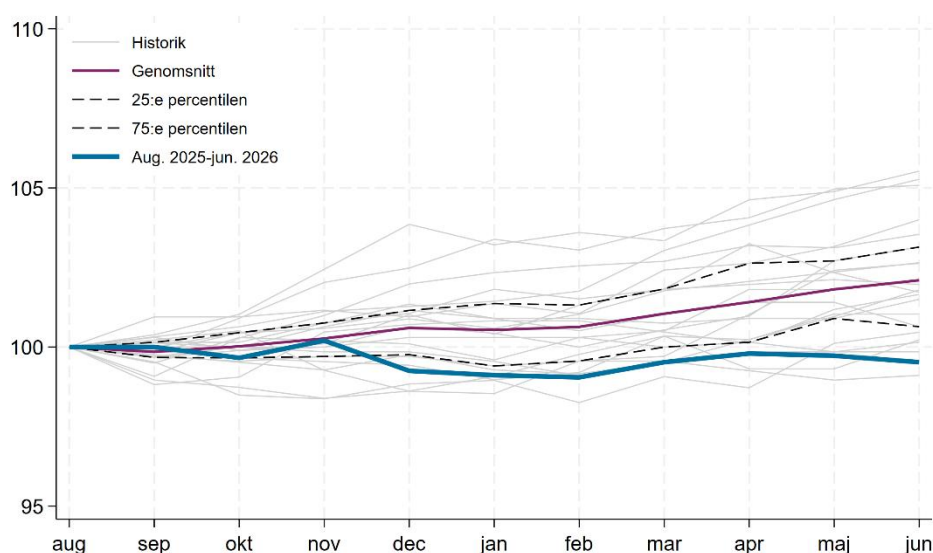
⁶ ITPI mäter priserna när varorna säljs av producenter och importörer och fångar därmed inte de faktiska inköpspriser som enskilda butiker och kedjor betalar, vilka bland annat beror på förhandlade avtal och rabatter. Utvecklingen i ITPI bedöms ändå vara en god indikator på hur handelns inköpskostnader förändras över tid.

Av diagrammet framgår att inköpspriserna för livsmedel har i det närmaste varit oförändrade sedan augusti 2025. Det kan jämföras med det historiska mönstret där priserna i genomsnitt stiger med drygt 2 procent mellan augusti och juni. Från december 2025 och framåt låg utvecklingen vid eller under den 25:e percentilen, och endast en jämförelsesäsong uppvisade en svagare utveckling fram till juni.

Den svaga utvecklingen kan delvis bero på faktorer som är gemensamma för hela varusektorn, till exempel en starkare krona och lägre världsmarknadspriser. I diagram 8 relateras därför ITPI för livsmedel till motsvarande prisutveckling för övriga varor. Fram till februari 2026 utvecklades relativpriset i linje med det historiska mönstret. Därefter föll det markant: i juni låg relativpriset drygt 6 procent under sin säsongsnormala nivå och lägre än under samtliga jämförelsesäsonger. Fallet speglar dock delvis att priserna på övriga varor samtidigt steg snabbare än normalt under våren. Sammantaget tyder detta på att utvecklingen av handelns inköpspriser för livsmedel var förhållandevis gynnsam under perioden kring momssänkningen.

Diagram 7 Prisutvecklingen för livsmedel i producentledet

Prisindex för inhemsk tillgång, augusti = 100, månadsvärden

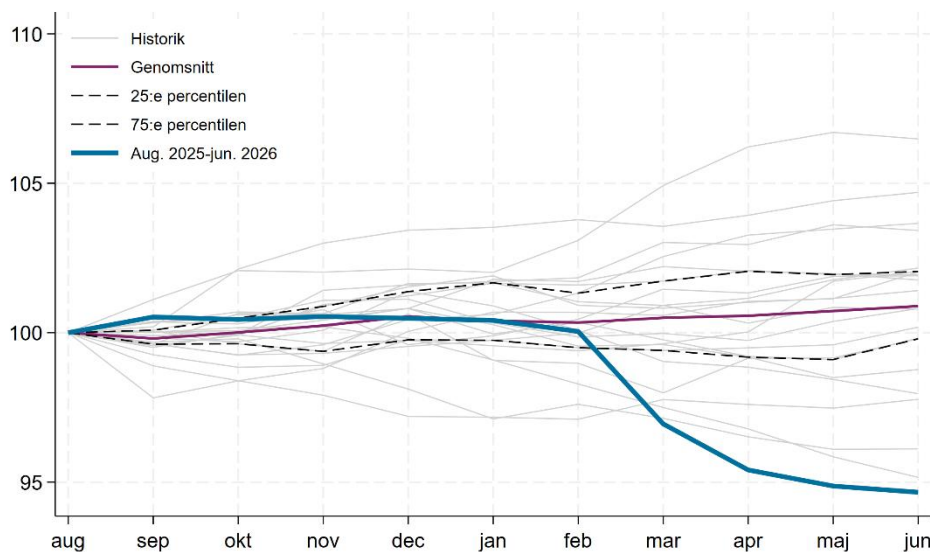


Anm. Prisindex för inhemsk tillgång (ITPI) för livsmedel (SPIN 10). ITPI omfattar både inhemskt producerade och importerade varor och speglar därmed priserna i handelns inköpsled. Alkoholfria drycker, som också omfattas av momssänkningen, ingår inte i indexet eftersom det saknas ett producentprisaggregat som omfattar livsmedel och enbart alkoholfria drycker. Historik avser utvecklingen augusti- och juni säsongerna 2000/01–2024/25. Genomsnitt och percentiler beräknas över de historiska säsongerna.

Källa: Statistiska centralbyrån.

Diagram 8 Prisutveckling för livsmedel i förhållande till övriga varor i producentledet

Relativpris, index augusti = 100, månadsvärden



Anm. Kvoten mellan ITPI för livsmedel (SPIN 10) och ett oviktat genomsnitt av ITPI för 19 övriga varugrupper på 2-siffrig SPIN-nivå inom B-E med fullständiga serier. Ett fallande relativpris innebär att priserna på livsmedel utvecklas svagare än priserna på övriga varor. Historik och beräkningar som i diagram 7.

Källa: Statistiska centralbyrån.

3 Den sänkta mervärdesskattens genomslag på livsmedelspriserna

I det här avsnittet presenteras tre analyser som med olika angreppssätt skattar momssänkningens effekt på livsmedelspriserna. Analyserna kompletterar varandra genom att de bygger på olika identifikationsstrategier och datamaterial.

Avsnittet inleds med en regression discontinuity-analys som utnyttjar att momssänkningen implementerades vid en specifik tidpunkt och skattar det omedelbara genomslaget i mikrodata på veckovis frekvens. Eftersom samma produkter i samma butiker följs över tid påverkas skattningen inte av förändringar i varusammansättningen. Placeboskattningar för tidigare år talar dessutom emot att resultaten drivs av säsongsmönster. Analysen bygger dock på antagandet att priserna utan reformen hade fortsatt att utvecklas i samma takt som tidigare. Den kan därför inte skilja reformen från andra förändringar vid reformdatumet. Ansatsen belyser inte heller utvecklingen på längre sikt.

Därefter presenteras två difference-in-differences-analyser som hanterar dessa begränsningar på olika sätt. Den första analysen jämför prisutvecklingen för livsmedel och alkoholfria drycker i Sverige med den i Danmark. Gemensamma faktorer, såsom världsmarknadspriser, fångas därmed upp av jämförelsen med Danmark. Däremot kan betydelsen av faktorer som är specifika för Sverige, som till exempel en avvikande producentprisutveckling, inte uteslutas. Den andra analysen jämför förändringen i påslaget för livsmedel med förändringen i påslaget för andra varor i dagligvaruhandeln.

Den beaktar därmed producentpriserna direkt och rensar samtidigt för förändringar i gemensamma kostnader i detaljhandelsledet.⁷

Trots olika antaganden och datamaterial ger de tre ansatserna samstämmiga resultat. Detta stärker den samlade bedömningen av genomslaget.

3.1 Regression discontinuity-design med veckodata

I det här avsnittet skattas momssänkningens genomslag på livsmedelspriserna med en regression discontinuity-design (RD). Ansatsen utnyttjar att reformen trädde i kraft vid en känd tidpunkt, den 1 april 2026, och jämför prisutvecklingen strax före och strax efter detta datum i veckovisa mikrodata från dagligvaruhandeln. Genomslaget mäts som den prisförändring som uppstår vid reformdatumet, där den kontrafaktiska prisnivån ges av att pristrenden före reformen förlängs fram till reformtidpunkten.

BESKRIVNING AV DATA

Mikrodatamaterialet omfattar livsmedel och andra varor som säljs i dagligvaruhandeln. Dataunderlaget sammanställs veckovis av Statistiska centralbyrån och ligger till grund för beräkningen av konsumentprisindex för dessa varugrupper. För livsmedel samlas priserna in uteslutande från butiker som tillhör de största livsmedelskedjorna i Sverige, vilket innebär att analysen inte omfattar livsmedel som säljs i exempelvis servicehandeln. Datamaterialet täcker åren 2013 till 2026. I analysen används huvudsakligen data för 2025 och 2026, som beskrivs i tabell 2. Butikerna är inte identifierbara, men varje enskild butik och produkt kan följas över tid.

Statistiska centralbyrån mäter priserna under veckorna kring den 15:e varje månad. Den sista mätveckan före momssänkningen är vecka 12 och den första mätveckan efter reformen är vecka 15. De mellanliggande veckorna 13 och 14 hade varit olämpliga som jämförelsepunkter även om de hade observerats. Under vecka 13 började flera kedjor sänka priserna i förväg för att hinna justera samtliga priser till den 1 april. Priser insamlade under denna vecka speglar därmed delvis reformen och skulle leda till att genomslaget underskattas. Vecka 14 sammanföll med påsken, som är förknippad med avvikande prisrörelser för en rad varugrupper. Jämförelsen mellan vecka 12 och vecka 15 bör således utgöra en lämplig före- och efterjämförelse.

Tabell 2 Sammanfattande statistik för veckodata

Antal

	Varor	Butiker	Vara x butik	Observationer
Livsmedel	5 094	60	76 393	2 396 679
Icke-livsmedel	1 883	60	25 557	614 661

Anm. Tabellen visar antalet varor, butiker och kombinationer av vara och butik samt antalet observationer i veckodata för år 2025 och 2026. Alla varor säljs inte i alla butiker. Antalet kombinationer av vara och butik är därför lägre än antalet varor multiplicerat med antalet butiker.

Källor: Statistiska centralbyrån och Konjunkturinstitutets beräkningar.

⁷ Exempelvis sänkningen av arbetsgivaravgiften för unga som infördes den 1 april 2026.

EMPIRISK METOD

Den deskriptiva analysen ovan visar att livsmedelspriserna minskat med drygt 5 procent i samband med momssänkningen. För att avgöra hur stor del av nedgången som beror på reformen krävs en skattning av hur priserna hade utvecklats i frånvaro av reformen. RD-analysen konstruerar en kontrafaktisk prisbana utifrån de observerade pristrenderna på vardera sidan om reformtidpunkten. Momsen sänktes den 1 april för samtliga livsmedel, vilket gör det möjligt att jämföra priserna omedelbart före och efter reformen och därigenom skatta genomslaget. Prisutvecklingen kan beskrivas med följande ekvation:

$$\ln p_{it} = \alpha_i + \lambda D_t + \beta_1 (t - c) + \beta_2 D_t (t - c) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

där

- p_{it} är pris för produkt i (EAN x butik) i vecka t
- c är vecka 15 år 2026 (första mätveckan efter att momsen sänktes)
- $D_t = \mathbf{1}\{t \geq c\}$ är en indikator för veckorna efter momssänkningen
- λ är genomslaget (diskontinuiteten vid c)
- β_1 är pristrendens lutning före reformen
- β_2 är skillnaden i lutning efter reformen (lutningen efter är $\beta_1 + \beta_2$)
- α_i är fixa effekter per produkt (EAN x butik)
- ε_{it} är en felterm med standardfel klustrade på butiks nivå

Specifikationen skattas med en lokal linjär regression och viktas med triangulär kärna. Viktning med triangulär kärna betyder att veckor nära reformen väger tyngre och att vikten per observation är linjärt avtagande. Fönstret är sex mätveckor före och sex mätveckor efter momssänkningen.

Som ett komplement till RD-analysen skattas även en första-differens-specifikation (FD). FD jämför livsmedelspriserna under den sista mätveckan i mars (vecka 12) med den första mätveckan i april (vecka 15) för de produkter som observeras i båda veckorna. En sådan jämförelse fångar dock inte bara reformens effekt utan även den prisförändring som normalt sker mellan mars och april, exempelvis till följd av säsongsmönster. För att bedöma hur stor denna normala förändring är genomförs ett placebotest där samma jämförelse görs för månadsskiftet mars-april 2025, då ingen momsförändring ägde rum. En prisförändring som uppmäts i placebotestet kan inte bero på momssänkningen, utan visar hur priserna vanligtvis rör sig mellan dessa månader. Om placeboskattningen ligger nära noll samtidigt som skattningen för 2026 visar ett stort prisfall stärker det tolkningen att prisfallet 2026 beror på momssänkningen och inte på säsongsvariation.

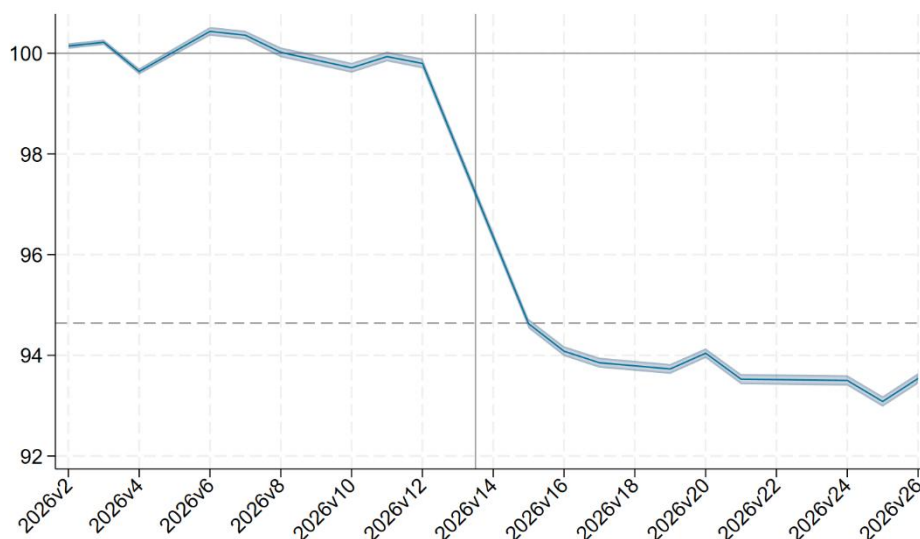
I RD-designen är löpvariabeln tid och reformtidpunkten gemensam för alla enheter. Identifikationen vilar därför inte på slumpmässig variation kring en gräns, utan på två antaganden. Det första antagandet är att inga andra faktorer som påverkar livsmedelspriserna förändras diskontinuerligt vid reformdatumet. Det andra antagandet är att priserna inte anpassades strategiskt inför reformen. Båda dessa antaganden prövas genom placeboskattningar för tidigare år samt genom att producentprisernas och aviseringens betydelse för livsmedelspriserna undersöks separat.

Prisutvecklingen kring reformen

En första bild av momssänkningens effekt ges av prisutvecklingen kring reformdatumet. Diagram 9 visar ett index över konsumentpriset på livsmedel för de veckor Statistiska centralbyrån mäter under 2026. Indexet följer priset inom varje enskild produkt och butik relativt produktens genomsnittliga prisnivå i januari 2026, och veckogenomsnittet beräknas med produkternas vikter i Statistiska centralbyråns mikrodatabas. Konstruktionen innebär att indexet inte påverkas av att varusammansättningen förändras över tid. Reformdatumet är markerat med en lodrät heldragen linje, den övre vågräta linjen anger januarinivån 100 och den nedre anger den nivå (94,64) som motsvarar ett fullt genomslag av momssänkningen. Livsmedelspriserna är stabila under mätveckorna före reformen. Sedan faller de kraftigt vid reformtidpunkten och ligger därefter kvar på den lägre nivån under april till juni, nära nivån för fullt genomslag. Prisutvecklingen är förenlig med att priset beror på momssänkningen snarare än på andra faktorer. Huruvida mönstret kan förklaras av säsongvariation provas genom placeboskattningar för tidigare år.

Diagram 9 Prisutveckling för livsmedel vecka 2-vecka 26 2026

Index, januari 2026 = 100



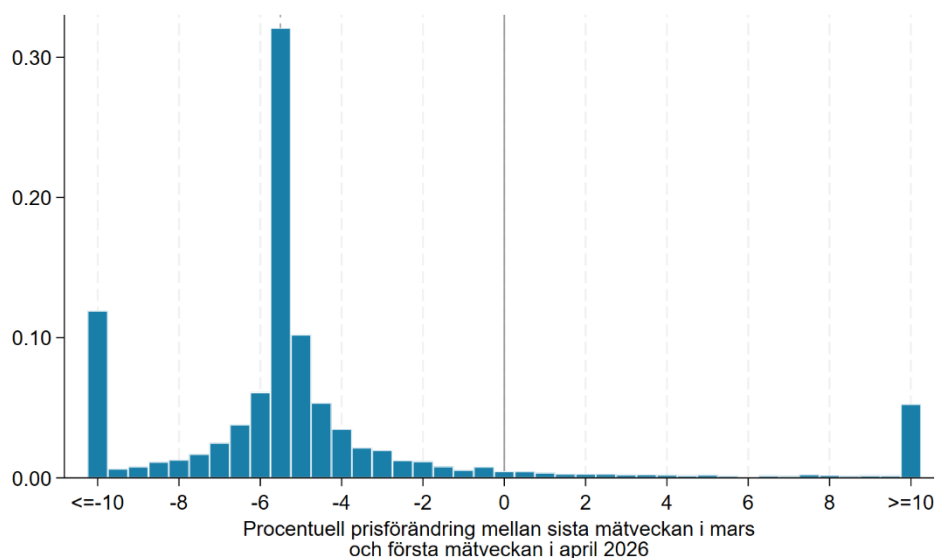
Anm. Veckovisa mikrodatabas (EAN × butik) från dagligvaruhandeln som ligger till grund för Statistiska centralbyråns konsumentprisindex för livsmedel. Indexet följer priset inom varje produkt och butik relativt produktens genomsnittliga prisnivå i januari 2026 och aggregeras med produkternas vikter i indexberäkningen. Skuggade områden visar veckogenomsnittet $\pm 1,96$ medelfel. Priserna mäts under veckorna kring den 15:e varje månad. Den lodräta linjen markerar datumet för momssänkningen den 1 april 2026 och den streckade linjen prisnivån vid fullt genomslag.

Källor: Statistiska centralbyrån och Konjunkturinstitutets beräkningar.

För att illustrera hur enskilda varor påverkades av momssänkningen visar diagram 10 fördelningen av procentuella prisförändringar för livsmedel mellan den sista mätveckan i mars och den första mätveckan i april 2026. Fördelningen har en tydlig topp vid en prissänkning om drygt 5 procent, i linje med fullt genomslag av momssänkningen. Totalt var ca 90 procent av priserna lägre efter reformen och 68 procent föll med 5 procent eller mer. Priset var därmed brett och omfattade huvuddelen av livsmedelssortimentet.

Diagram 10 Fördelning av prisförändringar för livsmedel mellan vecka 12 och vecka 15 2026

Andelar



Anm. Fördelning av procentuella prisförändringar på produkt- och butiksnivå (EAN × butik) för livsmedel mellan den sista mätveckan före reformen (vecka 12) och den första mätveckan efter (vecka 15) 2026, för produkter som observeras i båda veckorna. Staplarna är 0,5 procentenheter breda och förändringar under minus 10 procent samt över 10 procent har samlats i ändstaplarna.

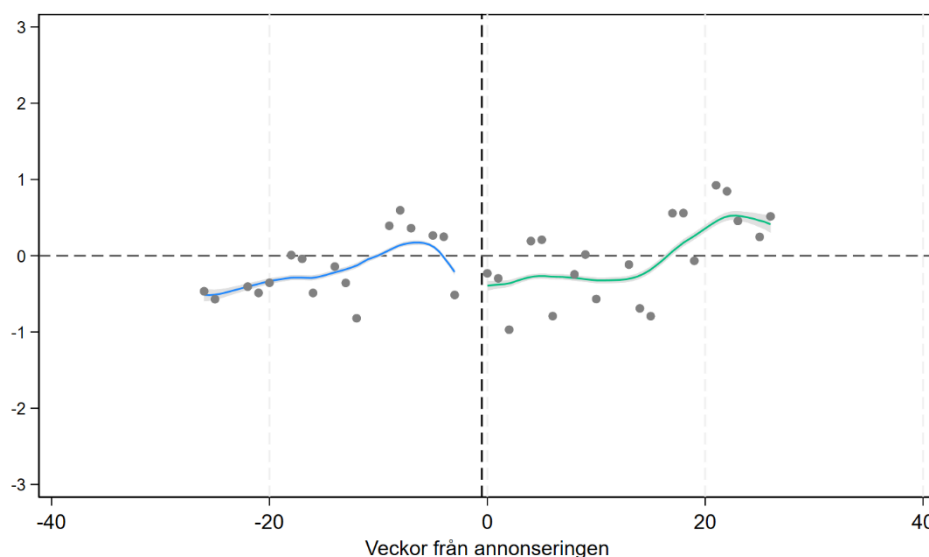
Källor: Statistiska centralbyrån och Konjunkturinstitutets beräkningar.

Antaganden

För att RD-designen ska isolera effekten av momssänkningen krävs att livsmedelspriserna inte ändrades strategiskt inför momssänkningen. I diagram 9 syns inte något tecken på att livsmedelspriserna tydligt steg veckorna före momssänkningen. Inte heller efter aviseringen av momssänkningen syns någon tydlig prisrörelse uppåt, vilket framgår av diagram 11.

Diagram 11 Livsmedelsprisernas utveckling kring aviseringen

Procentuell utveckling jämfört med augusti 2025



Anm. Veckovisa mikrodataba (EAN × butik) från dagligvaruhandeln, samma underlag och indexkonstruktion som i diagram 9. Diagrammet visar livsmedelsprisernas procentuella utveckling relativt augusti 2025 för veckorna kring aviseringen. Den lodräta linjen markerar regeringens avisering av momssänkningen i september 2025.

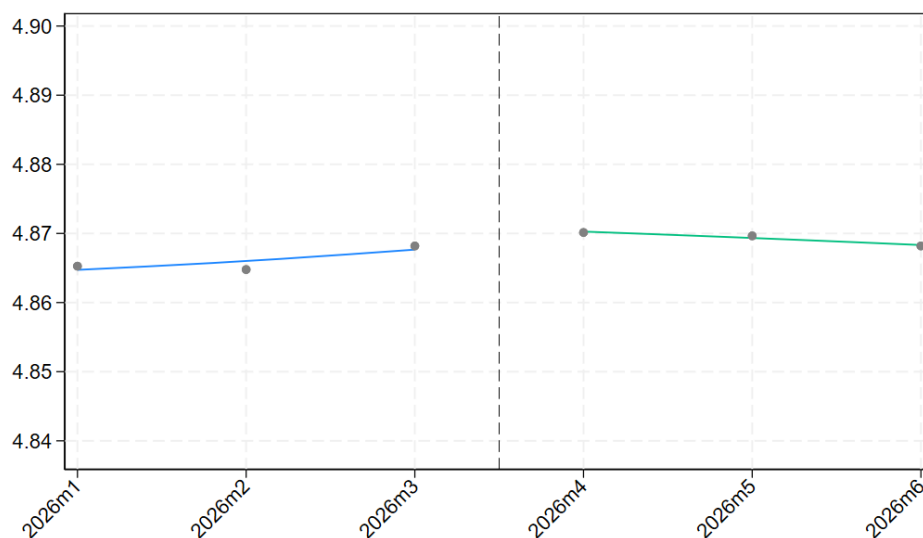
Källor: Statistiska centralbyrån och Konjunkturinstitutets beräkningar.

Ett andra antagande för RD-strategin är att konsumentpriserna skulle ha utvecklats jämnt kring den 1 april i frånvaro av momssänkningen. Detta kontinuitetsvillkor innebär att andra observerbara prisbestämmande faktorer ska ha samma fördelning strax före och strax efter den 1 april. För att pröva villkoret används en sammanfattande indikator för dessa faktorer: den predikterade prisnivån från en regression av konsumentprisindex för livsmedel på prisindex för inhemsk tillgång (ITPI). ITPI fångar prisläget i produktions- och importledet. Diagram 12 visar den predikterade prisbanan under första halvåret 2026. Den predikterade banan utvecklas jämnt genom reformtidpunkten. Det skattade hoppet uppgår till 0,4 logpunkter och är inte statistiskt skilt från noll ($p = 0,23$). Det går alltså inte att påvisa att fallet i konsumentpriserna för livsmedel vid momssänkningen drevs av diskontinuiteter i andra kostnadsfaktorer, utan fallet kan i stället tillskrivas momssänkningen.⁸

⁸ Här beaktas inte andra kostnadsfaktorer och handelns marginal som tillkommer utöver varupriserna (påslaget). Exempelvis sänktes arbetsgivaravgiften för unga den 1 april 2026. Detta hanteras i avsnitt 3.3 där förändringen av påslaget för livsmedel jämförs med förändringen av påslaget för andra varor som säljs i dagligvaruhandeln.

Diagram 12 Predikterat konsumentprisindex för livsmedel

Logaritm av index 2020=100, månadsvärden

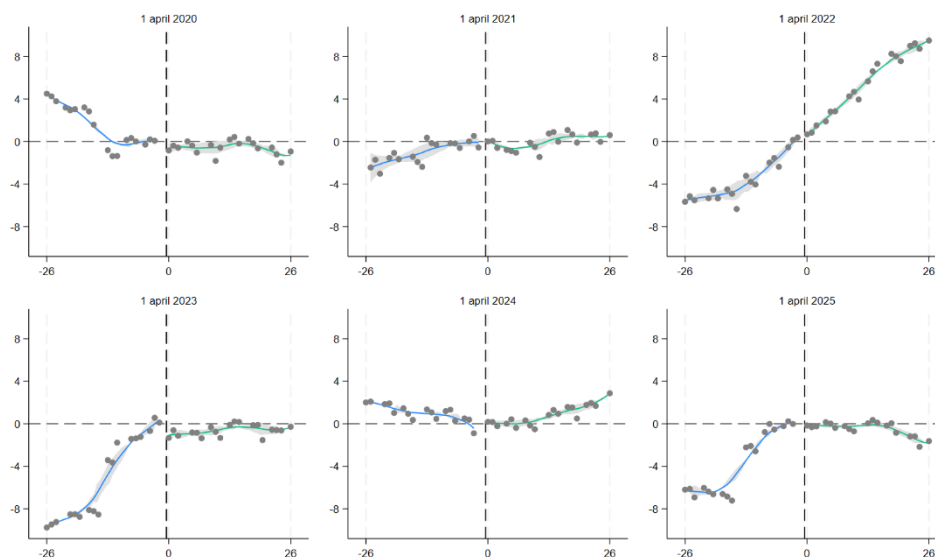


Anm. Predikterade värden från en regression av logaritmerat konsumentprisindex för livsmedel på logaritmerat prisindex för inhemsk tillgång (ITPI) för livsmedel skattad på månadsdata 2015 till 2023 ($R^2 = 0,98$). En jämn utveckling genom reformtidpunkten indikerar att observerbara prisbestämmande faktorer inte förändrades diskontinuerligt vid reformdatumet. Den lodräta linjen markerar den 1 april 2026.

Källor: Statistiska centralbyrån och Konjunkturinstitutets beräkningar.

Ett annat problem för kontinuitetsvillkoret är att säsongeffekter eller månadseffekter kan generera diskontinuerliga prisförändringar i livsmedelspriset runt tiden för momssänkningen. Diagram 13 visar skattningar av livsmedelsprisernas utveckling före och efter den 1 april under åren 2020–2025 med samma specifikation som i ekvation (1). Mellan mars och april tidigare år observeras inga diskontinuiteter av en storleksordning jämförbar med utvecklingen i april 2026. Detta stärker tolkningen att den prisnedgång som observeras i april 2026 beror på momssänkningen och inte på en återkommande systematisk faktor kring månadsskiftet mellan mars och april.

Diagram 13 Placebotest för livsmedelspriser kring den 1 april tidigare år
Procentuell förändring



Anm. Skattade diskontinuiteter vid den 1 april åren 2020–2025, med samma specifikation som i ekvation (1).

Källor: Statistiska centralbyrån och Konjunkturinstitutets beräkningar.

EMPIRISKA RESULTAT

Tidigare avsnitt har deskriptivt visat prisutvecklingen för livsmedel i anslutning till aviseringen och implementeringen av momssänkningen. I detta avsnitt redovisas resultaten från skattningen av ekvation (1). Datamaterialet omfattar mätveckor till och med maj 2026. Mätveckorna i juni 2026 ligger utanför huvudspecifikationens bandbredd, eftersom RD-ansatsen skattar prisförändringen lokalt kring reformtidpunkten och observationer längre från gränsen ges mycket liten eller ingen vikt. Prisutvecklingen till och med juni 2026 visas deskriptivt i diagram 9, där prisfallet ser ut att bestå. Även analyserna i avsnitt 3.2 och 3.3 omfattar data för juni. Tabell 3 presenterar punktestimat och standardfel för prisseffekten av momssänkningen för de livsmedel som ingår i konsumentprisindex, uttryckt i procent. Fullt genomslag motsvarar en prisminskning om 5,36 procent.

Kolumn 1 visar resultaten för FD-skattningen som jämför livsmedelspriserna i den sista mätveckan före reformen (vecka 12) med den första mätveckan efter (vecka 15). Eftersom Statistiska centralbyrån mäter priserna kring den 15:e i varje månad ingår inte veckorna närmast månadsskiftet i datamaterialet. Det uteslutna intervallet (vecka 13–14) omfattar såväl tidpunkten för momssänkningen som påskhelgen samt den period då vissa kedjor justerade ner priserna i förväg. Jämförelsen mellan vecka 12 och vecka 15 kan därmed tolkas som rena före- och efterpriser. Punktestimatet visar att livsmedelspriserna minskade med 5,27 procent mellan sista mätveckan i mars och första mätveckan i april. Minskningen är statistiskt säkerställd.

Kolumn 2 redovisar RD-skattningarna med en bandbredd om sex mätveckor på vardera sidan om reformdatumet, vilket innebär att samtliga mätveckor i februari och mars respektive april och maj ingår. Bandbredden ligger i linje med Gaarder (2019), som i motsvarande design på den norska momssänkningen 2001 använder två månaders bandbredd. Skillnaden mellan FD- och RD-ansatserna ligger i deras antaganden om hur priserna skulle ha utvecklats i frånvaro av momssänkningen. FD-

specifikationen antar implicit att livsmedelspriserna i mätveckan före reformen utgör en god approximation av den kontrafaktiska prisnivån efter reformen. I närvaro av en underliggande pristrend riskerar detta att snedvrider skattningen av genomslaget. RD-specifikationen adresserar detta genom att explicit modellera den kontrafaktiska prisbanan utifrån observerade pristrender på vardera sida om reformtidpunkten. RD-skattningen i kolumn 2 visar att livsmedelspriserna minskade med ca 5 procent. Fullt genomslag täcks av konfidensintervallet. Det innebär att både FD- och RD-skattningen utan produktfixa effekter visar att priserna sänkts i motsvarande utsträckning som momsen har minskat.

Tabell 3 Skattat genomslag av momssänkningen med RD

Procentuell förändring

	FD (1)	RD (2)	RD (3)	RD (4)
Implementeringseffekt	-5,27*** (0,16)	-4,99*** (0,23)	-5,40*** (0,19)	-4,81*** (0,24)
Produkt FE	Nej	Nej	Ja	Ja
Månad FE	Nej	Nej	Nej	Ja
P-värde: H_0 fullt genomslag	0,60	0,11	0,84	0,02

Anm. Tabellen visar skattningar av momssänkningens genomslag på konsumentpriserna för livsmedel, uttryckt i procent. Koefficienterna från regressioner på logaritmerade priser har räknats om till procentuell förändring, med standardfel beräknade med deltametoden. Skattningarna baseras på veckodata på produkt- och butiksnivå (EAN × butik) kring reformdatumet den 1 april 2026. Kolumn 1 jämför genomsnittspriserna i mätveckan direkt före och efter implementeringen (first difference). Kolumn 2–4 skattas med regressionsdiskontinuitet i tid med lokala linjära trender och triangelvikter. Standardfel klustrade på butiksnivå i parentes. Signifikansstjärnorna avser hypotesen att effekten är noll. Testet av fullt genomslag utförs på logkoefficienten mot $-0,0551$, vilket motsvarar en prissänkning om 5,36 procent. *** indikerar statistiskt signifikant på 1-procentnivån.

Källor: Statistiska centralbyrån och Konjunkturinstitutets beräkningar.

I nästa steg inkluderas produktfixa effekter i regressionen, vilket visas i kolumn 3. Detta är RD-designens huvudspecifikation som visas i ekvation (1). Produktfixa effekter innebär att genomslaget identifieras från prisvariationer inom enskilda produkter över tid, i stället för genom jämförelser mellan olika produkter. Punktestimatet för denna specifikation visar ett genomslag på 5,40 procent, vilket är statistiskt signifikant och i linje med fullt genomslag. Punktskattningen är inte statistiskt skild från motsvarande skattning utan produktfixa effekter, vilket indikerar att resultaten inte drivs av förändringar i varusammansättningen.

Som ett robusthetstest skattas en difference-in-differences-variant (DiD) av RD-modellen. Anledningen är att säsongs- eller månadseffekter potentiellt kan ge upphov till prisförändringar som sammanfaller med reformtidpunkten. DiD-specifikationen utnyttjar att ingen momsförändring för livsmedel genomfördes i april 2025. Prisförändringar kring denna tidpunkt kan därmed tolkas som uttryck för säsongsmönster snarare än policyförändringar. I praktiken skattas ekvation (1) separat på data för 2025, och denna skattning subtraheras från motsvarande RD-skattning för 2026. Punktskattningen i kolumn 4 på $-4,81$ procent ligger något lägre än i kolumn 3, vilket återspeglar en mindre säsongsmässig prisnedgång under april-maj även under jämförelseåret. I denna specifikation är genomslaget statistiskt skilt från fullt genomslag. Avvikelsen är dock endast drygt 0,5 procentenheter vilket är relativt lite i ekonomiska termer. Att en så pass liten avvikelse är statistiskt urskiljbar följer av datamaterialets precision, där skattningar på scannerdata på produkt- och butiksnivå ger standardfel om endast 0,16 till 0,24 procentenheter.

Sammantaget pekar alla RD-specifikationer på ett fullt eller nästintill fullt genomslag av momssänkningen på konsumentpriserna. Resultaten är huvudsakligen robusta både avseende förändringar i produktsammansättning och säsongeffekter.

3.2 Jämförelse med Danmark

I det här avsnittet skattas effekten av momssänkningen genom att jämföra utvecklingen av livsmedelspriser i Sverige med utvecklingen av livsmedelspriser i Danmark. Danmark används som jämförelseland för att approximera den kontrafaktiska prisutvecklingen i Sverige i frånvaro av reformen.

VAL AV JÄMFÖRELSELAND

Danmark används som huvudsakligt jämförelseland i analysen.⁹ Valet av Danmark utgick från principen att använda närliggande ekonomier med stora likheter med den svenska. Norge exkluderades eftersom prisdata på motsvarande detaljeringsnivå inte finns tillgängliga via Eurostat, till skillnad från för Sverige, Danmark och Finland.

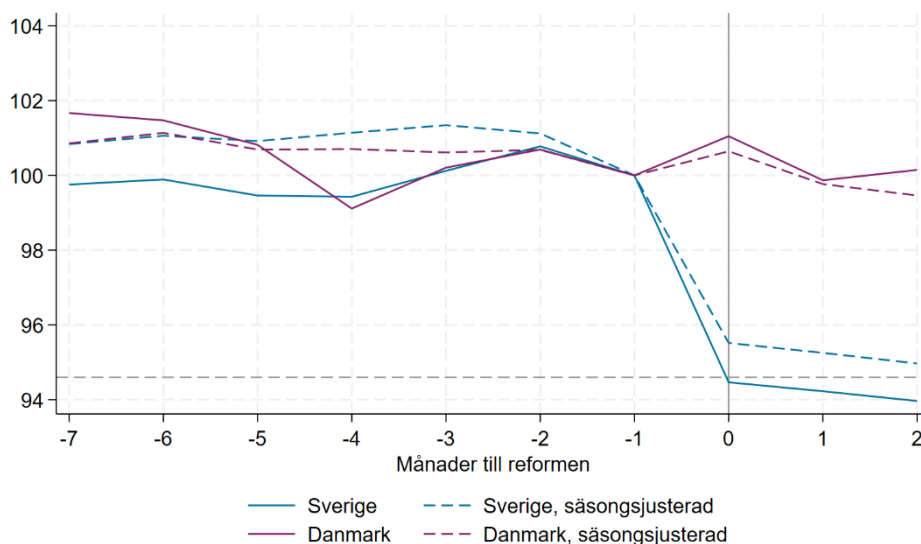
I Finland genomfördes samtidigt som momssänkningen i Sverige förändringar av punktskatten på alkoholfria drycker. Prisutvecklingen i Finland kan därför inte antas spegla den prisutveckling som skulle ha observerats i Sverige i avsaknad av den svenska reformen. För att säkerställa att valet av jämförelseland inte i någon större utsträckning påverkar skattningen av effekten av den sänkta mervärdesskatten i Sverige används även en alternativ jämförelsegrupp.

⁹ Den danska regeringen presenterade i juni 2026 en ambition att halvera momsen på livsmedel och avskaffa momsen på frukt och grönsaker, men förslagen har ännu inte trätt i kraft (Skatte- og Vækstministeriet, 2026).

DESKRIPTIV EVIDENS – PRISUTVECKLING I SVERIGE OCH DANMARK

Diagram 14 Prisutveckling för livsmedel och alkoholfria drycker i Sverige och Danmark

Index, mars = 100



Anm. Diagrammet visar utveckling i harmoniserat index för konsumentpriser, beräknat som ett ovikat medelvärde av de undergrupper av livsmedel och alkoholfria drycker i ECOICOP 01 som har gemensam täckning. Prisindex är normaliserat med mars 2026 som basmånad. Säsongsjusteringen baseras på säsongskomponenten för samma månad föregående år för att undvika påverkan från momssänkningen. Den lodräta linjen markerar införandet av momssänkningen i april 2026, medan den vågräta streckade linjen anger nivån för fullt genomslag.

Källa: Eurostat.

Diagram 14 visar prisutvecklingen enligt harmoniserat konsumentprisindex i Sverige och Danmark.¹⁰ Eftersom utvecklingen enskilda månader kan skilja sig åt beroende på nationella förhållanden och säsongstrender visas indexet både i sin ursprungliga form och i säsongsjusterad form. April 2026, det vill säga månaden för momssänkningen, motsvarar månad 0. Utvecklingen i de säsongsjusterade prisserierna är relativt likartad i de båda länderna fram till implementeringen av momssänkningen i Sverige. Därefter sjunker priserna tydligt i Sverige, medan de inledningsvis ökar något i Danmark. Motsvarande utveckling efter reformen kan ses i det ojusterade indexet, men där antyder utvecklingen en diskontinuitet även vid fyra månader innan reformen. I skattningarna av momssänkningens effekt på livsmedelspriserna nedan används huvudsakligen säsongsjusterade index.

EMPIRISK METOD

För att skatta implementeringseffekten genom att jämföra prisutvecklingen i Sverige och Danmark används en difference-in-differences-metod. Den huvudsakliga specifikation som analysen bygger på är följande:

¹⁰ Analysen baseras på harmoniserat index för konsumentpriser (HIKP), vilket är utformat för att möjliggöra jämförelser av prisutvecklingen mellan länder. I analysen används indexet på femsiffrig ECOICOP-nivå. Endast de undergrupper för vilka index finns tillgängliga i både Sverige och Danmark inkluderas. Analysen omfattar därmed 56 undergrupper av livsmedel och alkoholfria drycker.

$$P_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta Z_{it}^{Post} + \sum_{h=0}^2 \delta_h (E_{i,t-h} D_i) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

där P_{it} är ett prisindex för livsmedelsgrupp och landskombinationen (enhet) i vid månad t / avser land. α_i och γ_t är enhets- respektive månadsfixa effekter. Den förstnämnda fångar tidsinvarianta skillnader mellan enheter, medan den sistnämnda fångar enhetsinvarianta förändringar över tid, det vill säga tidsvarierande faktorer som påverkar samtliga enheter på samma sätt.

Z_{it}^{Post} är policyindikatorn, vilken antar värdet 1 för enhet i i Sverige när momssänkningen har implementerats. I övriga fall antar variabeln värdet 0. Det innebär att en genomsnittlig reformeffekt skattas genom att jämföra förändringen i prisindex mellan perioden före och efter reformen i Sverige med motsvarande förändring i Danmark. β är implementeringseffekten, vilken kan tolkas som den kausala effekten av reformen förutsatt att nedan nämnda antaganden håller.

Eftersom växelkursförändringar kan påverka kostnaden för importerade livsmedel är det möjligt att en skattad effekt som inte beaktar det faktum att Sverige och Danmark har olika valutor delvis även fångar förändringar i växelkursen. För att beakta detta inkluderas växelkursen mellan SEK och DKK ($E_{i,t-h}$), interagerad med en indikatorvariabel D_i som antar värdet 1 för Sverige och 0 för Danmark. I huvudanalysen används den samtidiga växelkursen liksom växelkursen med en respektive två månaders eftersläpning (lag). Växelkursen är indexerad, och indexeringen av växelkursen samt livsmedelspriserna är gjorda med mars som basmånad.

ε_{it} är en felterm.

Vidare skattas även en variant av ekvation (2), för att kunna studera utvecklingen på månadsbasis. Denna ekvation tar sin utgångspunkt i Bernardino m.fl. (2025) som studerar effekterna av en momssänkning på livsmedel i Portugal år 2023. Eventstudien bygger på följande ekvation:

$$P_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \sum_{m=-G}^M \beta_m Z_{i,t-m} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

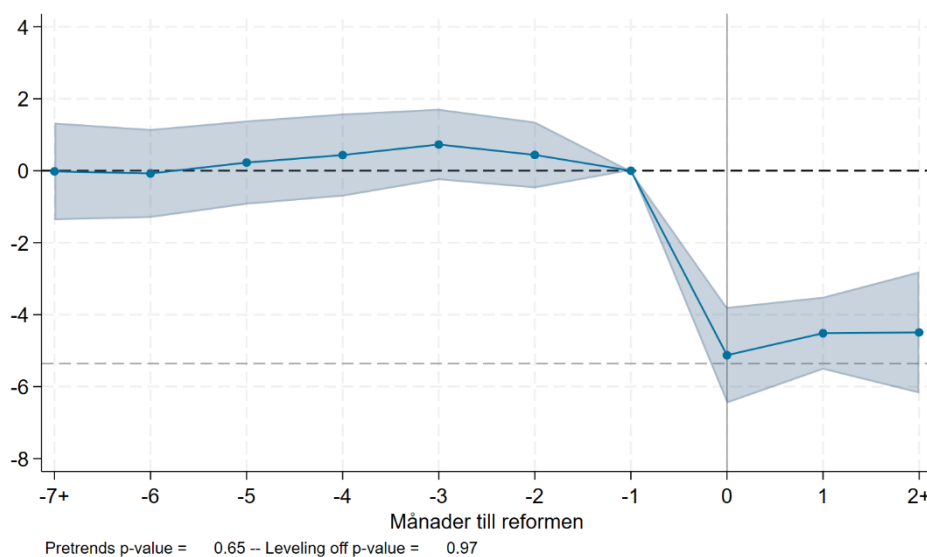
m anger antal månader relativt momssänkningen. $Z_{i,t-m}$ är en indikatorvariabel som antar värdet 1 för svenska livsmedelsgrupper under den relativa perioden m och värdet 0 annars. β_m är effekten m månader relativt reformen, jämfört med referensmånaden. I analysen används mars som referensmånad, vilket motsvarar månaden före behandlingen och den månad som indexeringen görs mot. I skattningarna används $G = 7$ och $M = 2$.

Antaganden

För att isolera effekten av momssänkningen krävs att prisutvecklingen skulle ha varit likartad i Sverige och Danmark om momsen inte sänkts. Detta är det så kallade antagandet om parallella trender, vilket är centralt för analysen. För att det ska vara sannolikt krävs att pristrenderna före sänkningen är likartade.

Diagram 15 Eventstudie: Sverige relativt Danmark

Procentuell förändring



Anm. Skattningen är gjord enligt ekvation (3) och baseras på undergrupper av livsmedel och alkoholfria drycker i ECOICOP 01. Prisindexet är normaliserat med mars 2026 som basmånad. I skattningen används säsongsjusterade värden som har justerats med hjälp av säsongskomponenten för samma månad föregående år för att undvika påverkan från momssänkningen. Förutom punkttestimaten redovisas även 95-procentiga konfidensintervall. Standardfelen är klustrade på ECOICOP-undergruppsnivå. Den lodräta linjen markerar införandet av momssänkningen i april 2026, medan den vågräta streckade linjen anger nivån för fullt genomslag (-5,36 procent).

Källor: Eurostat och Konjunkturinstitutets beräkningar.

Diagram 15 visar en skattning av implementeringseffekten på livsmedelspriserna per månad. Skattningen bekräftar bilden som presenterades i diagram 14, med en relativt likartad prisutveckling före reformen. Punkttestimaten före reformen ligger nära noll och är inte statistiskt skilda från noll. Ett formellt test av pre-trenden kan inte förkasta att punkttestimaten gemensamt är noll ($p=0,65$). Resultaten ger därmed inget statistiskt stöd för avvikande pre-trender före momssänkningen.

Utöver antagandet om parallella trender bör inte momssänkningen i Sverige påverka livsmedelspriserna i Danmark. Det bör inte heller finnas några förväntanseffekter som leder till beteendeändringar för livsmedelsbutiker eller konsumenter redan innan reformen genomförts. Det sistnämnda skulle kunna ta sig uttryck i prisförändringar redan före reformen. Den deskriptiva analysen i Konjunkturinstitutets tidigare underlagsrapport visar dock inga tecken på att prisutvecklingen avvek från historiska mönster (Konjunkturinstitutet, 2026).

Det sistnämnda skulle också kunna innebära att konsumenter skjuter upp sina inköp till tiden efter reformen, vilket i sin tur skulle kunna påverka priserna och därmed den skattade effekten. Eftersom många livsmedel är färskvaror är det dock svårt att se att sådana inköp i någon större utsträckning skulle skjutas upp och därmed påverka den skattade effekten i någon betydande grad.

Under dessa antaganden kan den skattade skillnaden i prisutveckling mellan den behandlade gruppen och jämförelsegruppen tolkas som effekten av momssänkningen isolerat från andra faktorer, det vill säga själva genomslaget.

EMPIRISKA RESULTAT

I tabell 4 presenteras den skattade implementeringseffekten enligt ekvation (2).¹¹ I den första kolumnen skattas effekten i en modell med enhets- och tidsfixa effekter. I den andra kolumnen inkluderas dessutom kontrollvariabler för den samtida växelkursutvecklingen. Eftersom växelkursens påverkan på priserna kan vara fördröjd inkluderas växelkursen i kolumn 3 med upp till två månaders eftersläpning.

Sammantaget är resultaten robusta över de tre specifikationerna och påverkas endast marginellt av att kontrollvariabler för växelkursutvecklingen inkluderas. Samtliga skattningar ligger nära ett fullt genomslag av momssänkningen på livsmedelspriserna. I huvudspecifikationen skattas effekten till ca –4,7 procent, vilket innebär en relativ prisnedgång på 4,7 procent jämfört med Danmark. Estimatet är dock inte statistiskt signifikant skilt från fullt genomslag, och ett fullt genomslag kan därför inte uteslutas.

Tabell 4 Genomslagsanalys – jämförelse med Danmark

Procentuell förändring

	(1)	(2)	(3)
	–4,96*** (0,50)	–4,93*** (0,51)	–4,73*** (0,61)
Implementeringseffekt			
Växelkurs (laggar)	-	0	0–2
P-värde: H ₀ fullt genomslag	0,38	0,35	0,27
Observationer	1 120	1 120	1 120

Anm. Skattningen är gjord enligt ekvation (2) och baseras på undergrupper av livsmedel och alkoholfria drycker i ECOICOP 01. Prisindexet samt växelkursindexet är normaliserade med mars 2026 som basmånad. Effekterna redovisas i indexpunkter. Eftersom den genomsnittliga indexnivån i förperioden ligger nära 100 kan skattningarna approximativt tolkas som procentuella effekter. I skattningen används säsongsjusterade värden som har justerats med hjälp av säsongskomponenten för samma månad föregående år för att undvika påverkan från momssänkningen. Samtliga specifikationer inkluderar enhets- och tidsfixa effekter. Skattningarna omfattar månad m=–7 till m=2. Hypotesprövningen testar nollhypotesen att effekten motsvarar ett fullt genomslag av momssänkningen. Standardfel klustrade på ECOICOP-undergruppsnivå redovisas inom parentes. *** indikerar statistiskt signifikant på 1-procentsnivån.

Källor: Eurostat, Sveriges riksbank och Konjunkturinstitutets beräkningar.

Alternativa specifikationer

I tabell 8 i Bilaga 2 Känslighetsanalys testas den skattade policyeffektens robusthet för alternativa specifikationer av kontrollvariablerna, inklusive fler laggar av växelkursen (0–5) samt inkludering av undergruppspecifika tidstrender. Den skattade effekten är robust över dessa alternativa specifikationer.

Utöver känsligheten för kontrollvariabler har resultatens robusthet även prövats genom ett antal alternativa specifikationer. Resultaten från dessa analyser återfinns i Bilaga 2 Känslighetsanalys. Estimatets storlek är relativt robust i skattningar som använder varugrupsvikter (Sveriges vikter) samt i skattningar baserade på index som inte är säsongrensade.

För att undersöka hur känsligt resultatet är för valet av jämförelsegrupp skattas effekten även med en syntetisk kontrollgrupp. För denna specifikation uppgår den

¹¹ Växelkursen är hämtad från Sveriges riksbank, och är indexerad till samma basmånad som prisindexet.

skattade effekten till ca –5 procent, vilket är i linje med motsvarande skattning där Danmark används som jämförelseland.

Även om den skattade effektens storlek varierar något mellan de alternativa specifikationerna, indikerar samtliga en tydlig relativ prisnedgång i april 2026 jämfört med jämförelsegruppen, i linje med momssänkningens storlek.

3.3 Jämförelse med producentpriser

Denna analys utgår från skillnaden mellan konsument- och producentpriser, det så kallade påslaget. En direkt jämförelse av konsumentprisernas utveckling för livsmedel och andra varor i dagligvaruhandeln kan vara missvisande, eftersom inköpspriserna för livsmedel kan följa en annan dynamik än inköpspriserna för andra varor, exempelvis till följd av säsongsmönster eller utbudsstörningar. Förändringen i påslaget kan däremot vara jämförbar mellan varugrupperna. Påslaget fångar det som tillkommer mellan butikens inköpspris och försäljningspris, alltså handelns kostnader, marginaler och moms. Nivån varierar mellan varor, och för vissa produkter är marginalerna mycket låga, men analysen bygger på hur påslaget förändras och inte på dess nivå. Ansatsen jämför därför förändringen i påslaget för livsmedel med förändringen i påslaget för andra varor i dagligvaruhandeln och studerar om påslaget för livsmedel har minskat i motsvarande utsträckning som momsen sänkts. Ansatsen har två fördelar i förhållande till de föregående analyserna. Till skillnad från RD-analysen, som inte inkluderar någon jämförelsegrupp, rensas här förändringar vid reformtidpunkten som är gemensamma för varugrupperna bort. Till skillnad från jämförelsen med Danmark möter kontrollgruppen dessutom samma svenska förhållanden i form av samma butiker och samma kostnadsutveckling i detaljhandelsledet.

TEORETISK UTGÅNGSPUNKT

Konsumentpriset P^c kan dekomponeras i producentpriset P^p , kostnadskomponenter som tillkommer mellan producentledet och konsumentledet (transportkostnader, butikernas driftskostnader etc.), handelns marginaler och mervärdesskatt. Om kostnadskomponenterna inte förändras abrupt vid reformtidpunkten och vinstmarginalen är oförändrad ger en momssänkning en motsvarande minskning i skillnaden mellan P^c och P^p . För livsmedel och alkoholfria drycker bör påslaget därmed minska med 5,36 procent vid fullt genomslag av momssänkningen, medan någon motsvarande förändring inte förväntas för andra varor i dagligvaruhandeln. Identifikationen bygger på att påslaget för livsmedel hade utvecklats parallellt med påslaget för andra varor i dagligvaruhandeln om reformen inte hade genomförts. Nivåskillnader i kostnader och marginaler mellan varugrupperna påverkar inte skattningen eftersom den baseras på förändringar över tid. Antagandet om parallell utveckling är trovärdigt eftersom grupperna säljs i samma butiker. Förändringar i detaljhandelsledets kostnader för till exempel löner, lokaler, el och transporter slår då likartat på båda gruppernas påslag och tas bort i jämförelsen. Med ett brett urval av konsumtionsvaror som jämförelsegrupp hade sådana förändringar i stället riskerat att förväxlas med reformens effekt.

I logaritmisk form kan skillnaden mellan konsument- och producentpriser uttryckas som:

$$S_{c,t} \equiv \ln P_{c,t}^C - \ln P_{c,t}^P = \ln(1 + \tau_{c,t}) + \mu_{c,t} \quad (4)$$

där $\tau_{c,t}$ betecknar momssatsen och $\mu_{c,t}$ samlar övriga påslag mellan producent- och konsumentled, såsom handelsmarginal, transportkostnader och butiksdrift för varugrupp c i månad t . Vid en momssänkning från $\tau_0 = 0,12$ till $\tau_1 = 0,06$ ges förändringen i påslaget av:

$$\Delta S_c = \underbrace{\ln(1 + \tau_1) - \ln(1 + \tau_0)}_{\approx -0,0551} + \Delta \mu_c \quad (5)$$

Om påslagen är oförändrade ($\Delta \mu_c = 0$) och momssänkningen får fullt genomslag minskar skillnaden S_c med 5,51 logpunkter, motsvarande ca 5,36 procent för livsmedelsgruppen. Detta är en referenspunkt för fullt genomslag och förutsätter att producentpriset slår igenom fullt ut på konsumentpriset. I den empiriska analysen används inte denna restriktion, utan producentprisernas genomslag skattas i stället fritt, se ekvation (6). Skattningen kräver inte heller att $\Delta \mu_c$ är noll, utan att påslagen utvecklas lika i behandlings- och kontrollgruppen.

BESKRIVNING AV DATA

För att skatta skillnaden mellan konsumentpriser och producentpriser för livsmedel respektive andra varor i dagligvaruhandeln används mikrodata på månadsfrekvens som ligger till grund för Statistiska centralbyråns officiella konsumentprisindex och producentprisindex. Konsumentprisindex är klassificerat enligt COICOP medan producentprisindex är klassificerat enligt SPIN. De olika klassifikationerna kan länkas genom att matcha både COICOP och SPIN till CPA-koder och aggregeras till en gemensam månadsvis panel på fyrsiffrig COICOP-nivå. Aggregeringen av mikrodatamaterialet sker i två steg. Först viktas enskilda priser till grupp-nivå och länkas därefter till fyrsiffrig COICOP-nivå. För jämförbarhet används aritmetisk viktning och årlig kedjelänkning för både konsumentpriser och producentpriser. Det slutliga datamaterialet består av en panel med 22 unika COICOP-grupper från januari 2025 och framåt. Av dessa är 15 grupper livsmedel som berörs av momssänkningen medan 7 grupper är icke-livsmedel som säljs i dagligvaruhandeln. Tabell 5 visar de matchade grupperna.

Tabell 5 Behandlad grupp och kontrollgrupp

Fyrsiffriga COICOP-grupper

COICOP	Benämning
<i>Behandlade – momssänkning från 12 procent till 6 procent (COICOP 01.1 och 01.2)</i>	
0 111	Spannmål och spannmålsprodukter
0 112	Kött
0 113	Fisk och skaldjur
0 114	Mjölk, mejeriprodukter och ägg
0 115	Oljor och fetter
0 116	Frukt och nötter
0 117	Grönsaker
0 118	Socker, konfektyr och efterrätter
0 119	Färdigmat och andra livsmedel
0 121	Frukt- och grönsaksjuicer
0 122	Kaffe och kaffesurrogat
0 123	Te, maté och teer på växter
0 125	Vatten
0 126	Läskedrycker
0 129	Andra alkoholfria drycker
<i>Kontroll – icke-livsmedel i dagligvaruhandeln</i>	
0 540	Glas, porslin och bestick samt övrigt husgeråd
0 552	Verktyg utan motor och diverse tillbehör
0 561	Icke varaktiga hushållsvaror
0 931	Trädgårdsprodukter, växter och blommor
0 932	Produkter för sällskapsdjur
0 973	Diverse trycksaker
1 312	Apparater, artiklar och produkter för personlig vård

Anm. Behandlade grupper omfattar livsmedel och alkoholfria drycker, för vilka momsen sänktes från 12 till 6 procent den 1 april 2026. Kontrollgruppen består av andra varor som säljs i dagligvaruhandeln och vars mer-
värdesskatt (25 procent) var oförändrad under analysperioden. Urvalet är begränsat till COICOP-grupper som
kan matchas mot producentprisdata via CPA-klassifikationen.

Källor: Statistiska centralbyrån och Konjunkturinstitutets beräkningar.

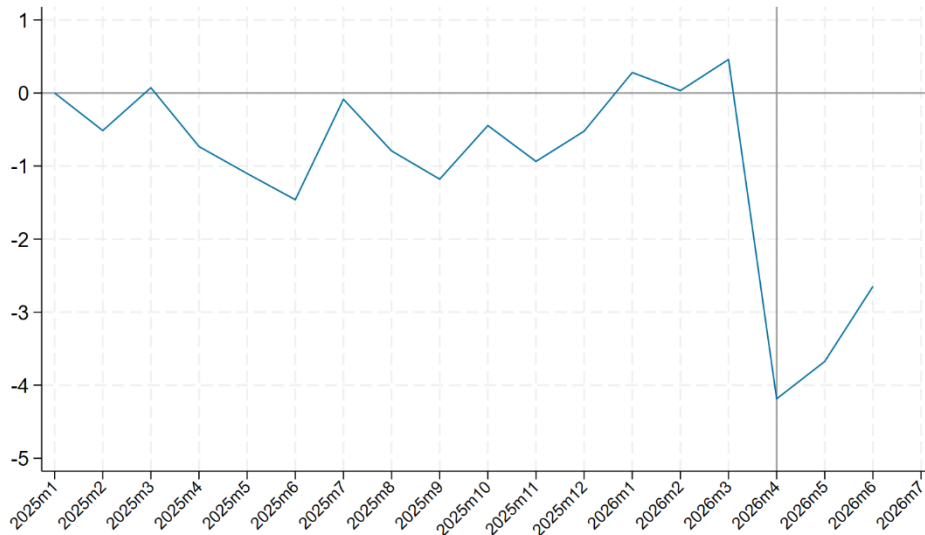
DESKRIPTIV EVIDENS

Diagram 16 jämför förändringen i påslaget för livsmedel och alkoholfria drycker med förändringen i påslaget för andra varor i dagligvaruhandeln som inte omfattas av momssänkningen. Diagrammet visar den kumulativa förändringen i påslaget sedan januari 2025 för livsmedelsgruppen minus motsvarande förändring för kontrollgruppen. Nivåskillnader i påslag mellan varugrupperna påverkar därför inte beräkningen. Fram till reformen rör sig differensen inom ett intervall på ett par logpunkter kring noll, vilket visar att påslaget för de två grupperna utvecklades på ett likartat sätt under 2025 och början av 2026. Vid tidpunkten för momssänkningen faller differensen med drygt 4,5 logpunkter. Att differensen inte faller ända ner till nivån för fullt genomslag kan bland annat förklaras av att diagrammet varken beaktar grupp-specifika trender eller hur producentpriserna slår igenom på konsumentpriserna över tid. Differensen rör sig därefter successivt tillbaka mot noll under maj och juni.

Regressionsanalysen, som tar hänsyn till gruppsspecifika trender och till producentprisernas genomslag, indikerar ett fullt genomslag för perioden som helhet.

Diagram 16 Förändring i påslaget för livsmedel jämfört med icke-livsmedel i dagligvaruhandeln

Logpunkter



Anm. Påslaget definieras som skillnaden mellan logaritmerat konsumentprisindex och logaritmerat producentprisindex. Diagrammet visar den kumulativa förändringen i påslaget sedan januari 2025 för behandlingsgruppen (livsmedel och alkoholfria drycker) minus motsvarande förändring för kontrollgruppen (övriga varor i dagligvaruhandeln, se tabell 5). Nivåskillnader i påslag mellan varugrupperna påverkar därför inte kurvan. En nedgång innebär att konsumentpriserna på livsmedel faller relativt producentpriserna, jämfört med motsvarande utveckling för kontrollgruppen. Den lodräta linjen markerar momssänkningen den 1 april 2026.

Källor: Statistiska centralbyrån och Konjunkturinstitutets beräkningar.

EMPIRISK METOD

Analysen genomförs som en regression av konsumentpriset där producentprisernas utveckling kontrolleras för direkt. Om producentprisernas genomslag vore fullständigt och omedelbart skulle specifikationen motsvara en regression med påslaget som beroende variabel. Genom att i stället skatta koefficienterna fritt tillåts genomslaget fördela sig över flera månader. Huvudspecifikationen är följande:

$$\ln \text{KPI}_{c,t} = \alpha_c + \gamma_t + \delta D_{c,t}^{\text{post}} + \sum_{h=0}^3 \beta_h \ln \text{PPI}_{c,t-h} + \zeta_c \cdot t + \varepsilon_{c,t} \quad (6)$$

där

- $\ln \text{KPI}_{c,t}$ är logaritmen av konsumentprisindex för COICOP-grupp c i månad t
- α_c är COICOP-grupp fixa effekter
- γ_t är månadsfixa effekter
- δ är koefficienten av intresse och mäter reformens effekt
- $D_{c,t}^{\text{post}}$ är policyindikatorn som antar värdet 1 om COICOP-grupp c tillhör behandlingsgruppen och t är lika med eller senare än april 2026
- β_h är koefficienterna för samtida log PPI och upp till tre laggar
- $\zeta_c \cdot t$ är COICOP-specifika linjära trender
- $\varepsilon_{c,t}$ är feltermen

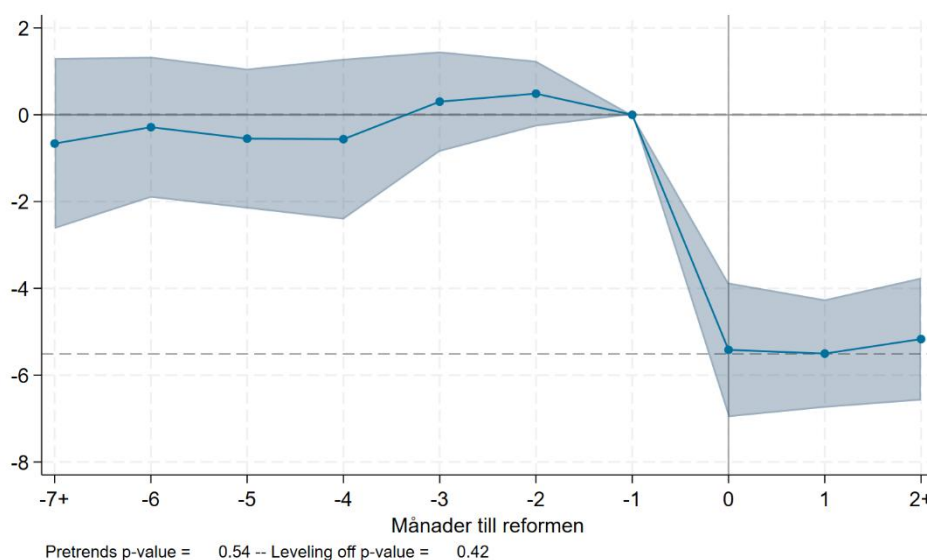
Antaganden

Analysen av konsumentpriser kontrollerat för producentpriser vilar på antagandet att påslag för marginaler, transportkostnader och driftkostnader utvecklas lika i livsmedelsgruppen och i kontrollgruppen kring reformen. Marginalerna skiljer sig åt i nivå mellan olika varor, men nivåskillnader spelar ingen roll eftersom skattningen bygger på förändringar över tid. Analysen förutsätter också att producentprisernas genomslag på konsumentpriserna är likartat i de två grupperna. Det som krävs är att inget annat än momsen ändras olika mellan grupperna den 1 april. Antagandet provas på två sätt.

Först skattas en version (eventstudie) av ekvation (6), som visas i diagram 17. Diagrammet visar den skattade effekten på konsumentpriset, rensat för producentpriser, för livsmedel relativt kontrollgruppen månad för månad kring reformen. Förperiodskoefficienterna är statistiskt oskiljbara från noll, och ett formellt test kan inte förkasta att de gemensamt är noll ($p = 0,54$). Det talar mot att en underliggande divergens i marginaler skulle förväxlas med effekten av momssänkningen. Först vid implementeringsmånaden faller effekten kraftigt, ner till nivån för fullt genomslag (den streckade linjen), utan motsvarande rörelse i månaderna före. Att fallet sammanfaller med reformen och inte föregås av någon trend stärker tolkningen att förändringen drivs av momssänkningen.

Diagram 17 Eventstudie, konsumentpriser rensade för producentpriser

Procentuell förändring



Anm. Diagrammet visar en dynamisk version av ekvation (6): skattade månadsvisa effekter på konsumentpriserna för livsmedel relativt kontrollgruppen, rensade för producentprisernas utveckling. Det skuggade området är 95-procentiga konfidensintervall med standardfel klustrade på COICOP-gruppnivå. Den lodräta linjen markerar momssänkningen den 1 april 2026 och den vågräta linjen nivån för fullt genomslag (-5,36 procent).

Källor: Statistiska centralbyrån och Konjunkturinstitutets beräkningar.

Sedan görs en placeboskattning för de två månaderna närmast före reformen (januari-februari 2026), då ingen momsförändring ännu skett. Effekten är 0,8 procent, inte signifikant skild från noll ($p = 0,24$) och dessutom med omvänt tecken mot en momssänkning. Påslaget uppvisar alltså inget hopp i frånvaro av en reform, och det finns inga tecken på prisavvikelser strax före implementeringen.

EMPIRISKA RESULTAT

Tabell 6 redovisar skattningarna av momssänkningens genomslag på konsumentpriserna för livsmedel relativt kontrollgruppen, givet producentprisernas utveckling. Kolumn 1 kontrollerar för samtida producentpriser och tre månaders laggar, kolumn 2 utökar laggfönstret till sex månader och kolumn 3, som är huvudspecifikationen, lägger till COICOP-specifika linjära trender till specifikationen i kolumn 1. Punktestimaten är stabila över specifikationerna. Konsumentpriserna på livsmedel föll med mellan 4,8 och 5,4 procent relativt kontrollgruppen, givet producentprisernas utveckling. I huvudspecifikationen uppgår effekten till 5,4 procent, vilket kan jämföras med fullt genomslag av momssänkningen som motsvarar en prissänkning om 5,36 procent. Nollhypotesen om fullt genomslag kan inte förkastas i någon specifikation ($p = 0,57-0,96$). Givet producentprisernas utveckling föll konsumentpriserna på livsmedel därmed i den omfattning som fullt genomslag innebär, medan motsvarande prisutveckling för kontrollgruppen var oförändrad.

Eftersom endast 15 av de 22 COICOP-grupperna är behandlade kan de beräknade standardfelen vara för små, vilket innebär att osäkerheten i skattningen underskattas. Det hotar dock inte slutsatsen. Det centrala resultatet är att fullt genomslag inte kan förkastas och ett större standardfel ger endast ett bredare konfidensintervall som fortsatt innefattar fullt genomslag.

Tabell 6 Genomslagsanalys – analys av förändringen i påslag mellan livsmedel och andra varor i dagligvaruhandeln

Procentuell förändring

	(1) PPI 0–3	(2) PPI 0–6	(3) PPI 0–3 + trender
Implementeringseffekt	–4,82*** (0,98)	–4,79*** (1,00)	–5,41*** (0,90)
P-värde: H_0 fullt genomslag	0,58	0,57	0,96
Observationer	396	396	396

Anm. Tabellen visar skattningar av momssänkningens effekt på konsumentpriserna för livsmedel relativt kontrollgruppen, givet producentprisernas utveckling, uttryckt i procent. Koefficienterna från regressioner på logaritmerade priser har räknats om till procentuell förändring, med standardfel beräknade med deltametoden. Skattningarna baseras på den månadsvisa panelen av matchade konsument- och producentprisindex på fyrsiffrig COICOP-nivå (se tabell 5). Kolumn 1 kontrollerar för samtida producentpriser och tre månaders laggar, kolumn 2 utökar laggfönstret till sex månader och kolumn 3 lägger till COICOP-specifika linjära trender till specifikationen i kolumn 1. Standardfel klustrade på COICOP-gruppnivå i parentes. Signifikansstjärnorna avser hypotesen att effekten är noll. Testet av fullt genomslag utförs på logkoefficienten mot $-0,0551$, vilket motsvarar en prissänkning om 5,36 procent. *** indikerar statistiskt signifikant på 1-procentsnivån.

Källor: Statistiska centralbyrån och Konjunkturinstitutets beräkningar.

4 Referenser

Bernardino, T., Quelhas, J., Duque Gabriel, R. & Silva-Pereira, M., 2025. The Full, Persistent, and Symmetric Pass-Through of a Temporary VAT Cut. *Journal of Public Economics*, 248.

Finansdepartementet, 2025. *Uppdrag till Konsumentverket och Konjunkturinstitutet att följa och analysera livsmedelsprisernas utveckling*. Regeringsbeslut 2025-11-20: Fi2025/02 135.

Gaarder, I., 2019. Incidence and Distributional Effects of Value Added Taxes. *The Economic Journal*, 129(618), pp. 853-876.

Konjunkturinstitutet, 2026. *Analys av livsmedelsprisernas utveckling – augusti 2025 till januari 2026*, Underlag till delredovisning av regeringsuppdrag: Specialstudie, 2026-02-25.

Regeringen, 2025. *Matprispaket för billigare matkassar*. Pressmeddelande från Finansdepartementet: 4 september 2025.

Riksrevisionen, 2018. *Nedsatt moms på livsmedel – priseffekt, fördelningsprofil och kostnadseffektivitet*, Stockholm: 2018:25.

Skatte- og Vækstministeriet, 2026. *Kommunikation via e-post* [Intervju] (04 08 2026).

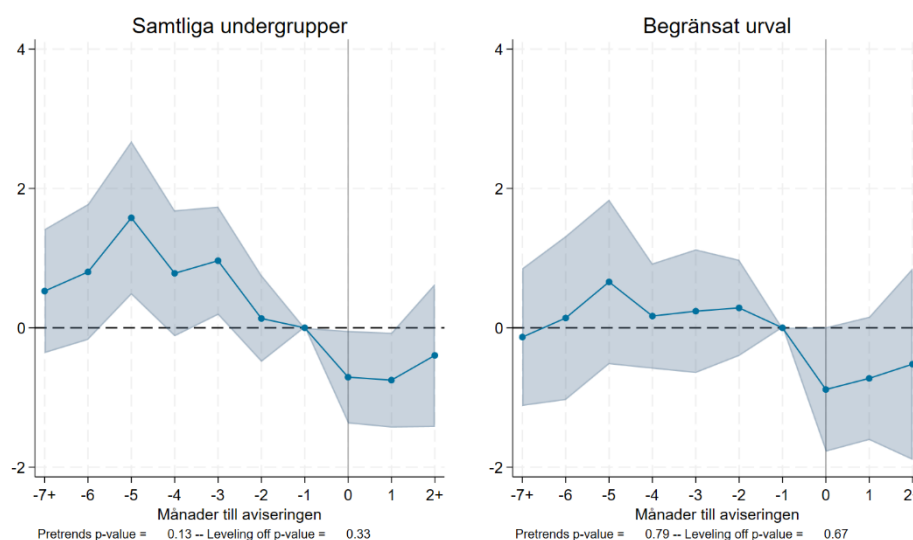
Bilaga 1 Aviseringseffekter

I Konjunkturinstitutets första underlagsrapport inom uppdraget undersöks utvecklingen av livsmedelspriserna från att förslaget presenterades i september 2025 till januari 2026 (Konjunkturinstitutet, 2026). Resultatet visar inga tydliga tecken på avvikelser från historiska mönster.

I det här avsnittet analyseras prisutvecklingen kring aviseringen av reformen vidare genom att jämföra utvecklingen av livsmedelspriserna i Sverige och Danmark. För vidare beskrivning av metoden, se avsnitt 3.2.

Diagram 18 Eventstudie, skattad aviseringseffekt: Sverige relativt Danmark

Procentuell förändring



Anm. Skattningen är gjord enligt ekvation (3) och baseras på undergrupper av livsmedel och alkoholfria drycker i ECOICOP 01. Prisindexet är normaliserat med augusti 2025 som basmånad. I skattningen används säsongsjusterade värden som har justerats med hjälp av säsongskomponenten för samma månad föregående år. Förutom punktestimaten redovisas även 95-procentiga konfidensintervall. Standardfelen är klustrade på ECOICOP-undergruppsnivå. Den lodräta linjen markerar aviseringen av momssänkningen i september 2025.

Källor: Eurostat och Konjunkturinstitutets beräkningar.

Diagram 18 visar en skattning av effekten på livsmedelspriserna, mätt med harmoniserat index för konsumentpriser (HIKP), med augusti 2025 som basmånad. Månad 0 motsvarar september, det vill säga månaden för aviseringen.

Resultatet baserat på samtliga undergrupper tyder på att prisutvecklingen i Sverige och Danmark skilde sig åt före aviseringen. För att förbättra jämförbarheten i pristrenderna begränsas urvalet till de undergrupper (femsiffrig ECOICOP) som ingår i livsmedelsgrupper (fysiffrig ECOICOP) där RMSPE (kvadratroten av det genomsnittliga kvadrerade prediktionsfelet) mellan Sveriges och Danmarks prisutveckling före aviseringen är lika med eller lägre än medianvärdet för samtliga livsmedelsgrupper.¹² Detta resulterar i mer likartade pristrender före reformen. Även

¹² Eftersom standardfelen beräknas med klustring på undergruppsnivå leder begränsningen av antalet inkluderade undergrupper också till färre kluster. Ett litet antal kluster kan innebära att de klusterrobusta standardfelen blir mindre tillförlitliga, vilket bör beaktas vid tolkningen av resultaten.

om punktestimaten varierar något över förperioden är inget estimat statistiskt skilt från noll, och ett gemensamt test kan inte förkasta att pre-estimaten är noll ($p = 0,79$). Även efter aviseringen ligger de flesta punktestimaten runt noll eller strax under. Endast ett av estimaten är statistiskt signifikant skilt från noll på 5-procents signifikansnivå.

I tabell 7 presenteras skattningen baserad på ekvation (2) för det begränsade urvalet av undergrupper. Analysen omfattar februari till och med november 2025.

Tabell 7 Aviseringsanalys – jämförelse med Danmark

Procentuell förändring

	(1)	(2)	(3)
Aviseringseffekt	-0,90 (0,54)	-0,98* (0,57)	-0,95* (0,55)
Växelkurs (laggar)	-	0	0-2
Observationer	720	720	720

Anm. Skattningen är gjord enligt ekvation (2) och baseras på undergrupper av livsmedel och alkoholfria drycker i ECOICOP 01. Prisindexet samt växelkursindexet är normaliserade med augusti 2025 som basmånad. Effekterna redovisas i indexpunkter. Eftersom den genomsnittliga indexnivån i förperioden ligger nära 100 kan skattningarna approximativt tolkas som procentuella effekter. I skattningen används säsongsjusterade värden som har justerats med hjälp av säsongskomponenten för samma månad föregående år för att undvika påverkan från momssänkningen. Samtliga specifikationer inkluderar enhets- och tidsfixa effekter. Standardfel klustrade på ECOICOP-undergruppsnivå redovisas inom parentes. * indikerar statistiskt signifikant på 10-procentsnivån.

Källor: Eurostat, Sveriges riksbank och Konjunkturinstitutets beräkningar.

Estimatet i den första kolumnen baseras på en modell med enhets- och tidsfixa effekter. I den andra och tredje kolumnen inkluderas dessutom kontrollvariabler för att ta hänsyn till växelkursutvecklingen.

Samtliga skattningar tyder på att prisutvecklingen för de berörda livsmedlen i Sverige efter aviseringen var knappt 1 procent svagare än för motsvarande livsmedel i Danmark. I två av de tre specifikationerna är den skattade effekten statistiskt signifikant på 10-procentsnivån.

Sammantaget visar resultaten att de svenska livsmedelspriserna utvecklades svagare än de danska efter aviseringen. Konjunkturinstitutet bedömer dock att resultaten inte är tillräckligt starka för att fastslå att det funnits en negativ aviseringseffekt.

Bilaga 2 Känslighetsanalys

I det här avsnittet testas hur känsligt resultatet i avsnitt 3.2 är för alternativa specifikationer.

ALTERNATIVA KONTROLLVARIABLER

I tabell 8 visas den skattade effekten med alternativa kontrollvariabler. I kolumn 1 presenteras resultatet från huvudspecifikationen, vilken även redovisades i tabell 4, som jämförelse. I kolumn 2 inkluderas undergruppsspecifika linjära tidstrender, vilket inte förändrar den skattade implementeringseffekten. I kolumn 3 inkluderas fem laggar av växelkursen, jämfört med de två laggar som används i huvudspecifikationen. Det leder till en något lägre skattad effekt, vilket kan indikera att växelkursförändringar har ett visst fördröjt genomslag på priserna. Effekten är dock fortsatt av liknande storlek och statistiskt signifikant. Sammantaget visar resultaten att den skattade implementeringseffekten är robust för dessa alternativa specifikationer.

Tabell 8 Känslighetsanalys – Alternativa kontrollvariabler

Procentuell förändring

	(1)	(2)	(3)
	–4,73*** (0,61)	–4,73*** (0,63)	–4,32*** (0,74)
Implementeringseffekt			
Växelkurs (laggar)	0–2	0–2	0–5
Trender	Nej	Ja	Nej
Observationer	1 120	1 120	1 120

Anm. Skattningen är gjord enligt ekvation (2) och baseras på undergrupper av livsmedel och alkoholfria drycker i ECOICOP 01. Prisindexet samt växelkursindexet är normaliserade med mars 2026 som basmånad. Effekterna redovisas i indexpunkter. Eftersom den genomsnittliga indexnivån i förperioden ligger nära 100 kan skattningarna approximativt tolkas som procentuella effekter. I skattningen används säsongsjusterade värden som har justerats med hjälp av säsongskomponenten för samma månad föregående år för att undvika påverkan från momssänkningen. Samtliga specifikationer inkluderar enhets- och tidsfixa effekter. Skattningarna omfattar månad $m=-7$ till $m=2$. Standardfel klustrade på ECOICOP-undergruppsnivå redovisas inom parentes. *** indikerar statistiskt signifikant på 1-procentsnivån.

Källor: Eurostat, Sveriges riksbank och Konjunkturinstitutets beräkningar.

VIKTADE REGRESSIONER OCH INDEX UTAN SÄSONGSRENSNING

Tabell 9 nedan presenterar två alternativa specifikationer av huvudresultatet i tabell 4. De tre första kolumnerna visar skattningar där varugrupsvikter har använts.¹³ De tre sista kolumnerna visar skattningar baserade på index som inte är säsongrensade.¹⁴

Liksom tidigare baseras skattningarna inledningsvis (kolumn 1 och 4) på en modell med enhets- och tidsfixa effekter. I övriga kolumner inkluderas även kontrollvariabler för växelkursutvecklingen. Resultaten är i stort sett robusta för inkludering av

¹³ De vikter som används i beräkningarna baseras på respektive undergrupps vikt i harmoniserat index för konsumentpriser för Sverige 2026. Eftersom vissa undergrupper har exkluderats för att uppnå gemensam täckning och ett balanserat urval har vikterna justerats så att summan av de återstående undergruppernas vikter motsvarar den ursprungliga vikten för den överordnade gruppen.

¹⁴ I en eventstudie skattad utan kontrollvariabler för växelkursen är flera av punkttestimaten för pre-perioden statistiskt skilda från noll, och det samlade p-värdet för pre-trenden är lågt, vilket indikerar en avvikelse från parallella trender under pre-perioden.

växelkurskontroller. Samtliga skattningar indikerar en relativ prisnedgång för livsmedel i Sverige jämfört med Danmark som ligger nära huvudspecifikationen.

Tabell 9 Känslighetsanalys – Viktade regressioner och index utan säsongrensning

Procentuell förändring

	Med vikt			Ojusterat		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Implementeringseffekt	-4,49*** (0,66)	-4,45*** (0,68)	-4,26*** (0,66)	-5,49*** (0,49)	-5,37*** (0,51)	-5,91*** (0,59)
Växelkurs (laggar)	-	0	0-2	-	0	0-2
Observationer	1 120	1 120	1 120	1 120	1 120	1 120

Anm. Skattningen är gjord enligt ekvation (2) och baseras på undergrupper av livsmedel och alkoholfria drycker i ECOICOP 01. Prisindexet samt växelkursindexet är normaliserade med mars 2026 som basmånad. Effekterna redovisas i indexpunkter. Eftersom den genomsnittliga indexnivån i förperioden ligger nära 100 kan skattningarna approximativt tolkas som procentuella effekter. I de viktade skattningarna används säsongsjusterade värden som har justerats med hjälp av säsongskomponenten för samma månad föregående år för att undvika påverkan från momssänkningen. Samtliga specifikationer inkluderar enhets- och tidsfixa effekter. Skattningarna omfattar månad m=-7 till m=2. Standardfel klustrade på ECOICOP-undergruppsnivå redovisas inom parentes. *** indikerar statistiskt signifikant på 1-procentsnivån.

Källor: Eurostat, Sveriges riksbank och Konjunkturinstitutets beräkningar.

SYNTETISK KONTROLLGRUPP

För att testa hur känsligt resultatet är för valet av jämförelsegrupp har implementeringseffekten även skattats med hjälp av en syntetisk kontrollgrupp. För varje undergrupp av livsmedel har en syntetisk kontroll konstruerats genom en viktad kombination av länder som tillsammans ska approximera Sveriges prisutveckling under perioden före reformens genomförande. Matchningen baseras på det genomsnittliga värdet av prisindexet i tre på varandra följande tvåmånadersperioder före reformen. Urvalet har gjorts bland samtliga EU-länder¹⁵, vilket innebär att länderna, bortsett från prisutvecklingen, kan ha egenskaper som skiljer sig avsevärt från Sveriges.

Tabell 10 redovisar de länder som ingår i de syntetiska kontrollgrupper som har konstruerats för de 58 livsmedelsundergrupper för vilka harmoniserat index för konsumentpriser finns tillgängligt för Sverige. Danmark är det land som förekommer i flest kontrollgrupper, följt av Slovakien, Estland, Kroatien och Polen.

¹⁵ Två EU-länder har exkluderats från urvalsgruppen: Cypern och Finland. Länderna har under perioden efter den svenska reformens implementering genomfört förändringar av mervärdesskatten eller punktskatter på livsmedel. Det kan dock inte uteslutas att även andra länder har genomfört liknande förändringar under den studerade perioden.

Tabell 10 Syntetiska kontroller

Länder och vikter i de syntetiska kontrollgrupperna

	Antal	Medel	Min	Max
Belgien	31	0,109	0,002	0,651
Bulgarien	30	0,057	0,001	0,705
Danmark	40	0,141	0,001	1,000
Estland	34	0,140	0,001	0,939
Frankrike	29	0,038	0,001	0,617
Grekland	28	0,065	0,003	0,772
Irland	28	0,052	0,001	0,461
Italien	29	0,047	0,001	0,881
Kroatien	34	0,068	0,001	0,538
Lettland	32	0,182	0,001	1,000
Litauen	29	0,035	0,001	0,333
Luxemburg	31	0,102	0,001	0,839
Malta	23	0,069	0,001	1,000
Nederländerna	31	0,078	0,001	0,626
Polen	34	0,100	0,001	1,000
Portugal	26	0,066	0,001	0,469
Rumänien	29	0,019	0,001	0,074
Slovakien	38	0,128	0,001	0,676
Slovenien	28	0,041	0,002	0,311
Spanien	25	0,030	0,001	0,148
Tjeckien	31	0,077	0,001	0,537
Tyskland	31	0,040	0,001	0,288
Ungern	32	0,098	0,001	0,900
Österrike	29	0,043	0,001	0,517

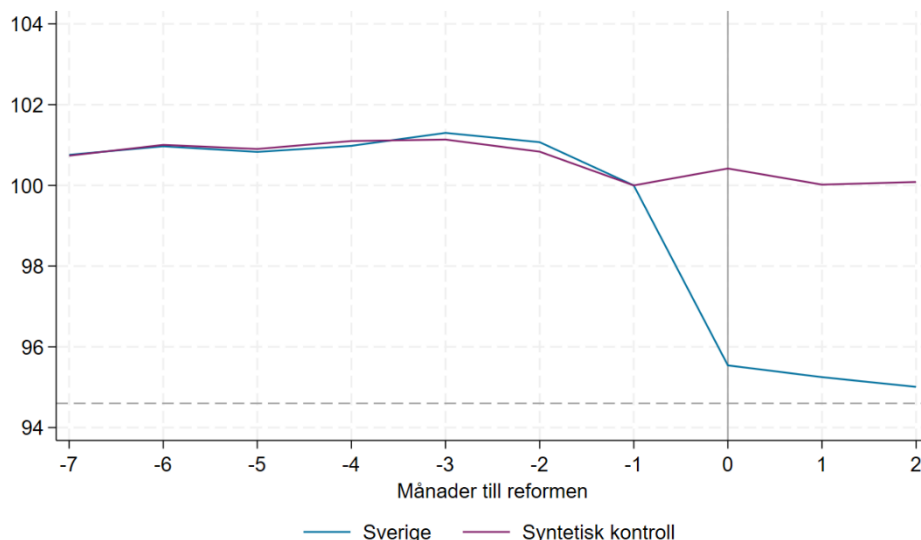
Anm. Tabellen redovisar de länder som ingår i de syntetiska kontrollgrupperna för de 58 undergrupper av livsmedel och alkoholfria drycker som finns tillgängliga för Sverige. Tabellen anger, utöver det antal varugrupper för vilka länderna ingår som syntetiska kontroller, även respektive lands genomsnittliga syntetiska vikt samt viktens minimi- och maximivärde.

Källor: Eurostat och Konjunkturinstitutets beräkningar.

Diagram 19 visar prisutvecklingen i Sverige och den syntetiska kontrollgruppen, uttryckt som ett säsongsjusterat index. Före reformen är prisutvecklingen likartad i de båda grupperna. I april kan däremot en tydlig skillnad i pristrendernas utveckling observeras. Medan trenden för den syntetiska kontrollgruppen fortsätter i linje med den tidigare utvecklingen, syns i Sverige en tydlig prisnedgång.

Diagram 19 Känslighetsanalys – Syntetisk kontrollgrupp

Index, mars = 100



Anm. Diagrammet visar utvecklingen i harmoniserat index för konsumentpriser, beräknad som ett oviktat medelvärde av undergrupper av livsmedel och alkoholfria drycker i ECOICOP 01. Prisindexet är normaliserat med mars 2026 som basmånad. Säsongsjusteringen baseras på säsongskomponenten för samma månad föregående år för att undvika påverkan från momssänkningen. Den lodräta linjen markerar införandet av momssänkningen i april 2026, medan den vågräta streckade linjen anger nivån för fullt genomslag.

Källor: Eurostat och Konjunkturinstitutets beräkningar.

I tabell 11 visas den skattade implementeringseffekten med den syntetiska kontrollgruppen som jämförelsegrupp i stället för Danmark. Till skillnad från tidigare specifikationer används den nominella effektiva växelkursen för att kontrollera för växelkursutvecklingen. Indexet är hämtat från Eurostat och utgör ett handelsvägt genomsnitt av bilaterala växelkurser mot ett lands huvudsakliga handelspartner.¹⁶

Tabell 11 Känslighetsanalys – Syntetisk kontrollgrupp

Procentuell förändring

	(1)	(2)	(3)
	-4,94*** (0,37)	-5,00*** (0,38)	-4,77*** (0,61)
Implementeringseffekt			
Växelkurs (laggar)	-	0	0-2
Observationer	7 900	7 900	7 900

Anm. Skattningen är gjord enligt ekvation (2) och baseras på undergrupper av livsmedel och alkoholfria drycker i ECOICOP 01. Prisindexet samt växelkursindexet är normaliserade med mars 2026 som basmånad. Effekterna redovisas i indexpunkter. Eftersom den genomsnittliga indexnivån i förperioden ligger nära 100 kan skattningarna approximativt tolkas som procentuella effekter. I skattningen används säsongsjusterade värden som har justerats med hjälp av säsongskomponenten för samma månad föregående år för att undvika påverkan från momssänkningen. Samtliga specifikationer inkluderar enhets- och tidsfixa effekter. Skattningarna omfattar månad $m=-7$ till $m=2$. Standardfel klustrade på ECOICOP-undergruppsnivå redovisas inom parentes.¹⁷ *** indikerar statistiskt signifikant på 1-procentsnivån.

Källor: Eurostat och Konjunkturinstitutets beräkningar.

¹⁶ Den nominella effektiva växelkursen (NEER IC42) interageras med indikatorvariabler för respektive land, vilket innebär att växelkurskoefficienterna tillåts skilja sig mellan länderna.

¹⁷ Som robusthetskontroll genomfördes även en cluster-bootstrap på undergrupper av livsmedel med 1 000 replikationer. Bootstrap-standardfelen är i princip identiska med de rapporterade standardfelen.

Den skattade implementeringseffekten är knappt 5 procent och är robust över samtliga specifikationer.