

Staff memo

Effekterna av olje- priscocker på svensk ekonomi

Alexander Czarnota

Juni 2026

Innehållsförteckning

1	Inledning	4
2	Data	6
2.1	Oljeutbudsnyhetschocker	6
2.2	Svenska makroekonomiska variabler	8
3	Empirisk specifikation	9
4	Resultat	10
4.1	Aggregerade data	11
4.2	Disaggregerade data	12
5	Robusthet: Alternativa urvalsperioder	18
6	Slutsatser	21
	Referenser	22
	Bilaga A – Ytterligare resultat	24
	Bilaga B – KPIF på 3-siffrig COICOP-nivå	25
	Bilaga C – F-statistikor	35

Staff memo

I ett staff memo kan medarbetare på Riksbanken offentliggöra kvalificerade analyser i relevanta frågor. Det är en tjänstemannapublikation som är fri från policy slutsatser och individuella ställningstaganden i aktuella policyfrågor. Publikationen godkänns av berörd avdelningschef. De åsikter som uttrycks i staff memos är författarnas egna och ska inte uppfattas som Riksbankens ståndpunkt.

Sammanfattning

I detta staff memo skattar jag effekterna av oljeprisförändringar på svensk ekonomi. Jag använder oljeutbudsnyhetschockerna från Känzig (2021) som instrument för att skatta den kausala effekten av oljeprisförändringar och visar att en ökning av oljepriset har stagflationistiska effekter. Ett högre oljepris leder till högre konsumentpriser, minskad ekonomisk aktivitet, en kortsiktig appreciering och en depreciering på längre sikt av den svenska kronan gentemot den amerikanska dollarn, högre kortsiktiga inflationsförväntningar, begränsade ökningar av långsiktiga inflationsförväntningar och nominella löner samt en ökning av Riksbankens styrränta. I termer av priser så ökar både konsumentpriser inklusive och exklusive energipriser, vilket indikerar att oljeprisförändringar har både direkta och indirekta effekter.

Ytterligare analys av disaggregerade konsumentpris- och konsumtionsdata visar att (i) den aggregerade prisresponsen primärt drivs av högre varupriser, såsom livsmedel och möbler, snarare än tjänster och (ii) den disaggregerade konsumtionsresponsen är generellt överensstämmande med prisresponsen på så sätt att de kategorier som ökar mest i pris också tenderar att erfara det största fallet i konsumtion.

Kvantitativt är mina skattningar lika Känzig (2021):s för USA, trots att Sverige har ett lägre oljeberoende. Detta tyder på att kanaler specifika för öppna ekonomier, såsom internationella spridningseffekter och växelkursen, kan amplifiera effekten av oljeprischocker. Samtidigt är mina skattningar för den svenska ekonomin kvantitativt känsliga för att avgränsa urvalsperioden till december 2019 och därmed exkludera COVID-19 och höginflationsperioden.

Författare: Alexander Czarnota, verksam vid Avdelningen för penningpolitik, Sveriges riksbank.¹

¹ Jag tackar Mattias Erlandsson, Caroline Flodberg, Henrik Lundvall, Stefan Laséen, Ingvar Strid, Ulf Söderström, Oskar Tysklind och seminariedeltagare på Sveriges riksbank för värdefulla synpunkter och kommentarer.

1 Inledning

Den senaste tidens ökning av oljepriset till följd av konflikten i Mellanöstern har lett till ett förnyat intresse för de makroekonomiska effekterna av oljeprisförändringar. Bland beslutsfattare finns det en oro att ökningen av oljepriset kommer få stora negativa konsekvenser i termer av högre inflation och lägre ekonomisk aktivitet. Historiska exempel på sådana perioder inkluderar OPEC-kriserna (OPEC I och II) på 1970-talet då stora minskningar av oljeutbudet ledde till stora ökningar av oljepriset, hög inflation och låg ekonomisk aktivitet. Ett modernt exempel är Rysslands fullskaliga invasion av Ukraina 2022 som följdes av stora ökningar av oljepriset och inflationen så väl som lägre ekonomisk aktivitet.

Effekterna av oljeprisförändringar kan delas in i direkta effekter, indirekta effekter och andrahandseffekter. Direkta effekter kommer från priser på petroleumprodukter. Typiska exempel är bensin- och dieselpriiser. När oljepriset ökar, så ökar även bensin- och dieselpriiserna. Eftersom de är en del av konsumentprisindex (KPI) så ökar även inflationen. När hushåll och företag (till exempel transportbolag) måste spendera mer på bränsle, så faller reala inkomster och vinster, vilket i sin tur leder till lägre aggregerad efterfrågan och lägre ekonomisk aktivitet. Indirekta effekter uppstår när företag som använder petroleumprodukter som insatsvaror för vidare sina ökade produktionskostnader till konsumenter i form av högre priser. Detta leder till ytterligare högre inflation och lägre aggregerad efterfrågan. Dessutom kan aggregerade utbudseffekter från de högre produktionskostnaderna leda till att företag väljer att minska sin produktion. Andrahandseffekter på inflationen och den ekonomiska aktiviteten kan också uppstå om den nominella lönetillväxten ökar eller om långsiktiga inflationsförväntningar ökar över centralbankens mål. Överlag leder ökningen av inflationen och minskningen av den ekonomiska aktiviteten till en avvägning för centralbanken: höja styrräntan för att minska inflationen eller sänka styrräntan för att dämpa minskningen av den ekonomiska aktiviteten.

I denna studie skattar jag effekten av oljeprisförändringar på den svenska ekonomin. Min empiriska metod består av att använda oljeutbudsnyhetschockerna från Känzig (2021) som instrument för att isolera exogen variation i oljepriset och skatta impulsresponsfunktioner (IRFs) till oljeprisförändringar med instrumentvariabel versionen av Jordá (2005) lokala projektioner. Oljeutbudschockerna är identifierade från en oljemarknads-VAR-modell där överraskningar i framtida oljeutbudet, skattade i ett kort tidsfönster runt OPEC:s (*Organization of the Petroleum Exporting Countries*) produktionsmålsöffentliggöranden, som externa instrument.² Intuitivt är dessa chocker rensade från störfaktorer, såsom förväntningar på den framtida efterfrågan på olja och generella globala ekonomiska förhållanden, vilket möjliggör skattningen av den kausala effekten av oljeprisförändringar drivna av förändringar av förväntat framtida

² OPEC består av 12 länder (Algeriet, Ekvatorialguinea, Förenade Arabemiraten (fram till maj 2026), Gabon, Iran, Irak, Kongo, Kuwait, Libyen, Nigeria, Saudiarabien och Venezuela) och står för ca 40 procent av världsproduktionen av olja och kontrollerar ca 80 procent av världens oljereserver. OPEC träffas regelbundet (oftast två gånger per år, men med möjlighet att kalla till extramöten vid behov) för att besluta om produktionskvoter för organisationen och dess medlemsländer med syfte att påverka oljepriset. Besluten kommuniceras via pressmeddelanden och presskonferenser. Se Känzig (2021) för detaljer om OPEC:s institutionella förhållanden.

oljeutbud.

Mina resultat visar att oljeprischocker har stagflationistiska effekter på svensk ekonomi. En ökning av det reala priset på Brent-råolja drivet av en oljeutbudsnyhetschock leder till en ökning av konsumentpriser, lägre ekonomisk aktivitet, en kortsiktig appreciering och en depreciering på längre sikt av den svenska kronan gentemot den amerikanska dollarn, högre ettåriga inflationsförändringar, begränsade ökningar av två- och femåriga inflationsförväntningar och nominella löner samt en ökning av Riksbankens styrränta. I termer av priser så ökar både KPI inklusive och exklusive energipriser, vilket indikerar att en ökning av oljepriset har både direkta och indirekta effekter.

För att ytterligare undersöka transmissionsmekanismerna skattar jag responserna av de underliggande kategorierna av KPI med fast ränta (KPIF) och Statistiska centralbyrån (SCB):s månatliga konsumtionsindikator.³ De disaggregerade prisresponserna av de 13 undergrupperna (definierade på 2-siffrig COICOP (*Classification of Individual Consumption According to Purpose*)-nivå) visar att ökningen i aggregerad KPIF drivs av både direkta effekter från ökade bränslekostnader som är en del av indexet samt andra undergrupper, såsom livsmedel och dryck och hushållsvaror. Det senare är överensstämmande med indirekta effekter drivet av högre produktions- och transportkostnader. Denna tolkning stöds av responserna på den ännu mer granulära 3-siffriga COICOP-nivån som visar att prisökningarna generellt kommer från varor snarare än tjänster. Responserna av de 9 undergrupperna av konsumtionsindikatorn är generellt överensstämmande med prisresponserna på så sätt att de undergrupper som ökar mest i pris också erfar störst konsumtionsminskning samt vedertagna antaganden om efterfrågeelasticiteterna för de olika undergrupperna.

Jag utvärderar robustheten av skattningarna genom att variera urvalsperioden. I basfallet använder jag data som sträcker sig från januari 2000 till december 2024. Jag finner att de resultaten är känsliga för huruvida COVID-19 och höginflationsperioden inkluderas eller inte. Skattningar baserade på urvalsperioden 2000:1 till 2019:12 visar att oljeprisförändringar förvisso fortfarande har stagflationistiska effekter, men att responserna av de flesta variablerna är mindre kvantitativt och mindre persistenta. Däremot ger skattningar av effekterna med en längre urvalsperiod som sträcker sig från 1987:1 till 2019:12, för vilket data på konsumentpriser och arbetslöshet finns tillgängliga, resultat som är mer lika basfallet i termer av kvantitet och persistens, vilket indikerar att resultaten baserade på urvalsperioden 2000:1 till 2019:12 kan vara påverkade av problem förknippade med små stickprov.

Denna studie bidrar till litteraturen om de makroekonomiska effekterna av oljeprisförändringar (Hamilton, 1983; Kilian, 2009; Kilian och Murphy, 2012; Baumeister och Hamilton, 2019; Känzig, 2021). Dessa studier finner generellt att ökningar av oljepriset leder till högre priser och minskad ekonomisk aktivitet såväl globalt som i USA.

³ SCB:s konsumtionsindikator är en månatlig skattning av hushållens konsumtions på kvartalstakt inom nationalräkenskaperna. Den är baserad på data från ett antal källor, såsom omsättningsstatistik, energistatistik, statistik över nybyggda lägenheter, konsumentprisindex, sortimentsundersökningen av detaljhandeln samt undersökningen Företagens ekonomi.

Det finns flera anledningar till att transmissionen kan skilja sig i Sverige. Framför allt är oljeandelen av Sveriges totala energiförbrukning relativt låg (20 procent jämfört med 36 procent i USA enligt data från 2024 från internationella energimyndigheten (*International Energy Agency, IEA*)).⁴ Allt annat lika borde detta minska effekten av oljeprisförändringar på den svenska ekonomin. Å andra sidan är Sverige en liten öppen ekonomi som är starkt påverkad av regionala och globala ekonomiska förhållanden. Indirekta effekter på priser och lägre aggregerade efterfrågan i utlandet påverkar därför sannolikt svenska priser och produktion. Utöver det har Sverige ingen inhemsk oljeproduktion som kan dämpa det totala produktionsfallet.

Mina skattningar visar att Sverige påverkas av oljeprisförändringar på ett ekonomiskt signifikant sätt, trots det relativt låga oljeberoendet. Maxeffekterna av en 10-procentig ökning av oljepriset är 0,4 procent för konsumentpriser och 0,2 procentenheter för arbetslösheten i mina basskattningar, vilket är samma som resultaten av VAR-skattningen i Känzig (2021) för USA. Detta tyder på att kanaler specifika för öppna ekonomier, såsom växelkursförändringar och internationella spridningseffekter, samt Sveriges avsaknad av inhemsk oljeproduktion kan amplifiera effekten av oljepriscocker.

Dessa resultat skiljer sig från tidigare skattningar på svensk inflation av Bjellerup och Löf (2008). De finner en maxeffekt på 0,28 procent när de skattar en VAR-modell. I likhet med mina resultat finner Vasi (2026) större effekter av Känzig (2021):s oljeutbudsnyhetschocker på dansk ekonomi jämför med tidigare VAR-skattningar av Kronborg (2021), till exempel. Maxeffekterna i Vasi (2026) är 0,3 procent och 0,25 procentenheter för konsumentpriser respektive arbetslösheten till följd av en 10-procentig ökning av oljepriset.

Resten av denna studie är strukturerad på följande sätt: Avsnitt 2 beskriver identifikationen av oljeutbudsnyhetschockerna såväl som utfallsvariablerna som används i den empiriska analysen. Avsnitt 3 beskriver den empiriska metoden. Avsnitt 4 presenterar basresultaten för aggregerade och disaggregerade data. Skattningar baserade på olika urvalsperioder presenteras i avsnitt 5. Avsnitt 6 sammanfattar.

2 Data

Detta avsnitt beskriver den data som används i den empiriska analysen. Jag beskriver först identifikationen av oljeutbudsnyhetschockerna och sedan utfallsvariablerna.

2.1 Oljeutbudsnyhetschocker

Utbudet och efterfrågan på olja, och därmed oljepriset, rör sig endogent med konjunkturen. Till exempel så efterfrågar företag mer olja i en högkonjunktur för att kunna öka sin produktion. Beroende på vad som händer med oljeutbudet kan oljepriset öka, falla eller förbli oförändrat. Om inte dessa endogena rörelser i utbud och efterfrågan kontrolleras för, så kommer direkta skattningar av oljeprisförändringar på makroekonomin sannolikt vara felaktiga.

⁴ Dessa siffror är tagna från IEA:s hemsida: <https://www.iea.org/>.

I denna studie använder jag oljeutbudsnyhetschockerna från Känzig (2021) för att skatta den *kausala* effekten av oljepriserförändringar drivna av dessa chocker. Dessa chocker är identifierade i två steg. I första steget skattas exogena och oförväntade förändringar i det framtida oljeutbudet med högfrekventa överraskningar i oljeterminspriser runt OPEC:s produktionsmåloffentliggöranden. Specifikt så beräknas överraskningarna som den första principalkomponenten av dagliga förändringar i priset av West Texas Intermediet (WTI)-råoljeterminskontrakt med löptider på en till tolv månader vid offentliggörandena. Identifikationsantagandena är att (i) priset på oljeterminskontrakten återspeglar all tillgänglig information som används av finansiella marknader för att prognostisera oljepriset, inklusive förväntningarna på OPEC:s produktionsmåloffentliggöranden, och (ii) ingen annan information som är korrelerad med offentliggörandena och förändringar i terminspriserna släpps systematiskt vid samma tillfällen.⁵ Det första antagandet håller under hypotesen om effektiva marknader och det andra antagandet håller sannolikt i praktiken given det korta tidsfönstret som används för att beräkna överraskningarna. Dessutom kan omvänd kausalitet från globala ekonomiska förhållanden till OPEC:s produktionsbeslut rimligen uteslutas, eftersom beslutet fattas före offentliggörandet och därför inte kan påverkas av utvecklingen som sker inom det korta tidsfönstret. Se Känzig (2021) för vidare diskussioner om identifikationsantagandena och robustheten av överraskningarna för alternativa specifikationer.

I det andra steget används dessa överraskningar som externa instrument i en i övrigt standard oljemarknads-VAR-modell för att identifiera strukturella oljeutbudsnyhetschocker.⁶ Modellen inkluderar det reala oljepriset, global oljeproduktion, globala oljelager, industriproduktion globalt och i USA samt amerikansk KPI. Resultaten i Känzig (2021) visar att dessa chocker leder till en omedelbar ökning av oljepriset, en gradvis minskning av global oljeproduktion, en ökning av globala oljelager, en minskning av både amerikansk och global industriproduktion samt en ökning av amerikansk KPI. Dessa resultat är baserade på urvalsperioden 1974:1 till 2017:12 för de månatliga utfallsvariablerna och 1983:4 till 2017:12 för instrumenten. I denna studie använder jag en utökad version av chockserien som inkluderar data fram till 2024:12 och baseras på 158 överraskningar vid OPEC-offentliggöranden.⁷ **Fel! Hittar inte referenskälla.** visar den månatliga summan av serien med dagliga överraskningar samt den månatliga serien med nyhetschocker.⁸ Båda serierna uppvisar en relativt hög grad av variation

⁵ Samma antaganden används ofta för att identifiera överraskningar i penningpolitik (se till exempel Kuttner (2001), Gürkaynak med flera (2005) och Bauer och Swanson (2023)).

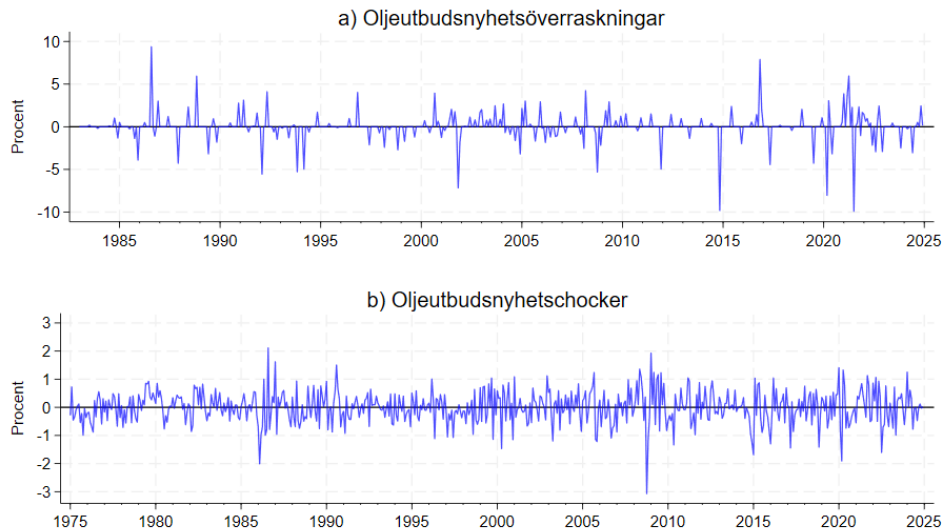
⁶ Metoden att använda externa instrument, det vill säga variabler som är korrelerade med den aktuella chocken men inte med de övriga chockerna, i en VAR-modell utvecklades av Stock och Watson (2012) samt Mertens och Ravn (2013). Generellt måste VAR-modeller vara inverterbara, det vill säga omfatta all relevant information, för att kunna identifiera de strukturella chockerna (Nakamura och Steinsson 2018; Stock och Watson 2018). VAR-modeller med externa instrument kan emellertid identifieras under svagare antaganden, där krävs det endast att den aktuella chocken är inverterbar och att instrumentet uppfyller ett antagande om lead-lag-exogenitet (Miranda-Agrippino och Ricco 2019). Se Känzig (2021) för evidens som stödjer antagandet om att oljeutbudsnyhetschocken är inverterbar.

⁷ Chockserien och de underliggande överraskningarna uppdateras regelbundet och är tillgängliga via Känzigs hemsida: <https://www.diegokaenzig.com/research>.

⁸ Känzig (2021) konverterar de dagliga överraskningarna till en månatlig serie på följande vis: När endast en överraskning äger rum inom en månad är den månatliga överraskningen lika med den dagliga. När flera

över tid, med både positiva och negativa överraskningar och chocker. Dessutom finns det inga märkbara skillnader mellan olika delar av urvalet vad gäller överraskningarnas eller chockernas storlek eller frekvens.

Diagram 1. Oljeutbudsnyhetsöverraskningar och -chocker



Anm. Panel (a) visar oljeutbudsnyhetsöverraskningarna, konstruerade som första principalkomponenten av dagliga förändringar av priset på 1- till 12-månaders WTI råoljeterminskontrakt vid OPEC-offentliggöranden. Överraskningarna är skalade för att matcha den genomsnittliga volatiliteten av de underliggande prisförändringarna. Urvalsperiod: 1983:4 till 2024:12. Panel (b) visar de strukturella oljeutbudsnyhetschockerna identifierade från oljemarknadsproxy VAR-modellen av Känzig (2021). Urvalsperiod: 1975:1 till 2024:12. Se texten för detaljer.

Källa: <https://www.diegokaenzig.com/research>.

2.2 Svenska makroekonomiska variabler

Utfallsvariablerna som används i den empiriska analysen är det reala oljepriset, definierat som spotpriset på Brent råolja deflaterat med amerikanska KPI, och för svensk ekonomi, KPIF, KPIF exklusive energipriser (KPIF-XE), ett-, två- och femåriga inflationsförväntningar hos penningmarknadsaktörer från enkätundersökningen som görs av Origo Group (tidigare gjordes den av Kantar Prospera), SCB:s BNP- och konsumtionsindikatorer, arbetslösheten för personer i åldrarna 16–64, växelkursen mellan den svenska kronan och den amerikanska dollarn (USDSEK), nominella löner, och Riksbankens styrränta.⁹ Data är på månatlig frekvens och urvalsperioden i basfallet är från 2000:1 till 2024:12. Urvalsperioden börjar 2000:1 efter det är den första perioden BNP- och konsumtionsindikatorerna är tillgängliga. I Avsnitt 5 utvärderar jag robustheten av resultaten genom att avgränsa urvalsperioden till 2019:12 för att exkludera COVID-19 och höginflationsperioden.

dagliga överraskningar äger rum inom en månad är den månatliga överraskningen summan av dessa. När ingen överraskning äger rum sätts den månatliga överraskningen till noll.

⁹ Spotpriset på Brent råolja är från Världsbanken, amerikansk KPI är från FRED, inflationsförväntningarna är från Origo Group (tidigare gjorda av Kantar Prospera), växelkursen och styrräntan är från Riksbanken, nominella löner är från Medlingsinstitutet och resterande variabler är från SCB.

För att ytterligare undersöka transmissionsmekanismerna använder jag disaggregerade data på priser och konsumtion. Specifikt så använder jag data på de 13 undergrupperna av KPIF och deras respektive undergrupper (definierade på 2- respektive 3-siffrig COICOP-nivå) så väl som de 9 undergrupperna av konsumtionsindikatorn.¹⁰

3 Empirisk specifikation

Jag använder de identifierade oljeutbudsnyhetschockerna som instrument för att isolera exogen variation i det reala priset av Brent råolja och skattar impulsresponssfunktionerna till de prisförändringarna med följande instrumentvariabel Jordá (2005) lokala projektioner (LP-IV):

$$\Delta_h y_{t+h} = \alpha_h + \beta_h P_t^{olja} + \Gamma_h' X_{t-1} + \varepsilon_{t+h}, \quad (1)$$

där $h = 0, \dots, 24$ indexerar impulsresponshorisonten, $\Delta_h y_{t+h} = y_{t+h} - y_{t-1}$ är den kumulativa förändringen i utfallsvariabel y , α är en konstant, β är impulsresponssfunktionen, P_t^{olja} är logaritmen av det reala oljepriset instrumenterat med de identifierade oljeutbudsnyhetschockerna och X_{t-1} är en vektor av laggade kontrollvariabler. Alla utfallsvariabler är logaritmerade förutom arbetslösheten, styrräntan och inflationsförväntningarna som är i nivå.

Att använda oljeutbudsnyhetschockerna som instrument för det reala oljepriset i stället för att skatta effekterna av chockerna på utfallsvariablerna direkt har två huvudsakliga fördelar. För det första är oljeutbudsnyhetschockerna genererade regressionsvariabler vars mätfel måste beaktas vid beräkning av standardfelen. Genererade instrument, å andra sidan, kräver ingen justering av standardfelen under väldigt generella antaganden (se Woolridge (2010) Avsnitt 6.1 för detaljer). För det andra så normaliseras impulsresponssfunktionerna naturligt vid användande av instrumentvariabler. I detta fall kan de skattade koefficienterna tolkas som effekten av en 1-procentig ökning av det reala oljepriset (drivet av en oljeutbudsnyhetschock) på den aktuella utfallsvariabeln. Undantaget detta så visar diagram 7 i bilaga A att de skattade impulsresponssfunktionerna är snarlika om jag använder oljeutbudsnyhetschockerna direkt i ekvation (1) i stället för som instrument för det reala oljepriset.

Vektorn med kontrollvariabler, X_{t-1} , inkluderar 12 laggar av utfallsvariabeln, chocken, det reala oljepriset, amerikansk KPI och global ekonomisk aktivitet mätt som världsindustriproduktionsindex framtaget av Baumeister och Hamilton (2019).¹¹ I princip behövs inte kontrollvariablerna för att identifiera den kausala effekten givet att impulsvariabeln är en sann och exogen "chock", vilket jag har argumenterat för att oljeutbudsnyhetschockerna är. Däremot kan kontrollvariabler förbättra precisionen i skattningarna i ett ändligt urval. Valet av kontrollvariabler följer rekommendationen i Montiel Olea med flera (2025) att inkludera utfalls- och impulsvariablerna samt

¹⁰ Både disaggregerade pris- och konsumtionsdata finns tillgängliga offentligt på SCB:s hemsida.

¹¹ Världsindustriproduktionsindexet i fråga består av industriproduktionsindex i OECD-länderna och sex andra stora ekonomier. Indexet uppdateras regelbundet och kan laddas ned från <https://sites.google.com/site/cjsbaumeister/datasets>.

ytterligare variabler som starkt prognostiserar ena eller båda av dem. Baserat på denna rekommendation inkluderar jag även 12 laggar av Federal Reserve Bank of New York:s Global Supply Chain Pressure Index (GSCPI) i specifikationerna med KPIF, KPIF-XE och undergrupperna i KPIF som utfallsvariabler.¹² Detta val är motiverat av det starka lead-lag-förhållandet mellan GSCPI och både KPIF och KPIF-XE under höginflationsperioden 2021-2023.¹³

Avslutningsvis använder jag heteroskedasticitetrobusta standardfel för att beräkna konfidensintervallen (Montiel Olea och Plagborg-Møller, 2021).¹⁴

4 Resultat

Detta avsnitt presenterar impulsresponssfunktionerna till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock. I Avsnitt 4.1 visas impulsresponssfunktionerna för de aggregerade variablerna och i Avsnitt 4.2 visas de baserade på disaggregerade pris- och konsumtionsdata. I varje figur illustrerar de blå heldragna linjerna punktestimaten och de blå skuggade fälten 90-procentiga heteroskedasticitetrobusta konfidensintervall. F-statistikorna från första steget i LP-IV-skattningarna visas i Bilaga C. F-statistikorna överstiger 100 för samtliga variabler och samtliga impulsresponshorisonter, vilket är över det kritiska värdet på 23,19 från Montiel Olea och Pfluger (2013):s heteroskedasticitets- och autokorrelationsrobusta (HAC-robusta) test för instrumentrelevans. Detta indikerar att oljeutbudsnyhetschockerna är relevanta instrument för förändringar i det reala oljepriset.

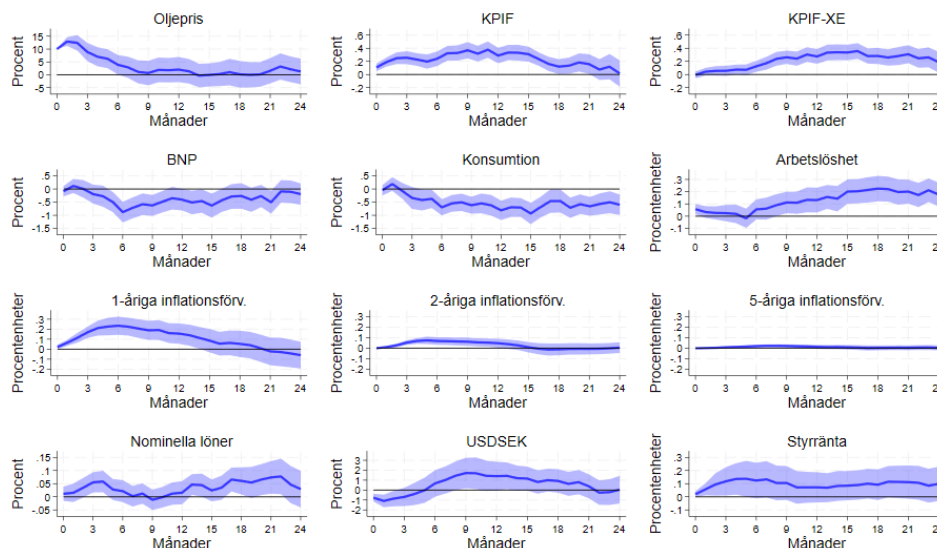
¹² GSCPI är tillgängligt via <https://www.newyorkfed.org/research/gscpi.html>.

¹³ Icke redovisade resultat visar att resterande utfallsvariabler till stor del är opåverkade om 12 laggar av GSCPI inkluderas eller inte. Däremot är maxeffekterna av KPIF och KPIF-XE 30 respektive 52 procent större när laggade värden av GSCPI inte inkluderas som kontrollvariabler.

¹⁴ Även om residualen, ε_{t+h} , vanligtvis är seriellt korrelerad, är det produkten av residualen och den residualiserade chocken (det vill säga den oberoende variabeln betingat på kontrollvariablerna) som är relevant för fördelningen av skattningarna (Montiel Olea och Plagborg-Møller, 2021). Denna produkt är seriellt okorrelerad (även om den sannolikt är heteroskedastisk) under antagandet att oljeutbudsnyhetschockerna är oförutsägbara (det vill säga betingat medeloberoende) utifrån sina tidigare och framtida värden, vilket sannolikt är uppfyllt givet de identifikationsantaganden som diskuteras ovan. I enlighet med rekommendationen i Montiel Olea och Plagborg-Møller (2021) samt Montiel Olea med flera (2025) använder jag därför heteroskedasticitetrobusta standardfel i stället för standardfel som är robusta mot både heteroskedasticitet och autokorrelation.

4.1 Aggregerade data

Diagram 2. Impulsresponssfunktioner av aggregerade variabler till en förändring av oljepriset



Anm. Impulsresponssfunktioner av aggregerade variabler till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektions-specifikationen i ekvation (1). Blå heldragna linjer återger punkttestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: Origo Group, SCB, Sveriges riksbank, Medlingsinstitutet och Världsbanken.

Den övre vänstra panelen i Diagram 2 visar förstastegsresponsen av det reala oljepriset till en oljeutbudsnyhetschock normaliserad till en 10-procentig ökning i perioden chocken äger rum. Responsen toppar på 12,93 procent efter en månad och är signifikant för de första sex månaderna. De resterande panelerna visar impulsresponssfunktionerna till en 10-procentig ökning av oljepriset drivet av oljeutbudsnyhetschockerna. KPIF ökar persistent och signifikant för de flesta horisonter med en maxeffekt på 0,38 procent efter 11 månader. KPIF-XE ökar också, men med en fördröjning jämfört med KPIF. Responsen blir signifikant efter sex månader och toppar på 0,36 procent efter 16 månader. Den indikerar att oljeprisökningar har indirekta effekter utöver de direkta effekterna på drivmedelspriserna i KPIF, vilket är vilket är förenligt med att företag för över högre produktions- och transportkostnader till konsumenterna. Som nämnts ovan innebär det faktum att Sverige är en liten öppen ekonomi att de indirekta effekterna kan uppstå både från att inhemska företag höjer sina priser och från högre importpriser drivet av prisökningar i utlandet.

I linje med standardteoretiska förutsägelser om oljeshockar som utbudschocker minskar den ekonomiska aktiviteten.¹⁵ Mer specifikt minskar BNP och konsumtionen, medan arbetslösheten ökar. BNP når sin bottenpunkt efter sex månader, med en

¹⁵ Se Barsky och Kilian (2002) samt referenserna däri för en teoretisk diskussion om hur oljeshockar påverkar makroekonomin.

minskning på 0,88 procent. Konsumtionsresponsen är något större och mer ihållande, och faller som mest med 0,93 procent efter 15 månader. Maxeffekten på arbetslösheten inträffar efter 18 månader, då arbetslösheten ökar med 0,23 procentenheter.

Ettåriga inflationsförväntningar ökar signifikant för de första 13 månaderna med en maxeffekt på 0,23 procentenheter efter sex månader. Två- och femåriga inflationsförväntningar ökar också, men responserna är mer dämpade med maxeffekter på 0,07 respektive 0,02 procentenheter. Nominella löner ökar, dock inte persistent och med en dämpad effekt (0,08 procentenheter som mest). Sammantaget tyder responsen av två- och femåriga inflationsförväntningar samt nominallönerna på att andrahandseffekter på inflation och ekonomisk aktivitet genom avankring av långsiktiga inflationsförväntningar eller högre löneökningstakt är begränsade.

Kronan apprecierar mot den amerikanska dollarn med 1,09 procent efter 1 månad och deprecierar sedan från sex månader framåt med som mest 1,72 procent efter nio månader. Den kortsiktiga apprecieringen och mer långsiktiga deprecieringen av kronan är i linje med resultaten i Lizardo och Mollick (2010) och Känzig (2021). Lizardo och Mollick (2010) diskuterar två mekanismer som kan förklara denna respons. Å ena sidan innebär det faktum att råolja huvudsakligen handlas i amerikanska dollar att dollarintäkterna för oljeexporterande länder ökar. När dessa länder växlar dollar mot sina respektive inhemska valutor ökar det globala utbudet av dollar, vilket leder till en generell depreciering av dollarn. Å andra sidan måste oljeimporterande länder (såsom Sverige) köpa fler dollar för att köpa samma mängd råolja, vilket leder till en appreciering av dollarn. En tolkning är att den första mekanismen dominerar på kort sikt medan den andra dominerar på längre sikt.

Avslutningsvis ökar styrräntan för samtliga horisonter och signifikant mellan ett- och femmånadershorisonterna med en maxeffekt på 0,14 procentenheter efter fem månader. Den positiva responsen är i linje med att Riksbanken följer en penningpolitisk regel som fäster en positiv vikt vid inflationen och en positiv men mindre vikt på ekonomisk aktivitet.

Samtantaget indikerar ökningen av prisnivån och minskningen av den ekonomiska aktiviteten att oljeutbudsnyhetschockerna påverkar ekonomin som en utbudschock, vilket är förenligt med standardteoretiska förutsägelser. Ökningen av både KPIF och KPIF-XE tyder på både direkt och indirekta prisseffekter. Den dämpade responsen av långsiktiga inflationsförväntningar och nominella löner tyder på begränsade andrahandseffekter. Mina skattningar är också kvantitativt och kvalitativt lika VAR-skattningarna av Känzig (2021) på amerikanska data. Han finner också att oljeutbudsnyhetschocker har stagflationistiska effekter, direkta och indirekta effekter på konsumentpriser och en positiv men för det mesta insignifikant ökning av centralbankens styrränta.

4.2 Disaggregerade data

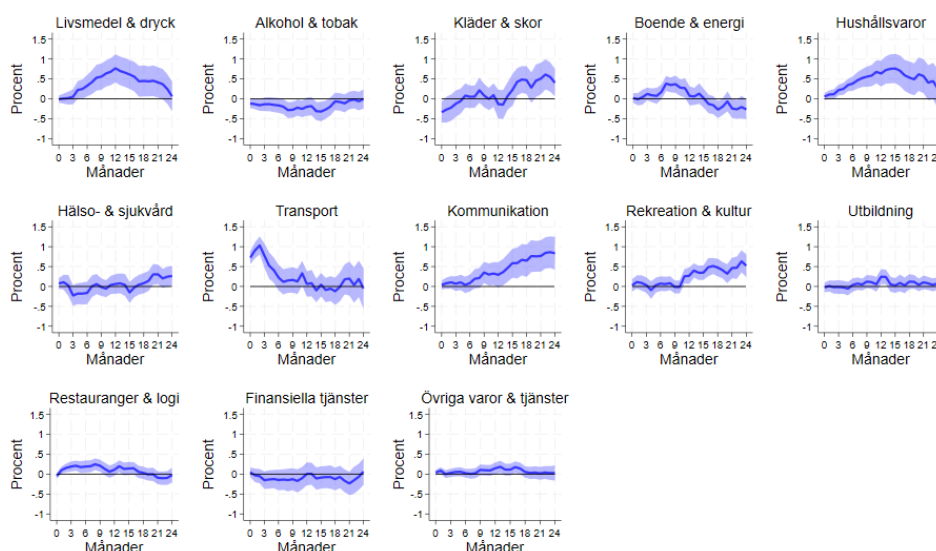
Efter att ha fastställt att en ökning av oljepriset leder till högre priser och minskad ekonomisk aktivitet undersöker jag i detta avsnitt drivkrafterna bakom dessa effekter

närmare. Mer specifikt skattar jag effekterna av förändringar i oljepriset på disaggregerade data på priser och konsumtion med hjälp av LP-IV-specifikationen i ekvation (1).

Priser

Jag börjar med att skatta effekten på undergrupperna av KPIF. I huvudtexten visar jag impulsresponsfunktionerna av de 13 undergrupperna definierade på 2-siffrig COICOP-nivå. För att spara plats visar jag impulsresponsfunktionerna av priser på den mer granulära 3-siffriga COICOP-nivån i bilaga B men refererar till dem i huvudtexten. Som ett komplement kvantifierar jag också det relativa bidraget från varje undergrupp till den totala prisresponsen genom att divideras varje viktjusterad 2-siffrig impulsresponsfunktion med summan av den viktjusterade impulsresponsfunktionen för samtliga undergrupper.

Diagram 3. Impulsresponsfunktioner av konsumentpriser till en förändring av oljepriset



Anm. Impulsresponsfunktioner av undergrupperna i KPIF till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektspecifikationen i ekvation (1). Blå heldragna linjer återger punkttestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB.

Fel! Hittar inte referenskölla. visar impulsresponsfunktionerna av de 13 undergrupperna i KPIF, uppdelade på 2-siffrig COICOP-nivå, till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock. De direkta effekterna sker via Boende och energi och Transport som inkluderar bränsle för uppvärmning respektive bensin och diesel. Båda kategorierna ökar signifikant. Den förra ökar med mer av en fördröjning och en maxeffekt på 0,38 procent efter sju månader och den senare med en maxeffekt på 1,03 procent efter två månader med en respons som generellt följer förstastegsresponsen av oljepriset som visas i Diagram 2.

Vid en närmare granskning av de underliggande mekanismerna visar responsen på 3-siffrig COICOP-nivå i diagram 11 i bilaga B att responsen för Boende och energi drivs av direkta effekter genom elektricitet, gas och andra bränslen, som innehåller ”flytande bränslen”, och i mindre utsträckning av indirekta effekter genom underhåll, reparationer och säkerhet avseende bostaden. De resterande undergrupperna, som inkluderar hyror, vatten och övrig bostandsservice, reagerar inte signifikant. Diagram 14 i bilaga B visar att responsen av Transport drivs av direkta effekter genom en omedelbar ökning driftskostnader för personlig transport, som inkluderar bensin och diesel, samt av signifikanta men fördröjda indirekta effekter genom undergrupperna inköp av fordon och transporttjänster för gods.

Bland de undergrupper som inte inkluderar direkta effekter så reagerar Livsmedel och dryck och Hushållsvaror (som inkluderar möbler med mera) mest med maxeffekter på 0,91 respektive 1,13 procent. Dessa responser kan förstås utifrån det faktum att petroleumprodukter så som bränsle, konstgödsel petrokemikalier, plast, färg, syntetiskt gummi och textilier är viktiga insatsvaror i produktionen av dessa produkter. Pris-effekterna kan amplifieras ytterligare av de ökade transportkostnaderna och den långsiktiga deprecieringen av kronan. Responserna på den 3-siffriga COICOP-nivån (diagram 8 och diagram 12 i bilaga B) visar att även om det är vissa kvantitativa skillnaderna mellan deras respektive undergrupper så ökar alla signifikant.

Kommunikation, Rekreation och kultur och i mindre utsträckning Kläder och skor ökar signifikant men med en fördröjning på omkring 10–18 månader. Dessa responser är i linje med indirekta effekter som så småningom slår igenom till konsumentpriserna till följd av ökade produktions- och transportkostnader. Responserna på 3-siffrig nivå visar att för samtliga av dessa undergrupper drivs ökningarna generellt av priser på varor snarare än tjänster, vilket är i linje med att produktionen av de förra är mer beroende av petroleumprodukter som direkta insatsvaror.

Restauranger och hotell ökar signifikant och persistent, dock med en dämpad respons jämfört med till exempel Livsmedel och dryck och Hushållsvaror. Diagram 18 i bilaga B visar att ökningen drivs Bar- och restaurangtjänster medan Logitjänster inte svarar signifikant. Ökningen av Bar- och restaurangtjänster är i linje med ökningen av Livsmedel och dryck som beskrevs ovan. Den jämförelsevis dämpade responsen överensstämmer med att restauranger endast för vidare delare av deras kostnadsökningar till konsumenter på grund av begränsad marknadsmakt.

Avslutningsvis är impulsresponserna för Alkohol och tobak, Hälso- och sjukvård, Utbildningstjänster, Försäkring och finansiella tjänster och Övriga varor och tjänster generellt sätt platta och insignifikanta med undantag för en eller två horisonter.

Överlag indikerar dessa resultat att ökningen av KPIF drivs av både direkta effekter från högre bränslepriser som är en del av indexet och indirekta effekter som överensstämmer med högre produktions- och transportkostnader. Som nämndes ovan kan de indirekta effekterna också komma från utlandet eftersom en stor del av produkterna i KPIF-korgen är importerade. Dessa effekter kan förstärkas av den mer långsiktiga

deprecieringen av kronan gentemot den amerikanska dollarn. Impulsresponserna på 3-siffrig COICOP-nivå visar att prisökningar generellt kommer från varor snarare än tjänster. Detta resultat ger ytterligare stöd åt att andrahandseffekter från långsiktiga inflationsförväntningar och nominella löner på konsumentpriser är begränsade eftersom dessa skulle påverka både varor och tjänster.

Tabell 1. Bidraget av undergrupperna till den aggregerade KPIF-responsen

Subcategory	h = 0	h = 6	h = 12	h = 18	h = 24
Livsmedel & dryck	-0.01	0.29	0.49	0.53	0.11
Alkohol & tobak	-0.05	-0.04	-0.04	-0.02	0
Kläder & skor	-0.20	0.02	-0.03	0.22	0.29
Boende & energi	0.07	0.29	0.09	-0.62	-0.93
Hushållsvaror	0.03	0.14	0.17	0.27	0.29
Hälsa- & sjukvård	0.03	-0.03	0.01	0.02	0.11
Transport	1.08	0.20	0.04	-0.14	-0.09
Kommunikation	0.03	0.03	0.08	0.33	0.64
Rekreation & kultur	0.03	0.04	0.12	0.40	0.66
Utbildning	0	0	0	0	0
Restauranger & logi	-0.03	0.08	0.03	0.02	-0.02
Finansiella tjänster	0.01	-0.02	0	-0.02	0.02
Övriga varor & tjänster	0.02	0.01	0.03	0.02	0.02

Anm. Tabellen visar kvoterna mellan produkten av impulsresponsfunktionerna av undergrupperna av KPIF som visar i diagram 3 och deras respektive genomsnittliga vikt i indexet över urvalsperioden och summa av de viktade impulsresponsfunktionerna över samtliga undergrupper. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB och egna beräkningar.

En naturlig följdfråga är hur mycket responsen av varje undergrupp betyder för den aggregerade responsen. För att kvantifiera detta multiplicerar jag varje 2-siffrig impulsresponsfunktion med dess genomsnittliga vikt i KPIF under urvalsperioden och dividerar produkten med summan av de vikjusterade impulsresponsfunktionerna för samtliga undergrupper.¹⁶ Tabell 1 visar dessa kvoter för samtliga undergrupper vid impulsresponshorisonterna (h) 0, 6, 12, 18 och 24 månader efter chocken. Notera att eftersom vissa undergrupper svarar negativt kan kvoterna överstiga ett.

Vid chocktillfället (h=0) har Transport en kvot på 1,08 relativt summan av de viktade impulsresponsfunktionerna. Eftersom de resterande undergrupperna har kvoter mellan -0,05 och 0,07, förutom Kläder och skor som har en kvot på -0,20, tyder detta på att Transport (som innehåller direkta effekter) står för den största delen av ökningen av den aggregerade KPIF-responsen vid chocktillfället. För horisonter längre ut minskar bidraget av Transport från 0,20 efter sex månader till 0,04 efter tolv månader och till och med negativt för 18 och 24 månader. Ett likande mönster kan ses för Boende

¹⁶ Vikterna är tillgängliga på SCB:s hemsida.

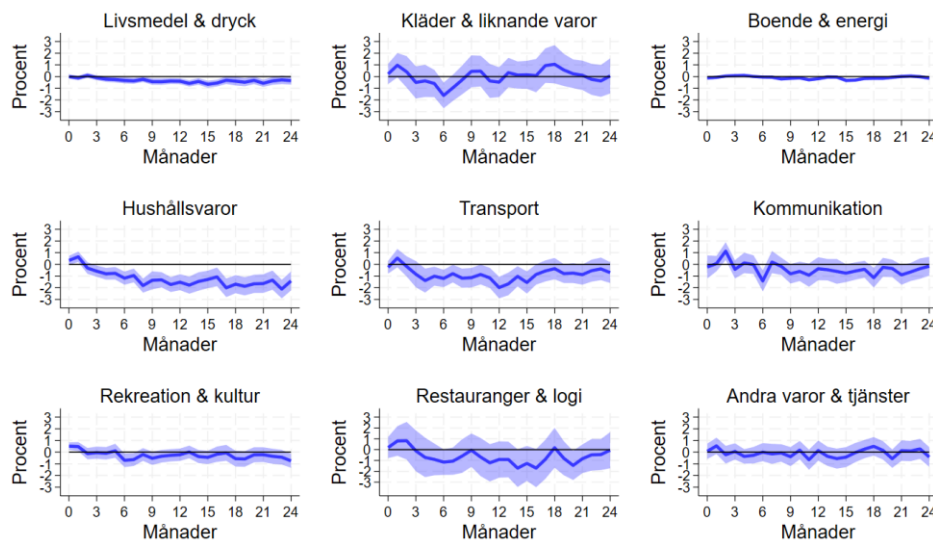
och energi, den andra undergruppen som innehåller direkta effekter. Dess kvot når en topp på 0,29 efter sex månader och blir negativ för 18- och 24-månaders horisonterna.

Kvoterna för Livsmedel och dryck och Hushållsvaror illustrerar varför det också är användbart att studera de viktjusterade impulsresponsfunktionerna. Även om de båda undergrupperna svarar snarlikt i termer av storlek och persistens, så står Livsmedel och dryck för en större andel av den aggregerade CPIF-responsen med en maxkvot på 0,53 efter 18 månader jämfört med 0,29 efter 24 månader för Hushållsvaror. Denna skillnad kan förklaras av den större genomsnittliga vikten av Livsmedel och dryck i KPIF.

Vid 18- och 24-månaders horisonterna utgör Kläder och skor, Kommunikation och Rekreation och kultur för en betydelsefull andel av den aggregerade responsen med maxkvoter på 0,29, 0,64 respektive 0,66. De resterande undergrupper utgör försumbara andelar av den aggregerade responsen.

Konsumtion

Efter att ha skattat de disaggregerade prisresponserna övergår jag till att skatta de disaggregerade konsumtionsresponserna, det vill säga responserna av de nio undergrupperna av konsumtionsindikatorn. Dessa undergrupper överensstämmer väl med undergrupperna i KPIF. På grund av avsaknad av data över de olika undergruppernas vikter kan jag inte kvantifiera det relativa bidraget av respektive undergrupp till den totala konsumtionsresponsen.

Diagram 4. Impulsresponsfunktioner av konsumtion till en förändring av oljepriset

Anm. Impulsresponsfunktioner av undergrupperna av konsumtionsindikatorn till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1). Blå heldragna linjer återger punkttestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB.

Fel! Hittar inte referenskälla. visar impulsresponsfunktionerna av de nio undergrupperna av konsumtionsindikatorn till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock. Kategorierna Hushållsvaror och Transport svarar både starkt och signifikant med maxeffekter på minus 1,93 respektive minus 2,07 procent. Restaurang och hotell svarar också starkt med en maxeffekt på minus 1,75 procent. Responsen är dock mindre signifikant. Livsmedel och dryck svarar signifikant och persistent, men mer dämpat med en maxeffekt på minus 0,67 procent.

Dessa responser är i linje med prisresponserna som beskrevs ovan. De motsvarande prisresponserna av Hushållsvaror och Transport ökar båda starkt, vilket kan förklara fallet i konsumtion. I likhet med dessa ökar priset på Livsmedel och dryck och Restaurang och hotell, vilket kan förklara konsumtionsfallet av dessa kategorier. Konsumtionsfallet av Restaurang och hotell är större jämfört med fallet i Livsmedel och dryck (dock mindre precist skattat), medan för de motsvarande prisresponserna så ökar priset på Restaurang och hotell mindre. En tolkning är att Livsmedel och dryck utgör mer nödvändig konsumtion än Restaurang och hotell och att hushåll därför substituerar bort från den senare till den förra genom att äta mer hemma.

Bortsett från en eller två horisonter så är responserna av de resterande konsumtionsundergrupperna platta och insignifikanta. För Kläder och relaterade varor, Kommunikation och Rekreation och kultur är prisresponserna något mer dämpade och sker med en fördröjning, vilket kan vara en del av förklaringen till de dämpade konsumtionsresponserna. För Boende och energi är konsumtionsresponsen i stort sett noll medan priset ökar. Givet att prisresponserna i huvudsak drivs av direkta effekter via

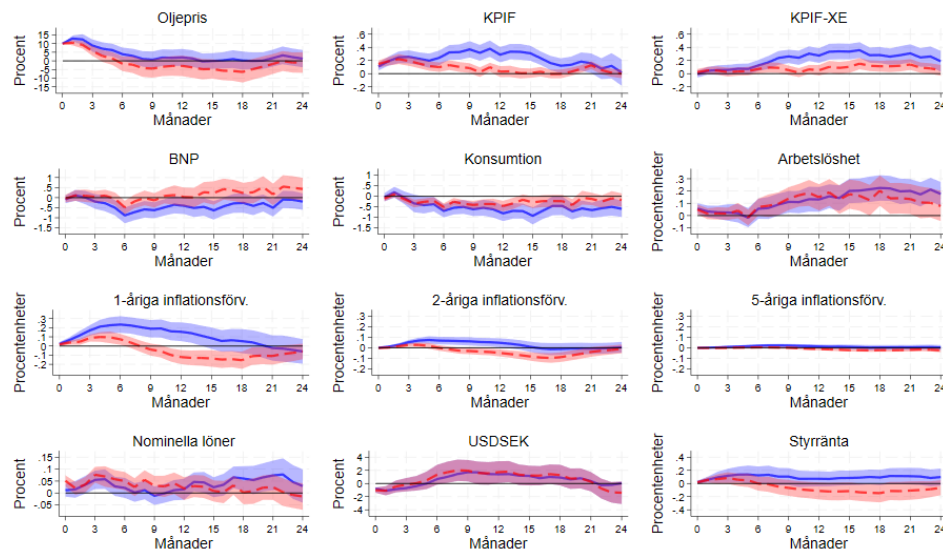
flytande bränsle för uppvärmning, och väldigt få svenska hushåll använder den typen av bränsle för uppvärmning, är det inte förvånande att konsumtionsresponsen är dämpad. En kompletterande tolkning är att efterfrågeelasticiteten för dessa fem underkategorier är lägre, det vill säga att prisförändringar har mindre effekt på efterfrågan.

Sammantaget är de disaggregerade konsumtionsresponserna i stora drag överensstämmande med de disaggregerade prisresponserna och standardantaganden om priselasticiteter för de olika konsumtionsgrupperna.

5 Robusthet: Alternativa urvalsperioder

I detta avsnitt undersöker jag robustheten av basresultaten på aggregerade data genom att begränsa urvalsperioden till 2019:12 och därmed exkludera de extrema rörelser i ekonomiska variabler som skedde under COVID-19 och höginflationsperioden.

Diagram 5. Impulsresponsfunktioner av aggregerade variabler till en förändring av oljepriset: Exklusive COVID-19 och höginflationsperioden



Anm. Impulsresponsfunktioner av undergrupperna av konsumtionsindikatorn till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektingspecifikationen i ekvation (1). Blå heldragna (röda streckade) linjer återger punktestimat och blå (röda) skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitets-robusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12 (2000:1 till 2019:12).

Källa: Origo Group, SCB, Sveriges riksbank, Medlingsinstitutet och Världsbanken.

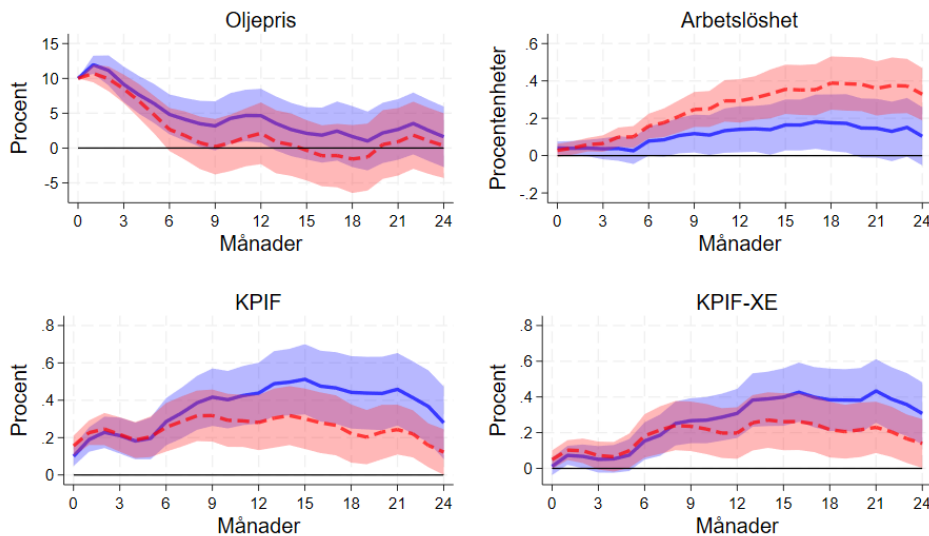
Fel! Hittar inte referenskälla. visar impulsresponsfunktionerna för urvalsperioden 2000:1 till 2019:12 (röda streckade linjer) jämfört med basperioden (blå heldragna linjer). Det är flera noterbara skillnader jämfört med basresultaten. Förstastegsresponsen av oljepriset är mindre persistent och endast signifikant för tre månader. Den blir till och med negativ efter sex månader, dock inte signifikant. Responserna av KPIF och

KPIF-XE är också mindre persistenta och maxeffekterna är ungefär hälften så stora som i basurvalet. KPIF når en topp på 0,22 procent efter två månader och faller sedan tillbaka relativt snabbt, medan KPIF-XE blir signifikant endast efter 16 månader, när den når en topp på 0,15 procent. På den reala sidan är BNP-responsen också mindre persistent och för det mesta insignifikant. Konsumtionsresponsen är kvalitativt i linje med basresultatet, men kvantitativt mindre med en maxeffekt på minus 0,51 procent jämfört med 0,93 procent. Arbetslöshetsresponsen är både kvalitativt och kvantitativt i linje med basresultatet. Samma gäller för USDSEK-responsen. Impulsresponsfunktionerna för inflationsförväntningarna och styrräntan, som alla var positiva för samtliga horisonter i basresultaten, är endast positiva för de första sex månaderna innan de blir negativa. Däremot är endast responsen av inflationsförväntningarna signifikant. Nominella löner svarar på ett liknande sätt som i basresultatet, dock mer dämpat för de senare impulsresponshorisonterna.

Även om skattningarna baserade på de olika urvalsperioderna båda implicerar att oljeprisökningar har stagflationistiska effekter med både direkta och indirekta effekter på priser, så skiljer sig magnituderna markant beroende på huruvida COVID-19 och höginflationsperioden inkluderas eller inte. En tolkning är att de stora rörelserna i utfallsvariablerna (i synnerhet priser) som skedde under höginflationsperioden behövs för identifikationen av oljeprisförändringar. En alternativ tolkning är att den kraftiga ökningen av oljepriset och den efterföljande ökningen av priser utgör en avvikande observation som skapar ett skensamband snarare än fångar den faktiska effekten.

Det potentiella problemet med avvikande observationer kan reduceras genom att inkludera fler observationer och därigenom minska betydelsen av perioden 2019:12 – 2024:12 i urvalet. För att testa detta utökar jag urvalsperioden bakåt till 1987:1, för vilket data för KPIF, KPIF-XE och arbetslösheten finns tillgängliga.

Diagram 6. Impulsresponssfunktioner av aggregerade variabler till en förändring av oljepriset: Urvalet utökat bakåt till 1987



Anm. Impulsresponssfunktioner av undergrupperna av konsumtionsindikatorn till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1), exklusive laggade värden av GSCPI i vektorn av kontrollvariabler. Blå heldragna (röda streckade) linjer återger punkttestimat och blå (röda) skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 1987:1 till 2024:12 (1987:1 till 2019:12).

Källa: SCB och Världsbanken.

Fel! Hittar inte referensskälla. visar att sluta urvalsperioden 2019:12 i stället för 2024:12 inte har en lika dramatisk effekt när urvalet börjar 1987:1 (röda streckade linjer). Förstastegsresponsen av oljepriset är något mindre persistent och endast signifikant för de första fem månaderna jämfört med nio månader för urvalet 1987:1 till 2024:12 (blå heldragna linjer). Impulsresponssfunktionerna av KPIF och KPIF-XE för det kortare urvalet är kvalitativt väldigt likt det längre urvalet, men kvantitativt dämpade med maxeffekter på 0,32 respektive 0,27 procent jämför med 0,51 respektive 0,43 procent. Man ska dock vara försiktig med att tolka de kvantitativa effekterna för det längre urvalet eftersom specifikationen inte innehåller laggar av GSCPI som kontrollvariabler.¹⁷ Maxeffekterna i det kortare urvalet är mer lika de för basurvalet 2000:1 till 2024:12, som är 0,38 procent för KPIF och 0,36 procent för KPIF-XE. Impulsresponssfunktionen för arbetslöshet är också kvalitativt lika mellan urvalen, men är kvantitativt större för urvalet 1987:1 till 2019:12 med en maxeffekt på 0,39 procentenheter jämför med 0,18 för urvalet 1987:1 till 2024:12.

De kvalitativa likheterna mellan impulsresponssfunktionerna för urvalsperioderna

¹⁷ Icke redovisad analys visar att de kvantitativa effekterna på KPIF och KPIF-XE är väldigt lika mellan urvalsperioderna 1987:1–2024:12 och 2000:1–2024:12 när GSCPI exkluderas från vektorn av laggade kontrollvariabler i 2000:1–2024:12 specifikationen. Detta indikerar att de skattade effekterna för urvalet som börjar 1987:1 sannolika också skulle ha varit mindre om data för GSCPI skulle ha varit tillgängligt för den tidigare perioden. Däremot är responserna för urvalet 2000:1–2019:12 inte känsliga för huruvida laggar av GSCPI inkluderas.

1987:1 till 2024:12 och 1987:1 till 2024:12 och de kvantitativa likheterna mellan pris-responserna för urvalen 1987:1 till 2019:12 och 2000:1 till 2024:12 skänker viss trygghet till att effekterna har varit stabila över en längre period. En tolkning är att skattningarna baserade på urvalet 2000:1–2019:12 är påverkade av problem kopplade till små urval, vilket gör skattningarna baserade på det längre urvalet 2000:1–2024:12 mer tillförlitliga.

6 Slutsatser

Denna studie undersöker effekterna av oljepriscocker på svensk ekonomin. Genom att använda de strukturella oljeutbudsnyhetschockerna identifierade med metoden framtagna av Känzig (2021) som instrument för oljepriset i instrumentvariabel Jordá (2005) lokala projektioner visar jag att en ökning av det reala priset på Brent råolja drivet av nyhetschockerna har stagflationistiska effekter. En ökning av oljepriset leder till en ökning av konsumentpriser, ett fall i ekonomisk aktivitet, en appreciering på kort sikt och depreciering på längre sikt av den svenska kronan gentemot den amerikanska dollarn, en ökning av ettåriga inflationsförväntningar, dämpade öknings av två- och femåriga inflationsförväntningar och nominella löner samt en ökning av Riksbankens styrränta. Responserna av konsumentpriser med och utan energipriser så väl som vidare analys av disaggregerade data på konsumentpriser och konsumtion indikerar att oljeprisförändringar har signifikanta indirekta effekter utöver de direkta effekterna på bränslepriser och bränsleutgifter. Responserna av mer långsiktiga inflationsförväntningar och nominella löner indikerar begränsade andrahandseffekter på inflationen och ekonomisk aktivitet genom avankring av inflationsförväntningar eller högre nominell lönetillväxt.

Basresultaten är skattade för urvalsperioden januari 2000 till december 2024. Ytterligare resultat visar att skattningarna är känsliga för att avslutat urvalsperioden 2019 och därmed exkludera COVID-19 och höginflationsperioden. Framför allt är maxeffekterna av konsumentpriser ungefär hälften så stora för det kortare urvalet. Genom att utöka urvalet bakåt till 1987, för vilket data om konsumentpriser och arbetslöshet finns tillgängliga, blir skattningarna mindre känsliga för om urvalet avslutas 2019 eller inte, vilket ger viss trygghet i att de skattade koefficienterna har varit mer stabila över en längre period.

Sammantaget visar denna studie att Sverige, trots sitt relativt låga oljeberoende, ändå påverkas av förändringar i oljepriset på ett ekonomiskt betydande sätt.

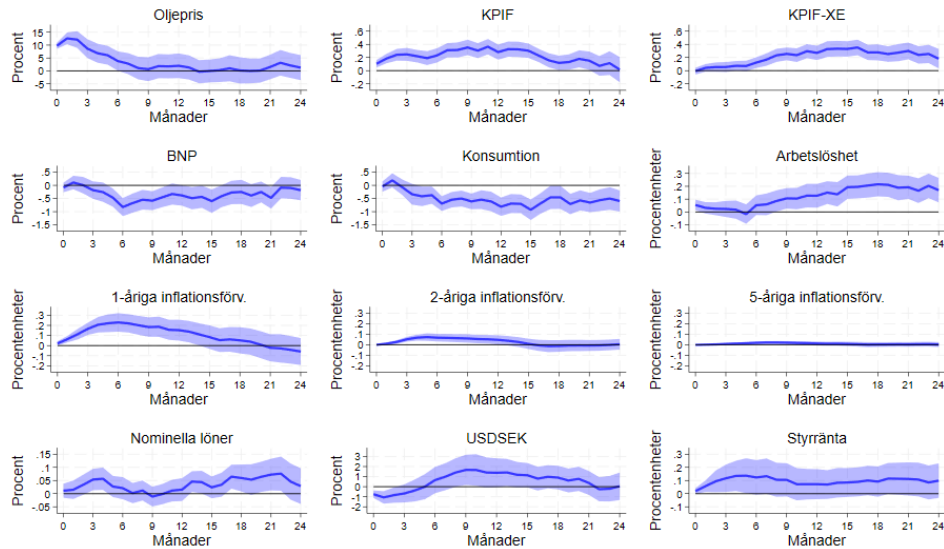
Referenser

- Barsky, Robert. B. och Lutz Kilian. (2002). Oil and the Macroeconomy Since the 1970s. *Journal of Economic Perspectives*, 18(4): 115-134.
- Bauer, Michael D. och Eric T. Swanson. (2023). "A Reassessment of Monetary Policy Surprises and High-Frequency Identification". *NBER Macroeconomics Annual*, 37 (1): 87-155.
- Baumeister, Christiane och James D. Hamilton. (2019). "Structural Interpretation of Vector Autoregressions with Incomplete Identification: Revisiting the Role of Oil Supply and Demand Shocks." *American Economic Review* 109 (5): 1873-910.
- Bjellerup, Mårten och Mårten Löf. (2008) "The Effects of the Oil Price on Inflation in Sweden." Economic Commentaries No. 4, Sveriges Riksbank.
- Gürkaynak, Refet S., Brian Sack, och Eric T. Swanson. (2005). "Do Actions Speak Louder than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements." *International Journal of Central Banking* 1 (1): 55-93.
- Hamilton, James D. (1983). "Oil and the Macroeconomy Since World War II." *Journal of Political Economy*, 91 (2): 228-248.
- Jordà, Òscar. (2005). "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections." *American Economic Review* 95 (1): 161-82.
- Kilian, Lutz. (2009). "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangle Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market." *American Economic Review*, 99 (3): 1053-1069.
- Kilian, Lutz och Daniel P. Murphy. (2012). "Why Agnostic Sign Restrictions Are Not Enough: Understanding the Dynamics of Oil Market VAR Models." *Journal of the European Economic Association*, 10 (5): 1166-1188.
- Kronborg, Anders F. (2021). "Estimating Foreign Shocks in a VAR Model." Danish Research Institute for Economic Analysis and Modelling, Working Paper.
- Kuttner, Kenneth N. (2001). "Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market." *Journal of Monetary Economics* 47 (3): 523-44.
- Känzig, Diego. (2021). The Macroeconomic Effects of Oil Supply News: Evidence from OPEC Announcements. *American Economic Review* 111 (4): 1092-1125.
- Lizardo, Radhamés A. and André V. Mollick. (2010). "Oil Price Fluctuations and U.S. Dollar Exchange Rates." *Energy Economics* 32 (2): 399-408.
- Mertens, Karel och Morten O. Ravn. (2013). "The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States." *American Economic Review* 103 (4): 1212-47.

- Miranda-Agrippino, Silvia och Giovanni Ricco. (2019). "Identification with External Instruments in Structural VARs under Partial Invertibility." Manuscript.
- Montiel Olea, José Luis och Carolin Pflueger. (2013). "A Robust Test for Weak Instruments." *Journal of Business & Economic Statistics*, 31(3): 358-369.
- Montiel Olea, José Luis och Mikkel Plagborg-Møller. (2021). "Local Projection Inference Is Simpler and More Robust Than You Think," *Econometrica*, 89(4): 1789–1823.
- Montiel Olea, José Luis, Mikkel Plagborg-Møller, Eric Qian och Christian K. Wolf. (2025). "Local Projections or VARs? A Primer for Macroeconomists." No. w33871. National Bureau of Economic Research, 2025.
- Nakamura, Emi och Jón Steinsson. (2018). "Identification in Macroeconomics." *Journal of Economic Perspectives* 32 (3): 59–86.
- Stock, James H. och Mark W. Watson. (2012). "Disentangling the Channels of the 2007–09 Recession." *Brookings Papers on Economic Activity*: 81–135.
- Stock, James H. och Mark W. Watson. (2018). "Identification and Estimation of Dynamic Causal Effects in Macroeconomics Using External Instruments." *Economic Journal* 128 (610): 917–48.
- Vasi, Tamás. (2026) "Estimating the Effects of Oil Price Shocks on the Danish Economy." Danish Research Institute for Economic Analysis and Modelling, Working Paper.
- Wooldridge, Jeffery M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.

Bilaga A – Ytterligare resultat

Diagram 7. Impulsresponsfunktioner skattade med oljeutbudsnyhetschockerna

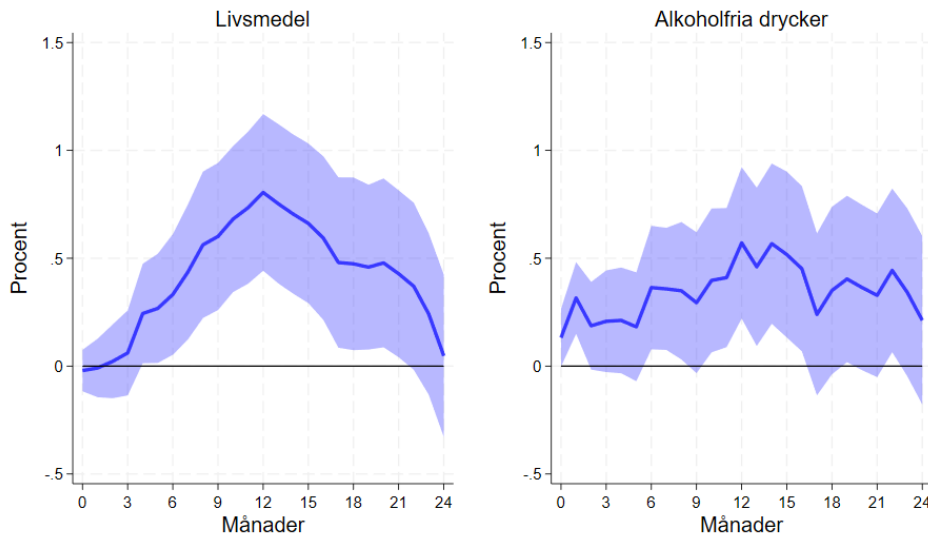


Anm. Impulsresponsfunktioner av aggregerade variabler till oljeutbudsnyhetschock skattade med lokala projektingspecifikationen $y_{t+h} = \alpha_h + \beta_h \text{oil news}_t + \Gamma_h' x_{t-1} + \varepsilon_{t+h}$. Blå hel-dragna linjer återger punktestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: Origo Group, SCB, Sveriges riksbank, Medlingsinstitutet och Världsbanken.

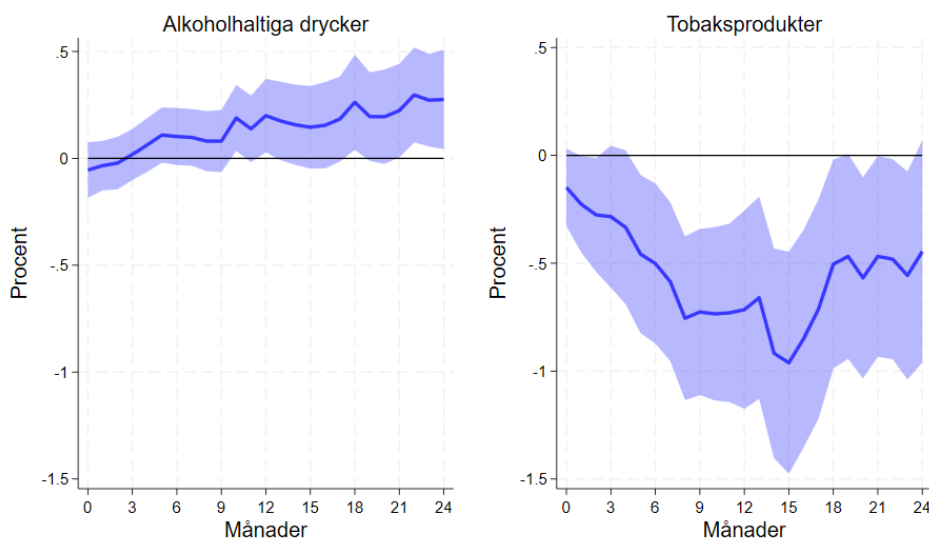
Bilaga B – KPIF på 3-siffrig COICOP-nivå

Diagram 8. Impulsresponsfunktioner av livsmedel och dryck till förändringar av oljepriset



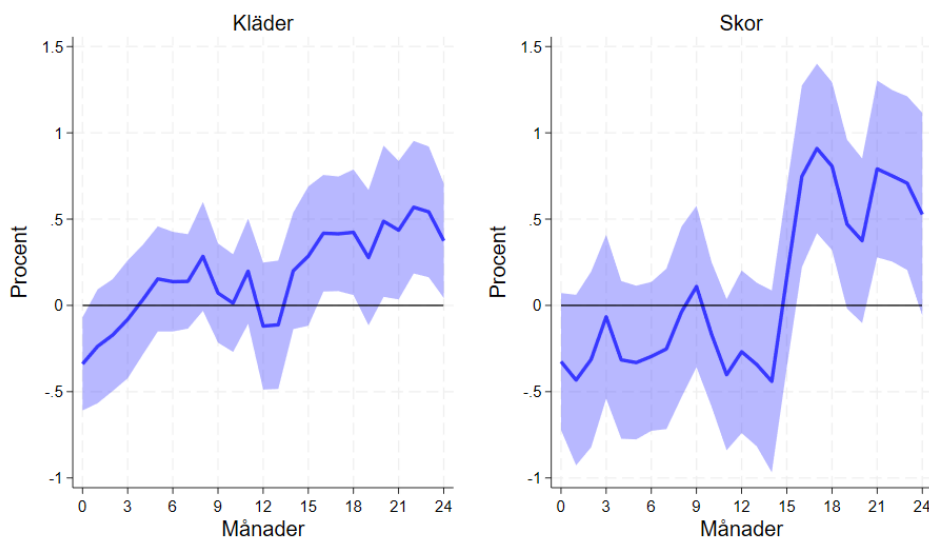
Anm. Impulsresponsfunktioner till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1). Utfallsvariablerna är COICOP 011 "Livsmedel" and 012 "Alkohol fria drycker". Blå hel-dragna linjer återger punkttestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB.

Diagram 9. Impulsresponsfunktioner av alkohol och tobak till förändringar av oljepriset

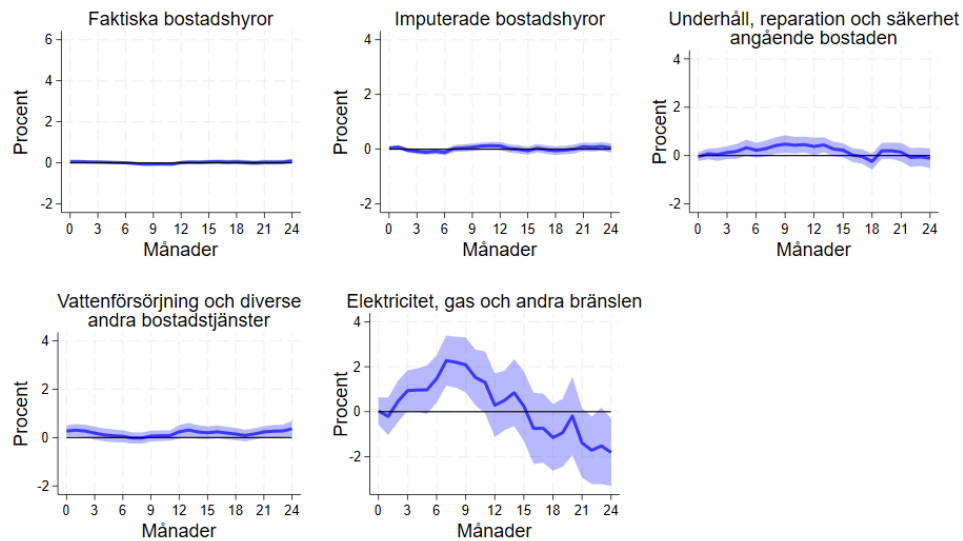
Anm. Impulsresponsfunktioner till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1). Utfallsvariablerna är COICOP 021 "Alkoholhaltiga drycker" and 023 "Tobaksprodukter". Blå heldragna linjer återger punktestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidsensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB.

Diagram 10. Impulsresponsfunktioner av kläder och skor till förändringar av oljepriset

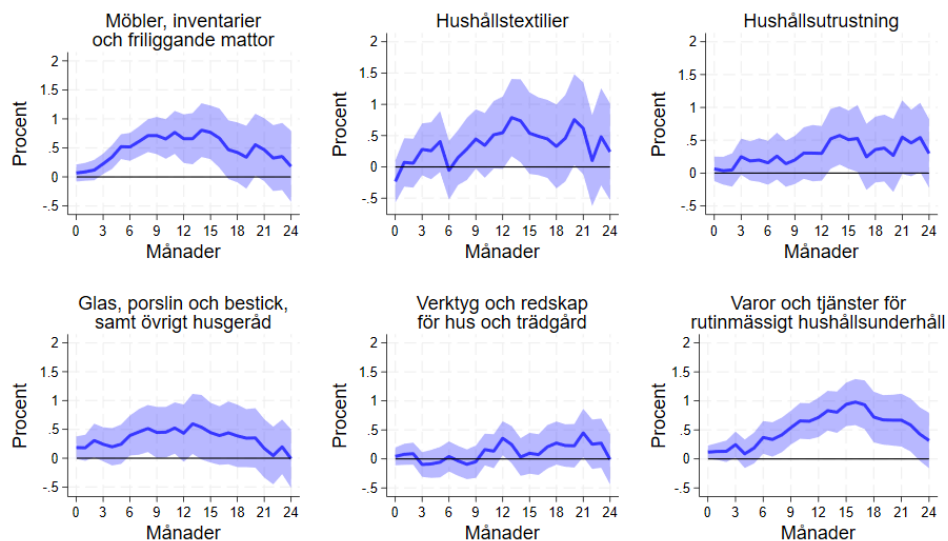
Anm. Impulsresponsfunktioner till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1). Utfallsvariablerna är COICOP 031 "Kläder" and 032 "Skor". Blå heldragna linjer återger punktestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidsensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB.

Diagram 11. Impulsresponsfunktioner av boende och energi till förändringar av oljepriset

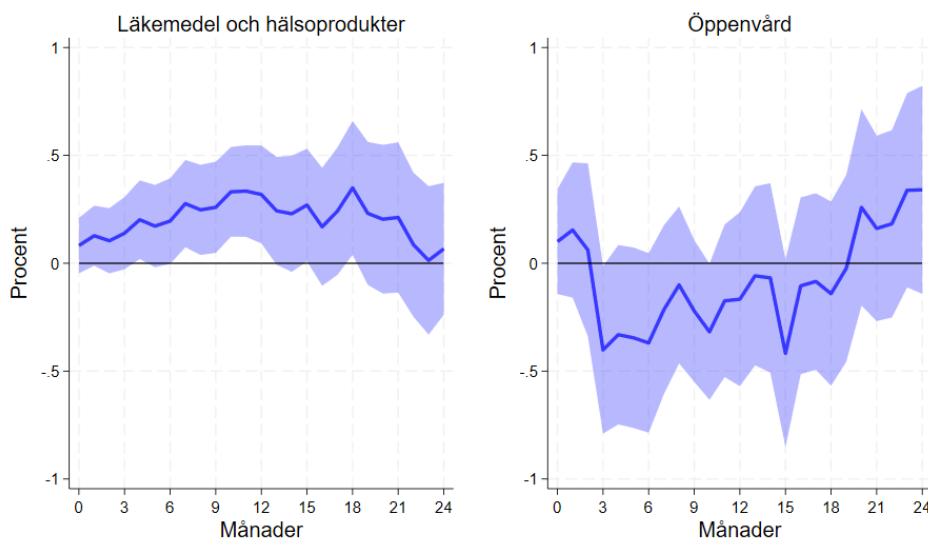
Anm. Impulsresponsfunktioner till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1). Utfallsvariablerna är COICOP 041 "Faktiska bostadshyror", 042 "Imputerade bostadshyror", 043 "Underhåll, reparation och säkerhet angående bostaden", 044 "Vattenförsörjning och diverse andra bostadstjänster" och 045 "Elektricitet, gas och andra bränslen". Blå hel-dragna linjer återger punktestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB.

Diagram 12. Impulsresponsfunktioner av hushållsvaror till förändringar av oljepriset

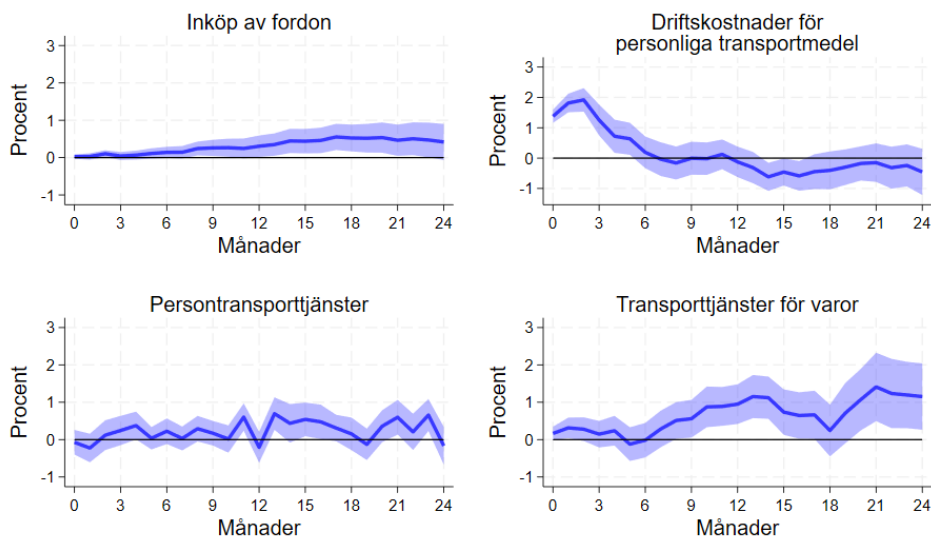
Anm. Impulsresponsfunktioner till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1). Utfallsvariablerna är COICOP 051 "Möbler, inventarier och friliggande mattor", 052 "Hushållstextilier", 053 "Hushållsutrustning", 054 "Glas, porslin och bestick, samt övrigt husgeråd", 055 "Verktyg och redskap för hus och trädgård" och 056 "Varor och tjänster för rutinemässigt hushållsunderhåll". Blå heldragna linjer återger punkttestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB.

Diagram 13. Impulsresponsfunktioner av hälso- och sjukvård till förändringar av oljepriset

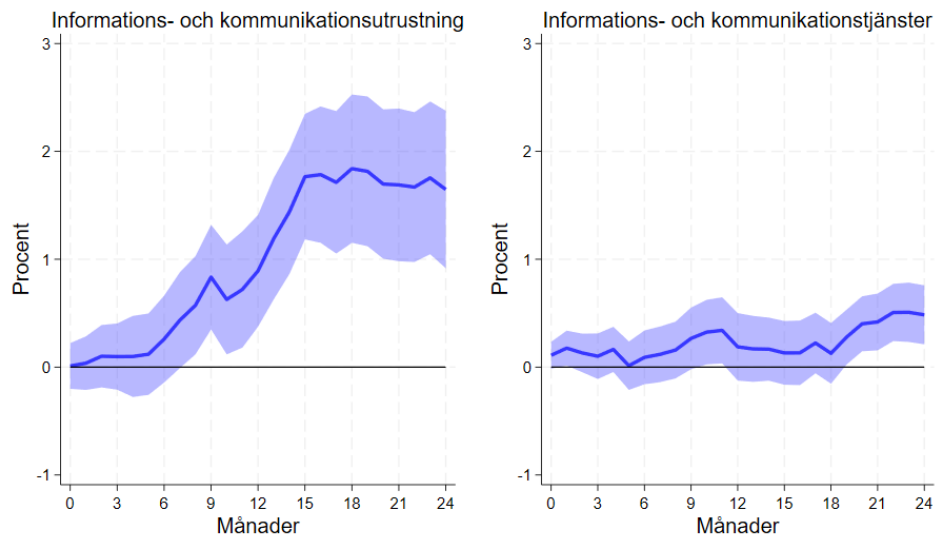
Anm. Impulsresponsfunktioner till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1). Utfallsvariablerna är COICOP 061 "Läkemedel och hälsoprodukter" and 062 "Öppenvård". Blå heldragna linjer återger punkttestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB

Diagram 14. Impulsresponsfunktioner av transport till förändringar av oljepriset

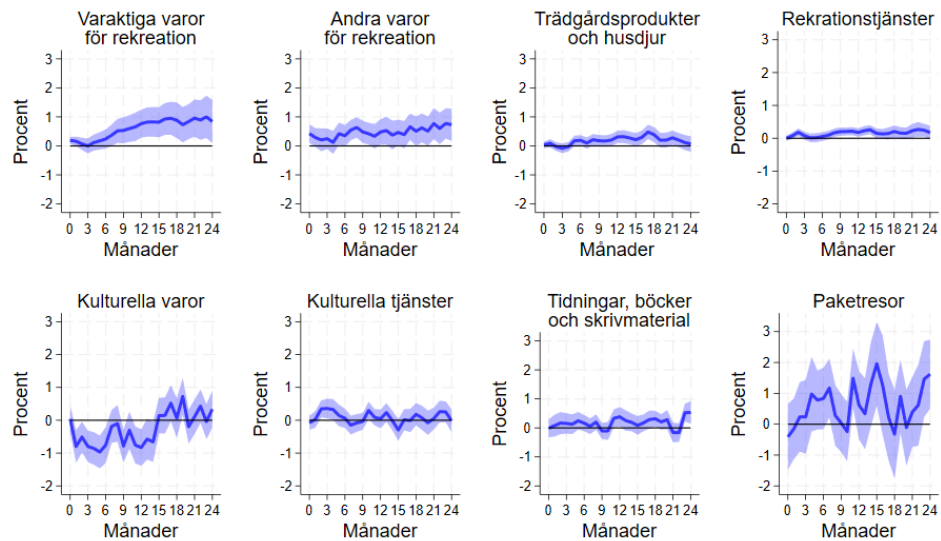
Anm. Impulsresponsfunktioner till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1). Utfallsvariablerna är COICOP 071 "Inköp av fordon", 072 "Driftskostnader för personliga transportmedel", 073 "Persontransporttjänster" och 074 "Transporttjänster för varor". Blå heldragna linjer återger punkttestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB.

Diagram 15. Impulsresponsfunktioner av kommunikation till förändringar av oljepriset

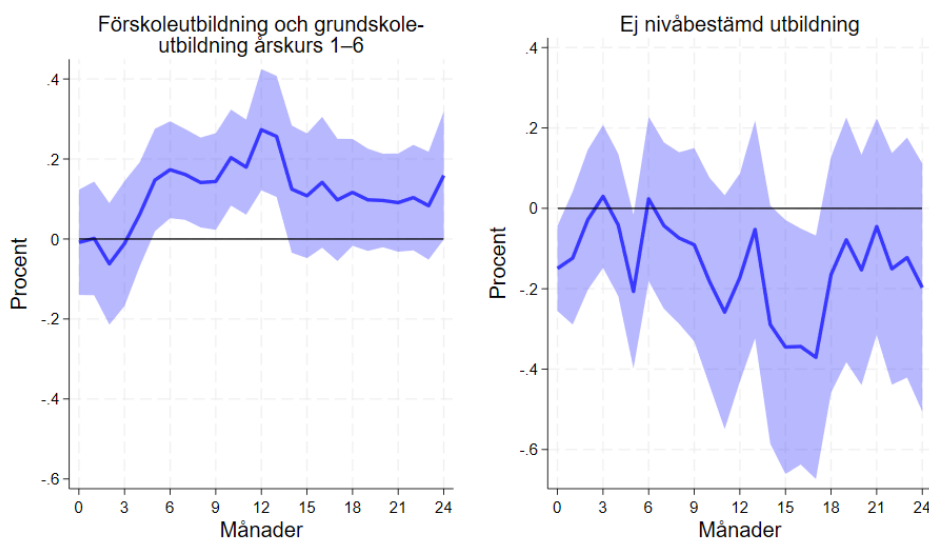
Anm. Impulsresponsfunktioner till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionspecifikationen i ekvation (1). Utfallsvariablerna är COICOP 081 "Informations och kommunikationsutrustning" och 083 "Informations och kommunikationstjänster". Blå heldragna linjer återger punkttestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB.

Diagram 16. Impulsresponsfunktioner av rekreation och kultur till förändringar av oljepriset

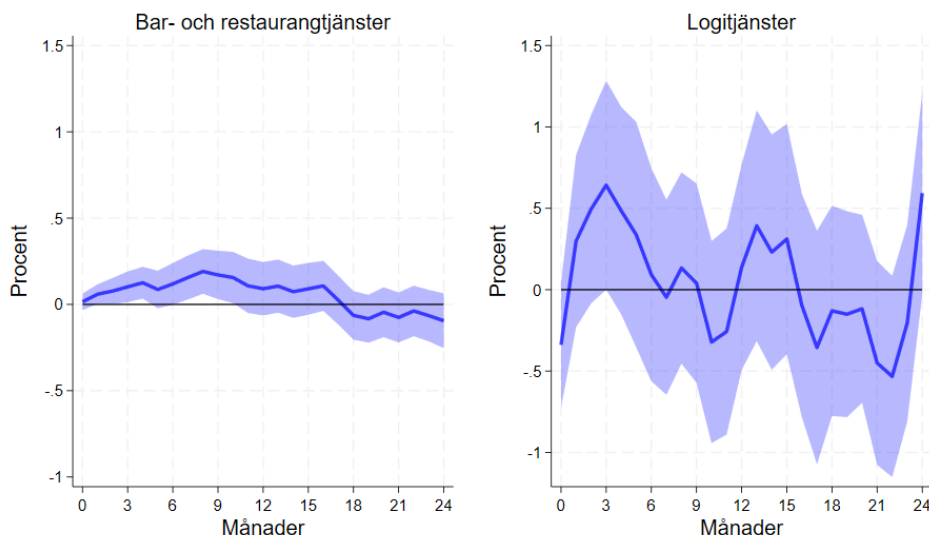
Anm. Impulsresponsfunktioner till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1). Utfallsvariablerna är COICOP 091 "Varaktiga varor för rekreation", 092 "Andra varor för rekreation", 093 "Trädgårdsprodukter och husdjur", 094 "Rekreationstjänster", 095 "Kulturella varor", 096 "Kulturella tjänster", 097 "Tidningar, böcker och skrivmaterial" och 098 "Paketresor". Blå heldragna linjer återger punktestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB.

Diagram 17. Impulsresponsfunktioner av utbildning till förändringar av oljepriset

Anm. Impulsresponsfunktioner till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1). Utfallsvariablerna är COICOP 101 "Förskoleutbildning och grundskoleutbildning årskurs 1–6" och 105 "Ej nivåbestämd utbildning". Blå heldragna linjer återger punktestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

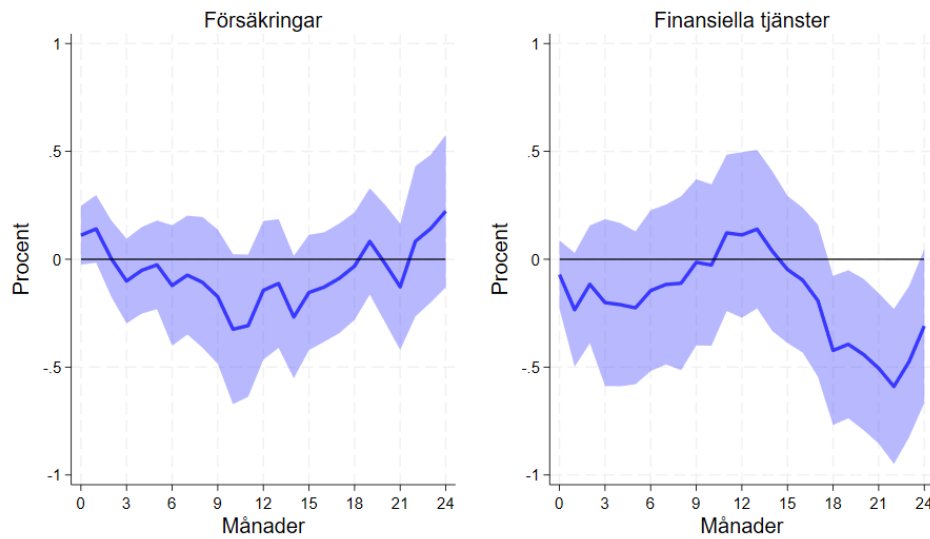
Källa: SCB.

Diagram 18. Impulsresponsfunktioner av restauranger och logi till förändringar av oljepriset

Anm. Impulsresponsfunktioner till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1). Utfallsvariablerna är COICOP 111 "Bar- och restaurangtjänster" och 112 "Logitjänster". Blå heldragna linjer återger punktestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB.

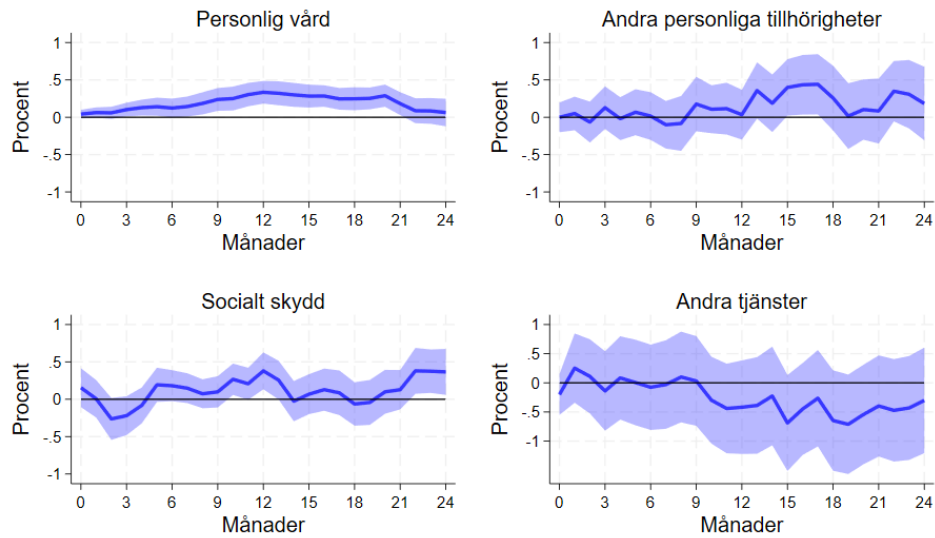
Diagram 19. Impulsresponsfunktioner av finansiella tjänster till förändringar av oljepriset



Anm. Impulsresponsfunktioner till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1). Utfallsvariablerna är COICOP 121 "Försäkringar" och 122 "Finansiella tjänster". Blå heldragna linjer återger punktestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB.

Impulsresponsfunktioner av övriga varor och tjänster till förändringar av oljepriset

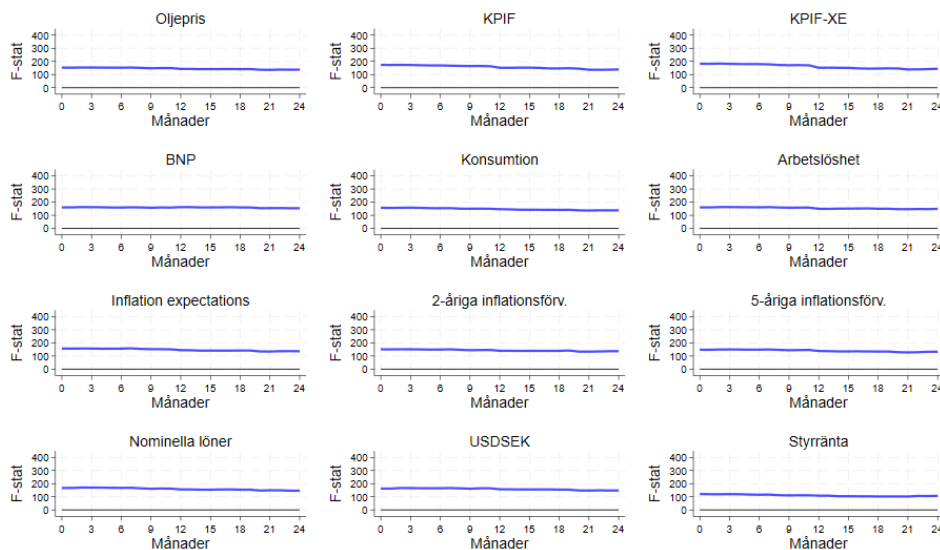


Anm. Impulsresponsfunktioner till en 10-procentig ökning av det reala oljepriset drivet av en oljeutbudsnyhetschock skattade med instrumentvariabel lokala projektionsspecifikationen i ekvation (1). Utfallsvariablerna är COICOP 131 "Personlig vård", 132 "Andra personliga tillhörigheter", 133 "Socialt skydd" och 139 "Andra tjänster". Blå heldragna linjer återger punktestimat och blå skuggade fält återger 90-procentiga heteroskedasticitetsrobusta konfidensband. Urvalsperiod: 2000:1 till 2024:12.

Källa: SCB.

Bilaga C – F-statistikor

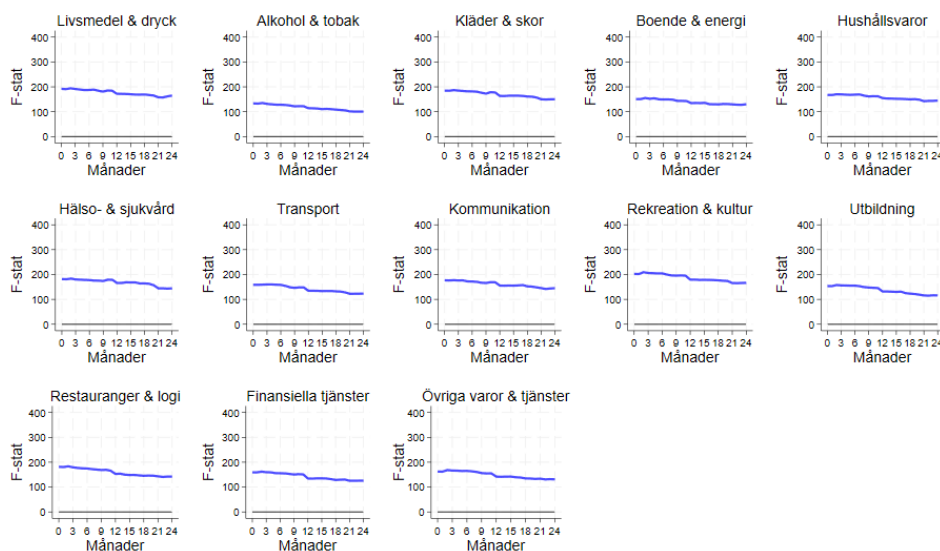
Diagram 20. F-statistikor: Aggregerade data



Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in **Fel! Hittar inte referensskälla..**

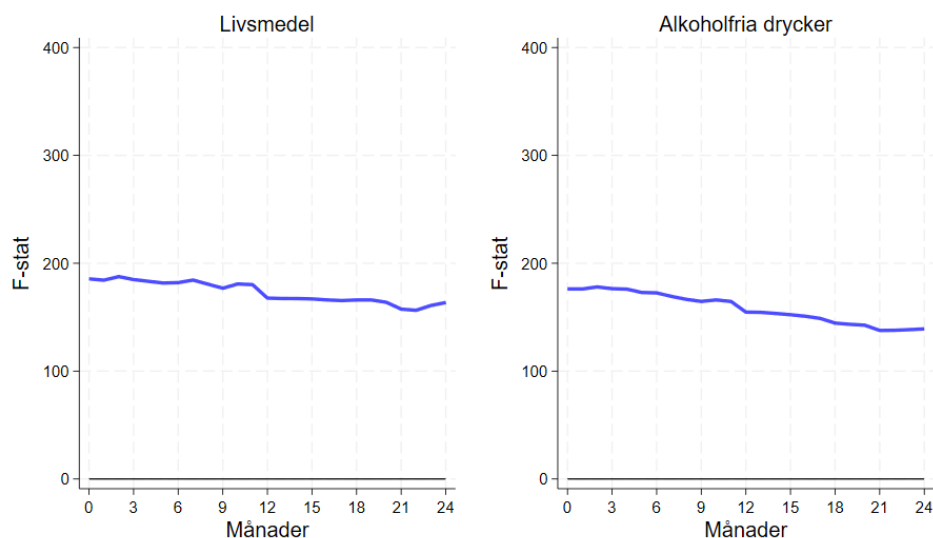
Källa: Origo Group, SCB, Sveriges riksbank, Medlingsinstitutet och Världsbanken.

Diagram 21. F-statistikor: Undergrupper av KPIF på 2-siffrig COICOP-nivå



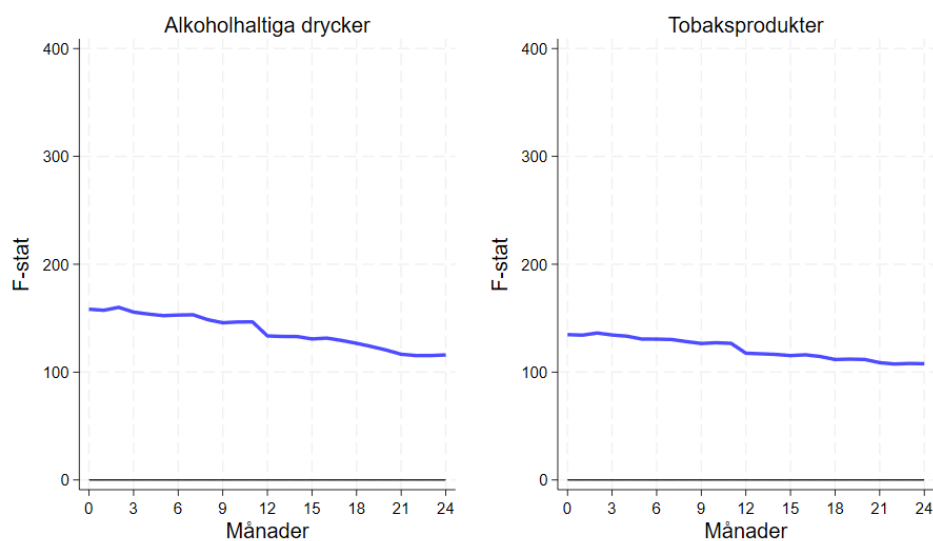
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in **Fel! Hittar inte referensskälla..**

Källa: SCB.

Diagram 22. F-statistikor: Livsmedel och dryck

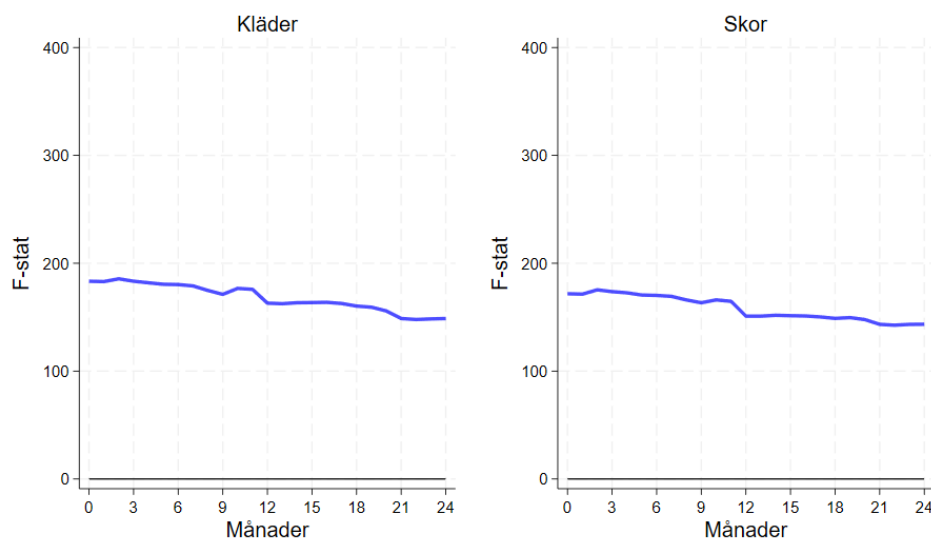
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in Diagram 8.

Källa: SCB.

Diagram 23. F-statistikor: Alkohol and tobak

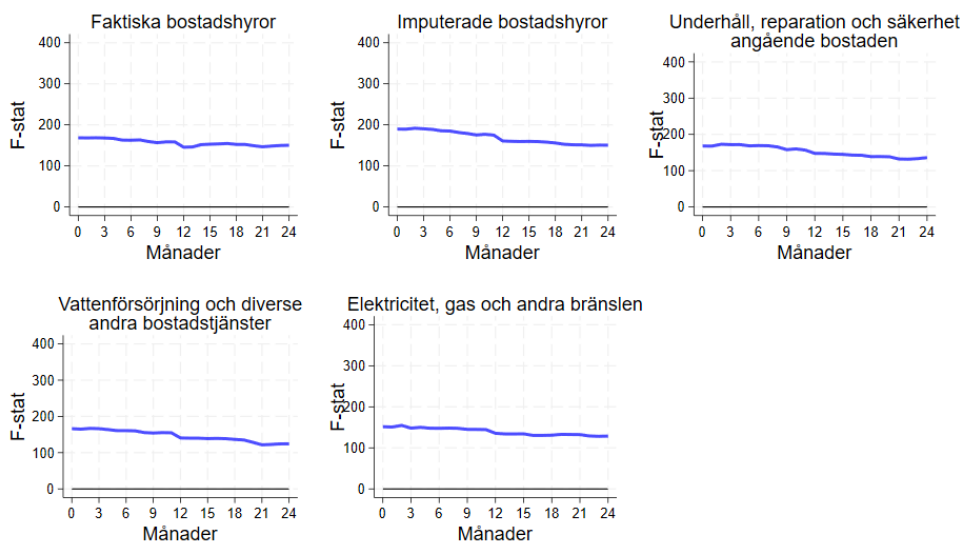
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in Diagram 9.

Källa: SCB.

Diagram 24. F-statistikor: Kläder och skor

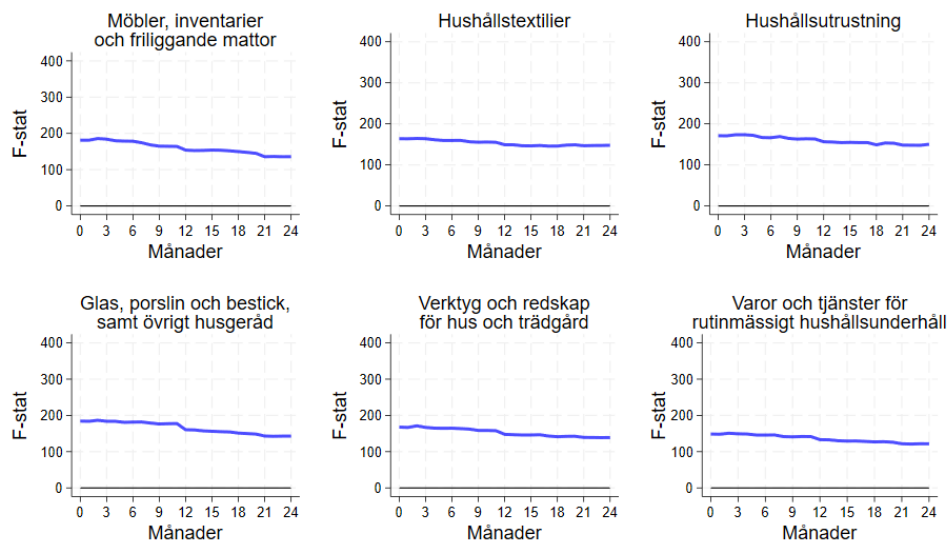
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in Diagram 10.

Källa: SCB.

Diagram 25. F-statistikor: Boende och energi

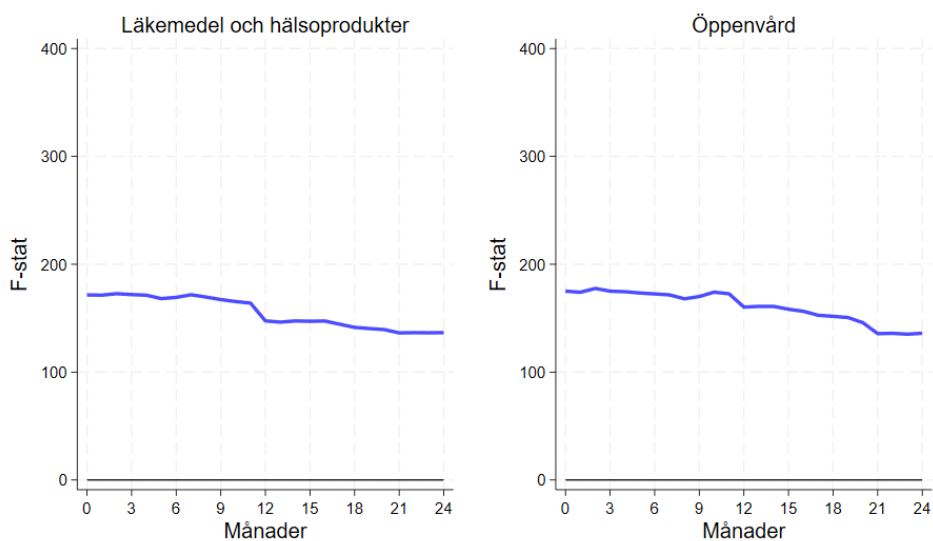
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in Diagram 11.

Källa: SCB.

Diagram 26. F-statistikor: Hushållsvaror

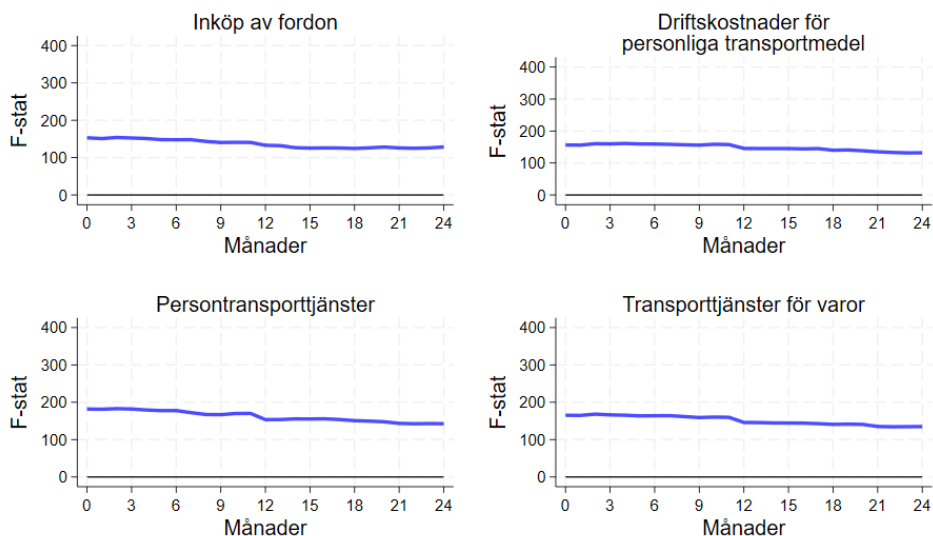
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in Diagram 12.

Källa: SCB.

Diagram 27. F-statistikor: Hälso- och sjukvård

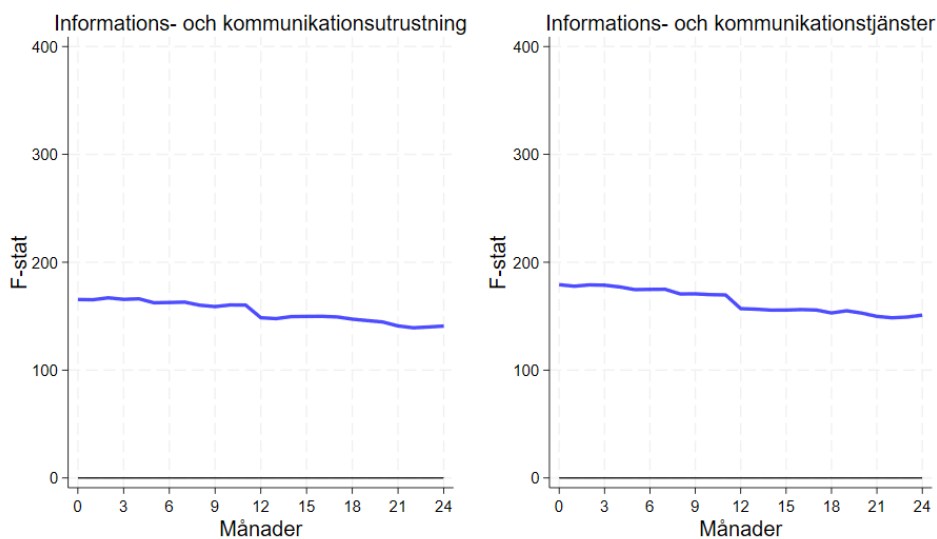
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in Diagram 13.

Källa: SCB.

Diagram 28. F-statistikor: Transport

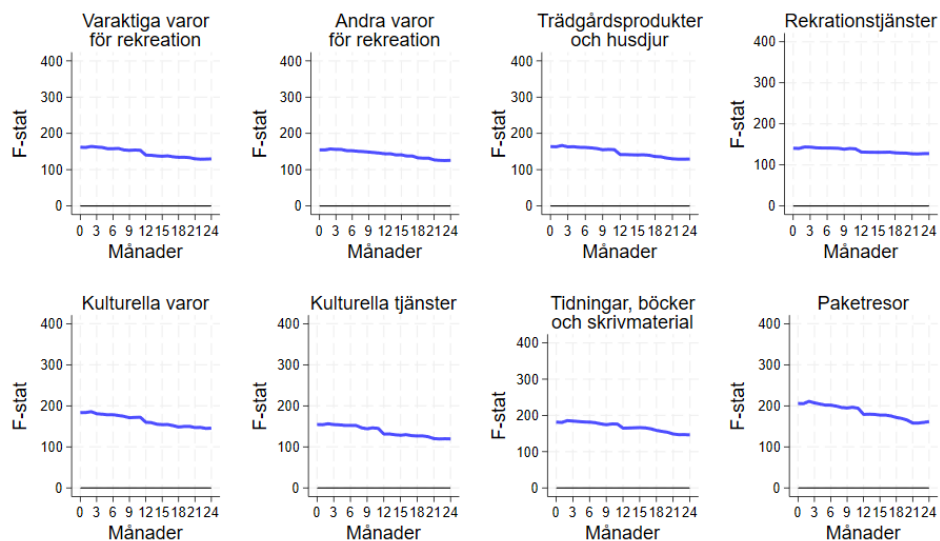
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in Diagram 14.

Källa: SCB.

Diagram 29. F-statistikor: Kommunikation

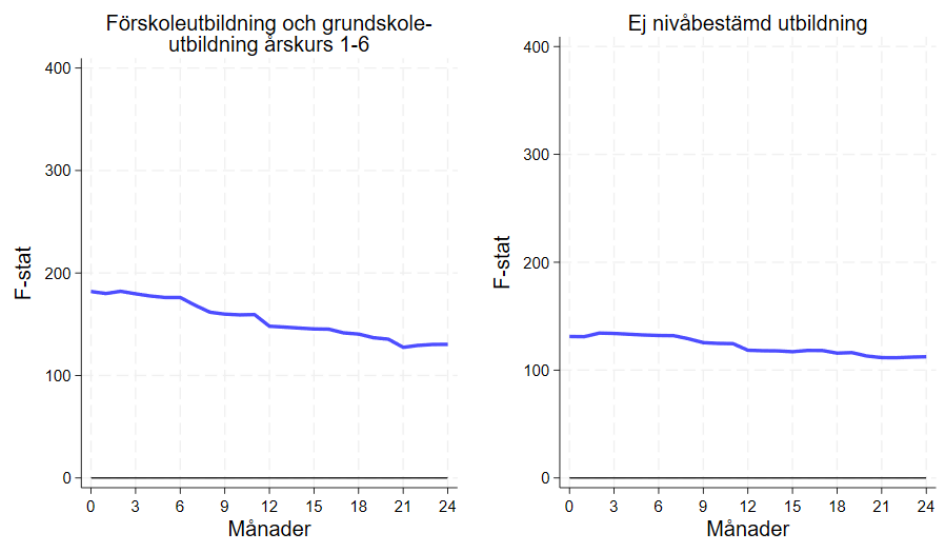
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in Diagram 15.

Källa: SCB.

Diagram 30. F-statistikor: Rekreation och kultur

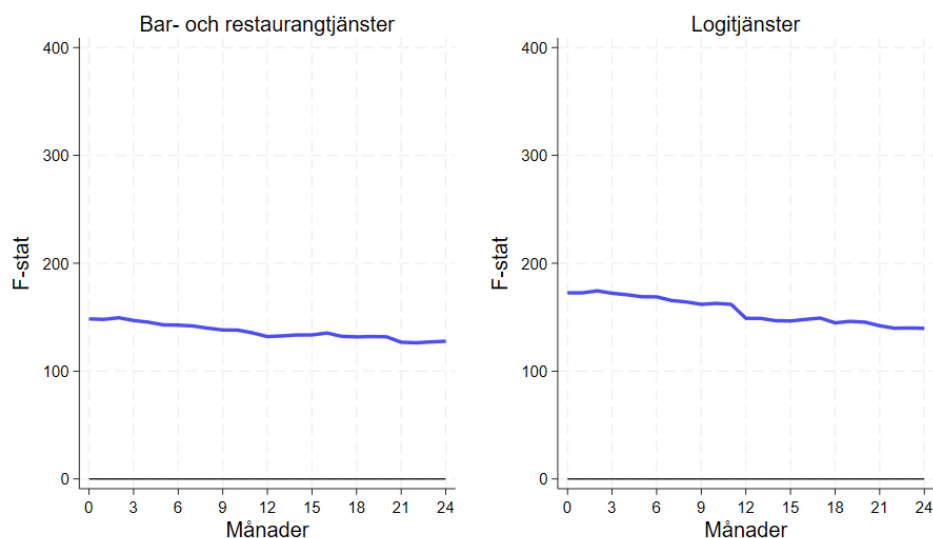
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in Diagram 16.

Källa: SCB.

Diagram 31. F-statistikor: Utbildning

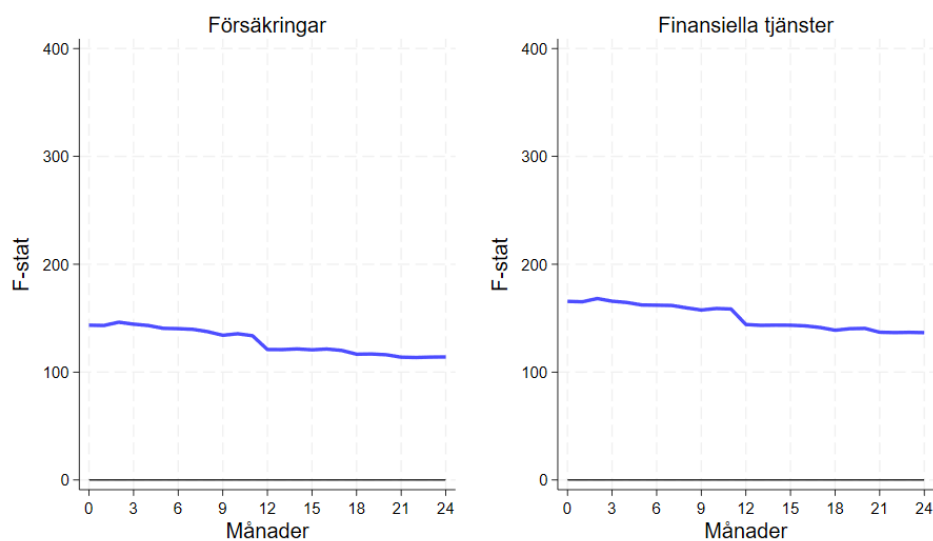
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in Diagram 17.

Källa: SCB.

Diagram 32. F-statistikor: Restauranger och logi

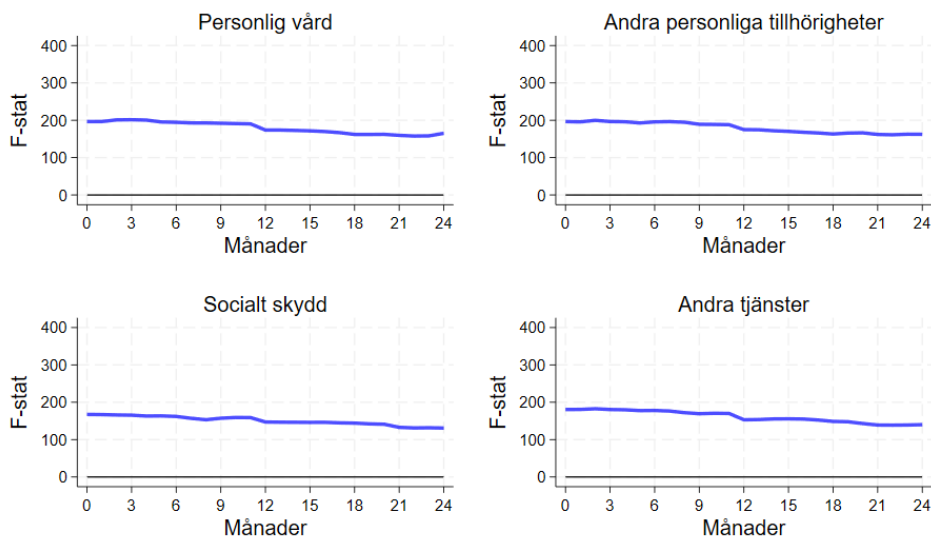
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in Diagram 18.

Källa: SCB.

Diagram 33. F-statistikor: Finansiella tjänster

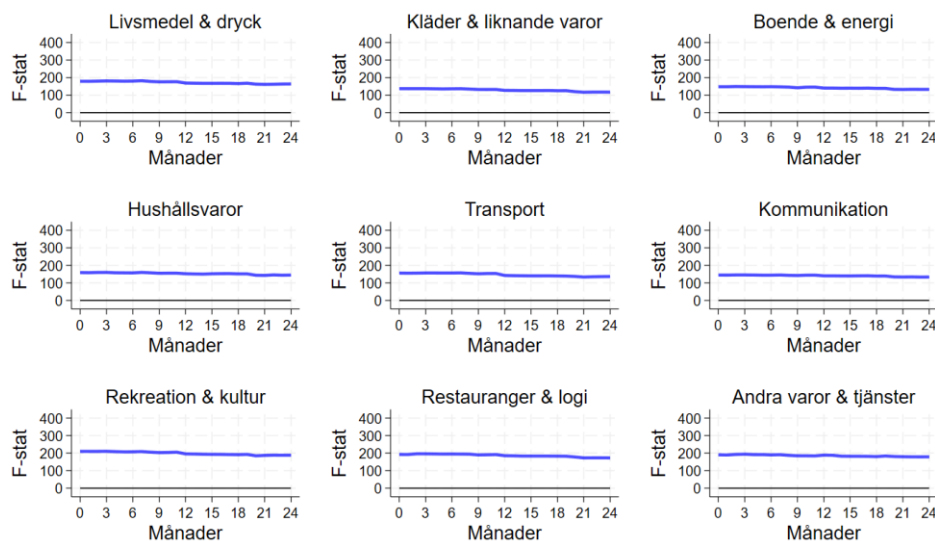
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in Diagram 19.

Källa: SCB.

Diagram 34. F-statistikor: Övriga varor och tjänster

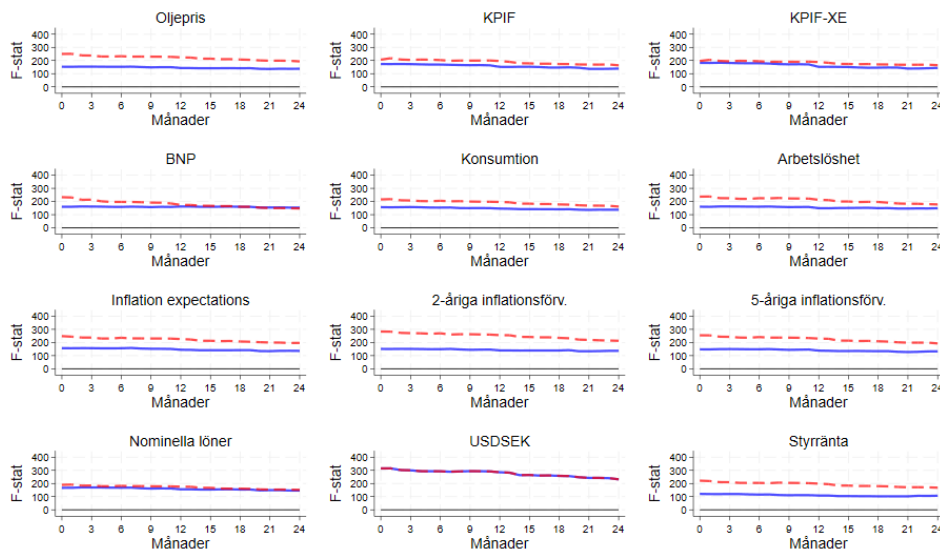
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in 0.

Källa: SCB.

Diagram 35. F-statistikor: Undergrupper av konsumtionsindikatorn

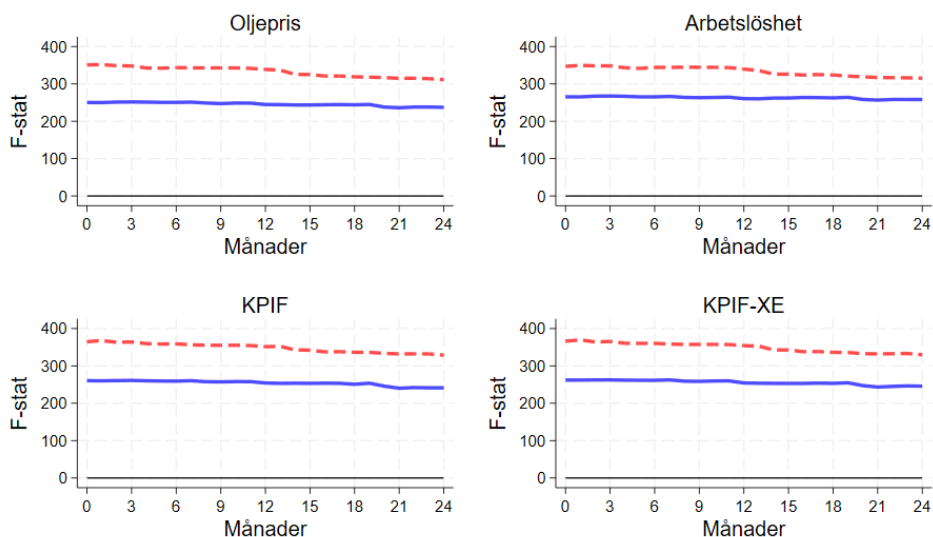
Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in Fel! Hittar inte referenskölla..

Källa: SCB.

Diagram 36. F-statistikor: Aggregerade data 2000:1 till 2019:12/2024:12

Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in **Fel! Hittar inte referensskälla..** Blue line: 2000:1 to 2024:12 sample period. Red line: 2000:1 to 2019:12 sample period.

Källa: Origo Group, SCB, Sveriges riksbank, Medlingsinstitutet och Världsbanken.

Diagram 37. F-statistikor: Aggregerade data 1987:1 till 2019:12/2024:12

Anm. First-stage F-statistics from the instrumental variable local projection specification in Equation (1). These F-statistics correspond to the impulse response function of the variables in **Fel! Hittar inte referensskälla..** Blue line: 1987:1 to 2024:12 sample period. Red line: 1987:1 to 2019:12 sample period.

Källa: SCB och Världsbanken.



SVERIGES RIKSBANK

Tel 08 - 787 00 00

registratorn@riksbank.se

www.riksbank.se

PRODUKTION SVERIGES RIKSBANK