

Specialstudier

December 2023



Livsmedelspriserna i Sverige:
Har effekten av internationella
prischocker blivit större?





Specialstudie

Livsmedelspriserna i Sverige: Har effekten av internationella prischocker blivit större?

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

I Konjunkturbarometern publicerar vi varje månad statistik över företagens och hushållens syn på den ekonomiska utvecklingen. Undersökningar liknande Konjunkturbarometern 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** analyserar vi de samhällsekonomiska förutsättningarna för lönebildningen.

I **Hållbarhetsrapporten** analyserar vi 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.

Vi 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 vår webbplats, www.konj.se. Den senaste statistiken och prognoserna hittar du under www.konj.se/statistik.

Förord

Regeringen har gett Konjunkturinstitutet i uppdrag att analysera prissättningen hos svenska företag i förhållande till kostnadsutvecklingen, se regleringsbrev för budgetåret 2023 avseende Konjunkturinstitutet, Fi2023/02050. Denna specialstudie utgör en del av det uppdraget.

Specialstudien är författad av Martin Nordström och Hedda Thorell.

Stockholm den 18 december 2023

Albin Kainelainen
Generaldirektör

Innehåll

1	Sammanfattning.....	5
2	Introduktion.....	6
3	Data och metod.....	7
4	Resultat.....	12
	Referenslista.....	24
	Bilaga A: Modellbeskrivning.....	25
	Bilaga B: Hur modellen skattas.....	26
	Bilaga C: Modellval och ”marginal likelihood”.....	27
	Bilaga D: Samtliga BVAR-modeller.....	28
	Bilaga E: Genomslag regimskiftande modell.....	29
	Bilaga F: Robusthetsanalys.....	32
	Bilaga G: Variansdekomponering.....	33

1 Sammanfattning

Under 2022 började inflationen i Sverige att stiga kraftigt. Bland annat ökade livsmedelspriserna markant och har sedan januari 2022 stigit med 23 procent. Den kraftiga ökningen av livsmedelspriser är inget unikt för Sverige utan liknande prisutveckling har observerats i andra länder (se Konjunkturinstitutet, 2023). Den kraftiga ökningen är dock exceptionell sett till prisutvecklingen de senaste 30 åren.

Makroekonomisk turbulens och kraftigt stigande internationella livsmedelspriser väcker frågan hur globala förändringar har påverkat de svenska livsmedelspriserna den senaste tiden. Syftet med denna rapport är att analysera effekten av ökningarna i energipriser, globala matpriser samt en svagare krona på de svenska livsmedelspriserna. Specifikt studeras om genomslaget på livsmedelspriser har förändrats över tid.

Analysen indikerar att de svenska livsmedelspriserna de senaste åren har påverkats mer än tidigare av högre energipriser, globala matpriser samt en svagare krona, framför allt sedan början på 2022. Den kraftiga ökningen i livsmedelspriserna förklaras inte enbart av att de makroekonomiska chockerna har varit stora. Resultatet pekar på att det även skett en förändring i hur svenska livsmedelspriser svarar på energiprischocker, globala matprischocker och växelkurschocker. Medan det maximala genomslaget på livsmedelspriserna från en energiprischock tidigare varit närmast obefintlig, steg det till cirka 50 procent i oktober 2022. Det maximala genomslaget på livsmedelspriserna från en växelkurschock och global matprischock ungefär fördubblades under samma period, till cirka 30 respektive 90 procent. Det ska dock betonas att beräkningarna är förenade med en betydande grad av osäkerhet. När det gäller genomslaget på livsmedelspriserna från de globala matpriserna och en svagare krona är resultaten även känsliga för valet av modellspecifikation. Det beräknade genomslaget ska därför ses som indikativt och inte som ett definitivt svar på hur stort genomslaget varit.

2 Introduktion

Regeringen har gett Konjunkturinstitutet i uppdrag att analysera prissättningen hos svenska företag i förhållande till kostnadsutvecklingen. Syftet med denna rapport är att analysera genomslaget på de svenska livsmedelspriserna från energiprischocker, globala matprischocker och växelkurschocker. Analysen utgår från en ekonometrisk ansats. Skattningar av bayesianska vektor autoregressiva (BVAR) modeller används för att formellt utvärdera vilken modell som bäst kan förklara data och därigenom studera om genomslaget av chocker till livsmedelspriserna har förändrats. I rapporten presenteras även modellskattningar av chockernas genomslag på livsmedelspriserna vid olika historiska tillfällen för att jämföra hur detta har förändrats över tid.

I BVAR-modellen ingår följande variabler: konsumentpriser för kategorin livsmedel (i det följande benämnd livsmedelspriser), energipris, globala jordbruks- och matpriser (i det följande benämnd globala matpriser), ränta och den effektiva växelkursen. I nästa avsnitt beskrivs utvecklingen av dessa variabler och en beskrivning av metoden. Därefter presenteras resultaten av studien följt av en kort diskussion av resultaten och de slutsatser som kan dras utifrån dem.

Det ska påpekas att en BVAR-modell är en förenklad beskrivning av ekonomin där ett fåtal variabler används för att beskriva den ekonomiska utvecklingen. Denna studie ger därför inget definitivt svar på hur genomslaget har ändrats.

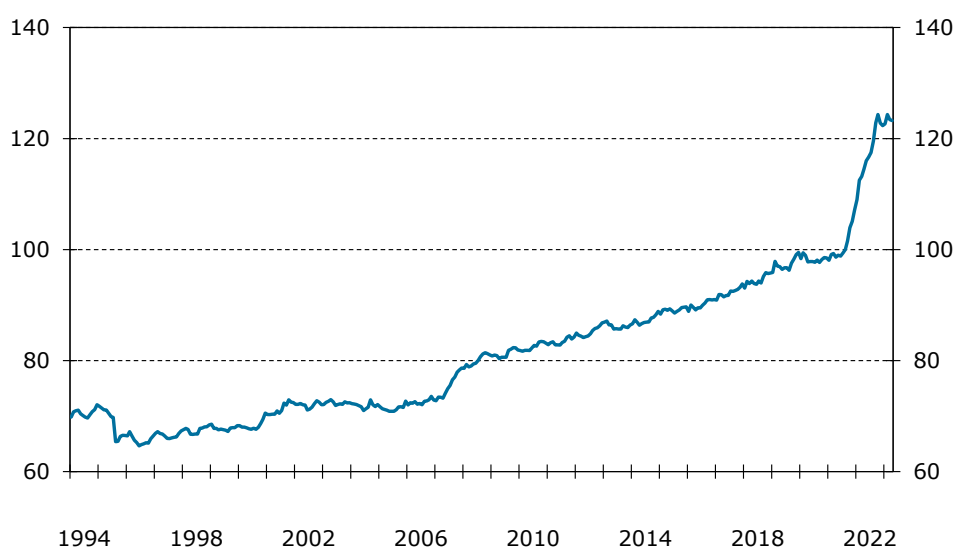
3 Data och metod

BESKRIVNING AV DATA

Under den senaste tiden har svenska livsmedelspriser ökat markant (se diagram 1). Ökningen tog fart 2022 och sticker ut i ett historiskt perspektiv. För internationella priser syntes uppgången redan under 2020 (se diagram 2). Internationella mat- och energipriser ökade kraftigt i samband med pandemin och Rysslands fullskaliga invasion av Ukraina, men har minskat sedan mitten av 2022.¹

Diagram 1 Svenska livsmedelspriser

Index januari 2022=100, SEK



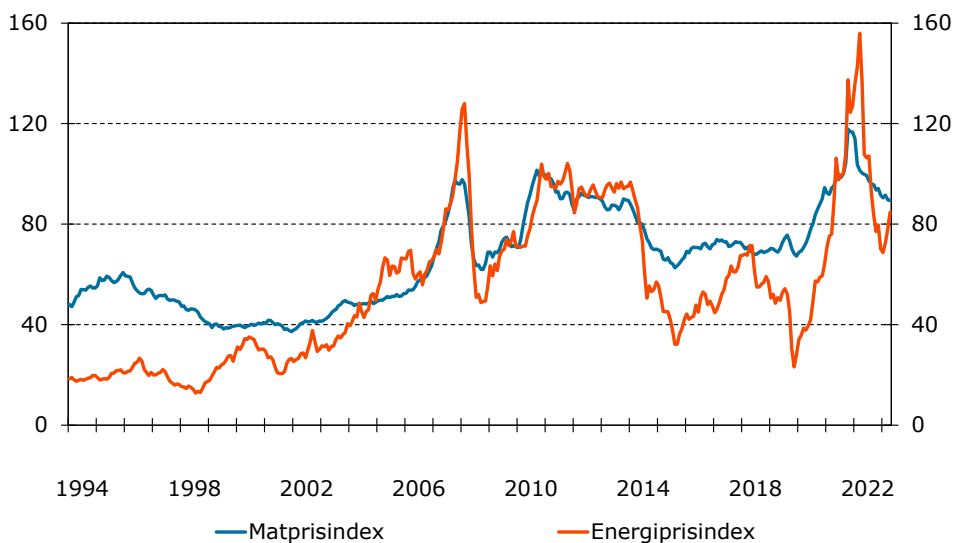
Anm. Konsumentpris livsmedel (KPI 199).

Källa: SCB.

¹ Internationella matpriser toppade i maj 2022 och globala energipriser augusti 2022. Minskningen i globala matpriser fångar en minskning i priser på internationella jordbruksprodukter.

Diagram 2 Internationella energi- och matpriser

Index januari 2022=100, USD



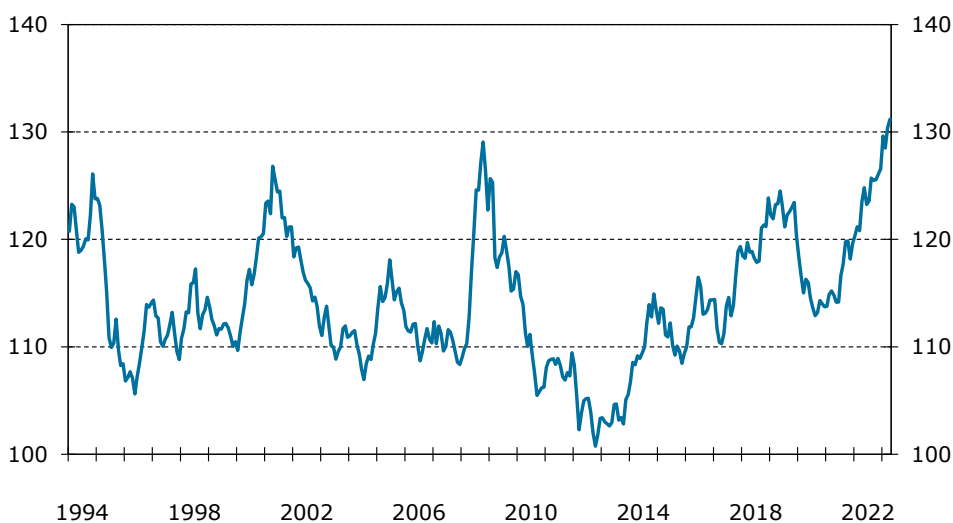
Anm. Matprisindex inkluderar spannmål, vegetabiliska oljor, socker, kött och mejeriprodukter. Energiprisindex inkluderar råolja, naturgas, kol och propan.

Källor: FAO och Macrobond.

Perioden med snabbt ökade livsmedelspriser har även kännetecknats av en kronkursförsvagning (se diagram 3). Under september 2023 noterades den historiskt högsta nivån av kronan mot både euron och amerikanska dollarn. Räntan som inkluderas i modellen är en så kallad skuggränta, denna följer Riksbankens styrränta väl men avser även fånga effekten av kvantitativa lättnader (se diagram 4). Av diagrammet framgår även den senaste tidens räntehöjningar.

Diagram 3 Kronans effektiva växelkurs (KIX)

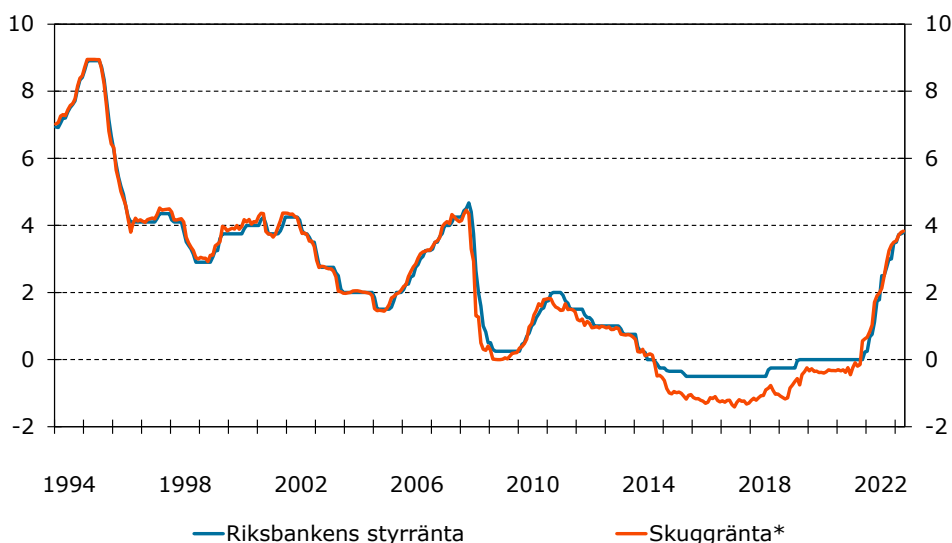
Index 1992-11-18=100, månadsvärden



Källa: Riksbanken.

Diagram 4 Räntor

Procent, månadsvärden



Anm. *Skuggräntan utgår från De Rezende & Ristiniemi (2023), men för att täcka hela perioden har den kompletterats med STIBOR före 1995 och räntan på statsskuldväxlar från och med mars 2023.

Källor: Riksbanken, De Rezende & Ristiniemi (2023).

TIDSSERIEKONOMETRISK METOD

I denna specialstudie används och jämförs bayesianska vektorautoregressiva (BVAR) modeller för att fånga genomslaget på livsmedelspriser. Variablerna som inkluderas i modellen beskrevs i föregående avsnitt och sammanfattas i tabell 1. De ingående variablerna är månatliga observationer. Energipris, globala matpriser, livsmedelspriser och växelkursen är uttryckta som årlig procentuell förändring av index (se diagram 5) och skuggräntan är uttryckt i procent (se diagram 4). Tidsperioden som studeras är juni 1994 till september 2023. En kortfattad modellbeskrivning återfinns i grårutan ”BVAR-modell och centrala antaganden” nedan.

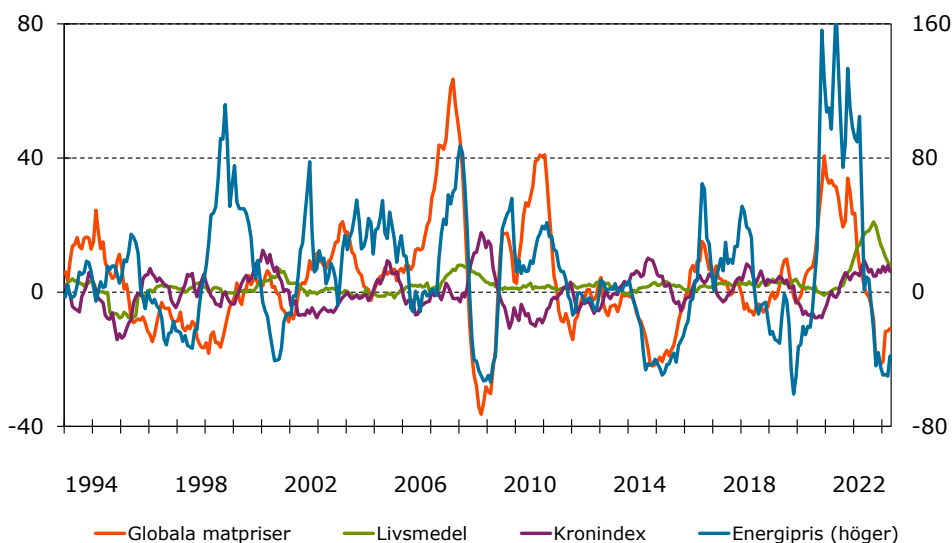
I modellen tillåts de skattade parametrarna variera över den studerade perioden. En BVAR-modell med tidsvarierande parametrar är en lämplig metod för att besvara frågan om prisgenomslaget varit stabilt eller om det finns stöd för att genomslaget har förändrats.

Tabell 1 Variabler i BVAR-modell

Variabler	Innehåll
Energipris enligt "Index energi" (USD), IMF	Råolja, naturgas, kol, propan.
Globala matpriser enligt Index globala matpriser (USD), FAO	Spannmål, vegetabiliska oljor, socker, kött och mejeriprodukter.
Konsumentpriser för livsmedel (SEK)	Konsumentpriser på beredda och ickeberedda livsmedel. Exempelvis spannmålsprodukter och färdigrätter.
Skuggränta	Medelvärde per månad.
Växelkurs, kroninxex (KIX)	Kronans värde mot Sveriges handelspartners.

Diagram 5 Variabler i BVAR-modell

Årlig procentuell förändring



Anm. I BVAR-modellen inkluderas även en skugggränta denna uttryckt i procent (se diagram 4).

Källor: FAO, SCB, Riksbanken och Macrobond.

BVAR-modell och centrala antaganden

BVAR-modeller är VAR-modeller som skattas med bayesiansk metod. VAR-modeller är multivariata modeller där samtliga variabler som inkluderas i systemet beskrivs som en funktion av tidigare värden av sig själv och de andra variablerna i systemet.

För att identifiera strukturella chocker i en VAR-modell krävs att systemet identifieras. I denna rapport används en rekursiv identifiering för samtida effekterna i de ingående variablerna, en så kallad Cholesky-dekomponering. Ordningen av variablerna följer den i tabell 1. Till exempel innebär detta att en växelkurschock är separerad och går att särskilja från en räntechock genom antagandet att växelkursen har en omedelbar respons vid en räntechock medan den omedelbara responsen i räntan efter en växelkurschock antas vara noll. Se bilaga A och bilaga F för mer djupgående beskrivning av modellen och identifikationen.

Modellen begränsas så att svenska livsmedelspriser inte inkluderas i de ekvationer i systemet som beskriver globala matpriser och energipriser. Eftersom Sverige är en liten ekonomi är det rimligt att anta att svenska livsmedelspriser inte påverkar globala priser.

Samtliga kombinationer av tidsvariation i olika rader för systemet skattas, totalt 32 BVAR-modeller. Modellerna baseras på Primiceri (2005) och kännetecknas av glidande parametrar som gradvis förändras över tid, snarare än parametrar som hoppar vid så kallade regimskiften. Den mest flexibla modellen tillåter tidsvariation i modellens alla fem ekvationer och den mest konservativa tillåter ingen tidsvariation. Närmare bestämt tillåts parametrarna i en, flera eller ingen av de fem ekvationerna i VAR-systemet att variera. Samtliga modeller har stokastisk volatilitet, detta innebär att variansen i chockerna tillåts variera över tid.

Att modellen är bayesiansk innebär att modellen skattas med bayesianska metoder.² I denna studie används metoder utvecklade av Chan och Eisenstat (2018), se bilaga B för mer utförlig och teknisk beskrivning.³ Dessa metoder möjliggör formell modelljämförelse genom att beräkna och jämföra modellernas ”marginal likelihood”, ett mått som används inom bayesiansk statistik för att utvärdera hur väl modellen överensstämmer med data. Se bilaga C för en beskrivning av modelljämförelsen.

² Se Gelman et al. (1995) för en generell beskrivning av bayesianska metoder.

³ Modellerna har skattats i matlab med tacksamt stöd av kod som delats av Joshua Chan och Sune Karlsson.

4 Resultat

I detta avsnitt redovisas resultatet från studien. Först presenteras jämförelsen av modeller med eller utan tidsvariation i genomslaget på livsmedelspriserna. Resultatet visar att en modell med tidsvariation i genomslaget på livsmedelspriser passar bäst med den historiska utvecklingen. Därefter presenteras resultaten när denna modell används för att studera hur genomslaget har förändrats.

GENOMSLAGET PÅ LIVSMEDELSPRISERNA HAR VARIERAT ÖVER TID

Resultatet ger starkt stöd för slutsatsen att sambandet mellan variablerna i modellen har varierat över tid. Den ger även stöd för att genomslaget till just livsmedelspriserna har förändrats. Den mest sannolika modellen är den med tidsvariation i genomslaget från övriga variabler på livsmedelspriserna och genomslaget från övriga variabler på växelkursen.

Tabell 2 Modelljämförelse

Ekvationer med tidsvariation	Stöd för huvudmodellen
Växelkurs & livsmedelspriser	*
Inga (konstanta parametrar)	Mycket starkt (19,2)
Växelkurs (ej livsmedelspriser)	Positivt (3,8)
Globala matpriser, växelkurs & livsmedelspriser	Knappt värt att nämna (0,8)

Anm. Stöd för modell presenteras enligt Kass och Rafterys (1995) som *Knappt värt att nämna* (0 till 2), *Positivt* (2 till 6), *Starkt* (6 till 10) och *Mycket starkt* (10+). * indikerar huvudmodellen. Mycket starkt innebär därmed att stödet för huvudmodellen är mycket starkt relativt den modell som beskrivs på raden.

För att testa stödet för denna modell jämförs modellernas så kallade ”marginal likelihood” relativt varandra enligt en fyrgradig skala (se tabell 2 och bilaga C för förklaring av begreppet ”marginal likelihood”). I en jämförelse mellan huvudmodellen och en modell utan tidsvariation (konstanta parametrar) är stödet för huvudmodellen *mycket starkt*, den högsta nivån på skalan. Stödet för att det är just genomslaget på livsmedelspriser som varierar med tiden är inte lika starkt, men det får stöd av analysen. Vid en jämförelse mellan den mest sannolika modellen utan tidsvariation i genomslaget på livsmedelspriser visar testet *positivt*. Däremot ger testet svagt stöd för huvudmodellen relativt en modell som även inkluderar tidsvariation i på globala matpriser.

Modellen med högst testvärde har valts som huvudmodell. Se bilaga D för presentation av ”marginal likelihood” för samtliga modeller och bilaga F för diskussion kring modellval.

DET SKATTADE GENOMSLAGET

I modelljämförelsen konstateras att en modell med tidsvariation i växelkursen och livsmedelspriserna bäst förklarar data. I följande avsnitt används denna modell för att studera genomslaget.⁴

⁴ I en studie där fokus ligger på att mäta genomslaget finns det exempelvis anledning att lägga mer kraft på att identifiera exogena chocker för att med större säkerhet kunna koppla livsmedelsprisrörelser till en chock.

För att studera hur modellen beskriver förändringen i genomslaget presenteras impulsresponsfunktioner. Dessa beskriver hur modellen förutser att variablerna skulle förändras efter en given chock.⁵ En impulsresponsfunktion visar hur en initial chock till en variabel påverkar en annan variabel över tid.

I denna analys används variabler uttryckta i årlig procentuell förändring och en normaliserad chock motsvarande en procentenhet. Detta innebär alltså att chocken är en ökning med en procentenhet relativt samma månad året innan. Att studera årstakter är vanligt för exempelvis prisökningar eftersom årstakter inte påverkas av säsongsmönster.⁶ Detta medför dock en kvardröjande effekt, vilket bör beaktas när genomslag studeras.⁷ I analysen inkluderas hur livsmedelspriserna påverkas av energiprischocker, globala matprischocker och växelkurschocker.⁸

Nedan presenteras genomslaget på livsmedelspriser för en chock vid tre specifika historiska tillfällen. I diagrammen visas hur livsmedelspriserna förändras över tid efter en chock i oktober 2022, oktober 2008 och oktober 1998. Detta för att illustrera och jämföra genomslaget för den senaste tiden, under finanskrisen och även i början av den studerade tidsperioden. För dessa visas osäkerhetsintervall för att säga något om precisionen av modellskattningarna.

Utöver impulsresponsfunktionerna presenteras även det högst uppmätta genomslaget för 1998, 2008 och 2022 för respektive chock. Eftersom samtliga chockvariabler och livsmedelspriserna är uttryckta i årliga procentuella förändringar studeras här hur mycket av chocken som slår igenom på livsmedelspriserna uttryckt i procent. Det ska även betonas att de skattade koefficienterna är förknippade med en betydande grad av osäkerhet (se gråruta "BVAR-modell och centrala antaganden"). På grund av osäkerheten i skattningarna görs ingen tolkning av huruvida genomslaget av en chock är fullt eller ej.⁹

GLOBALA ENERGIPRISCHOCKER

I diagram 6 till diagram 8 studeras genomslaget på livsmedelspriserna efter en energiprischock. Genomslaget för 1998 (se diagram 6) och 2008 (se diagram 7) är relativt små och för dessa perioder skattas inget signifikant genomslag.¹⁰ För 2022 är genomslaget markant större och signifikant positivt på horisonter mellan sju och nitton månader efter chocken (se diagram 8). Högsta genomslaget efter chocken 2022 noteras

⁵ Notera att ett BVAR-system är dynamiskt i den meningen att ändringar i en enskild variabel i sin tur påverkar andra variabler. Detta innebär att genomslaget på livsmedelspriserna efter en chock i exempelvis energipriserna därmed påverkas även av de andra variablerna i systemet.

⁶ Ett alternativ är att modellera variablerna som logaritmen av differensen, detta är den approximerade procentuella förändringen från månad till månad. För detta alternativ finns stor risk att variablerna innehåller mycket brus och att förändringarna som studeras i praktiken endast är på grund av säsong. I fallet livsmedelspriser kan detta exempelvis vara att priset på frukt och grönt generellt är dyrare under vintern.

⁷ Eftersom referensmånaden i en årlig procentuell förändring alltid ligger ett år bakåt i tiden finns en inbyggd eftersläpning. En permanent ökning kommer exempelvis ses som en ökning under tolv månader i sträck. Främst ger detta problem vid tolkningen av genomslaget kopplade till räntechocker. Eftersom räntan är uttryckt i procent och resterande variabler är uttryckta i årlig procentuell förändring blir genomslaget svårtolkat.

⁸ Räntan inkluderas för att fånga penningpolitiska och finansiella chocker.

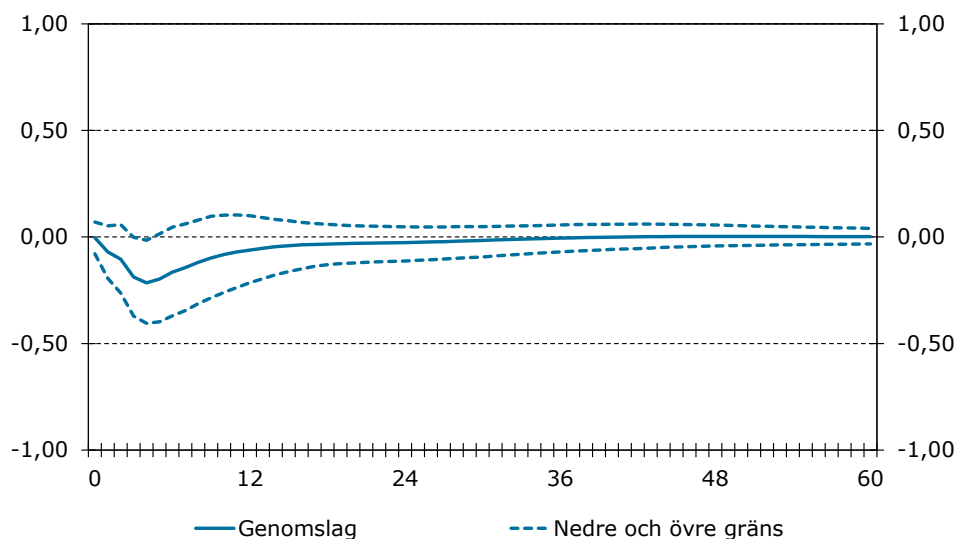
⁹ Vad som är fullt genomslag av en växelkursförändring till livsmedelspriser beror på hur stor del som påverkas av globala och lokala faktorer.

¹⁰ Punktestimatet är negativt, men inte statistiskt signifikant och därför inte statistiskt sett skiljt från noll.

till cirka 0,5 efter elva månader, detta innebär ett genomslag av chocken på ungefär 50 procent.

Diagram 6 Genomslag av en energiprischock oktober 1998

Procentenheter

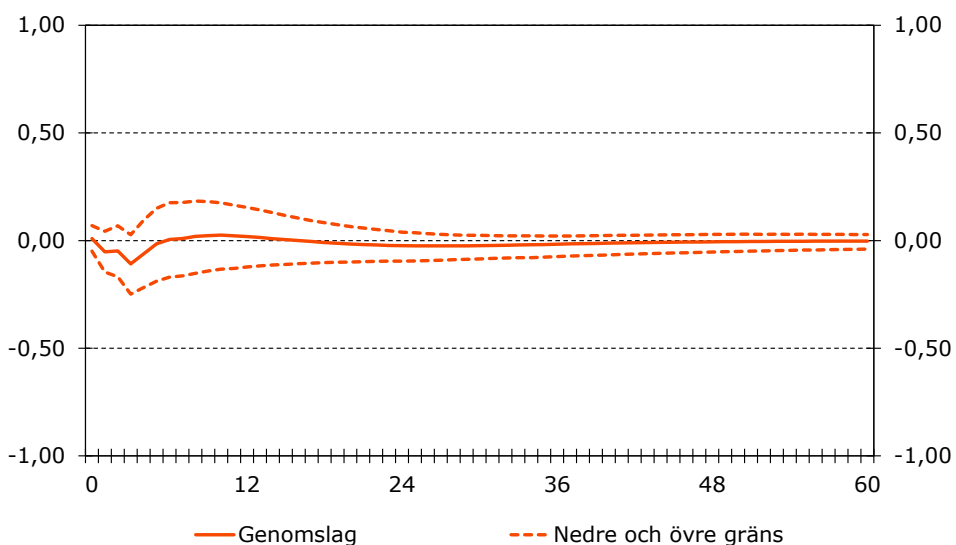


Anm. 68-procentiga trovärdiga intervall (bayesianska konfidensintervall).

Källa: Konjunkturinstitutet.

Diagram 7 Genomslag av en energiprischock oktober 2008

Procentenheter

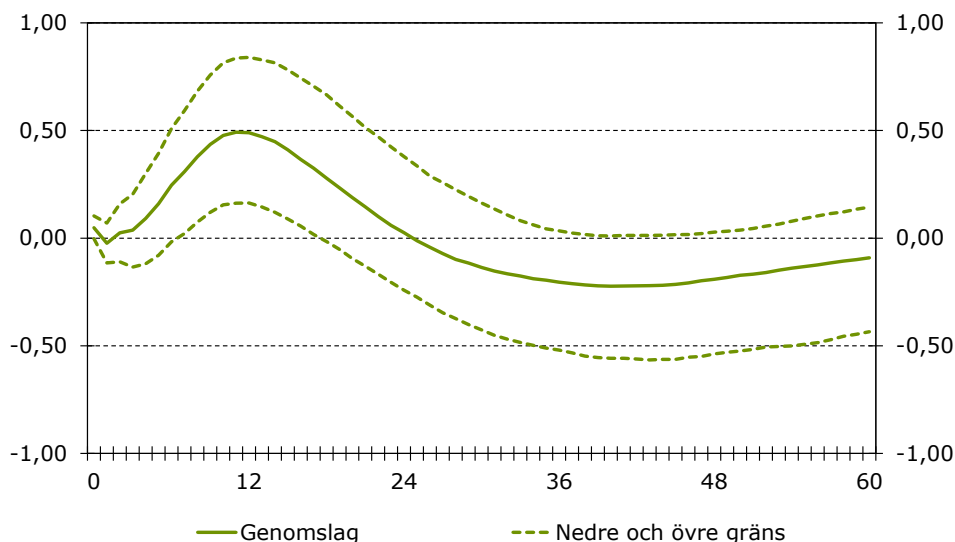


Anm. 68-procentiga trovärdiga intervall (bayesianska konfidensintervall).

Källa: Konjunkturinstitutet.

Diagram 8 Genomslag av en energiprischock oktober 2022

Procentenheter



Anm. 68-procentiga trovärdiga intervall (bayesianska konfidensintervall).

Källa: Konjunkturinstitutet.

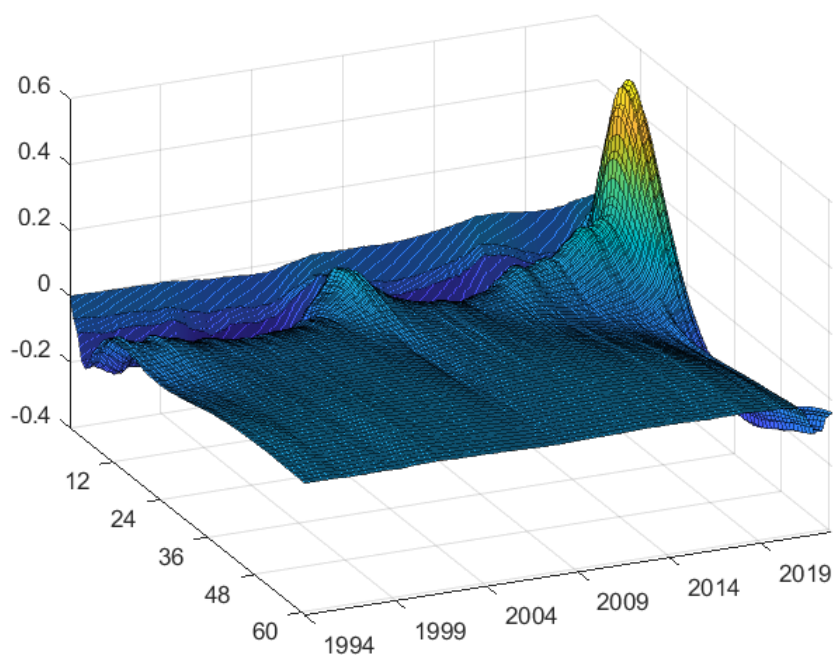
För att visualisera det förändrade genomslaget i detalj under den studerade tidsperioden presenteras tredimensionella diagram. I dessa visas genomslaget från chocker för varje månad under den studerade perioden. För genomslaget från en energiprischock syns ett tydligt större genomslag för den senaste tiden (se diagram 9).

Tolkning av tredimensionella diagram

De tredimensionella diagrammen visar genomslaget (eller impulsresponsen) för varje enskilt historiskt tillfälle. Den tidpunkt när chocken sker avläses på axeln med årtal. Axeln som går från noll till 60 månader visar responsen för en given chock över tid, från månaden chocken inträffar (0) till fem år senare (60). Tredje axeln (y-axeln) visar magnituden för genomslaget, uttryckt i procentenheter. Exempelvis visar det vertikala tvärsnittet längs linjen märkt 2019 hur genomslaget från en energiprischock i januari 2019 påverkar livsmedelspriserna från 0–60 månader. Ett vertikalt tvärsnitt längs linjen märkt 36 visar hur genomslaget ser ut efter tre år efter chockerna inträffat.

Diagram 9 Genomslag av en energiprischock vid flertal historiska tillfällen

Procentenheter



Anm. Se grårutan "Tolkning av tredimensionell diagram".

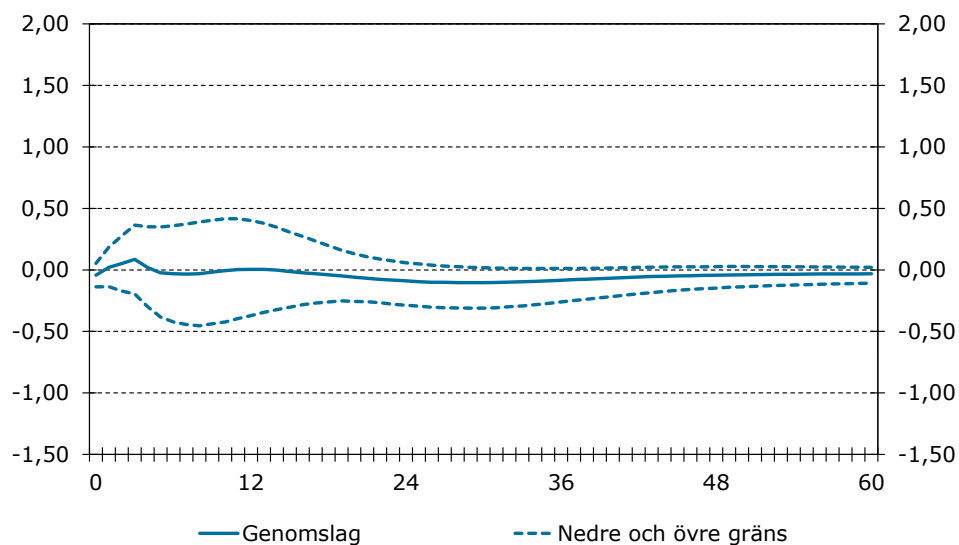
Källa: Konjunkturinstitutet.

GLOBALA MATPRISCHOCKER

I diagram 10 till diagram 13 studeras genomslaget på livsmedelspriserna efter en global matprischock. Resultatet visar på ett obetydligt genomslag 1998 (se diagram 10), för 2008 är genomslaget signifikant positivt från efter tre månader till tjugo månader och högsta genomslaget noteras till cirka 0,4 efter åtta månader (se diagram 11). Genomslaget för en chock 2022 är av betydligt högre magnitud, högsta genomslaget noteras till cirka 0,9 efter elva månader (se diagram 12). Detta innebär ett maximalt genomslag av chocken på cirka 40 respektive 90 procent. Punktskattningen för 2022 är dock förknippad med mycket stor osäkerhet (se osäkerhetsintervall). I det tredimensionella diagrammet syns ett ökat genomslag runt finanskrisen 2008 samt ett synnerligen stort genomslag för den senaste tiden (se diagram 13).

Diagram 10 Genomslag av en global matprischock oktober 1998

Procentenheter

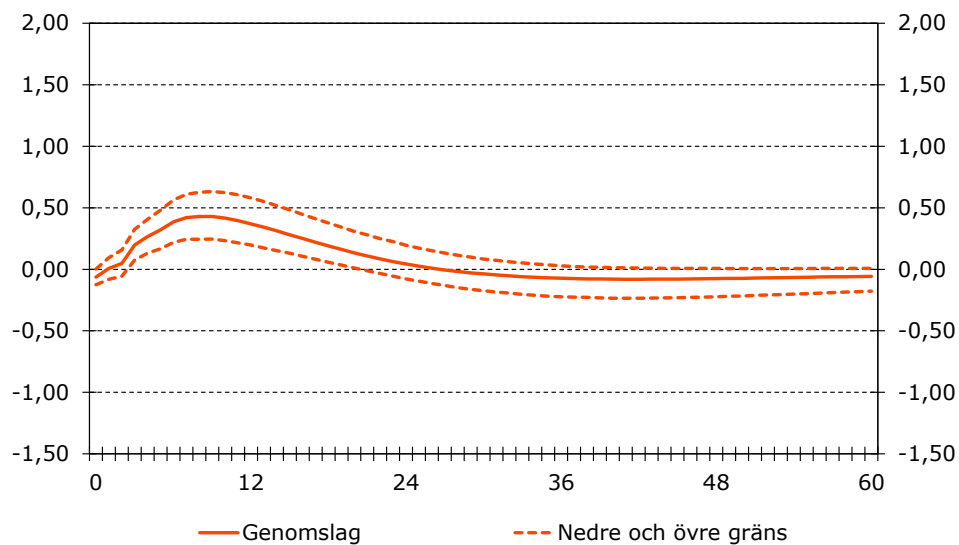


Anm. 68-procentiga trovärdiga intervall (bayesianska konfidensintervall).

Källa: Konjunkturinstitutet.

Diagram 11 Genomslag av en global matprischock oktober 2008

Procentenheter

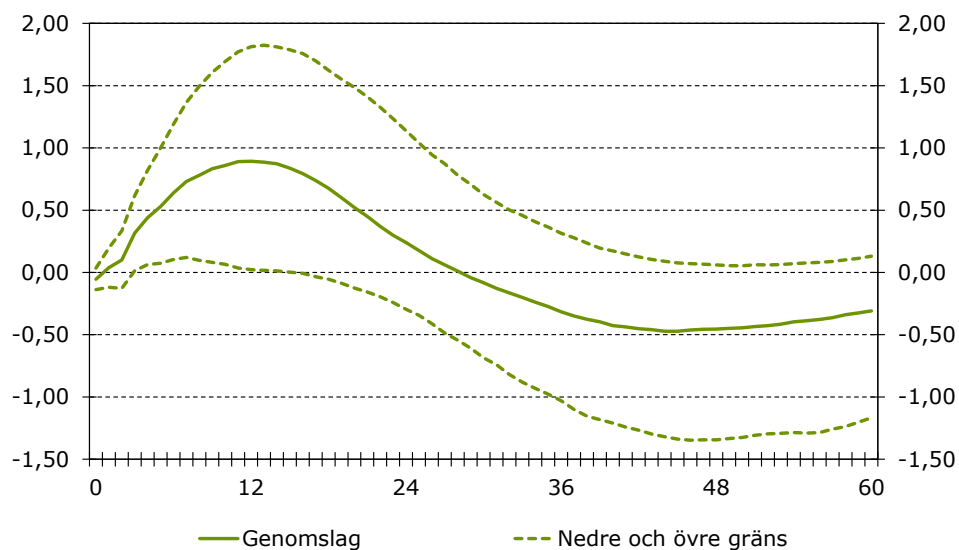


Anm. 68-procentiga trovärdiga intervall (bayesianska konfidensintervall).

Källa: Konjunkturinstitutet.

Diagram 12 Genomslag av en global matprischock oktober 2022

Procentenheter

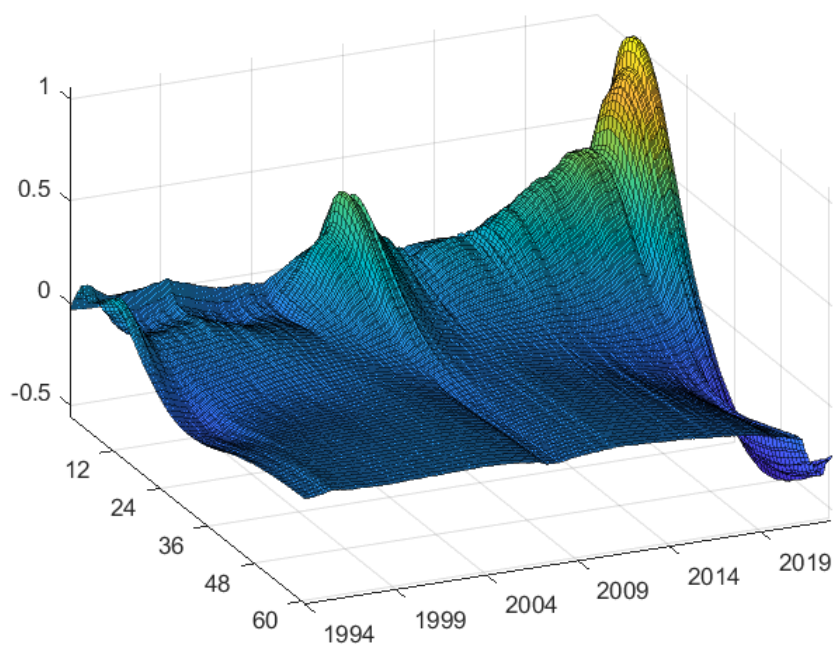


Anm. 68-procentiga trovärdiga intervall (bayesianska konfidensintervall).

Källa: Konjunkturinstitutet.

Diagram 13 Genomslag av en global matprischock vid flertal historiska tillfällen

Procentenheter



Anm. Se grårutan "Tolkning av tredimensionell diagram".

Källa: Konjunkturinstitutet.

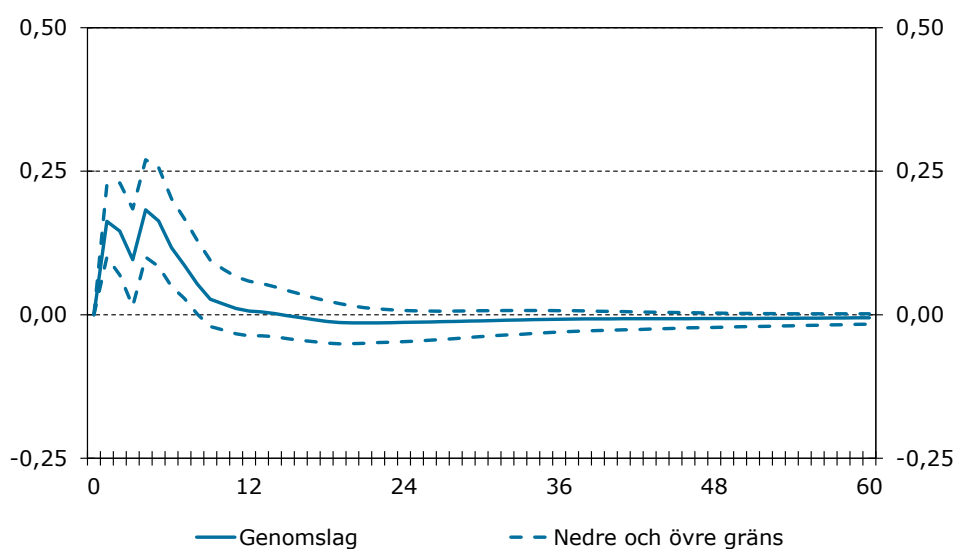
VÄXELKURSSCHOCK

I diagram 14 till diagram 17 studeras genomslaget på livsmedelspriserna efter en växelkurschock. Notera att en ökning av växelkursen (KIX) innebär att kronan för-

svagas, det vill säga att det här studeras genomslaget av en kronförsvagning. Genomslaget är signifikant positivt vid alla tre historiska tillfällen och störst för chocken 2022. Genomslaget för 1998 är signifikant positivt en till åtta månader efter chocken, högsta genomslaget noteras till cirka 0,2 efter fyra månader (se diagram 14). För 2008 är genomslaget relativt mindre och endast signifikant positivt en månad efter chocken, detta är det högsta genomslaget och noteras till cirka 0,1 (se diagram 15). För 2022 är genomslaget större och positivt signifikant från en till tretton månader efter chocken (se diagram 16). Högsta genomslaget efter chocken 2022 noteras till cirka 0,3 efter fem månader. Detta innebär ett genomslag av chocken på cirka 20, 10 respektive 30 procent.

Diagram 14 Genomslag av en växelkurschock oktober 1998

Procentenheter

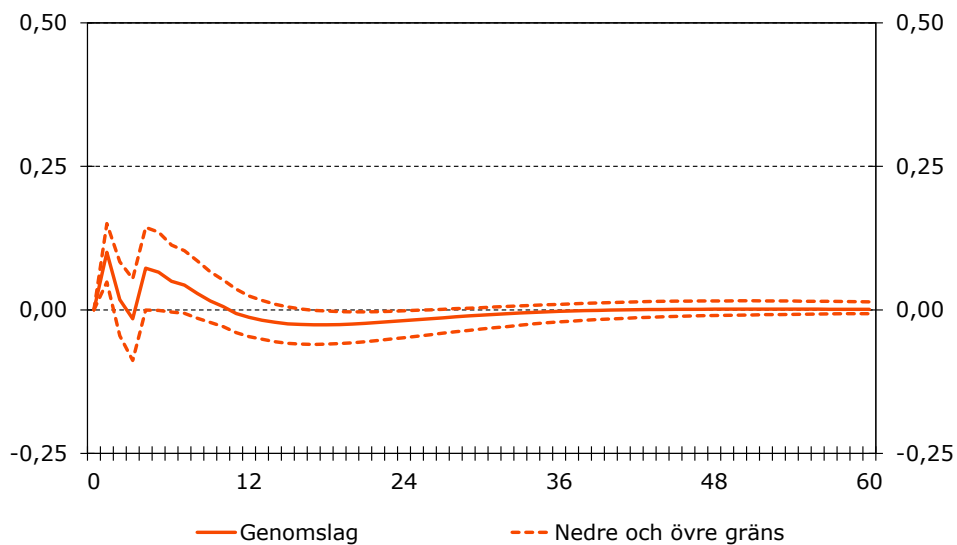


Anm. 68-procentiga trovärdiga intervall (bayesianska konfidensintervall).

Källa: Konjunkturinstitutet.

Diagram 15 Genomslag av en växelkurschock oktober 2008

Procentenheter

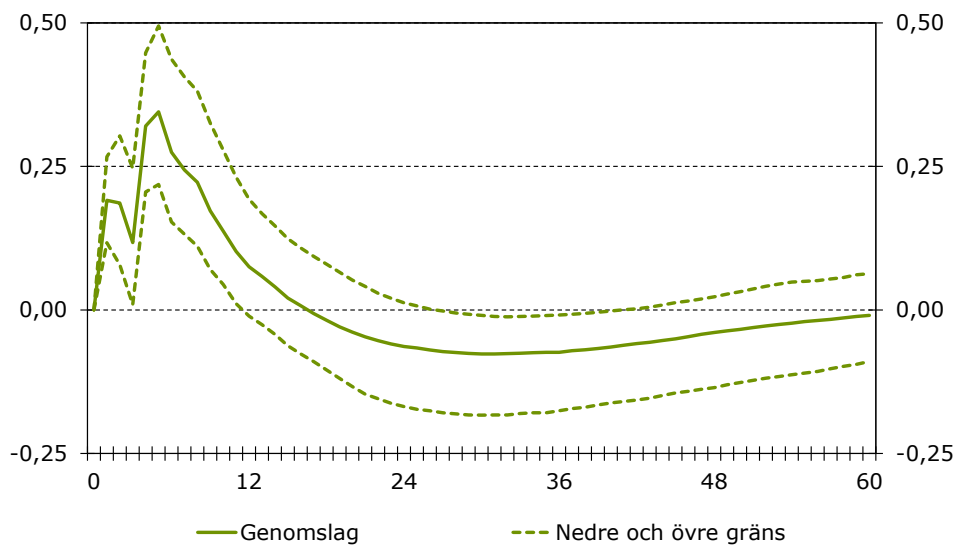


Anm. 68-procentiga trovärdiga intervall (bayesianska konfidensintervall).

Källa: Konjunkturinstitutet.

Diagram 16 Genomslag av en växelkurschock oktober 2022

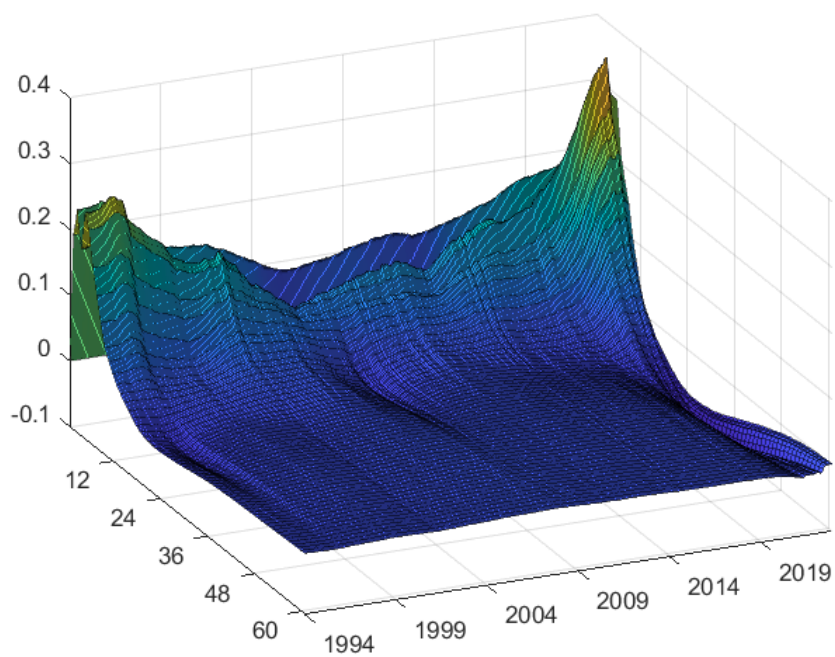
Procentenheter



Anm. 68-procentiga trovärdiga intervall (bayesianska konfidensintervall).

Källa: Konjunkturinstitutet.

Diagram 17 Genomslag av en växelkurschock vid flertal historiska tillfällen



Anm. Se gråruta "Tolkning av tredimensionell diagram".

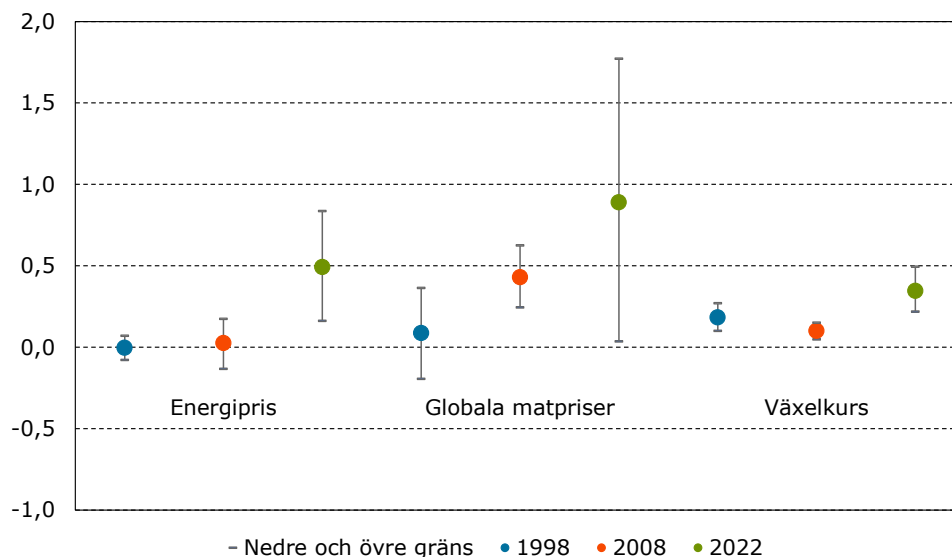
Källa: Konjunkturinstitutet.

SAMMANFATTNING OCH DISKUSSION AV GENOMSLAGET

För att få en samlad bild av genomslaget och hur det förändrats över tid presenteras det högsta genomslaget för respektive chock 1998, 2008 och 2022 i diagram 18.

Diagram 18 Maximalt genomslag

Procentenheter



Anm. Grå vertikala strecken visar 68-procentiga trovärdiga intervall (bayesianska konfidensintervall). Källa: Konjunkturinstitutet.

Av diagram 18 framgår att energiprischocker, globala matprischocker och växelkurschocker har haft ett större genomslag på livsmedelspriserna 2022 än 1998 och 2008. Genomslaget från globala matprischocker är i synnerhet högt under 2022. Denna beräkning är dock förknippad med stor osäkerhet (se övre och nedre gräns) och är även känsligt för modellspecifikation (se bilaga F) och ska därför tolkas med försiktighet.

Ett huvudresultat från analysen är att genomslaget på livsmedelspriser har varit större under de senaste åren. I bilaga E redovisas resultaten av en alternativ ekonometrisk analys med regimskifte. Genomslaget från förändringar i energipriser, globala matpriser och växelkursen skattas med OLS, där genomslaget antas vara konstant men tillåts att skilja sig under perioden 2022–2023.¹¹ I linje med huvudresultatet visar analysen med den alternativa metoden att genomslaget från förändringar i energipriser och globala matpriser har varit signifikant större under 2022–2023. Däremot verkar inte genomslaget från en växelkursförändring ha förändrats nämnvärt (se bilaga E för utförligare beskrivning av metod och resultat).

Att genomslaget av makroekonomiska chocker har ökat är en del av förklaringen till den senaste tidens uppgång i livsmedelspriset. En variansdekomponering (se bilaga G) av huvudmodellen visar att i ett historiskt perspektiv kan kombinationen av ett ökat genomslag och stora makroekonomiska chocker förklara den senaste tidens uppgång i livsmedelspriser relativt väl. Men även om ett förändrat genomslag väl beskriver utvecklingen i livsmedelspriser krävs det kompletterande studier för att mer i detalj analysera förändringen i genomslaget. Denna studie visar att genomslaget har förändrats men det finns en betydande osäkerhet kring resultaten. Analysen ger inte någon för-

¹¹ Detta är att jämföra med VAR-modellen där genomslaget skattas i ett multivariat system med glidande parametrar för tidvariation och inte skiftande för specifik period.

klaring till varför genomslaget har förändrats. Den kan därmed inte heller ge svar på om den senaste tidens uppgång i livsmedelspriser är rimlig eller motiverad.

Referenslista

- Baumeister, C. och Peersman, G. (2013), ”Time-Varying Effects of Oil Supply Shocks on the US Economy”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(4), sid. 1–28.
- Chan, J. (2023), ”Comparing Stochastic Volatility Specifications for Large Bayesian VARs”, *Journal of Econometrics*, 235(2), sid. 1419–1446.
- Chan, J. och Eisenstat, E. (2018), ”Bayesian Model Comparison for Time-Varying Parameter VARs with Stochastic Volatility”, *Journal of Applied Econometrics*, 33(4), sid. 509–532.
- De Rezende, R. B. och Ristiniemi, A. (2023), ”A shadow rate without a lower bound constraint”, *Journal of Banking & Finance*, 146, 106686.
- Gelman, A., Carlin, J. B., Stern, H. S. och Rubin, D. B. (1995), *Bayesian data analysis*. Chapman and Hall/CRC, London.
- Jordà, O. (2005), ”Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections”, *American Economic Review*, 95(1), sid. 161–182.
- Karlsson, S. och Österholm, P. (2020), ”A hybrid time-varying parameter Bayesian VAR analysis of Okun’s law in the United States”, *Economic Letters*, vol. 197.
- Kass, R. E. och Raftery, A. E. (1995), ”Bayes Factors”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, sid. 773–795.
- Konjunkturinstitutet (2023), ”Internationell jämförelse av prisutvecklingen i olika produktgrupper”, Specialstudie, Dnr. 2023-517, Konjunkturinstitutet.
- Primiceri, G. E. (2005), ”Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy”, *The Review of Economic Studies*, 72(3), sid. 821–852.

Bilaga A: Modellbeskrivning

Hela systemet i dess mest generella form kan skrivas som:

$$\mathbf{B}_{0,t}\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\alpha}_t + \mathbf{B}_{1,t}\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{B}_{2,t}\mathbf{y}_{t-2} + \mathbf{B}_{3,t}\mathbf{y}_{t-3} + \mathbf{B}_{4,t}\mathbf{y}_{t-4} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_t).$$

Här är \mathbf{y}_t en 5×1 vektor med variablerna,¹² $\boldsymbol{\alpha}_t$ en 5×1 vektor med intercept, $\mathbf{B}_{1,t}$, $\mathbf{B}_{2,t}$, $\mathbf{B}_{3,t}$, $\mathbf{B}_{4,t}$ är 5×5 koefficientmatriser. $\mathbf{B}_{0,t}$ är en 5×5 nedre triangulär koefficientmatris med ettor på diagonalen som innehåller samtida koefficienter. Denna beskriver identifikationen (Cholesky-dekomponeringen) av modellen. En diskussion kring Cholesky-dekomponeringen och dess konsekvenser för resultaten finns i bilaga F. Slutligen är $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ en 5×1 vektor med feltermar med diagonal kovariansmatris $\boldsymbol{\Sigma}_t = \text{diag}(\exp(h_{i,t}))$. Logaritmen av volatiliteterna antas utvecklas enligt en slumpvandring:

$$h_{i,t} = h_{i,t-1} + \zeta_{i,t}, \quad \zeta_{i,t} \sim N(0, \sigma_i^2).$$

Likt Karlsson och Österholm (2020) behandlas startvillkoret $\mathbf{h}_{i,0}$ som en parameter som estimeras. Efter Chan och Eisenstat (2018) estimeras modellen i sin strukturella form. Det går därför att estimeras modellen ekvation för ekvation. Rad för rad flyttas därför parametrarna och de samtida variablerna över till höger sida av varje ekvation, undantaget ettorna på diagonalen. Om $b_{ij,t}^k$ är parametern på rad i , kolumn j , koefficientmatris $\mathbf{B}_{k,t}$ kan systemets rad i skrivas:

$$y_{i,t} = \alpha_{i,t} - \sum_{i=1}^{l-1} b_{ii,t}^0 y_{i,t} - \sum_{i=l+1}^5 0 \times y_{i,t} + \sum_{i=1}^5 \sum_{p=1}^4 b_{ii,t}^p y_{i,t-p} + \varepsilon_{i,t},$$

där $\varepsilon_{i,t}$, $\alpha_{i,t}$ och $y_{i,t}$ är elementet ur $\boldsymbol{\varepsilon}_t$, $\boldsymbol{\alpha}_t$ respektive \mathbf{y}_t . Om vektorn $\boldsymbol{\theta}_t$ samlar alla fria parametrar $\boldsymbol{\theta}_{i,t} = (\alpha_{i,t}, b_{i1,t}^0, \dots, b_{i(i-1),t}^0, b_{i1,t}^1, \dots, b_{i5,t}^4)'$ och $\mathbf{x}_{i,t} = (1, (-y_{1,t}, \dots, y_{i-1,t}), \mathbf{y}'_{t-1}, \dots, \mathbf{y}'_{t-4})$ kan rad i skrivas:

$$y_{i,t} = \mathbf{x}_{i,t}\boldsymbol{\theta}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}.$$

Eventuell tidsvariation i parametrarna i en rad antas följa en slumpvandring enligt:

$$\boldsymbol{\theta}_{i,t} = \boldsymbol{\theta}_{i,t-1} + \boldsymbol{\eta}_{i,t}, \quad \boldsymbol{\eta}_{i,t} \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\theta}_i}),$$

där startvärdena $\boldsymbol{\theta}_{i,0}$ är parametrar som estimeras. I studien skattas modeller med olika grad av tidsvariation och även modeller där koefficienterna för laggar av svenska livsmedelspriser i ekvationerna för globala matpriser och energipriser sätts till noll. Dessa restriktioner diskuteras i bilaga F.

¹² Variablerna är rangordnade energipriser, globala matpriser, livsmedelspriser, styrräntan och växelkurs. Denna ordning innebär att inflationen tillåts reagera direkt på räntan och att räntan reagerar med en lag på inflationen.

Bilaga B: Hur modellen skattas

Efter Chan och Eisenstat (2018) skattas systemets strukturella form bayesianskt med informativa a priori-fördelningar. Detta tillåter att varje rad estimeras separat, vilket gör att beräkningen kan göras snabbare än om skattningen görs på rekursiv form.¹³ Liksom i Karlsson och Österholm (2023) väljs priors för att matcha nivån och variansen i data. För startvillkoren för parametrarna θ_0 används en diffus a priori-fördelning $N(\mathbf{0}, \mathbf{5I})$. Denna används även för parametrar som inte varierar i tid. A priori-fördelningen för kovariansmatrisen för parametrarnas slumpvandring Σ_{θ_i} väljs som en diagonal matris $\Sigma_{\theta_i} = \text{diag}(\gamma_i^2)$ med invers-gammafördelning $\gamma_i^2 \sim iG(\nu_{\theta_i}, S_{\theta_i})$. Här sätts $\nu_{\theta_i} = 5$ som ett lågt värde och S_{θ_i} väljs så att väntvärdet a-priori är 0,01 för intercept och 0,0001 parametrarna.

Som startvärden för logaritmen av volatiliteten $h_{i,0}$ används en normalfördelad a priori-fördelning $N(\mu_i, 0,25)$. Fördelningens medelvärde μ_i sätts så att medelvärdet för den logaritmerade variansen $\exp(h_{i,0})$ motsvarar variansen hos en slumpvandring med konstanta parametrar. Slutligen väljs a priori-fördelningen av variansen i den så kallade tillståndsekvationen som en invers-gammafördelning $\sigma_i^2 \sim iG(\nu_{hi}, S_{hi})$ där $\nu_{hi} = 5$ och S_{hi} väljs så att väntevärdet a-priori är 0,01.

För inferens används MCMC-metoden från Chan och Eisenstat (2018) för att generera ett stickprov som sedan nyttjas för a-posteriori analys. Vid estimeringen används 100 000 dragningar efter att 20 000 dragningar förkastas för att nå en stabil fördelning (*burn-in period*). Var tionde dragning används för a posteriori analys för att bryta autokorrelation i dragningarna. Med undantag för vid beräkningen av marginell sannolikhet används endast stationära dragningar.

Estimeringen är i stora delar numerisk och involverar att flera matriser inverteras. Detta är numeriskt svårt när skillnaden i varians är för stor mellan de ingående variablerna. Variablerna normaliseras därför ytterligare genom att dividera med dess standardavvikelse. För att få resultat som kan tolkas i form av elasticiteter används samma standardavvikelser som chock för att generera impuls-responsfunktioner.

¹³ Som diskuteras i Chan (2023) kan detta medföra att modellen blir mer känslig för ordningen på parametrarna. Baserat på simuleringar konstaterar dock Chan att problemet typiskt sett är mindre för de mindre komplexa specifikationerna estimerade enligt denna metod än för en mer komplicerad metod, som Primiceri (2005) där estimeringen baseras på systemets rekursiva form, men där varje parameter tillåts variera.

Bilaga C: Modellval och ”marginal likelihood”

Marginal likelihood är sannolikheten att återskapa den historiska utvecklingen givet en specifik modell, integrerat över alla okända parametrar i modellen.

Eftersom modellen estimeras i strukturell form kan den marginella sannolikheten skrivas:

$$m(\mathbf{y}|M) = \prod_{i=1}^5 \left[\int p(\mathbf{y}_i | \boldsymbol{\theta}_i, \mathbf{h}_i, \boldsymbol{\xi}_i, M) \times p(\mathbf{h}_i | \boldsymbol{\xi}_i, M) \times p(\boldsymbol{\xi}_i | M) d\boldsymbol{\theta}_i, d\mathbf{h}_i, d\boldsymbol{\xi}_i \right],$$

där $\boldsymbol{\xi}$ samlar parametrarna $\mathbf{h}_{i,0}$, $\boldsymbol{\sigma}_{i,t}$, $\boldsymbol{\theta}_{i,t}$ och \mathbf{y}_i från tillståndsekvationerna i bilaga A. Den marginella sannolikheten estimeras sedan ekvation för ekvation enligt metoden från Chan och Eisenstat (2018).

Marginal likelihood ger ett direkt mått på modellernas sannolikhet. En modell med högre marginal likelihood är mer sannolik. Men för att avgöra vilket stöd differenser i marginal likelihood ger används Kass-Raferty-skalan. Skalan baseras på två gånger naturliga logaritmen av kvoten mellan modellernas marginal likelihood. Skillnaden i sannolikhet klassas som ”*knapp* värt att nämna” (0 till 2), ”*positiv*” (2 till 6), ”*stark*” (6 till 10) och ”*mycket stark*” (10+). För mer detaljerad beskrivning se Kass och Raftery (1995).

Bilaga D: Samtliga BVAR-modeller

I tabell 3 visas ”marginal likelihood” för samtliga modeller. I vänstra kolumnen visas vilken modell som utvärderas där 1 innebär tidsvariation i parametrarna och 0 ingen tidsvariation. Ordningen av variablerna är enligt identifikationen, [energipris, globala matpriser, livsmedelspriser, ränta, växelkurs]. Exempelvis innebär [1 0 0 1 0] att det tilläts tidsvariation i responsen i energipris och ränta, men konstant respons för resterande.

Tabell 3 Marginal likelihood BVAR-modeller

Modell	Logaritmen av marginal likelihood
[0 0 0 0 0]	128,7
[0 0 0 0 1]	136,4
[0 0 0 1 0]	67,5
[0 0 0 1 1]	73,1
[0 0 1 0 0]	129,3
[0 0 1 0 1]	138,3
[0 0 1 1 0]	70,9
[0 0 1 1 1]	74,1
[0 1 0 0 0]	126
[0 1 0 0 1]	136,1
[0 1 0 1 0]	66,4
[0 1 0 1 1]	71,8
[0 1 1 0 0]	130
[0 1 1 0 1]	137,9
[0 1 1 1 0]	69,4
[0 1 1 1 1]	72
[1 0 0 0 0]	115
[1 0 0 0 1]	128,8
[1 0 0 1 0]	59,4
[1 0 0 1 1]	65,9
[1 0 1 0 0]	121,9
[1 0 1 0 1]	130,6
[1 0 1 1 0]	62,8
[1 0 1 1 1]	65
[1 1 0 0 0]	119,4
[1 1 0 0 1]	126,9
[1 1 0 1 0]	57,9
[1 1 0 1 1]	64
[1 1 1 0 0]	123,2
[1 1 1 0 1]	128,9
[1 1 1 1 0]	61,8
[1 1 1 1 1]	64,1

Bilaga E: Genomslag regimskiftande modell

I denna bilaga används en alternativ metod för att robusthetstesta resultatet att genomslaget varit högre den senaste tiden. Detta görs med en regimskiftande modell där det skattas ett genomsnittligt genomslag innan 2022 och ett genomsnittligt genomslag för 2022—2023.¹⁴

Modellansatsen som används är ”local projections”¹⁵ där effekten av en förändring i energipris till livsmedelspriser skattas med OLS. Totalt skattas tretton ekvationer – effekten av en energiprisförändring idag på livsmedelspriser idag fram till den sammanlagda effekten 12 månader senare, det vill säga en ekvation för varje horisont h . Utöver effekten av en energiprisförändring skattas även effekten av en växelkursförändring och effekten av en förändring i globala matpriser.

Regressionsmodellen är formulerad som följande:

$$\begin{aligned} \log(P_{t+h}^{livsmedel}) - \log(P_{t-1}^{livsmedel}) = & \alpha^h + \alpha_m^h + \beta_1^h \Delta(\log(x)_t) \\ & + \theta^h D_t + \beta_2^h \Delta(\log(x)_t) * D_t + \\ & + \sum_{i=1}^6 \delta^{i,h} \Delta(\log(x)_{t-i}) + \sum_{k=1}^6 \gamma^{k,h} \Delta(\log(P^{livsmedel})_{t-k}) + \varepsilon_{t,h} \end{aligned}$$

där $P^{livsmedel}$ är livsmedelspriser och x energipris, globala matpriser eller växelkurs – där genomslaget skattas separat för respektive regressor. Modellen skattar den sammanlagda effekten på livsmedelspriser efter en förändring i x i period t . I modellen inkluderas en dummyvariabel som antar värdet 1 från januari 2022 och en interaktion mellan denna dummyvariabel och x . För att kontrollera för tidigare förändringar inkluderas även kontrollvariabler i form av laggar för både regressor och utfallsvariabel. I modellen inkluderas även ett intercept α^h och månadsdummies, α_m^h , för att kontrollera för säsongsvariationer i prissättning.

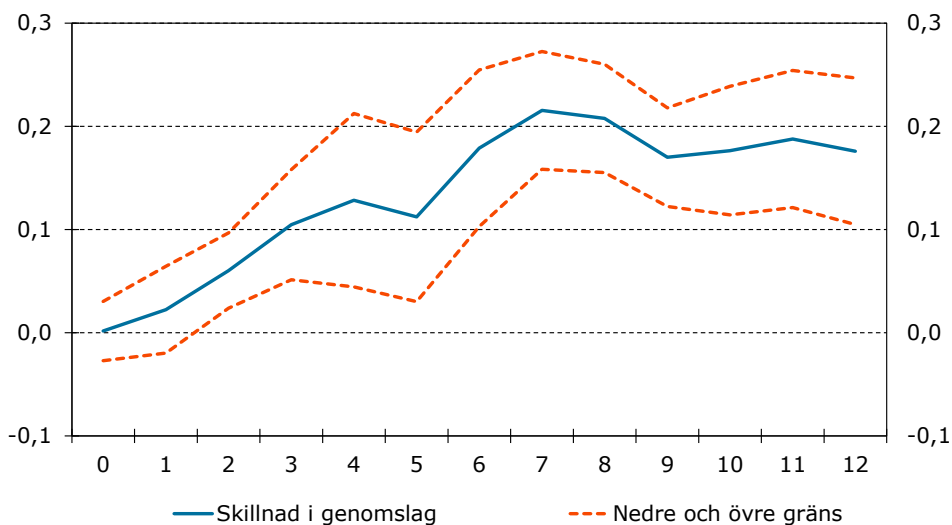
Genomslaget fram till 2022 representeras av β_1^h och $\beta_1^h + \beta_2^h$ representerar genomslaget för 2022—2023. Om β_2^h är statistiskt signifikant innebär detta stöd för att skillnaden i genomslaget för perioden 2022—2023 är skild från genomslaget tidigare perioder vid horisont h . Notera att osäkerheten i skattningar ökar med h , bland annat för att risken att externa faktorer påverkar resultaten blir större ju längre tid som passerar efter tidpunkt t , bland annat för att perioden 2021—2022 är relativt kort och att antalet observationer därmed är relativt litet för längre horisonter. I diagram 19, diagram 20 och diagram 21 illustreras β_2^h med 90-procentiga konfidensintervall för att studera om genomslaget är signifikant annorlunda för perioden 2022—2023.

¹⁴ Detta görs genom att inkludera en tidsdummy för 2022—2023.

¹⁵ Se Jordà 2005 för beskrivning av modellansats.

Diagram 19 Skillnad i sammanlagt genomslag energiprisförändring

Skillnad i genomslag under 2022–2023 relativt före 2022

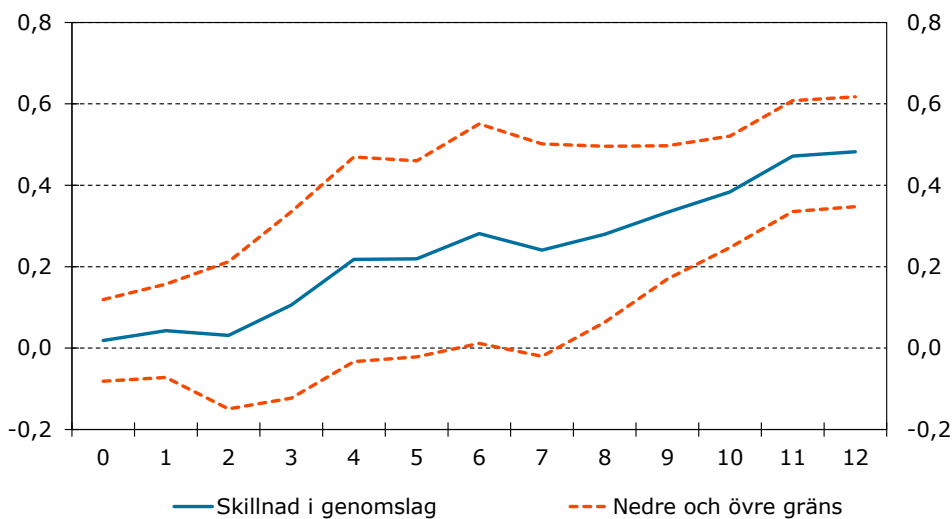


Anm. I diagrammet visas koefficienten β_2^h när $x = \text{energi pris}$ med 90-procentiga konfidensintervall för respektive horisont.

Källa: Konjunkturinstitutet.

Diagram 20 Skillnad i sammanlagt genomslag förändring globala matpriser

Skillnad i genomslag under 2022–2023 relativt före 2022

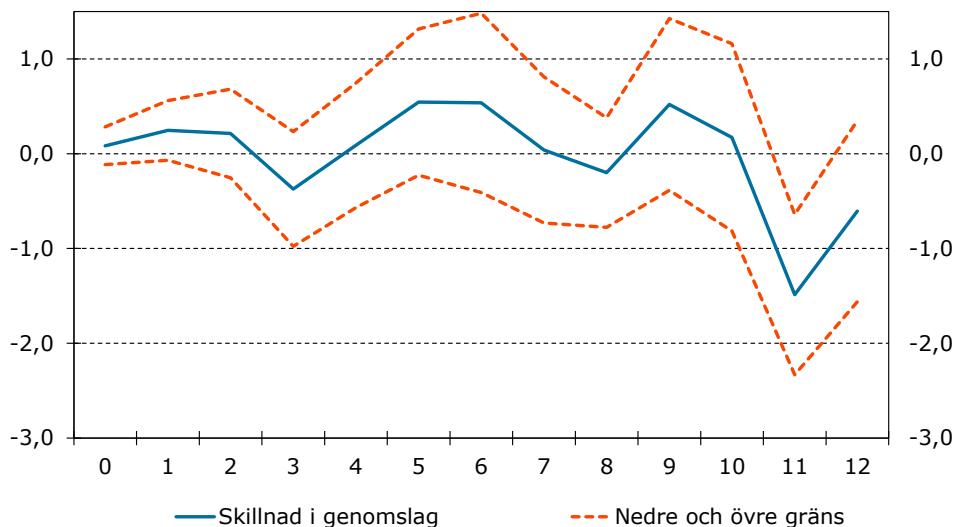


Anm. I diagrammet visas koefficienten β_2^h när $x = \text{globala matpriser}$ med 90-procentiga konfidensintervall för respektive horisont.

Källa: Konjunkturinstitutet.

Diagram 21 Skillnad i sammanlagt genomslag växelkursförändring

Skillnad i genomslag under 2022–2023 relativt före 2022



Anm. I diagrammet visas koefficienten β_2^h när $x = \text{växelkurs}$ med 90-procentiga konfidensintervall för respektive horisont.

Källa: Konjunkturinstitutet.

Resultatet visar att sammanlagda genomslaget från en energiprisförändring är signifikant högre för perioden 2022–2023 redan efter två månader (se diagram 19) och från en förändring i globala matpriser är det sammanlagda genomslaget signifikant större efter åtta månader (se diagram 20). Skillnaden i genomslag efter en växelkursförändring ger inget tydligt mönster utan varierar runt noll och är generellt inte statistiskt signifikant (se diagram 21). Notera att det sammanlagda genomslaget är signifikant lägre 11 månader efter växelkursförändring. Som nämnts ovan förknippas skattningarna för längre horisonter med stor osäkerhet.

Analysen stödjer resultatet att genomslaget till livsmedelspriser från en energiprisförändring och förändring i globala matpriser har varit större för perioden 2022–2023. Skattningarna visar på markant högre genomslag för globala matpriser. Att känslighetsanalysen inte bekräftar ändrat genomslag av en växelkursförändring kan vara en konsekvens av den förenklade modellen eller att växelkursförsvagningen inte sticker ut så mycket specifikt för perioden 2022–2023 (se diagram 3).¹⁶

¹⁶ Som tidigare nämnt kännetecknas BVAR-modellerna som skattas i denna studie av glidande parametrar som gradvis förändras över tid, i denna känslighetsanalys antas ett regimskifte 2022.

Bilaga F: Robusthetsanalys

Denna bilaga beskriver kortfattat konsekvenserna av några val som gjorts vid specifikationen av modellen. Detta gäller valet av ordning i Cholesky-dekomponeringen, valet av räntevariabel, valet att inte låta inflationen ingå i ekvationen för globala variabler, samt valet att inte ta med tidsvariation i ekvationen för globala matpriser.

ORDNING FÖR IDENTIFIKATIONEN

En vanlig utgångspunkt för Cholesky-dekomponering är att variablerna sätts i ordningen att de variabler som svarar snabbt på chocker placeras långt ned och de variabler som svarar långsamt på chocker placeras tidigt. Anledningen är att det är liten risk att en tröggrörlig variabel hinner svara på en chock till en snabb variabel i samma månad som chocken sker. Däremot kan en snabb variabel svara inom samma månad på en chock till en mer tröggrörlig variabel. På ett liknande sätt kan det antas att globala variabler inte svarar på specifikt svenska chocker.

Att ta energipriser först i en Cholesky-dekomponering är okontroversiellt och att globala matpriser tas före svenska matpriser är i linje med tanken att globala variabler inte kommer fånga specifikt svenska chocker. När det gäller de två snabba variablerna i systemet, räntan och växelkursen, är det svårt att tala om en naturlig ordning.

Att byta ordning på de snabba variablerna minskar skillnaden i marginal likelihood mellan de mest sannolika modellerna, men det påverkar inte rangordningen. Om livsmedelspriser placeras efter någon av de snabba variablerna blir stödet för tidsvariation i livsmedelspriser mycket starkt.

ALTERNATIVA RÄNTOR

I huvudanalysen används en skuggränta för att ta hänsyn till okonventionell penningpolitik. Att i stället köra med räntan för statsskuldväxlar, som följer styrräntan nära, påverkar inte rangordningen av modeller, men minskar skillnaden i marginal likelihood mellan de mest sannolika modellerna. Om reporäntan används direkt uppstår problem kopplade till att den är relativt tröggrörlig. När hänsyn tas till det talar analysen starkt, eller mycket starkt, för tidsvariation i genomslaget till livsmedelspriser.

RESTRIKTION AV SPECIFIKATIONEN

I huvudanalysen tillåts inte svenska livsmedelspriser påverka globala matpriser, varken direkt eller med laggar. Utan denna restriktion rangordnas fortfarande en specifikation med tidsvariation i genomslaget till livsmedelspriser högst, men de högst rankade modellerna har även tidsvariation i ekvationen som beskriver väntevärdet för globala matpriser. Vid närmare analys ger dessa modeller ett relativt stort genomslag för svenska livsmedelspriser på globala matpriser. Det framstår inte som ekonomiskt rimligt och därför har restriktioner adderats i modellen.

ALTERNATIV SPECIFIKATION

”Marginal likelihood” var i likvärdiga för huvudmodellen som för en modell som även har tidsvariation globala matpriser. I en sådan specifikation blir den sista tidens ökning i genomslaget av globala matpriser betydligt mindre och globala matpriser blir en mindre del av variansdekomponeringen. I stället blir genomslaget för andra variabler något högre. Genomslaget är dock fortfarande positivt och ökar i slutet.

Bilaga G: Variansdekomponering

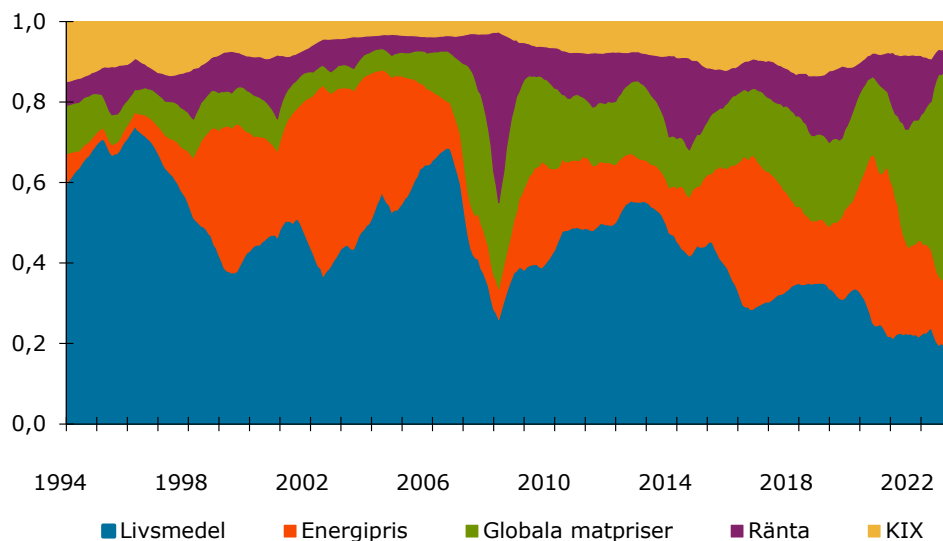
Uppgången i livsmedelspriser är delvis en förväntad respons som följer av förändringar i andra variabler. När exempelvis de globala matpriserna stiger förväntas även livsmedelspriserna stiga. Utvecklingen av dessa förväntade förändringar i livsmedelspriserna beskrivs i huvudanalysen. Men förutom den förväntade variationen i livsmedelspriser finns det en oväntad variation. Den oväntade variationen i livsmedelspriserna kan i sin tur delvis förklaras av oväntade förändringar (chocker) till övriga variabler. Nedan analyseras den oväntade variationen i livsmedelspriser med hjälp av variansdekomponering.¹⁷

Dekomponeringen i diagrammen nedan visar hur stor andel av den oväntade prisuppgången som kan förklaras av de olika variablerna efter sex månader (diagram 22), tolv månader (diagram 23) respektive 36 månader (diagram 24). Ju större del av ytan som utgörs av en variabel, desto större andel av den oväntade förändringen i livsmedelspriser förklaras av chocker till respektive variabel. Exempelvis visar den gröna ytan betydelsen av globala matpriser för oväntade förändringar i livsmedelspriser. Den blå ytan visar andelen av den oväntade uppgången som inte kan förklaras av chocker till övriga variabler.

Av graferna framgår att livsmedelspriserna under senare år utgjort en mindre del av dekomponeringen jämfört med tidigare. Det innebär att en osedvanligt stor del av den oförutsedda variationen kan förklaras med chocker till andra variabler för den senaste tidens ökning i livsmedelspriser. På 12 respektive 36 månaders horisont är det främst energipriser och globala matpriser som förklarar variationen. Enligt huvudmodellen är det alltså chocker till dessa variabler som, vid sidan av det förändrade genomslaget, förklarar uppgången i livsmedelspriser. Det ska dock nämnas att resultaten från variansdekomponeringen är känsliga för modellspecifikation, dels ordningen av variabler, dels vilka rader i modellen som tillåts ha tidsvarierande parametrar. Om även genomslaget för globala matpriser tillåts variera spelar chocker till denna variabel mindre roll och istället blir räntechocker och växelkurschocker relativt viktigare.

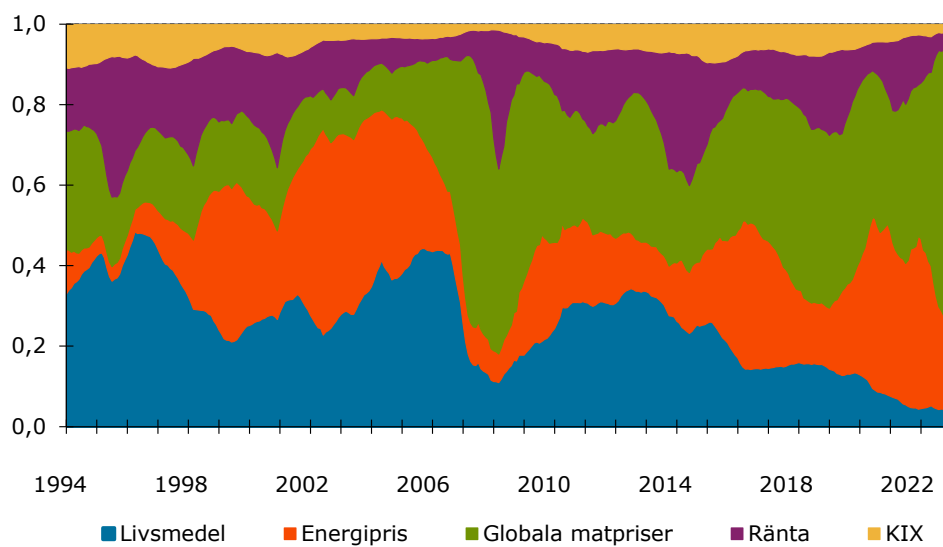
¹⁷ Att kombinera impulsresponsfunktioner och variansdekomponering för att studera genomslag över tid har gjorts av Baumeister och Peersman (2013).

Diagram 22 Variansdekomponering efter 6 månader



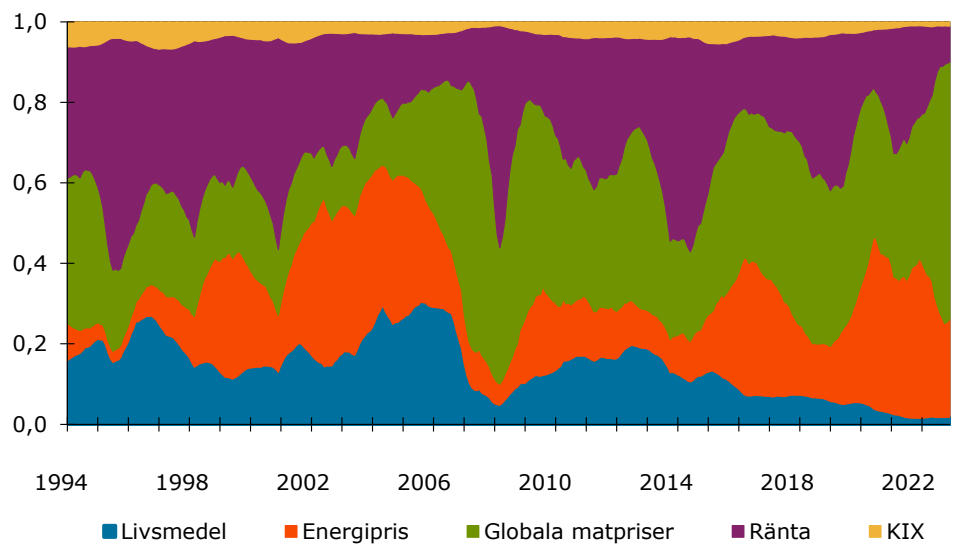
Källa: Konjunkturinstitutet.

Diagram 23 Variansdekomponering efter 12 månader



Källa: Konjunkturinstitutet.

Diagram 24 Variansdekomponering efter 36 månader



Källa: Konjunkturinstitutet.