
Prisdannelsen i Danmark

Ester Hansen, Morten Hedegaard Rasmussen og Jonas Staghøj, Økonomisk Afdeling

1. INDLEDNING OG SAMMENFATNING

De danske forbrugerpriser har igennem en længere årrække udviklet sig stabilt. Forbrugerpriserne sammenfatter prisudviklingen for flere tusinde varer og tjenester til en årlig stigningstakt, som kun kortvarigt har afvejet fra et niveau omkring 2 pct.

Prisdannelsen i Danmark analyseres fra flere forskellige indgangsvinkler med henblik på at kunne vurdere den løbende udvikling og identificere potentielle trusler mod det stabile inflationsregime.

Stabile priser er en afgørende forudsætning for en velfungerende markedsøkonomi, og perioder med høj inflation har både i Danmark og i andre lande været forbundet med store samfundsøkonomiske omkostninger. Ikke mindst fordi høj inflation typisk følges af større variabilitet. Inflation – forstået som en vedvarende stigning i det generelle prisniveau – har, når den ligger over et par procent årligt, en lang række negative konsekvenser for en markedsøkonomi. Det gælder bl.a. i form af utilsigtede omfordelinger mellem forskellige grupper i samfundet, og øget usikkerhed i forbindelse med husholdningernes og virksomhederens økonomiske beslutninger om opsparing, forbrug og investeringer, jf. Pedersen og Wagener (2000).

Den primære risiko for en uønsket prisudvikling består i, at forskellige former for stød til prisdannelsen kan udløse en selvforstærkende proces, hvor højere prisstigninger fører til øgede lønkrav, som igennem øgede omkostninger for virksomhederne igen fører til højere prisstigninger. Dermed er en ond cirkel startet, hvor priserne stiger mere end ønsket. Spange (2011) har tidligere undersøgt gennemslaget fra kraftigt stigende råvarepriser til de øvrige danske forbrugerpriser i perioden 2000-11. Analysen viste ikke tegn på væsentlige anden-runde-effekter igennem en påvirkning af løndannelsen.

En analyse af pris- og løndannelsen i årene 1975-2013 bekræfter, at der er en gensidig afhængighed mellem løn og priser, som potentielt kan føre til en løn-pris-spiral. Den analyserede model kan ses som en udvidelse af den lønrelation, der tidligere er estimeret for perioden 1975 - 2007 ved hjælp af en vektor-autoregressiv model (VAR-model) i

Storgaard (2011). Her udvides estimationsperioden frem til 1. kvartal 2013 og modellen udbygges med en prisrelation baseret på virksomhedernes prissætningsadfærd.

Siden 1990 har prisdannelsen generelt været kendetegnet ved lave prisstigninger, som løbende har været med til at sikre stabile inflationsforventninger. Det er centralt for prisdannelsen, bl.a. fordi velforankrede forventninger mindsker risikoen for en selvforstærkende proces, som resulterer i store pris- og lønstigninger. Analysen viser, at inflationsforventningerne igennem en længere årrække har været fast forankrede, uanset om de opgøres ved at spørge forbrugere, analytikere eller udlede den forventede inflation fra de finansielle markeder.

En analyse af mikrodata for forbrugerpriserne viser meget stor forskellighed i prissætningen for forskellige typer varer og tjenester. Analysen bekræfter de overordnede resultater i Hansen og Hansen (2006), som analyserede data frem til udgangen af 2005. I den nye analyse benyttes data frem til april 2013, hvilket giver mulighed for at se nærmere på prissætningsadfærden igennem en periode med stor økonomisk ustabilitet og kraftige prisudsving på specielt energi- og råvaremarkederne.

Ud over at give et detaljeret indblik i den store heterogenitet på tværs af produkter og brancher viser analysen af mikrodata, at det først og fremmest er hyppigheden af prisændringer, der afgør bevægelserne i inflationen. Når prisniveauet stiger mere end ellers, er det normalt et resultat af, at flere priser stiger, og i mindre grad fordi den gennemsnitlige prisstigning er større. Det peger på, at det – ud over den overordnede prisstigningstakt – også kan være relevant at holde øje med, om der er flere priser, som justeres opad. Desuden tyder resultaterne på, at prisdannelsen i Danmark er tilstandsafhængig. Virksomhederne vælger både, hvornår og hvor meget de vil ændre priserne. Ofte antager man ellers, at mange virksomheder under et stabilt inflationsregime kan klare den nødvendige pristilpasning ved at ændre priserne på faste tidspunkter – fx årligt.

Der er ikke enighed om dette resultat blandt de studier, der har analyseret mikrodata. Klenow & Malin (2010) sammenfatter en række dekomponeringsanalyser af prisstigningstakten for både USA og euroområdet baseret på mikrodata. De konkluderer, at størstedelen af variansen i inflationen kan henføres til ændringer i den intensive margin, mens frekvensen kun spiller en mindre rolle. Nakamura og Steinsson (2008) finder som i vores analyse, at frekvensen af prisstigninger er afgørende for inflationsudviklingen i USA, mens både frekvensen for prisfald og størrelsen på prisstigninger og prisfald har mindre betydning. Dhyne mfl. (2006) sammenfatter resultaterne for ti eurolande og konkluderer,

at både frekvens og størrelse af prisændringer har betydning for prisudviklingen. Gagnon, López-Salido og Vincent (2013) benytter en lidt anden metodisk tilgang, hvor de undersøger virksomhedernes prissætningsadfærd, når økonomien udsættes for store stød. De finder, at frekvensen spiller en vigtig rolle.

I forbindelse med den løbende vurdering af, hvorvidt den aktuelle prisudvikling indebærer en risiko for uønsket inflation, er det relevant at kunne skelne mellem de bagvedliggende årsager til, at priserne stiger.

Et element er her at bruge den såkaldte kerneinflation til at skelne mellem midlertidige og permanente prisændringer. Midlertidige prisændringer påvirker i mindre grad forventningerne til den fremtidige inflation, mens permanente prisudsving kan ændre forventningsdannelsen. På baggrund af en analyse af den danske prisudvikling – herunder de mikrodata, der udgør fundamentet for opgørelsen af den samlede forbrugerprisudvikling – opstilles flere forskellige udgaver af kerneinflationen. Den foretrukne version opgøres som udviklingen i det samlede forbrugerprisindeks fraregnet energi og uforarbejdede fødevarer, som både på mikro- og makroplan er kendetegnet ved hyppigere og større prisudsving end de fleste andre varer og tjenester. En analyse viser, at HICP-inflationen på langt sigt typisk tilpasser sig mod kerneinflationen – og ikke omvendt. Det underbygger dens brug som en indikator for den underliggende pristrend.

Et andet element er at vurdere hvor stor en del af prispreset, der kommer fra udlandet. Energipriserne skiller sig ud ved hovedsageligt at være bestemt på globale markeder, ligesom størstedelen af bevægelserne i importpriserne er udenlandsk bestemt. Til at belyse det indenlandske prispres har Nationalbanken derfor siden 1984 opgjort et prisindeks for den indenlandske markedsbestemte inflation, IMI, jf. Hansen og Knudsen (2005, 2006). Hermed kan man bedre vurdere, hvor stor en del af inflationen der kan henføres til et indenlandsk prispres. Det indenlandske prispres er knyttet til den aktuelle kapacitetsudnyttelse i økonomien, og IMI kan således indgå i en vurdering af, om prisudviklingen er ved at komme så langt væk fra ligevægt, at der er behov for økonomisk politiske indgreb for at hindre en omkostningsfuld tilpasning efterfølgende. Analysen viser desuden, at IMI-indekset kan bidrage til at forudsige den fremtidige udvikling i forbrugerpriserne.

Den danske fastkurspolitik har - sammen med en stabilitetsorienteret finanspolitik - ført til en længerevarende periode med lav og stabil inflation. Det har skabt en troværdig ramme for en stabil samfundsøkonomisk udvikling. Erfaringerne fra tidligere perioder og fra andre lande viser, at afvigelser fra et stabilt inflationsregime er forbundet med en omkostningsfuld tilpasning.

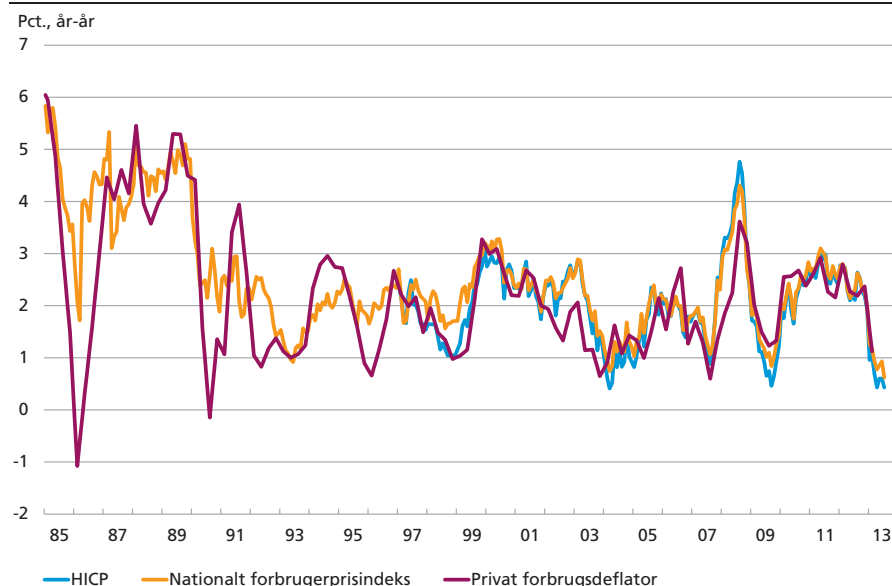
I afsnit 2 gennemgås den overordnede prisudvikling i Danmark og euroområdet. Afsnit 3 analyserer forskellige metoder til at opgøre inflationsforventninger, som er et afgørende element i løn- og prisdannelsen. I afsnit 4 analyseres de bagvedliggende årsager til, at forbrugerpriserne ændrer sig. Der opstilles forskellige udtryk for kerneinflationen samt et prisindeks til måling af det indenlandske prispres. Afsnit 5 indeholder en analyse af de mikrodata, der ligger til grund for det danske forbrugerprisindeks. Artiklen afrundes i afsnit 6 med en analyse af prisernes samspil med løndannelsen.

2. PRISUDVIKLINGEN I DANMARK OG EUROOMRÅDET

Det mest anvendte mål for prisudviklingen i Danmark er forbrugerprisindekset, som opgøres af Danmarks Statistik. Det måler prisen på en kurv af varer og tjenester, der afspejler det gennemsnitlige forbrug for en dansk husholdning. Det nuværende nationale forbrugerprisindeks, CPI, blev indført i 1965, og siden 1996 har Danmarks Statistik også opgjort et EU-harmoniseret forbrugerprisindeks, HICP. HICP-indekset er sammenligneligt med andre lande og anvendes af Den Europæiske Centralbank, ECB, som mål for prisudviklingen. Forbrugerpriserne har siden 1990 svinget omkring en årsstigningstakt på 2 pct., jf. figur 2.1.

UDVIKLING I FORBRUGERPRISER I DANMARK

Figur 2.1



Anm.: Månedsfrekvens for HICP samt nationalt forbrugerprisindeks og kvartalsfrekvens for privat forbrugsdeflator. HICP er først opgjort fra januar 1996, så årsstigningstakten kan beregnes fra januar 1997. Seneste observation er juli 2013.

Kilde: Danmarks Statistik.

Udviklingen i de to forbrugerprisindeks påkalder sig betydeligt opmærksomhed og årstigningen omtales normalt som inflationen. I boks 2.1 diskuteres en række forbehold, man skal være opmærksom på, når man fortolker udviklingen i forbrugerpriserne.

HVORDAN FORBRUGERPRISINDEKSET OPGØRES

Boks 2.1

Forbrugerprisindekset måler prisen på husholdningernes forbrug på dansk område, jf. Danmarks Statistik (2009). Danmarks Statistik opgør forbrugerpriserne på baggrund af en månedlig stikprøve på ca. 25.000 priser, der indsamles fra ca. 1.800 butikker, virksomheder og institutioner over hele landet. Alle disse priser samles i ét tal, nemlig forbrugerprisindekset. Det sker ved, at alle priserne vægtes sammen, så indekset angiver, hvordan udgiften for en fast kurv af varer og tjenester udvikler sig over tid. Til det formål anvender Danmark Statistik et såkaldt Young-prisindeks for udviklingen fra periode 0 til t ,

$$I_{0:t}^{Young} = \sum_j w_b^j \frac{p_t^j}{p_0^j}$$

w_b^j betegner budgetandelen for vare j i periode b , der typisk ligger før periode 0.¹ Et Young-prisindeks måler strengt taget ikke prisudviklingen på en fast kurv af varer, da det er budgetandelen og ikke mængden, der holdes fast. p_0^j og p_t^j angiver prisen for vare j i henholdsvis periode 0 og t . Budgetandelen opgøres ud fra nationalregnskabet og forbrugsundersøgelsen, der indeholder detaljerede oplysninger om husholdningernes forbrug.

Selv om forbrugerprisindekset er det mest anvendte indeks til at måle prisudviklingen og har været brugt i mange år og i de fleste lande, er der dog en række problemer forbundet med at anvende indekset som et mål for forbrugernes leveomkostninger. For det første ændrer varekurven sig ikke løbende over tid, selv om priserne eller forbrugernes præferencer ændrer sig. Når priserne ændrer sig, vil husholdningerne normalt købe flere af de relativt billigere varer og færre af de dyrere. Ved at anvende en fast varekurv baseret på de historiske vægte vil forbrugerprisindekset ikke fange den ændrede forbrugssammensætning, og dermed overvurderes prisudviklingen. For at imødegå dette problem opdateres vægtgrundlaget med jævne mellemrum. Opdateringen af budgetandele baseret på nationalregnskabet og forbrugsundersøgelsen foretages typisk hvert tredje år. Derudover opdateres vægtene i forbrugerprisindekset p.t. årligt ud fra prisudviklingen, så budgetandelene forbliver faste imellem de egentlige vægtopdateringer. Denne tilgang mindsker risikoen for at overvurdere prisudviklingen. Det er i denne sammenhæng en balancegang mellem på den ene side at sikre en repræsentativ varekurv ved hjælp af hyppige opdateringer, og på den anden side ønsket om at måle prisudviklingen for en fast kurv af varer.

En anden beslægtet problematik vedrører kvalitetsændringer, som ikke bør påvirke et prisindeks. Værdien af ændret kvalitet kendes imidlertid ikke og er svær at opgøre og korrigere. For fx computere kan man foretage en korrektion for, hvor meget kvaliteten er forbedret ud fra nogle fysiske kriterier som regnekraft, hukommelse og batterilevetid. For andre varer og tjenester er kvalitetsforbedringerne af mere u håndgribelig natur og derfor vanskelige at korrigere for. Det bidrager til usikkerhed omkring prisudviklingen.

¹ Hvis $b = 0$ kaldes det også et Laspeyres-indeks.

FORTSAT	Boks 2.1
I praksis foretages kvalitetsjusteringer ved, at Danmarks Statistik vurderer, om der er tale om den samme vare fra måned til måned. Hvis kvaliteten har ændret sig så meget, at det ikke kan betragtes som den samme vare, udelades prisændringen i den pågældende måned. Dermed tilskrives prisændringen en ændret kvalitet. I de efterfølgende måneder medtages prisudviklingen for den nye vare på normal vis. Varer, der kun sælges en del af året, udgør også en udfordring, når en fast varekurv anvendes, da der resten af året ikke kan observeres en pris på varen. Danmarks Statistik forsøger at kompensere herfor ved forskellige metoder, bl.a. ved at antage, at prisen i perioderne uden observationer følger prisudviklingen på lignende varer. Ud over de praktiske udfordringer diskuteret ovenfor, argumenteres der nogle gange for at anvende en bredere definition for prisudviklingen, så den kan fungere som deflator for nominel indkomst set over et livsforløb. Det vil sige, at prisindekset skal måle penges købekraft for alle de produkter, hvor penge kan anvendes som betalingsmiddel. I så fald bør også prisen på fremtidigt forbrug inkluderes. Det kan ske ved at inddrage aktivpriser.	

De to forbrugerprisindeks følges generelt tæt af forbrugerprisudviklingen opgjort i det kvartalsvise nationalregnskab (den implicitte forbrugsdeflator). En overordnet vurdering af den danske forbrugerprisudvikling afhænger altså ikke af det valgte prisindeks, selv om der ligger betydelige metodemæssige forskelle bag de forskellige opgørelser. Fx måler forbrugsdeflatoren prisudviklingen på husholdningernes samlede forbrug, dvs. også forbrug i udlandet. Desuden opgøres den implicitte forbrugsdeflator – modsat forbrugerprisindeksene – således, at den tager højde for husholdningernes substitution over mod billigere varer, da den er lavet ud fra forbrugets faktiske sammensætning. Det betyder omvendt også, at forbrugsdeflatoren ikke følger prisudviklingen på de samme varer over tid.

Forbrugerprisindeksets sammensætning

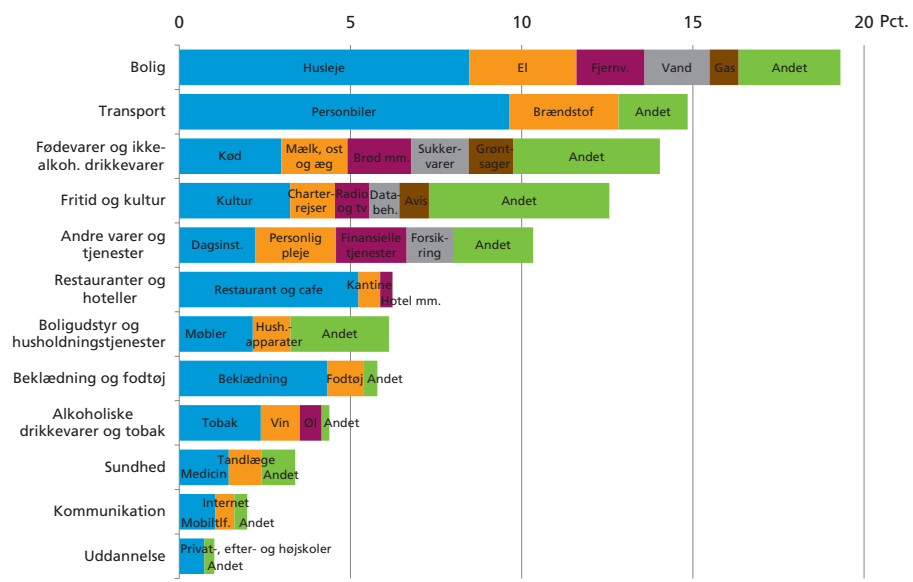
Forbrugerprisindekset underinddeles i Danmark normalt ud fra den internationale COICOP¹ klassificering, som er baseret på varernes anvendelse. Figur 2.2 giver et indtryk af vægtenes sammensætning i HICP-indekset med en nærmere angivelse af de vigtigste produkter inden for hver COICOP-kategori.

Der indgår en ganske bred vifte af varer og tjenester, hvoraf nogle er varer, som forbrugerne ofte køber, mens andre købes sjældnere. Hvis forbrugssammensætningen afviger væsentligt fra gennemsnittet, kan den enkelte forbruger opleve en anden prisudvikling end den, forbru-

¹ Classification of individual consumption by purpose.

VÆGTE I FORBRUGERPRISINDEKS (HICP)

Figur 2.2



Anm.: Vægtgrundlag for HICP-forbrugerprisindeks pr. december 2012.

Kilde: Danmarks Statistik.

gerprisindekset viser. Desuden kan forbrugerne også opfatte prisudviklingen anderledes, hvis de i praksis er mere opmærksomme på priserne på nogle bestemte produkter. Fx vægtes husleje og udgifter til anskaffelse og vedligeholdelse af personbiler mere end alle føde- og drikkevarer tilsammen. I dagligdagen konfronteres den enkelte forbruger imidlertid langt hyppigere med priserne på føde- og drikkevarer end prisen på en ny bil, hvorfor de kan tænkes at tillægge dagligvarer en større betydning i deres vurdering af prisudviklingen.

En ulempe ved COICOP-inddelingen er i nogle sammenhænge, at hver af de 12 hovedgrupper indeholder meget forskelligartede varer og tjenester. Desuden kan den samme type vare indgå i flere underindeks. Energipriser indgår således både under bolig og transport.

En alternativ tilgang er at inddele efter produkttyper, dvs. hvilke varer og tjenester, der typisk påvirkes af den samme type økonomiske hændelser. ECB benytter oftest en sådan inddeling af HICP i fem hovedkomponenter. Fx grupperes energipriser sammen, fordi de relaterer sig tæt til olieprisen og tilsvarende skelnes mellem forarbejdede og uforarbejdede fødevarer, fordi sidstnævnte er mere afhængige af fx vejrforhold og sæsonvariation. Denne inddeling benyttes i afsnit 5, hvor prisudviklingen for de enkelte varer og tjenester analyseres nærmere. I afsnit 4 opdeles forbrugerprisindekset ud fra en mere analytisk tilgang med fokus på, hvilke priser der kan betragtes som eksogene, og hvilke priser

som har store midlertidige udsving og derfor indeholder et stort støjelement i forhold til at måle den underliggende prisudvikling.

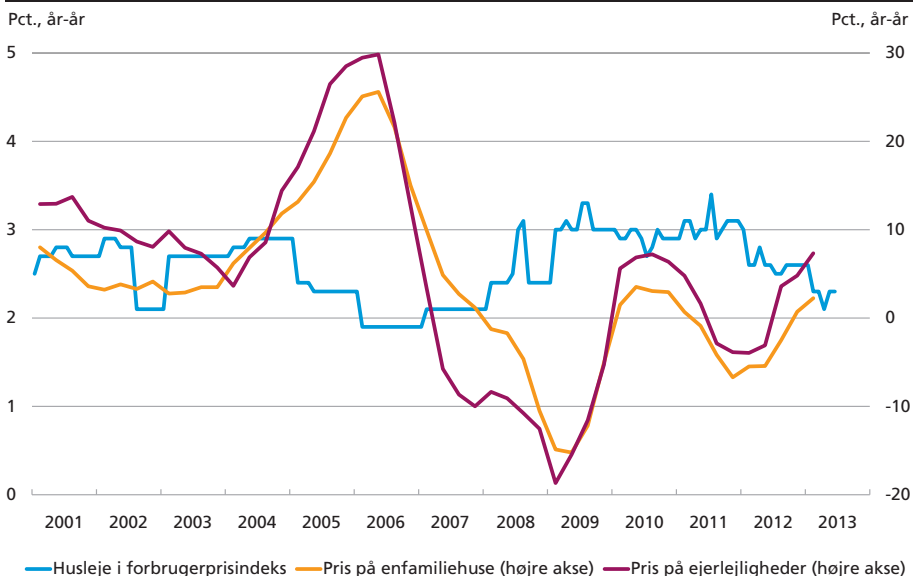
Normalt afviger det nationale forbrugerprisindeks og HICP kun ganske lidt fra hinanden, jf. figur 2.1. Tidligere var der flere mindre metodiske forskelle i opgørelserne, men siden 2001 har den eneste nævneværdige forskel været behandlingen af ejerboliger. Ejerboliger er vanskelige at håndtere, da det er forbrugsværdien af ejerboliger og ikke boligpriserens udvikling, der skal inkluderes i et forbrugerprisindeks. Forbrugsværdien er givet ved afkastet af, at man bor i sin egen bolig. Teoretisk burde prisen på en bolig være den tilbagediskonterede værdi af det forventede fremtidige afkast ved at bo i den, og dermed kunne opgørelsen af forbrugsværdien tage udgangspunkt i boligpriserne.

I praksis anvendes i det nationale forbrugerprisindeks i stedet en boligudgift, som er fastsat ud fra huslejen i en udlejningsbolig (både helårs- og fritidsbolig). Ejerboliger inkluderes således i indekset ved at vægte prisudviklingen på denne boligudgift med den andel af husholdningernes udgifter, som ifølge forbrugsundersøgelsen går til ejerboliger - p.t. ca. 14 pct.

Boligpriserne og huslejen i forbrugerprisindekset følges på kort sigt ikke særligt tæt, jf. figur 2.3. Derfor giver den anvendte metode ikke noget svar på betydningen af fx en boligboble, og de kraftige boligpris-

HUSLEJE OG BOLIGPRISER

Figur 2.3



Anm.: Figuren viser månedlige tal for underindekset for husleje, som indgår i udregningen af forbrugerprisindekset samt kvartalsvise år til år ændringer i boligpriserne for enfamiliehuse og ejerlejligheder. Seneste observation er juli 2013 for huslejeindekset og 1. kv. 2013 for boligpriserne.

Kilde: Danmarks Statistik.

stigninger i 2005-06 havde således ikke noget direkte gennemslag på forbrugerprisindekset.

I HICP indgår prisudviklingen for ejerboliger ikke, da de tilgængelige metoder strider imod den generelle HICP-tilgang med at opgøre mone-tære transaktioner, dvs. de priser, forbrugerne faktisk betaler. Dermed kan de imputerede boligudgifter, som ikke er dannet ud fra faktiske udgifter for ejerboliger, ikke anvendes.

Uanset om de imputerede boligudgifter inkluderes eller ej, bidrager problematikken omkring håndteringen af ejerboliger til øget usikkerhed om den reelle udvikling i forbrugernes leveomkostninger, fordi udgifterne til ejerbolig udgør en betydelig del af husholdningernes samlede budget. Udviklingen i boligpriserne er derfor relevant for husholdningerne. I EU-regi arbejdes der hen imod en harmoniseret metode til at inkludere ejerboligpriser i HICP, jf. Eurostat (2012 og 2013).

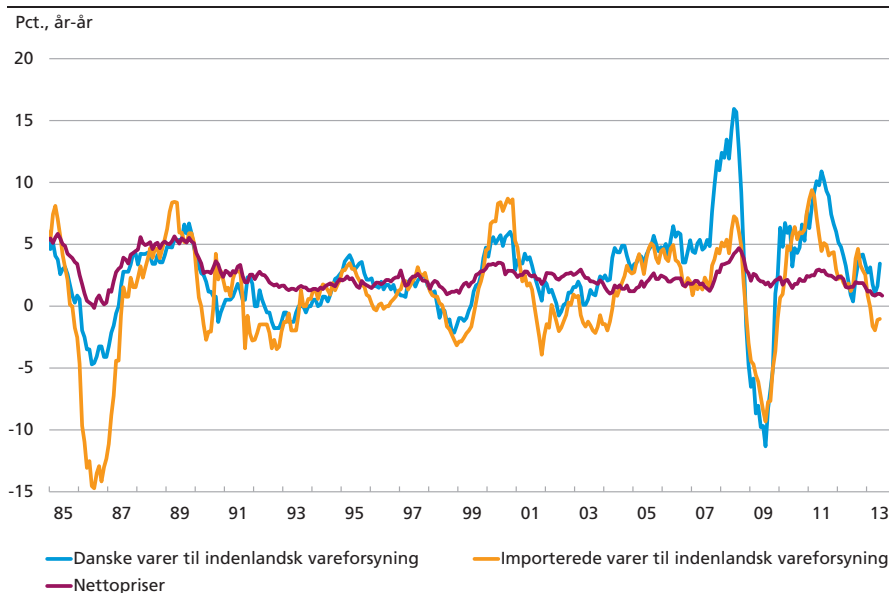
Forbruger- og producentpriser

Siden 1990 har de årlige forbrugerprisstigninger kun i en kort periode i 2008 afvejet mere end 2 procentpoint fra en årlig stigningstakt på 2 pct. Det kan virke bemærkelsesværdigt, når man ser på udsvingene i virksomhedernes inputpriser i samme periode, jf. figur 2.4.

Prisindekset for indenlandsk vareforsyning er baseret på de danske virksomheders salgspriser og importørernes købspriser, som begge er

UDVIKLING I NETTOPRISER OG PRISER PÅ INDENLANDSK VAREFORSYNING

Figur 2.4



Anm.: Seneste observation er juli 2013.

Kilde: Danmarks Statistik.

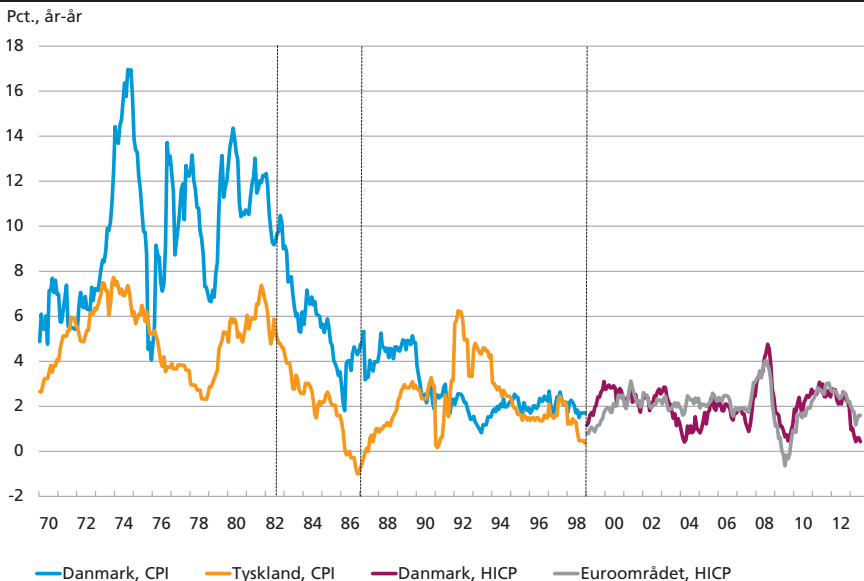
opgjort uden indirekte skatter. Derfor sammenlignes de med nettoprisindekset, hvor også forbrugerpriserne er renset for indirekte skatter og afgifter. Inputpriserne for både danske og importerede varer svinger væsentligt mere end nettopriserne. Det skyldes bl.a. forskelle i vægtgrundlaget som følge af forskellig varesammensætning i danske virksomheders produktion og husholdningernes forbrug. Det er specielt de volatile priser på energi og råvarer, der slår igennem i indekset for den indenlandske vareforsyning. De mindre udsving i forbrugerpriserne kan også skyldes, at forretningerne ikke lader midlertidige prisændringer på deres varekøb slå igennem på deres salgspriser. For en mere detaljeret gennemgang af flere prisstatistikker og deres anvendelse se Hansen og Storgaard (2011). I resten af artiklen fokuserer vi på udviklingen i forbrugerpriserne.

Prisstabilitet via fastkurspolitik

De danske forbrugerpriser har i næsten to årtier udviklet sig i takt med priserne i Tyskland/euroområdet, jf. figur 2.5. Sådan har det ikke altid været. I 1970'erne varierede inflationen betydeligt mere fra år til år, og

PRISUDVIKLING I DANMARK OG TYSKLAND HENHOLDSVIS EUROOMRÅDET

Figur 2.5



Anm.: CPI er det nationale forbrugerprisindeks, og HICP er det EU-harmoniserede forbrugerprisindeks. De stiplede linjer angiver forskellige begivenheder i forbindelse med fastkurspolitikken. I september 1982 meddelte den tiltrædende regering, at den ville afstå fra de tidligere års devalueringer. Som konsekvens af de følgende års kursjusteringer i Exchange Rate Mechanism, ERM, blev kronens værdi fastholdt i forhold til gennemsnittet i valutakurven, hvilket indebar mindre nedskrivninger over for D-mark. Sidste nedskrivning fandt sted i januar 1987. I januar 1999 blev D-mark afløst af euroen, og fastkurspolitikken førtes derefter over for euro. Seneste observation er juli 2013.

Kilde: Danmarks Statistik, Eurostat og Reuters EcoWin.

det var ikke unormalt med årlige prisstigninger over 10 pct. Den tyske inflation var dengang også højere end i dag, men dog væsentligt lavere end i Danmark. Igennem 1980'erne faldt prisstigningstakten markant i både Danmark og Tyskland. Siden 1990 har udsvingene været mindre, og der har ikke været nogen vedvarende forskel mellem prisstigningstakten i Danmark og Tyskland/euroområdet.

I Danmark sigtes der efter prisstabilitet ved at indrette pengepolitikken efter en fast kronekurs over for euroen – og før det over for den tyske D-mark, jf. Danmark Nationalbank (2011). Fastkurspolitikken bevirker, at prisudviklingen i Danmark på lidt længere sigt må være på linje med valutaankerets. Danmark har betydelig samhandel med eurolandene, og bl.a. derfor har de danske konjunkturudsving siden euroens indførelse i 1999 været synkrone med udviklingen i valutaankeret. Det medvirker til, at priser og lønninger udvikler sig i takt med euroområdet. Hvis prisudviklingen i en periode afkobles fra euroområdet, vil en række økonomiske ligevægtsmekanismer med tiden bringe dem tilbage mod hinanden. Højere danske prisstigninger end i euroområdet vil fx forværre den danske konkurrenceevne. Det vil mindske eksporten og dermed også produktionen og beskæftigelsen. Herved vil presset på produktionsfaktorerne aftage og prisstigningstakten reduceres. Denne tilpasning kan imidlertid være ganske omkostningsfuld, ikke mindst hvis afvigelserne er blevet betydelige. Der er derfor god grund til at undgå, at markante afvigelser opstår.

Et lands pengepolitik har afgørende betydning for inflationsforventningerne. Hvis der er tillid til, at centralbanken gennem sin pengepolitik vil sikre stabile priser, er der et anker for inflationsforventningerne. Det vil have betydning for bl.a. løndannelsen, hvor den forventede prisudvikling er et vigtigt udgangspunkt for lønforhandlingerne. En mere stabil lønudvikling er med til at stabilisere virksomhedernes omkostninger og dermed priserne. Inflationsforventningerne bliver dermed i høj grad selvopfyldende.

ECB tilrettelægger pengepolitikken med henblik på at indfri det traktatfæstede mål for prisstabilitet for euroområdet. ECB har defineret prisstabilitet som en årlig vækst i forbrugerpriserne under, men tæt på 2 pct. på mellemlangt sigt. Den danske fastkurspolitikens troværdighed betyder, at Danmark har adopteret de lave inflationsforventninger i euroområdet.

ECB's primære instrument er den korte rente. Hvis ECB – og dermed også Danmarks Nationalbank som følge af fastkurspolitikken – sætter sine pengepolitiske renter op, vil det afhængig af den pengepolitiske transmissionsmekanisme forplante sig til de detailrenter, som forbrugerne og virksomhederne står over for, jf. Drejer mfl. (2011). Når renten

stiger, bliver det dyrere at låne og mere attraktivt at spare op. Det trækker i retning af, at opsparingen stiger, mens investeringerne og forbruget falder. Det mindsker den samlede efterspørgsel, og presset på produktionsfaktorerne vil blive lavere end ellers. Dermed dæmpes prisstigningerne. Omvendt vil en lavere rente fremme efterspørgslen og øge kapacitetspresset, hvilket vil give et positivt bidrag til prisstigningstakten.

Renteændringer påvirker samtidig valutakurserne. En rentestigning – som medvirker til at styrke et lands valuta – vil dermed mindske importpriserne, og det vil med tiden forplante sig i lavere indenlandske prisstigninger, jf. afsnit 6.

Konjunktur og prisudvikling

De fleste priser på varer og tjenester i Danmark er givet ved resultatet af en decentral prisfastsættelse, hvor priserne sikrer overensstemmelse mellem udbud og efterspørgsel. For den enkelte vare bestemmes udbud og efterspørgsel dels af nogle specifikke forhold for det enkelte marked¹ og dels af konjunktursituationen og andre makroøkonomiske forhold. En højkonjunktur med stor efterspørgsel medfører stigende priser som følge af et øget pres på produktionsfaktorerne. Priserne kan desuden stige, hvis virksomhederne på grund af en gunstig efterspørgselssituation er i stand til at øge bruttoavance.

Udefrakommende stød til økonomien kan også forplante sig til priserne. Det var fx tilfældet i Danmark under oliekriserne i 1970'erne og begyndelsen af 1980'erne. Her spredte de højere energipriser sig til højere priser på andre varer og i et vist omfang også til lønningerne.

Mens både konjunkturer og økonomiske stød kan påvirke prisstigningerne på kort til mellemlangt sigt, er det pengepolitikken, som på mellemlangt til langt sigt er afgørende for inflationen. I den økonomiske teori er der konsensus om, at penge er neutrale på langt sigt, jf. fx Woodford (2003). Det vil sige, at en ændring i pengepolitikken på langt sigt alene vil påvirke priseniveauet, og ikke produktionen eller beskæftigelsen.² Da inflation samtidig kan have en række skadelige virkninger, jf. boks 2.2, kan pengepolitikken derfor bedst bidrage til velstanden i samfundet ved at sikre et stabilt nominelt anker for økonomien.

I Danmark er arbejdsdelingen mellem finans- og pengepolitik eksplicit formuleret. Pengepolitikken skal sikre en fast kurs over for euroen, mens et selvstændigt dansk behov for at stabilisere konjunkturudviklingen på-

¹ Fx antallet af købere og sælgere, hvorvidt varen har nogle unikke karakteristika, som muliggør en højere pris, muligheden for at markedsføre varen, synlighed om varens kvalitet, virksomhedernes prisdifferentieringsstrategier og varens forgængelighed.

² Med flydende valutakurs vil den nominelle valutakurs også blive påvirket.

VÆKST I BNP I DANMARK OG I EUROOMRÅDET

Figur 2.6



Anm.: Seneste observation er 2012.

Kilde: Danmarks Statistik og Eurostat.

hviler finanspolitikken. Siden introduktionen af euroen i 1999 har den danske økonomi været i fase med euroområdet, jf. figur 2.6. ECB's pengepolitik har dermed også i Danmark bidraget til at stabilisere den økonomiske udvikling.

SAMFUNDSØKONOMISKE ULEMPER VED INFLATION

Boks 2.2

Stabile priser har en række samfundsøkonomiske fordele, jf. fx Gaspar mfl. (2001) og Pedersen og Wagener (2000). I litteraturen skelnes ofte mellem ulemperne ved forventet henholdsvis uforudset inflation.

Forventet inflation

Når forudset inflation diskuteres, ligger fokus på, hvordan høje prisstigningstakter i sig selv kan påvirke økonomien, selv om de ikke kommer som en overraskelse for nogen. Høj inflation gør det mindre attraktivt at holde kontanter i stedet for rentebærende aktiver som fx obligationer. Borgerne vil derfor ligge inde med færre kontanter og skal derfor oftere veksle for at klare det løbende transaktionsbehov. Det er omkostningsfuldt og benævnes i litteraturen som *shoe leather costs*.

Ved høj inflation er det desuden nødvendigt at bruge flere resurser på at indsamle information om prisudviklingen og analysere denne. Det medfører i sig selv højere omkostninger. Rent fysisk skal virksomhederne også oftere ændre deres prisskilte, salgsmateriale etc. Disse omkostninger betegnes som *menu costs*. De opstår dels ved høj forudset inflation, men forøges, hvis inflationsudviklingen er uventet.

I et nominelt baseret skattesystem virker inflation forvridende. Den nominelle rente er givet ved realrenten plus den forventede inflation. Da der er fuld fradragsmulighed for

FORTSAT

Boks 2.2

de nominelle renteudgifter, betyder det, at højere inflation giver større skattefradrag på investeringer. Realafkastet efter skat afhænger dermed ikke alene af investeringernes produktive afkast, men også af inflationen. Det kan i perioder gøre investeringer rentable for den enkelte, selv om de er urentable på samfundsøkonomisk niveau.

En højere prisstigningstakt følges normalt af større udsving, hvilket øger usikkerheden om de fremtidige priser. Det tvinger husholdninger og virksomheder til at bruge flere resurser på at sikre sig mod fremtidig inflation, når der indgås kontrakter på de finansielle markeder samt på arbejds- og varemarkedet. På arbejdsmarkedet risikerer det at starte en såkaldt løn-pris-spiral, jf. afsnit 6.

Uforudset inflation

Uforudset inflation slører informationsindholdet i priserne. Det giver problemer i en markedsøkonomi, hvor prisernes signalværdi er afgørende for, at økonomien kan fungere effektivt. Fx afhænger forbrugs- og investeringsbeslutninger af de relative priser. De kan bl.a. ændre sig som følge af forskelle i produktiviteten i forskellige brancher og de enkelte virksomheder imellem. Svingende og uforudsigelig inflation gør det sværere at identificere den relative prisstruktur og dermed agere optimalt på baggrund af denne.

Hvis priserne udvikler sig anderledes end forventet, vil det bevirke en omfordeling mellem långivere og låntagere. Denne omfordeling er hverken realøkonomisk eller politisk begrundet, men er ex ante at betragte som en tilfældighed. Det gør det mindre attraktivt for både husholdninger og virksomheder at indgå lange nominelle kontrakter. Långiverne vil desuden typisk kræve en højere risikopræmie, hvilket øger de reale låneomkostninger. Det lægger en dæmper på investeringerne og den økonomiske vækst.

Afslutningsvist bemærkes det, at deflation, dvs. generelt faldende priser, heller ikke er ønskværdigt, da det også har nogle negative konsekvenser. En beskeden positiv inflationstakt er derfor at foretrække, da det mindsker risikoen for perioder med deflation. Samtidig kan det medvirke til en mere smidig reallønstilpasning mellem virksomheder, sektorer og for økonomien som helhed i en situation, hvor lønningerne er stive nedadtil, jf. Akerlof mfl. (1996).

3. INFLATIONSFORVENTNINGER

Forventninger til den fremtidige inflation spiller en vigtig rolle for den aktuelle prisudvikling. For det første fastsættes prisen på mange varer og tjenester med henblik på, at den som udgangspunkt ikke skal ændres inden for en given periode. Det kan fx skyldes, at det er omkostningsfuldt at ændre prisen. Derfor vil virksomhederne tage hensyn til den forventede generelle prisudvikling, når de fastsætter priser for deres varer. Derudover kan velforankrede inflationsforventninger mindske risikoen for, at midlertidige stød til prisudviklingen kan få længerevarende effekt. Forventningsdannelsen er derfor central i forbindelse med at sikre stabile priser. Endelig påvirker inflationsforventningerne hus-

holdningers og virksomheders beslutninger om forbrug, investeringer og opsparing.

Der findes overordnet set to tilgange til at måle forventet fremtidig inflation: spørgeskemaundersøgelser og information udledt fra de finansielle markeder. Spørgeskemaundersøgelser er typisk rettet mod forbrugere eller professionelle analytikere, mens information fra de finansielle markeder kan udledes fra finansielle produkter, som enten er direkte indekseret til prisudviklingen, eller hvor prisfastsættelsen indirekte afhænger af forventningerne til den fremtidige prisudvikling.

I det følgende diskuteres det, hvordan de to supplerende tilgange kan bruges til at danne et mere præcist billede af den forventede fremtidige inflation og dermed bidrage til forståelsen af et centralt element i prisdannelsen.

Spørgeskemaundersøgelser

I Danmark giver den månedlige undersøgelse om forbrugerforventninger et mål for, hvordan forbrugerne opfatter den nuværende prisudvikling, og hvordan de forventer, at priserne udvikler sig i det kommende år. Der spørges ikke direkte til, hvad inflationsniveauet forventes at blive, men ved at udregne et nettotal på baggrund af svarene, kan udviklingen kvalitativt sammenlignes med udviklingen i den faktiske HICP-inflation, jf. figur 3.1.¹ Der er en relativ tæt sammenhæng mellem årsstigningen i HICP-prisindekset og forbrugernes opfattelse af priserne idag sammenlignet med et år tidligere.²

Der ses desuden en forholdsvis tæt sammenhæng mellem forbrugernes opfattelse af prisudviklingen i det seneste år og deres forventninger til det kommende år. Det kunne indikere, at den seneste prisudvikling spiller en central rolle for forventningsdannelsen.

Forbrugerforventningerne kan give en indikation af den forventede prisudvikling på kort sigt, men fortæller ikke noget om forbrugernes inflationsforventninger på lidt længere sigt. Deres forventninger er specielt interessante i forhold til samspillet med løndannelsen.

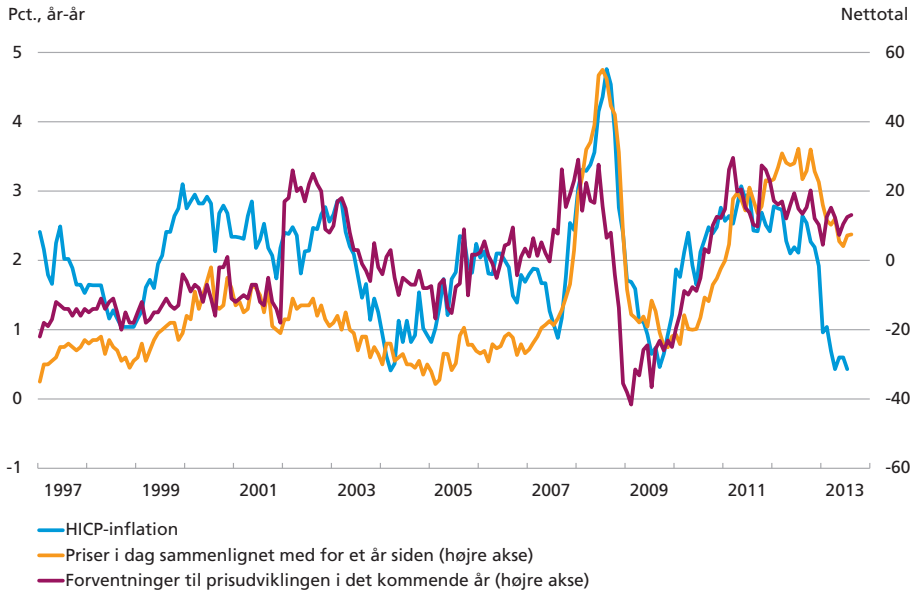
Spørgeskemaundersøgelser til professionelle investorer og analytikere kan anvendes som supplement til forbrugerforventningerne. Sådanne undersøgelser kvantificerer typisk inflationsforventningerne for forskellige tidshorisonter. På kort sigt forventer analytikerne i stor udstrækning en ensartet inflationsudvikling i Danmark og euroområdet, jf. figur 3.2. De seneste tal viser, at der trods en markant nedgang i den danske pris-

¹ Forbrugerforventninger er baseret på en stikprøve på ca. 1.500 personer. Eurostat offentliggør sammenlignelige tal for de øvrige EU-medlemslande.

² Denne sammenhæng findes også for perioden 1986-96, jf. Christensen (1996).

FORBRUGERFORVENTNINGER OG INFLATION

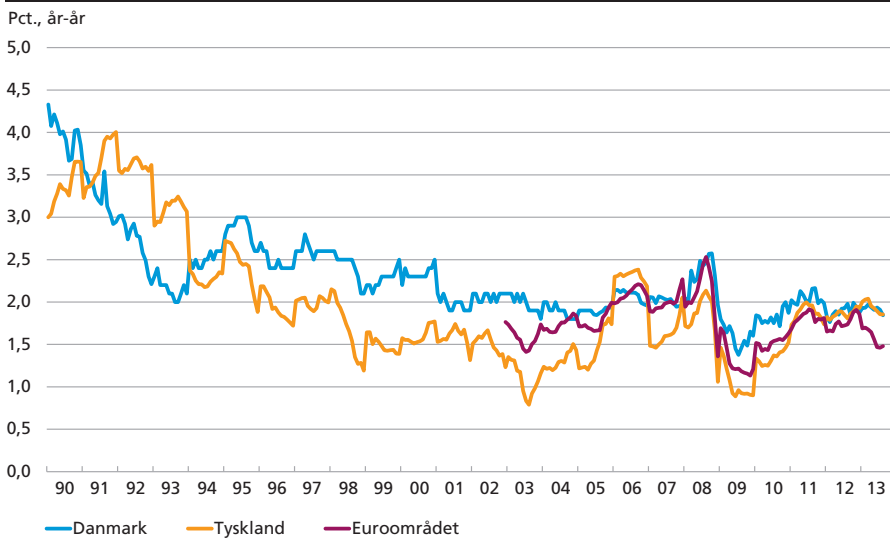
Figur 3.1



Anm.: Seneste observation for HICP-inflationen er juli 2013. For forventningerne er seneste observation august 2013. Der er brud i serien for den fremtidige prisudvikling som følge af en omformulering af spørgsmålet i januar 2002.
Kilde: Danmarks Statistik.

FORVENTET INFLATION I NÆSTE KALENDERÅR

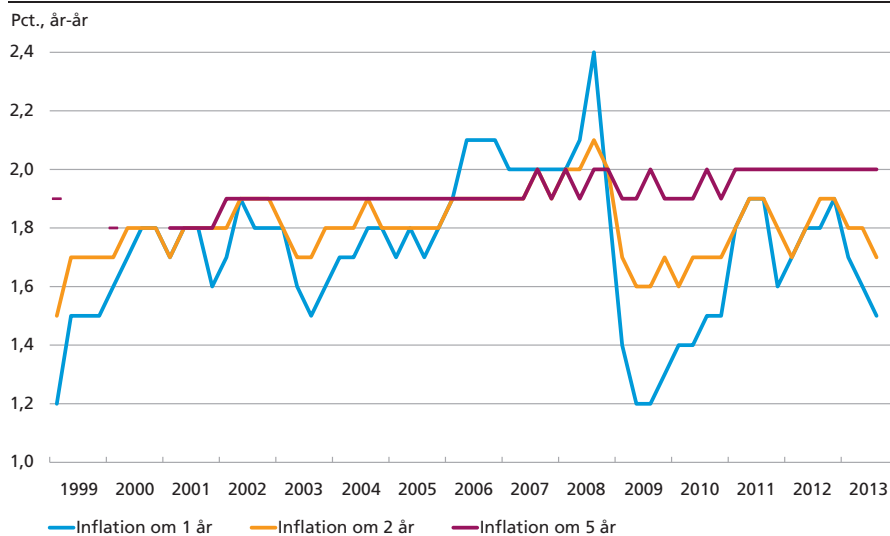
Figur 3.2



Anm.: Figuren viser den forventede inflation i næste kalenderår som et gennemsnit for de analytikere, som deltager i Consensus Economics's månedlige spørgeskemaundersøgelse. For Danmark er de seneste tal baseret på ca. 15 forskellige, primært internationale finansielle investorer og analytikere. Seneste observation er august 2013.
Kilde: Consensus Economics.

FORVENTET INFLATION I EUROOMRÅDET

Figur 3.3



Anm.: Figuren viser forventet fremtidig inflation i euroområdet baseret på ECB survey of professional forecasters, SPF. Undersøgelsen bygger på svar fra ca. 50 forskellige finansielle investorer og analytikere. Seneste observation er 3. kvartal 2013. Værdierne i figuren er afrundet til én decimal.

Kilde: ECB.

stigningstakt i begyndelsen af 2013 stadig forventes en årlig prisstigningstakt i 2014, som ligger meget tæt på 2 pct.

For euroområdet findes en mere detaljeret spørgeskemaundersøgelse - ECB survey of professional forecasters, SPF. Til forskel fra de ovenfor diskutererede undersøgelser for Danmark, indeholder SPF forventninger til inflationen på mellemlangt sigt samt information om usikkerhed omkring den fremtidige inflation.¹

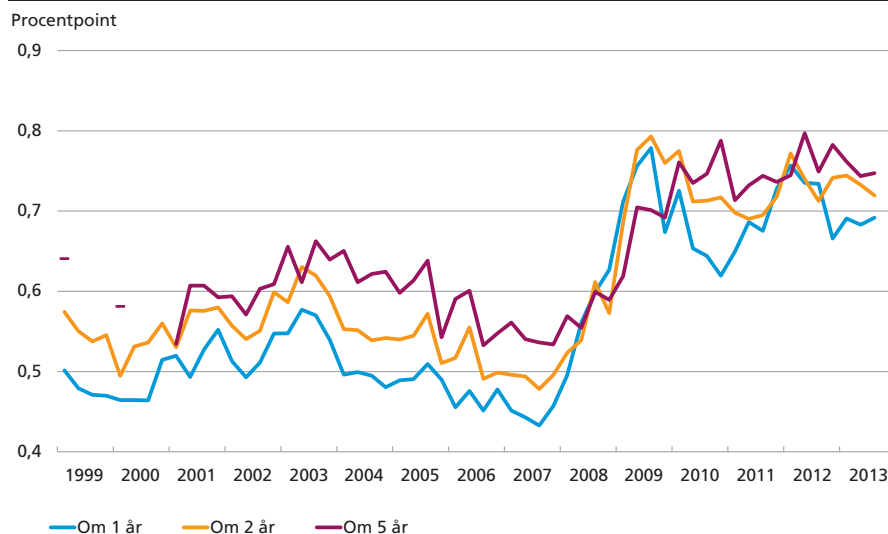
Figur 3.3 viser, at inflationsforventningerne på 1-års sigt har svinget en del, specielt i 2008-09, hvor først stigende råvarepriser og senere et kraftigt konjunkturomslag resulterede i markante udsving i prisstigningstakten i euroområdet. Forventningerne på 2-års sigt har i perioder også vist afvigelser fra målsætningen om en inflation på lige under 2 pct. på mellemlangt sigt. Til gengæld har forventningerne på 5-års sigt været bemærkelsesværdigt konstante på trods af en periode med betydelig økonomisk ustabilitet. I de seneste ti år har den forventede inflation på 5-års sigt konsekvent befundet sig i det snævre interval 1,9-2,0 pct.

Resultaterne fra SPF tegner et billede af solidt forankrede inflationsforventninger på linje med ECB's målsætning. Siden 1999, hvor SPF blev

¹ Lignende spørgeskemaundersøgelser foretages af Federal Reserve Bank of Philadelphia og Bank of England.

SPREDNING FOR INFLATIONSSKØN FOR EUROOMRÅDET

Figur 3.4



Anm.: Figuren viser standardafvigelsen på den aggregerede sandsynlighedsfordeling for forventet fremtidig inflation i euroområdet baseret på ECB survey of professional forecasters, SPF. Hvert svar indeholder en sandsynlighedsfordeling, og disse er aggregeret til en samlet fordeling. Seneste observation er 3. kvartal 2013.

Kilde: ECB.

gennemført første gang, har de forventede afvigelser fra målsætningen hovedsageligt været i nedadgående retning.

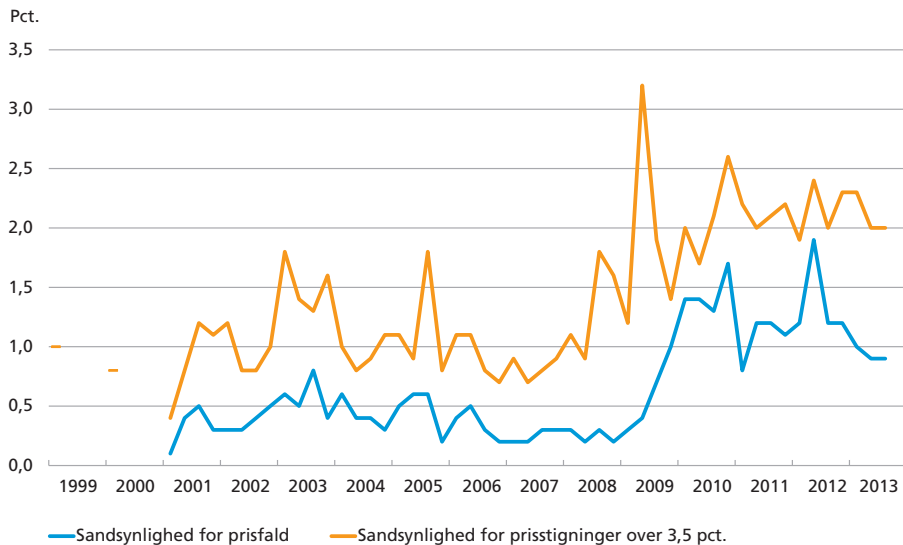
Mens gennemsnittet for inflationsforventningerne på 5-års sigt har været meget stabilt, viser SPF dog også, at usikkerheden er steget efter finanskrisen. Hver enkelt besvarelse i SPF-undersøgelsen indeholder analytikernes skønnede sandsynlighedsfordelinger for inflationen. Disse fordelinger kan aggregeres til en samlet sandsynlighedsfordeling for den forventede fremtidige inflation. Figur 3.4 viser standardafvigelsen på den aggregerede sandsynlighedsfordeling, som er et mål for, hvor bredt udfaldsrummet for den forventede inflation vurderes at være. Der er et tydeligt niveauskifte efter finanskrisens udbrud. Respondenterne i SPF forventer stadig en inflation tæt på målsætningen, men angiver større sandsynligheder for afvigelser fra målet.¹ En tilsvarende udvikling findes for inflationsforventningerne i Storbritannien, jf. Maule og Pugh (2013).

SPF-besvarelserne kan også bruges til at vurdere risici for markante afvigelser fra inflationsmålsætningen. Både den skønnede sandsynlighed for årlige prisfald og en årlig prisstigning over 3,5 pct. er steget, jf. figur 3.5. Det er værd at bemærke, at begge scenarier tilskrives en meget be-

¹ Man kan også opgøre den indbyrdes uenighed blandt respondenterne som et mål for usikkerheden omkring den fremtidige inflation. En sådan opgørelse viser ligeledes en tiltagende usikkerhed fra slutningen af 2008, om end niveauet siden er faldet lidt tilbage igen, jf. ECB (2012).

USIKKERHED OMKRING INFLATIONEN I EUROOMRÅDET PÅ 5-ÅRS SIGT

Figur 3.5



Anm.: Baseret på ECB survey of professional forecasters viser figuren skønnede sandsynligheder for, at euroområdet inflation på 5-års sigt vil afvige markant fra inflationsmålsætningen. Seneste observation er 3. kvartal 2013.

Kilde: ECB.

skeden sandsynlighed ifølge SPF. En nylig undersøgelse (Kenny, Kostka og Masera (2013)) tyder dog på, at respondenterne generelt har vanskeligt ved at kalibrere sandsynlighederne, så de er i overensstemmelse med de faktiske forekomster af ekstreme udfald. Det taler for i højere grad at se på udviklingen over tid, idet den findes at være mere informativ.¹

Hvis forbrugere, virksomheder og fagforeninger inddrager analytikernes forventninger i deres egen forventningsdannelse, er undersøgelser som fx SPF og Consensus Economics relevante i forhold til prisdannelsen og samspillet med løndannelsen. Det gælder også, selvom analytikernes forventninger senere viser sig at være upræcise eller udvise systematisk bias.

Inflationsforventninger udledt fra de finansielle markeder

Inflationsforventninger udledt fra de finansielle markeder har den fordel, at de bygger på faktiske handler med finansielle produkter. Her har investorerne en direkte økonomisk tilskyndelse til at forudsige inflationen så præcist som muligt. Desuden kan information fra de finansielle markeder løbende afspejle de seneste hændelser og dermed give et mere opdateret billede end spørgeskemaundersøgelserne.

¹ Udviklingen beskrevet i figur 3.4 og 3.5 er i høj grad baseret på analytikernes subjektive vurdering. En udvidet SPF-undersøgelse i efteråret 2008 viste, at hovedparten af analytikerne bruger økonomiske modeller suppleret med en subjektiv vurdering. Specielt angivelsen af sandsynlighedsfordelingen for den fremtidige inflation er i høj grad baseret på en subjektiv vurdering (4 ud af 5 respondenter bruger ingen model hertil).

FORTOLKNING AF BREAK-EVEN-INFLATION

Boks 3.1

Der er en række metodiske problemer forbundet med at fortolke den beregnede break-even-inflation alene som forventninger til inflationen i Danmark.

For det første indeholder rentespændet mellem den nominelle og den indekserede statsobligation en inflationsrisikopræmie, som er det merafkast, markedsdeltagerne kræver for at være eksponeret over for udsvingene i købekraften af betalingerne fra den nominelle obligation. Det medfører generelt, at break-even-inflationen er højere end inflationsforventningen.¹

For det andet kan rentespændet indeholde en likviditetspræmie som følge af lavere likviditet i den indekserede statsobligation end i den nominelle statsobligation. Det medfører, at break-even-inflationen er lavere end inflationsforventningen.

For det tredje påvirkes rentespændet af sæsonvariation i forbrugerpriserne. Indekseringen foretages over for ikke-sæsonkorrigerede priser for at undgå, at obligationsafkast afhænger af, hvilken metode, der anvendes til sæsonkorrektur. Den normale sæsonvariation må forventes at være afspejlet i obligationsprisen. I en måned, hvor forbrugerprisindekset er lidt lavere end normalt som følge af en negativ sæsonfaktor, vil en investor derfor kunne se frem til at modtage en inflationsopskrivning, som overstiger den underliggende stigningstakt i forbrugerpriserne. Det vil være afspejlet i en højere pris på den indekserede obligation, dvs. en lavere realrente. Dermed beregnes en højere break-even-inflation i måneder med negativ sæsonvariation.

Endelig er rentespændet følsomt over for midlertidige prisforvridninger mellem nominelle og indekserede statsobligationer. Den finansielle uro i euroområdet kan fx have skabt en periodevis overnormal efterspørgsel efter den nominelle danske statsobligation, hvilket reducerer den nominelle rente og dermed også den beregnede break-even-inflation.

Markederne for inflationsindekserede obligationer kan bruges til at udregne den såkaldte break-even-inflation ved at sammenligne den effektive rente på nominelle og inflationsindekserede obligationer. Break-even-inflationen er det inflationsniveau, som ligestiller afkastet på den indekserede obligation og en tilsvarende nominel obligation.² Den kan med visse forbehold fortolkes som forventet inflation, jf. boks 3.1.

I maj 2012 udstedte den danske stat en 10-årig dansk inflationsindekseret statsobligation. Break-even-inflationen har kunnet udregnes direkte siden september 2012, hvor statens nominelle obligation med samme udløbsdato blev åbnet.³ Siden da har break-even-inflationen ligget i intervallet 1,5-2,0 pct., jf. figur 3.6. Bedømt ud fra break-even-inflationen

¹ Inflationsrisikopræmien kan i princippet også være negativ afhængigt af markedets forventninger til korrelationen mellem inflation og konjunkturcyklus, jf. Danmarks Nationalbank, *Statens låntagning og gæld – 2012*, s. 100-101.

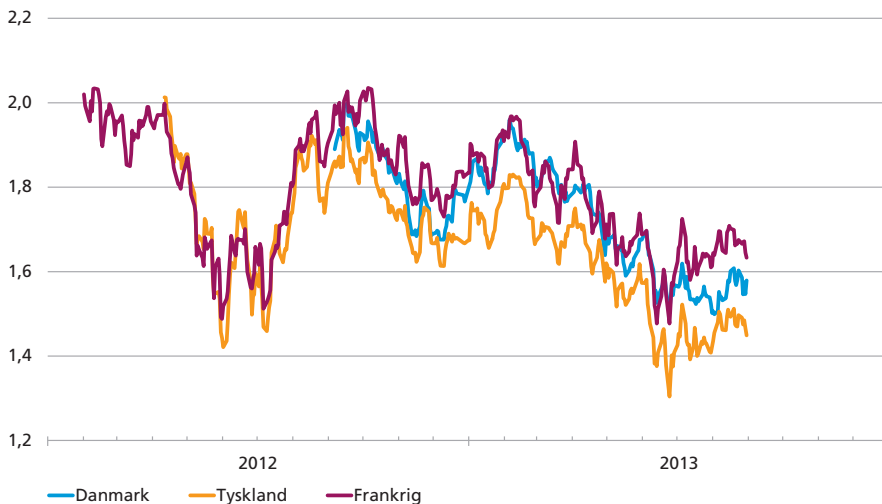
² Beregningerne af break-even-inflation baseret på danske statsobligationer er mere detaljeret beskrevet i Danmarks Nationalbank, *Statens låntagning og gæld – 2011*.

³ I 1980'erne og 1990'erne var der i Danmark betydelige udstedelser af indekserede realkreditobligationer. Handlen med disse obligationer har dog været yderst beskeden siden ophævelsen af indeksobligationernes friholdelse for realrenteafgift i 1999.

10-ÅRIG BREAK-EVEN-INFLATION FOR DANMARK OG EUROOMRÅDET

Figur 3.6

Pct., år-år



Anm.: Break-even-inflation udregnes med udgangspunkt i forskellen mellem nominelle og reale renter på statsobligationer med en løbetid på 10 år. For Danmark benyttes obligationsserierne DGB 1,5'23 og DGBi 0,1'23. For Tyskland benyttes DBR 1,75'22 og DBRi 0,1'23. For Frankrig benyttes OATe 1,1'22 og OAT 3'22. Seneste observation er 30. august 2013.

Kilde: Bloomberg.

forventer markedet dermed en gennemsnitlig inflation i Danmark i underkanten af 2 pct. frem mod 2023.

Den tætte sammenhæng med tilsvarende opgørelser for eurolandene Tyskland og Frankrig viser, at de finansielle markeders forventninger til inflationen i Danmark ligger tæt op ad forventningerne til euroområdet.

Der er tale om et ret markant fald på næsten et halvt procentpoint i løbet af første halvdel af 2013. Hovedparten af faldet skyldes formentlig ændrede inflationsforventninger, men en ændret inflationsrisikopræmie kan også have haft betydning. Derimod er der formentlig ikke nogen betydende ændring i likviditetspræmien, idet den tyske break-even-inflation, som bygger på et meget likvidt marked, er faldet tilsvarende. I løbet af juli og august steg forventningerne en smule i takt med mere positive udsigter for økonomien end tidligere.

For euroområdet er det desuden muligt at udlede yderligere information omkring den forventede fremtidige inflation fra markederne for inflation-swaps og inflations-optioner (floors og caps). Principperne bag udregningerne er de samme. Break-even-inflation beregnet ved hjælp af inflation-swaps er dog formentlig lidt mere robust over for midlertidige prisforvridninger.

Desuden kan priserne på optionerne bruges til at udlede yderligere information om usikkerheden omkring den forventede fremtidige inflation.

Fx kan man løbende udlede markedets vurdering af sandsynligheden for årlige prisfald eller for en årlig prisstigning i HICP, der er væsentligt højere end målsætningen på lige under 2 pct. De eksisterende inflationsindekse-rede swaps kan bruges til at udlede inflationsforventninger for løbetider over 1-30 år. Usikkerheden om den fremtidige inflation i euroområdet blev kraftigt udvidet fra efteråret 2008, jf. ECB (2011, 2013).

De forskellige opgørelser for inflationsforventningerne supplerer hinanden, da de måler forventninger hos forskellige aktører. Konklusionen på tværs af opgørelserne er, at inflationsforventningerne både i Danmark og euroområdet i mere end et årti har været fast forankrede og meget stabile. De seneste års økonomiske forhold har generelt ført til mere fokus på halerisici, og den øgede usikkerhed omkring inflationsforventningerne skal ses i denne sammenhæng.

Den svage økonomiske udvikling har trukket i retning af en lavere inflation. Det er modgået med en lempelig pengepolitik, hvor flere centralbanker har benyttet ukonventionelle pengepolitiske tiltag, da muligheden for at understøtte økonomierne gennem rentenedsættelser var udtømt. Sammenlignet med en mere normal konjunktursituation med en neutral pengepolitik, kan den nuværende situation være forbundet med større usikkerhed omkring inflationsudviklingen, fordi flere faktorer trækker ganske kraftigt i hver sin retning. Dertil kommer usikkerheden forbundet med udfasningen af de ukonventionelle pengepolitiske tiltag. Set i det lys er det ikke så overraskende, at udfaldsrummet for den forventede fremtidige inflation er udvidet.

4. UNDERLIGGENDE PRISUDVIKLING

For at forstå baggrunden for udviklingen i de overordnede forbrugerpriser kan man med fordel supplere med nogle mere specifikke prisindeks, der hjælper med at adskille forskellige aspekter af prisudviklingen.

Et element er her at bruge den såkaldte kerneinflation til at skelne mellem midlertidige og permanente prisændringer. Fx må arbejdstagerne forventes at være mindre tilbøjelige til at kræve lønkompensation for midlertidige prisstigninger, så længe disse ikke rykker nævneværdigt ved inflationsforventningerne. Dermed giver midlertidige udsving mindre anledning til øget risiko for en løn-pris-spiral. Kerneinflationen fraserter de mest volatile priser, og kan benyttes som en indikator for den underliggende prisudvikling.

Et andet element er at vurdere, hvor stor en del af prispresset, der kommer fra udlandet. Hermed kan man bedre vurdere, hvor stor en del af inflationen, der kan henføres til et indenlandsk prispres, som er knyttet til den aktuelle kapacitetsudnyttelse i økonomien.

Kerneinflation som afgrænsning af forbrugerprisindekset

Nogle priser svinger så meget fra måned til måned, at de ikke egner sig til at beskrive den underliggende prisudvikling. Derfor anvendes ofte kerneinflationen, hvor visse priser er frasorteret. Kerneinflationen konstrueres typisk ved helt at ekskludere de produkter fra forbrugerprisindekset, som er kendetegnede ved at have mange og betydelige udsving. Herved fjernes en del af de mere eller mindre tilfældige prisændringer, og man får et bedre mål for den trendmæssige prisudvikling.¹

Metoden med at ekskludere fødevarer og energi anvendes i en lang række lande, om end der er forskelle med hensyn til præcis hvilke produkter, der ekskluderes. Det er en balancegang at fjerne de produkter, hvis prisudvikling er for støjfyldt til, at de kan bidrage med information om det underliggende prispres uden samtidig at fjerne vigtige prissignaler, som kan indikere, at prisudviklingen bevæger sig i en uønsket retning.

Eurostat offentliggør for alle EU-lande flere varianter af kerneinflationen. En af opgørelserne er HICP ekskl. energi og uforarbejdede fødevarer. Denne afgrænsning giver en forholdsvis bred definition af kerneinflationen i forhold til andre varianter, hvor flere varer frasorteres, jf. figur 4.1. Afgrænsningen har baggrund i, at disse varer er meget volatile, og at energipriserne i høj grad er bestemt af oliepriserne på verdensmarkedet, mens prisen på uforarbejdede fødevarer afhænger af bl.a. vejrforhold og sæson. Udviklingen i disse priser afspejler således ikke det underliggende prispres i økonomien.

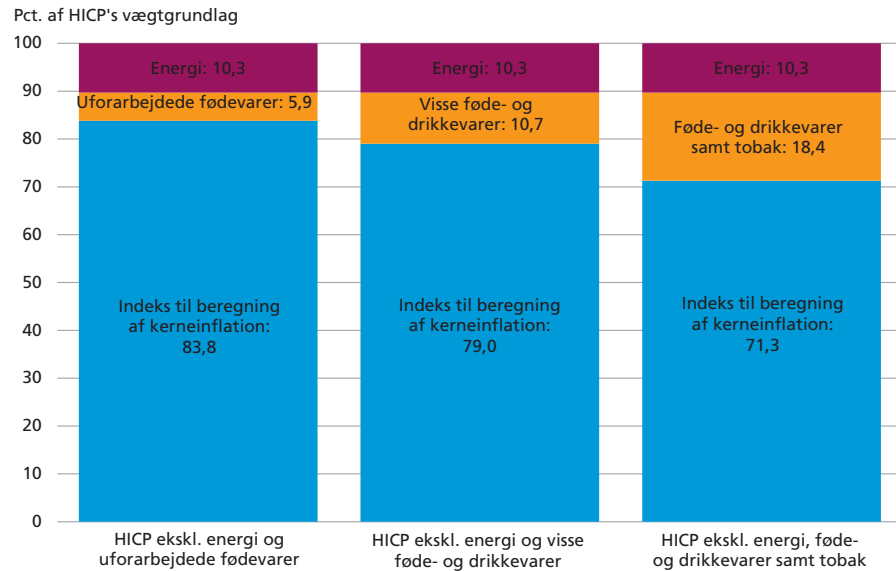
Heri ligger således også en skelnen til, i hvilket omfang forskellige priser kan betragtes som eksogene i forhold til den underliggende prisudvikling. Dog er der - selv for energi- og fødevarerpriser - et betydeligt indenlandsk element, som bidrager til prisbevægelser, der ikke er bestemt på de globale råvaremarkeder. Prisen på benzin afhænger således også af avancer, afgifter og lønudgifter til fx ansatte på tankstationer samt udgifter forbundet med distribution. Sidstnævnte spiller også en betydelig rolle for bl.a. fjernvarme. Udgifterne til energiinput udgør lidt over halvdelen af den samlede forbrugerpris ved forbrug af el, gas og andre brændsler og knap en tredjedel af omkostningerne ved brændstoffer, jf. Spange (2011).

Tilsvarende er energi, føde- og drikkevarer samt tobak blandt de produkter, der oftest berøres af afgiftsændringer, jf. figur 4.2. Dekomponeringen af årsstigningstakten i HICP viser, at afgifterne i perioder forklarer en væsentlig del af prisudviklingen. I 2012 øgede de fx årsstignings-

¹ En alternativ tilgang er at tildele en lavere vægt til de produkter, hvis pris svinger mest over tid, jf. Vega og Wynne (2001).

VÆGTE FOR EKSKLUDEREDE VARER VED AT GÅ FRA SAMLET HICP TIL FORSKELLIGE INDEKS FOR KERNEINFLATION

Figur 4.1

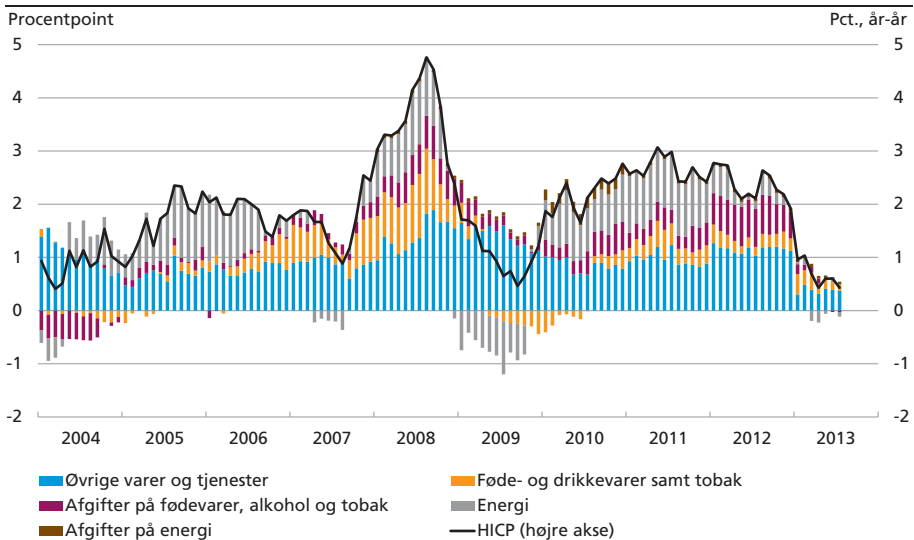


Anm.: Vægtene afspejler vægtgrundlaget pr. januar 2013. "Energi" indeholder følgende underindeks i COICOP-klassifikationen: 04.5 Brændsel, el, gas og varme og 07.2.2 Brændstof. "Uforarbejdede fødevarer" dækker 01.1.2 Kød, 01.1.3 Fisk, 01.1.6 Frugt og 01.1.7 Grønsager. "Visse føde- og drikkevarer" indeholder yderligere 01.1.1 Brød og kornprodukter, 01.1.4 Mælk, ost og æg, 01.1.5 Smør, spiseolie og margarine og 01.2.1 Kaffe, te og kakao. "Føde- og drikkevarer samt tobak" dækker 01 Alle fødevarer og ikke-alkoholiske drikkevarer samt 02 Alkoholiske drikkevarer og tobak.

Kilde: Danmarks Statistik.

BIDRAG TIL ÅRSSTIGNINGSTAKT I HICP

Figur 4.2



Anm.: Bidrag til pristigningstakterne er beregnet ud fra HICP og HICP-CT. Seneste observation er juli 2013.

Kilde: Danmarks Statistik.

takten i HICP med omkring et halvt procentpoint. Det kan bruges som et selvstændigt argument for at fjerne disse varer fra kerneinflationen, hvis afgiftsændringerne betragtes som eksogene. Omvendt er afgiftsændringer normalt permanente, så de skal ikke fjernes, når formålet er at frasortere midlertidige prisudsving.

Nationalbanken har normalt defineret kerneinflationen som HICP ekskl. energi, føde- og drikkevarer samt tobak. Dermed tages varer ud, hvis priser foruden råvarepriserne også afspejler indenlandsk forarbejdning, herunder bl.a. lønomkostninger. Med denne afgrænsning repræsenterer kerneinflationen stadig mere end 70 pct. af de varer og tjene-ster, der indgår i HICP, jf. figur 4.1.

Som en mellemvej mellem ovenstående afgrænsninger dannes en kerneinflation, der ud over energi og uforarbejdede fødevarer også ekskluderer priserne på brød, mejeriprodukter, æg, kaffe, te og kakao. Det sker ud fra en vurdering af, at disse varers pris i væsentlig grad afspejler råvarepriserne og samtidig er nogle af de produkter, der oftest ændrer pris, jf. afsnit 5.

En mere direkte metode til at rense for store midlertidige udsving er at opgøre kerneinflationen ved hjælp af den såkaldte *trimmed mean*-metode. Her ekskluderes de produkter fra forbrugerprisindekset, som i en given måned har haft de største prisændringer i forhold til måneden før. Trimningen foretages med udgangspunkt i de 93 underindeks i HICP, som er det mest detaljerede niveau, der offentliggøres af Danmarks Statistik. De største prisændringer i hver retning ekskluderes, indtil der er fjernet ca. 10 pct. af vægtgrundlaget i HICP.¹

Til forskel for de tre øvrige mål for kerneinflationen ekskluderes ved trimmed mean forskellige varer fra HICP fra måned til måned. Der er dog ofte sammenfald mellem de varer, der ekskluderes i de forskellige kerneinflationsopgørelser. Ud over energi og fødevarer er det beklædning og charterrejser, der oftest fjernes ved beregningen af trimmed mean-kerneinflationen.

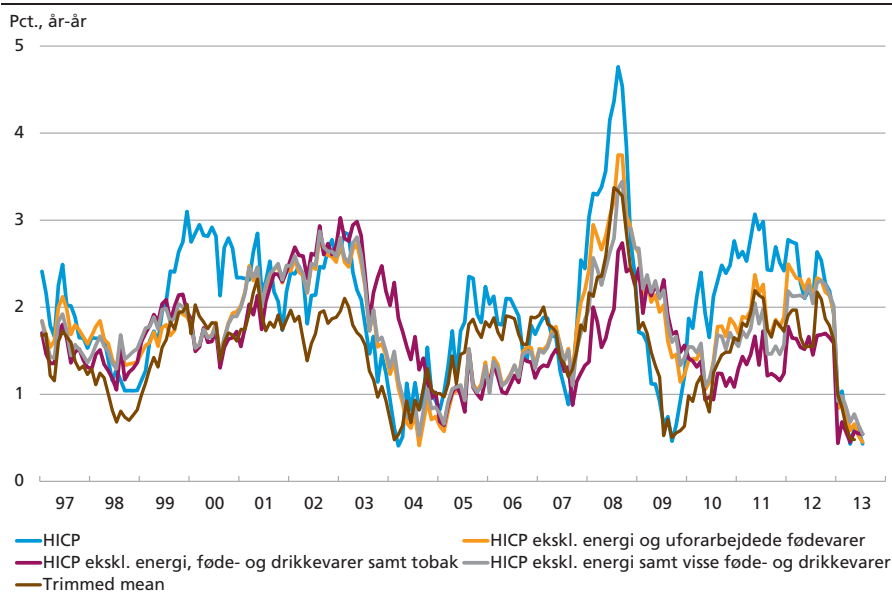
Alle fire mål for kerneinflationen giver en mere stabil udvikling end HICP, jf. figur 4.3. Det gælder specielt siden 2005, hvor der har været betydelige udsving i råvarepriserne, samt i de senere år, hvor der har været flere afgiftsændringer.

De forskellige udtryk for kerneinflationen følges generelt pænt ad, om end kerneinflationen beregnet ved trimmed mean i længere perioder har et lidt andet forløb.

¹ Trimningen foretages sekventielt startende med de største prisændringer. Så snart trimningen af endnu et underindeks medfører, at der er ekskluderet mindst 5 pct. i hver ende, stoppes trimningen.

HICP OG FORSKELLIGE AFGRÆNSNINGER AF KERNEINFLATION

Figur 4.3



Anm.: Seneste observation er juli 2013.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

I kortere perioder er der også forskelle mellem de mål for kerneinflationen, som hver især ekskluderer de samme varer hver måned. I 2008 er den afgrænsning, som ekskluderer flest varer, dvs. HICP ekskl. energi, føde- og drikkevarer samt tobak, fx mere stabil end de to øvrige. Det skal ses i lyset af kraftige råvareprisstigninger i 2007-08, som ikke blot betød højere priser på uforarbejdede fødevarer, men også havde gennemslag på priserne på forarbejdede fødevarer, såsom brød og mejeriprodukter, ligesom det også var tilfældet for visse drikkevarer, fx øl.

Fra midten af 2010 til slutningen af 2012 er udviklingen i disse tre mål for kerneinflationen igen forskellig. I den periode steg visse råvarepriser, specielt på kaffe og kakao, der ikke fjernes i HICP ekskl. energi og uforarbejdede fødevarer. Dette mål får derfor – modsat de to andre mål – et positivt bidrag til årsstigningstakten herfra.

På baggrund af ovenstående analyse samt analysen af mikrodata i afsnit 5 foretrækkes den version af kerneinflationen, der opgøres som den samlede forbrugerprisudvikling fraregnet prisudviklingen for energi- og uforarbejdede fødevarer. De ekskluderede varer er både på mikro- og makroplan kendetegnet ved hyppigere og større prisudsving end de fleste andre varer og tjenester. Dermed fokuserer kerneinflationen alene på at frasortere midlertidige udsving.

Det indenlandske prispres

I Danmark er den generelle udvikling i priserne delvist bestemt af indenlandske markedsforhold. Hertil kommer påvirkningen fra andre faktorer, der kan virke igennem bl.a. import- og energipriserne, men også afgifterne. Disse forhold kan i nogen udstrækning betragtes som eksogene i forhold til det indenlandske prispres. Til at belyse det indenlandske prispres har Nationalbanken derfor siden 1984 opgjort et prisindeks for den indenlandsk markedsbestemte inflation, IMI, jf. Lauritzen (1987).

Ligesom ved kerneinflationen tages der udgangspunkt i HICP, hvorefter energi og fødevarer ekskluderes, jf. Hansen og Knudsen (2005). Det sker med den foretrukne afgrænsning for kerneinflationen beskrevet ovenfor. Baggrunden for at fjerne energi og uforarbejdede fødevarer er her, at en væsentlig del af disse priser ikke er bestemt på et dansk marked. Ved afgrænsningen af kerneinflationen var hovedformålet i stedet at fjerne midlertidige prisændringer.

Produkter med administrerede priser, fx husleje og kollektiv trafik, fjernes også, da priserne er delvist politisk fastsatte og dermed ikke er markedsbestemte. Af samme årsag tages de indirekte skatter ud, hvilket sker ved at bruge nettoprisindekset. Endelig renses der for prispåvirkningen af import- og energiindholdet i de resterende varer ved hjælp af Danmarks Statistiks input-output-tabel fra 2005.

IMI-indekset repræsenterer under halvdelen af forbruget, jf. tabel 4.1. En betydelig del af forbrugerpriserne er altså bestemt af andre forhold end de indenlandske markedsforhold.

IMI-indekset indeholder kun varer og tjenester, hvis pris er bestemt på det danske marked, og som anvendes til privat forbrug. Det er en relativ bred gruppe varer, der indgår i indekset, men da import- og energiindhold fratrækkes, er der et større tjenesteindhold end i forbrugerprisin-

VÆGTE FOR EKSKLUDEREDE VARER VED AT GÅ FRA SAMLET HICP TIL
INDENLANDSK MARKEDSBESTEMT INFLATION

Tabel 4.1

Vægt i pct. af HICP's vægtgrundlag

HICP i alt	100,0
- Energi	10,3
- Fødevarer	5,9
- Administrerede priser	12,5
HICP ekskl. energi, fødevarer og adm. priser	71,3
NPR ekskl. energi, fødevarer og adm. priser	62,0
- Indirekte energiindhold	1,8
- Direkte og indirekte importindhold ekskl. energi	19,6
IMI-indeks	40,6

Anm.: Vægtgrundlag pr. januar 2013.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

dekset. Eksempelvis indgår prisen på en bil i IMI-indekset, men både afgifterne og importindholdet er renset ud, og i realiteten er kun forhandleravancen tilbage.

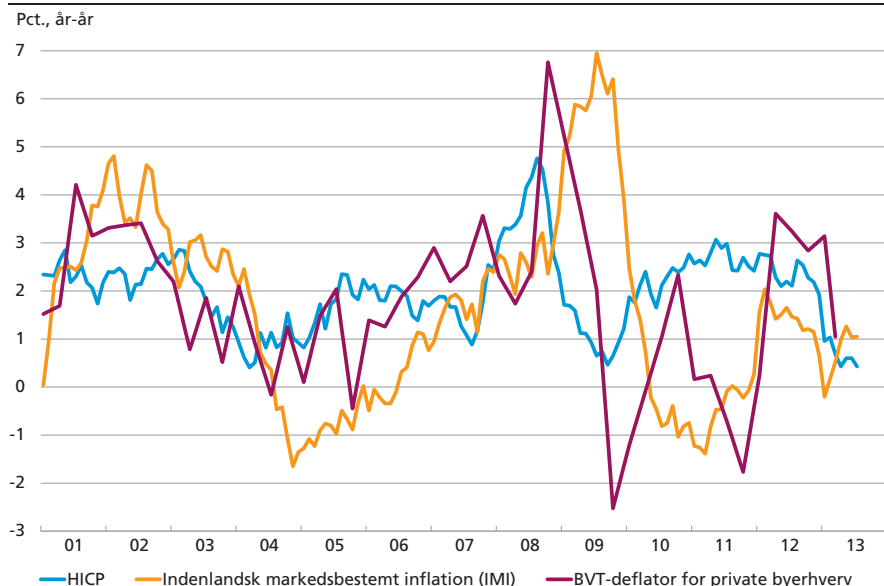
Udviklingen i IMI-indekset minder tilnærmelsesvist om deflatoren for private byerhverv, jf. figur 4.4. Det er betryggende, da IMI-beregningen er baseret på de månedlige forbrugerprisindeks og prisindeks for indenlandsk vareforsyning og derfor ikke nødvendigvis ligger tæt på nationalregnskabs priser, der principielt afspejler al prisstatistik.

Produktionen af varerne i IMI fratrækkes input af råvarer, dvs. energi og import. Dermed fås værditilvæksten. Den angiver, hvad der er til rådighed til aflønning af produktionsfaktorerne, dvs. arbejdskraft og kapital, herunder profit. IMI modsvarer således udviklingen i lønninger og bruttoavancer på de varer og tjenester, der indgår i indekset. Både løn og avancer er relateret til kapacitetsudnyttelsen i økonomien, og derfor er IMI-indekset en indikator for det aktuelle indenlandske prispres.

IMI-indekset udviser noget større udsving end HICP, jf. figur 4.4. Der har siden 2001 været en tendens til en negativ korrelation mellem IMI-indekset og HICP. Det sker i forbindelse med at energi- og importpriserne ofte ændres betydeligt. Disse prisændringer giver markante udsving i IMI, når de ikke sendes direkte videre til forbrugerne. På helt kort sigt er

INDENLANDSK MARKEDSBESTEMT INFLATION, HICP OG BVT-DEFLATOR

Figur 4.4



Anm.: Månedlig frekvens for HICP og IMI. Kvartalsfrekvens for deflatoren for bruttotilvækst (BVT) i de private byerhverv. Sektoren for private byerhverv er opgjort som de samlede private erhverv ekskl. landbrug, boligbenyttelse, energiudvinding og nettoeksport af andre tjenester end turistbranchens. Seneste observation er juli 2013 for HICP og IMI samt 1. kv. 2013 for BVT-deflator.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

det ofte virksomhedernes bruttoavancer, der tilpasser sig, fordi virksomhederne fastholder salgsprisen over for forbrugerne, selv om inputpriserne har ændret sig. Hvis de ændrede import- eller energipriser er længerevarende, tilpasses avancerne mod det normale niveau, jf. afsnit 6. Det betyder, at ændringer i de eksogene priser i første omgang vil påvirke IMI-indekset, som derefter vil tilpasse sig sit oprindelige niveau, jf. boks 4.1.

Fx steg IMI-indekset kraftigt igennem 2009, fordi virksomhederne ikke satte priserne ned i takt med, at olieprisen faldt. Dernæst fulgte en periode igennem det meste af 2010-11, hvor en negativ årstigning i IMI-indekset viste et meget svagt indenlandsk prispres.

EKSOGENE OG INDENLANDSK MARKEDSBESTEMTE PRISER

Boks 4.1

IMI søger at fange den del af prispresset, der dannes på et dansk marked. Varer og tjenester, hvis pris er bestemt udefra, kan imidlertid godt påvirke IMI. Det er fx tilfældet, hvis virksomhederne holder deres salgspriser til forbrugerne stort set uændrede, selv om de eksogene priser, som udgør en del af virksomhedens samlede omkostninger, er ændrede.

Hvorvidt de eksogene priser påvirker IMI, kan undersøges ved hjælp af nedenstående ligning, som estimeres på danske månedsdata for perioden januar 2001 til juli 2013¹:

$$\pi_t^{IMI} - \pi_{t-12}^{IMI} = \alpha + \beta(\pi_{t-12}^{HICP} - \pi_{t-12}^{IMI}) + \varepsilon_t$$

π_t^{IMI} og π_t^{HICP} er årstigningstakten i henholdsvis IMI- og HICP-indekset på tidspunkt t . ε_t er et fejlsled, mens α er konstantleddet. β er en koefficient, der angiver, hvordan IMI påvirkes af en forudgående forskel mellem årstigningstakten i HICP og IMI. Denne forskel skyldes de eksogene priser. En værdi af β på omkring 1 kan dermed fortolkes sådan, at en ændring i de eksogene priser vil føre til en stigning i de indenlandske markedsbestemte priser i løbet af det efterfølgende år. Vi får et punktestimat på β på 1,04, hvilket ikke er signifikant forskelligt fra 1.

At de eksogene priser påvirker IMI skal ses i lyset af, at nogle virksomheder ved ændringer i en eksogen pris, fx energiprisen, i første omgang lader salgspriserne til forbrugerne være uændrede og i stedet tager tilpasningen på deres avancer. Det giver betydelige udsving i IMI, mens årstigningstakten i forbrugerpriserne er langt mere stabil.

Hvis ændringerne i de eksogene priser er permanente, vil virksomhederne over tid tilpasse deres salgspriser, så de tidligere avancer retableres. Hvis ændringerne i de eksogene priser er midlertidige, vil avancerne ved uændrede salgspriser af sig selv komme tilbage på det tidligere niveau.

At IMI påvirkes af ændringer i de eksogene priser, kan også tolkes som en indikation på anden-runde-effekter. Dvs. at ændrede eksogene priser fører til nye inflationsforventninger og dermed ændrede lønkrav. Det vil i givet fald påvirke IMI. Inflationsforventningerne har i den betragtede periode imidlertid været stabile, jf. afsnit 3. Det mindsker sandsynligheden for, at dette er årsag til, at de eksogene priser påvirker IMI.

¹ Modellen følger Cecchetti og Moessner (2008) og er estimeret ved hjælp af autoregressive least squares.

HICP, kerneinflation og IMI

Udviklingen i HICP, kerneinflationen og IMI-indekset giver tilsammen et detaljeret indblik i prisudviklingen over tid. Alle målene kan opgøres hurtigt og er baseret på offentligt tilgængelige data, der normalt ikke revideres.

Når kerneinflationen dannes ved at fjerne midlertidige udsving, må man forvente, at den er mere stabil end årsstigningstakten i HICP. Det er også tilfældet målt ved standardafvigelsen, jf. tabel 4.2. IMI-indekset viser væsentligt større udsving.

I perioden januar 2001 til juli 2013 er HICP i gennemsnit vokset med 2,0 pct. år til år. For varer og tjenester har stigningerne været på henholdsvis 1,5 og 2,8 pct. år til år. Da IMI-indekset indeholder en forholdsvis større andel af tjenester kan man forvente, at IMI over tid vil stige mere end HICP. Det har imidlertid ikke været tilfældet i den analyserede periode, hvor årsstigningstakten for IMI i gennemsnit har været 1,6 pct. Det skyldes, at perioden har været domineret af store energiprisstigninger (3,6 pct. år til år i gennemsnit), som er frasorteret i IMI.

Både kerneinflationen og IMI har dermed over en længere periode svinget omkring et lavere niveau end HICP-inflationen. Det er vigtigt at være opmærksom på, når man fortolker disse prisindeks i forhold til udviklingen i HICP.

De frasortede varer følger med andre ord ikke den samme pristrend, som de varer, der inkluderes i kerneinflationen og IMI-indekset, jf. figur 4.5. Det gælder specielt prisen på energi. Energipriserne fjernes, fordi de indeholder store midlertidige udsving. Når de stiger over en længere periode, påvirker de dog også den underliggende prisudvikling.

Til at belyse sammenhængen mellem HICP, kerneinflation og IMI kan man undersøge, om kerneinflationen eller IMI bidrager til at forudsige den fremtidige årsstigningstakt i forbrugerpriserne. En simpel metode til at teste dette er at forklare årsstigningstakten i forbrugerpriserne om 12

GENNEMSNIET OG STANDARDAFVIGELSE FOR ÅRSSTIGNINGSTAKTEN I
FORSKELLIGE PRISINDEKS

Tabel 4.2

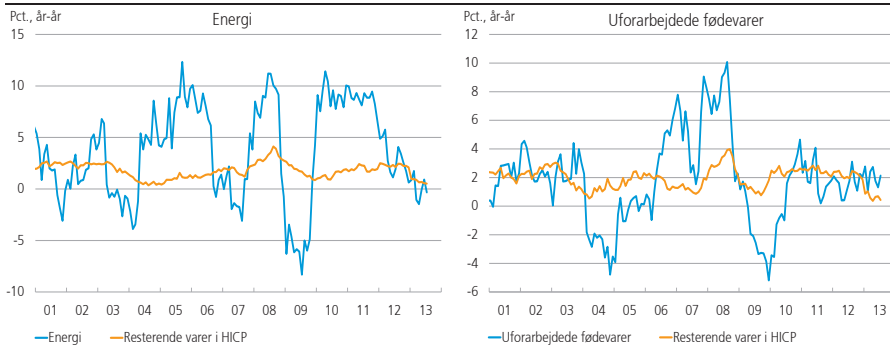
	Gennemsnit (pct.)	Std.afvigelse (procentpoint)
HICP.....	2,0	0,84
Kerneinflation.....	1,8	0,70
Indenlandsk markedsbestemt inflation, IMI.	1,6	1,96

Anm.: Beregnet ud fra årsstigningstakter over perioden januar 2001 – juli 2013. Kerneinflationen er opgjort som HICP ekskl. energi og uforarbejdede fødevarer.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

ÅRSSTIGNINGSTAKT FOR EKSKLUDEREDE OG RESTERENDE VARER I HICP

Figur 4.5



Anm.: Seneste observation er juli 2013.

Kilde: Danmarks Statistik.

eller 24 måneder, π_{t+m}^{HICP} , med en konstant, den aktuelle årsstigning i forbrugerpriserne, π_t^{HICP} , og det inflationsmål, π_t^* , som vi er interesseret i at undersøge forudsigelsesevnen for:

$$(4.1) \quad \pi_{t+m}^{HICP} = \alpha + \beta_1 \pi_t^{HICP} + \beta_2 \pi_t^* + \varepsilon_t,$$

hvor $m = 12$ og 24 måneder. Både kerneinflation og IMI benyttes som π_t^* .

IMI-indeksets formål er at fange den del af prisudviklingen, der dannes på et dansk marked. Her spiller konjunkturudviklingen en vigtig rolle, og IMI-indekset må derfor som udgangspunkt forventes at reagere

REGRESSIONSRESULTATER FOR TEST AF FORUDSIGELSESEVNE

Tabel 4.3

	α (konstant)	π_t^{HICP} (årsstigning i forbrugerprisindeks)	π_t^* (undersøgt inflationsmål)	Justeret R^2
<i>Regressioner for venstresidevariabel: π_{t+12}^{HICP}</i>				
Kerneinflation.....	1,51***	0,40***	-0,08	17,2
Indenlandsk markedsbestemt inflation, IMI	1,36***	0,19***	0,19***	27,7
<i>Regressioner for venstresidevariabel: π_{t+24}^{HICP}</i>				
Kerneinflation.....	1,37***	0,36***	0,04	15,4
Indenlandsk markedsbestemt inflation, IMI	1,41***	0,12**	0,21***	30,2

Anm.: Tabellen viser de estimerede koefficienter for de forklarende variable i ligning (4.1). Variabelen "undersøgt inflationsmål" er forskellig i hver række. Regressionen udføres for både årsstigningstakten i forbrugerprisindekset leadet 12 og 24 måneder. Dertil viser tabellen de justerede forklaringsgrader, ligesom antal stjerner udtrykker signifikansniveau, hvor *** angiver $p < 0,01$, ** angiver $p < 0,05$ og * angiver $p < 0,10$. Dataperioden er januar 1985 til juli 2013. Fra 1997 er HICP brugt, og før er det nationale forbrugerprisindeks brugt. Før 1997 er afgrænsningerne kun opgjort ekskl. energi, føde- og drikkevarer samt tobak og derefter eksklusiv energi og uforarbejdede fødevarer. Regresseres der alene fra 1997 og frem, falder forklaringsgraderne betydeligt, og i flere tilfælde er kun konstanten signifikant.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

INFLATIONS-DYNAMIK

Boks 4.2

Kerneinflationen skal afspejle den underliggende prisudvikling. Hvis årstigningstakten i HICP, π_t^{HICP} , er forskellig fra kerneinflationen, π_t^{kerne} , bør det derfor skyldes midlertidige forhold, ε_t . Det kan skrives som $\pi_t^{HICP} = \alpha + \beta\pi_t^{kerne} + \varepsilon_t$, hvor betydningen af de midlertidige forhold vil forsvinde over tid, så HICP- og kerneinflationen følges ad på langt sigt.

Ved at undersøge om kerneinflationen kointegrerer med årstigningstakten i HICP, kan man teste om ovenstående sammenhæng findes empirisk og samtidig teste, hvilken vej tilpasningen typisk foregår. Tilstedeværelsen af kointegration undersøges ved at inddrage de forskellige mål for kerneinflationen foruden HICP. Metoden forudsætter, at hverken HICP- eller kerneinflation på forhånd er stationære. I den betragtede periode fra januar 1997 til juli 2013 er dette opfyldt. Resultaterne viser, at HICP kointegrerer med kerneinflationen, og det kan ikke afvises, at koefficienten til kerneinflationen er 1. I så fald er HICP på langt sigt bestemt af udviklingen i kerneinflationen.

Resultaterne viser desuden, at årstigningstakten i HICP signifikant tilpasser sig kerneinflationen, mens det omvendte ikke er tilfældet. I praksis betyder det fx, at hvis årstigningstakten i HICP i en periode har været højere end kerneinflationen, vil HICP normalt falde og nærme sig kerneinflationen. Det underbygger kerneinflationens brug som en indikator for den underliggende pristrend.

tidligere på pres i økonomien end forbrugerpriserne. Det taler for, at IMI kan bidrage til at forudsige årstigningstakten i HICP.

Resultaterne viser, at IMI-indekset indgår signifikant i forudsigelsen af forbrugerpriserne om både 12 og 24 måneder, jf. tabel 4.3. Koefficienterne er positive, så den årlige stigning i forbrugerpriserne øges i kølvandet på en stigning i IMI.

Kerneinflationen er insignifikant og bidrager ikke til at forudsige udviklingen i HICP på et til to års sigt. Til gengæld viser en supplerende analyse, at kerneinflationen er afgørende for HICP-inflationen på langt sigt. Her tilpasser HICP-inflationen sig typisk mod kerneinflationen – og ikke omvendt, jf. boks 4.2. Det underbygger kerneinflationens brug som indikator for den underliggende pristrend.

5. FORBRUGERPRISER PÅ MIKRONIVEAU

I dette afsnit ses nærmere på de mikrodata, der udgør fundamentet for at opgøre forbrugerprisudviklingen i Danmark. Med disse data kan man bl.a. analysere hvor ofte, og hvor meget, de enkelte varepriser ændres, og hvordan prissætningen varierer for forskellige varer og sektorer. Formålet er at få en dybere forståelse for den underliggende prissætningsadfærd, og hvordan generelle forbrugerprisstigninger er en funktion af hyppighed og størrelse på de individuelle prisændringer.

I mikrodata fra Danmarks Statistik kan vi følge prisen for en specifik vare solgt i en given forretning over perioden januar 1997 til og med april 2013 (196 måneder). Datasættet indeholder i alt 4.770.694 observationer, hvilket udgør knap 25.000 priser på månedsbasis. De analyserede data består af oplysninger om pris, varens navn, varegruppe, forretning samt hvilken måned, prisen er indsamlet. Oplysningerne omkring den enkelte forretning er anonymiseret og Danmarks Statistik foretager en fejlsøgning på data.

De analyserede data dækker alle HICP-indeksets varer og tjenester. Til brug for denne analyse frasorteres vi dog en række priser og fokuserer på de markedsbestemte priser. Dermed fjernes administrerede priser og de imputerede huslejepriser samt prisindeks for bøger og computere, da disse ikke er direkte observerede markedspriser. Flere detaljer om rensningen af data kan findes i Hansen og Hansen (2006), hvor mikrodata frem til og med 2005 blev analyseret. Det endelige datasæt dækker ca. 85 pct. af de varer og tjenester, som indgår i det officielle HICP-indeks. Der er ikke foretaget kvalitetsjusteringer af priserne i mikrodata. Danmarks Statistik korrigerer i forbindelse med konstruktionen af forbrugerprisindekset visse priser.

Til illustration af prisernes forskellighed vises i figur 5.1 nogle typiske varepriser over den analyserede periode. De viste prisforløb er for en specifik vare solgt i en bestemt butik.

Prisen på en flaske Gammel Dansk er kendetegnet ved højst at blive ændret en gang om året med et større prisfald i 2003 som følge af nedsettelsen af afgiften på spiritus.

De to prisforløb for en herreklipping viser, at prisen justeres med et eller to års mellemrum. Tjenester er kendetegnet ved, at lønomkostningerne udgør en større andel af produktionsomkostningerne. Derfor vil lønudviklingen (og produktiviteten) over tid være afgørende for tjensteprisernes udvikling.

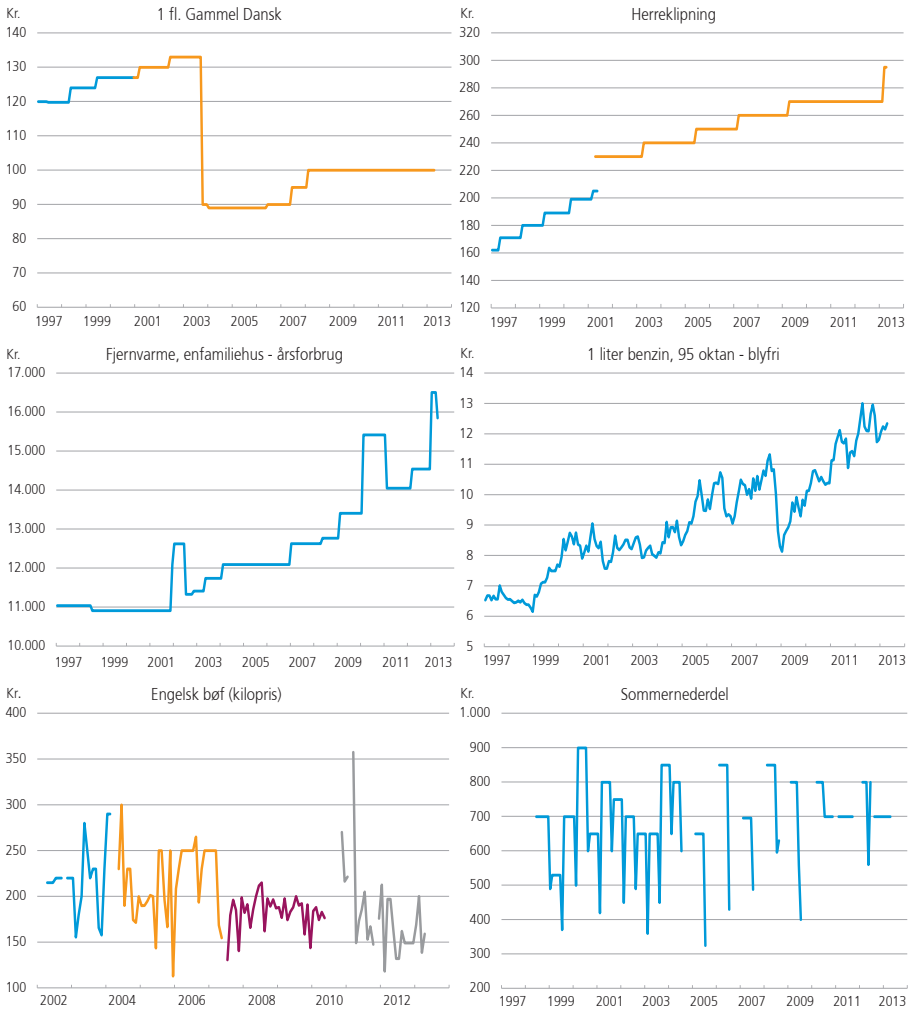
Prisen på fjernvarme og benzin følger den samme stigende trend over den analyserede periode, men benzinpriserne varierer betydeligt mere fra måned til måned.

Endelig er der andre varer, som er kendetegnet ved meget volatile prisforløb. Det gælder fx for prisen på en engelsk bøj af oksefilet eller prisen på en sommernederdel. For disse varer er prisforløbene typisk væsentligt kortere, bl.a. fordi Danmarks Statistik skifter mellem at indsamle prisen fra forskellige butikker for at mindske den enkelte butiks indberetningsbyrde.

For tøjpriser er der desuden en stor udskiftning i varerne, så den enkelte vare ofte kun indgår i fx et år eller to. Det viste prisforløb for en nederdel er fra den samme butik og i princippet for den samme vare

EKSEMPLER PÅ PRISFORLØB

Figur 5.1



Anm.: Figuren viser eksempler på prisforløb for forskellige produkter. Farverne angiver, at der er tale om et prisforløb for en bestemt vare fra samme forretning.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af mikrodata fra Danmarks Statistik.

over hele perioden. Forløbet viser tydelig sæsonvariation, hvor prisen sættes ned i løbet af foråret.

Samlet set illustrerer prisforløbene, hvordan det for nogle varer og tjenester er naturligt at følge prisudviklingen over tid, mens det for andre varer nødvendigvis bliver en syntetisk sammensætning af priser for en vare, hvis kvalitet kan ændre sig betydeligt over tid.

Både listepreiser og midlertidige udsving omkring disse bidrager til den samlede prisdynamik og er derfor medtaget i analysen. Denne tilgang benyttes i flere andre studier, men der er også foretaget analyser af

data, hvor man har forsøgt at rense for midlertidige tilbudspriser. Fx viser Nakamura og Steinsson (2013), at frekvensen på mikroniveau kan give et forkert billede af prisernes fleksibilitet på makroniveau, hvis en stor del af prisvariationen udelukkende er af midlertidig karakter. På makroniveau er prisernes træghed en vigtig byggesten for makroøkonomiske modeller, som bl.a. har afgørende implikationer for økonomiens tilpasningshastighed, når den udsættes for stød, jf. Gagnon, López-Salido og Vincent (2013).

Formålet med herværende analyse er dog ikke at fortolke mikropri-sernes fleksibilitet direkte som et udtryk for, hvor fleksible priserne er på makroniveau. Desuden er det ikke entydigt, hvordan man i praksis skal frasortere udsalgspriser. Sæson- og udsalgspriser er derfor ikke frasorteret. I den forbindelse er det desuden værd at bemærke, at mange priser ikke vender tilbage til samme udgangspunkt, når de har været på udsalg. Ifølge Klenow og Kryvtsov (2008) gælder det for mere end 40 pct. af priserne i et studie af amerikanske data. Dermed er udsalgspriserne ikke udelukkende at betragte som midlertidige udsving, men derimod som afvigelser, der kan være mere vedvarende og have betydning for prisudviklingen på makroniveau.

Hvor ofte ændres priserne?

Inflationen kan grundlæggende ændre sig, hvis der er flere priser, der ændres (ekstensiv margin), eller hvis prisændringerne bliver større eller mindre (intensiv margin). Det undersøges, hvor stor en andel af varerne, der ændrer pris på månedsbasis. I gennemsnit ændres 18,5 pct. af alle priserne i en enkelt måned, jf. tabel 5.1. Det dækker over, at 10,8 pct. af priserne sættes op, mens 7,7 pct. sættes ned. Prisstigninger er således lidt hyppigere end prisreduktioner, hvilket ikke er overraskende i en økonomi med en positiv prisstigningstakt.

Data viser dog samtidig, at en lang række priser hver måned sættes ned, og tegner dermed et billede af mere fleksible priser, end udviklingen i den overordnede prisudvikling kunne antyde.

Hyppigheden af prisændringer i Danmark er i overensstemmelse med tilsvarende analyser for andre lande. Klenow og Malin (2010) indeholder en gennemgang af de tilgængelige studier af mikropri-ser med specielt fokus på USA. Studierne er ikke direkte sammenlignelige, da de bl.a. varierer med hensyn til periode og sammensætning af varer, men de kan give en overordnet indikation om prisleksibiliteten.

De fleste internationale studier dækker ikke de seneste år. I de danske mikrodata er hovedresultaterne ikke afhængige af, om man bruger de seneste data frem til april 2013, eller – som i den tidligere analyse – frem til 2005, jf. Hansen og Hansen (2006).

FREKVENNS FOR MÅNEDLIGE PRISÆNDRINGER I DANMARK

Tabel 5.1

Pct.	Pris- ændringer	Pris- stigninger	Prisfald	Pris- stigningers andel
COICOP-grupper:				
1. Fødevarer og ikke-alkoholiske drikkevarer .	24,8	13,6	11,2	54,8
2. Alkoholiske drikkevarer og tobak	12,5	8,3	4,1	66,9
3. Beklædning og fodtøj	15,9	6,2	9,8	38,6
4. Bolig	30,0	18,5	11,5	61,7
5. Boligudstyr og husholdningstjenester	6,6	4,2	2,4	63,8
6. Sundhed	7,0	6,1	0,9	86,8
7. Transport	30,6	17,5	13,1	57,2
8. Kommunikation	3,8	1,9	1,9	49,3
9. Fritid og kultur	10,4	6,1	4,3	58,4
10. Uddannelse	-	-	-	-
11. Restauranter og hoteller	3,8	3,4	0,5	88,0
12. Andre varer og tjenester	6,9	5,4	1,5	78,6
Hovedkomponenter:				
Uforarbejdede fødevarer	39,3	20,5	18,8	52,2
Forarbejdede fødevarer	13,8	8,6	5,2	62,3
Energi	56,0	32,0	24,1	57,1
Industrivarer ekskl. energi	10,0	5,5	4,5	54,9
Serviceydelser	8,9	6,5	2,5	72,5
Alle varer og tjenester	18,5	10,8	7,7	58,4

Anm.: Tabellen angiver, hvor stor en andel af priserne, der ændrer sig fra en måned til den næste. Priserne for uddannelse er frasorteret, fordi der hovedsageligt er tale om administrerede priser. Frekvenserne er udregnet som vægtede gennemsnit baseret på frekvenser på produktniveau og varernes HICP-vægt. Perioden er januar 1997 – april 2013.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af mikrodata fra Danmarks Statistik.

I USA ændres mellem 26,5 og 36,2 pct. af priserne i en gennemsnitlig måned, jf. Nakamura og Steinsson (2008) og Klenow og Kryvtsov (2008). De amerikanske priser ændrer sig altså noget oftere end de danske, hvilket umiddelbart peger på en mere fleksibel prisdannelse i USA. Den høje frekvens skyldes bl.a. en mere udbredt brug af udsalgspriser samt en generelt højere og mere svingende inflationstakt.

For euroområdet opsummerer Dhyne mfl. (2006) resultaterne fra en række studier i forbindelse med European Inflation Persistence Network, som er et fælles forskningsprojekt under ledelse af ECB. I euroområdet ændres 15,1 pct. af priserne i en gennemsnitlig måned. Det er lidt lavere end i de danske data, men ikke nogen iøjnefaldende forskel, når man tager hensyn til forskellige opgørelsesmetoder.¹ Det overordnede billede er derfor, at frekvenserne i Danmark er på niveau med euroområdets og lavere end i USA.

¹ Resultaterne for euroområdet er for en repræsentativ sammensætning af 50 forskellige varer og tjenester, dvs. en delmængde af HICP. I de danske mikrodata giver det overordnet set omtrent enslydende resultater, hvis man kun bruger de 50 produkter, men for de forskellige opdelinger af varer og tjenester giver det større forskelle.

Frekvensen for prisændringerne varierer betydeligt på tværs af forskellige varegrupper, jf. tabel 5.1. Det gælder både, når varerne er inddelt efter de 12 hovedgrupper i den internationale COICOP-gruppering og efter de fem hovedkomponenter, som typisk anvendes til at analysere prisudviklingen inden for euroområdet.

Blandt COICOP-grupperne er det priserne på transport og bolig, der ændres hyppigst. Det skyldes i høj grad, at henholdsvis benzinpriser og udgifter til opvarmning af bolig indgår i disse grupper. Dernæst følger fødevarerpriser og ikke-alkoholiske drikkevarer, hvor ca. en fjerdedel af priserne ændres i en given måned.

Fra opdelingen i hovedkomponenter ses det, at uforarbejdede fødevarer ændres med langt højere frekvens end forarbejdede fødevarer, som i sig selv har en lavere frekvens end gennemsnittet for alle varer og tjenester.

Et fælles træk for flere af de grupper, der ændres med lavest frekvens er, at de indeholder en stor andel af serviceydelser. Det er kun 8,9 pct. af serviceydelserne, hvis pris ændres på månedsbasis, og der er specielt en lavere andel af serviceydelserne, som falder i pris. Når prisen på en serviceydelse justeres, er der tale om en forhøjelse i mere end 7 ud af 10 tilfælde. Det kan formentlig kædes sammen med, at serviceydelserne har en større andel af lønomkostninger, så træge nominelle lønninger også betyder, at priserne tilpasser sig med en vis træghed. Serviceprisernes træghed kan også hænge sammen med en mere udbredt brug af kontrakter. I en analyse af producent-mikropriser fremhæver Vermeulen mfl. (2012) netop sammenhængen mellem lønomkostninger og prisernes stivhed.

For euroområdet findes ligeledes en lavere frekvens for prisændringer på serviceydelser. I en gennemsnitlig måned hæves 4,2 pct. af priserne på serviceydelser, mens kun 1,0 pct. sættes ned, jf. Dhyne mfl. (2006). I USA ændres hele 15 pct. af servicepriserne på månedsbasis, hvilket peger på, at servicesektoren er central i forhold til at forstå forskellen i prisfleksibiliteten imellem USA og Europa.

De estimerede frekvenser kan omregnes til en gennemsnitlig varighed for, hvor lang tid der typisk går imellem, at en pris ændres. Der er forskellige metodiske tilgange til udregningen af varighed. Her anvendes den gennemsnitlige implicitte varighed, som fremkommer ved at sammenveje en beregnet varighed for hver vare, $D_i = -1/\ln(1 - f_i)$, hvor f_i er frekvensen for prisændring af vare i .¹ Denne udregning viser, at en pris i gennemsnit ændres efter 12,8 måneder i Danmark.² For energi og

¹ Alternativt kunne man udregne varigheden direkte fra de observerede data, men det kræver, at man tager hensyn til censoring af prisforløb, dvs. priser, hvor man enten ikke observerer, hvornår en given pris blev fastsat første gang, eller hvornår den bliver ændret, jf. diskussion i appendiks i Dhyne mfl. (2006).

² Sammenhængen mellem frekvens og varighed er ikke-lineær. Derfor afviger gennemsnittet over de enkelte varers implicitte varigheder fra den implicitte varighed beregnet for den gennemsnitlige frekvens for alle varer.

uforarbejdede fødevarer er varigheden mindre end fem måneder, mens prisen på serviceydelser i gennemsnit forbliver uændret i 21 måneder. Man skal ikke overfortolke disse gennemsnitstal, men det er interessant, at prisen på serviceydelser ændres med nogenlunde samme frekvens som overenskomstaftaler på det danske arbejdsmarked.

Hvor meget ændres priserne?

Inflationen bestemmes også af størrelsen på prisændringerne. Tabel 5.2 viser procentvise ændringer for de varer, hvor der observeres en ændret pris i forhold til den foregående måned. Den gennemsnitlige prisændring er 12,7 pct., når prisen sættes op, og 16,1 pct., når prisen sættes ned. I forhold til at drive den samlede prisudvikling modvirker de relativt større prisnedsættelser til dels den relativt højere frekvens af prisstigninger.

I euroområdet ændrer priserne sig en smule mindre, men prisstigningerne på 8,2 pct. er ligeledes mindre end prisfaldene på 10,0 pct. Prisændringer er typisk lidt større i USA, hvor priserne i gennemsnit sættes op med 12,7 pct. og ned med 14,1 pct., når de ændres, jf. Klenow og Krytsov (2008).

STØRRELSEN PÅ GENNEMSITLIGE MÅNEDLIGE PRISÆNDRINGER

Tabel 5.2

Pct.	Størrelse på prisstigninger	Størrelse på prisnedsættelser
COICOP-grupper:		
1. Fødevarer og ikke-alkoholiske drikkevarer	15,7	18,3
2. Alkoholiske drikkevarer og tobak	9,6	10,4
3. Beklædning og fodtøj	35,3	39,3
4. Bolig	6,7	7,2
5. Boligudstyr og husholdningstjenester	15,2	20,2
6. Sundhed	6,3	16,8
7. Transport	5,1	8,6
8. Kommunikation	27,6	23,0
9. Fritid og kultur	15,1	20,1
10. Uddannelse	-	-
11. Restauranter og hoteller	8,4	13,0
12. Andre varer og tjenester	10,8	19,3
Hovedkomponenter:		
Uforarbejdede fødevarer	19,2	20,6
Forarbejdede fødevarer	11,9	14,2
Energi	4,7	4,6
Industrivarer ekskl. energi	15,3	19,8
Serviceydelser	11,5	16,7
Alle varer og tjenester	12,7	16,1

Anm.: Prisændringerne er udregnet som ændringen i logaritmen til prisen i forhold til måneden før for de varer, hvor prisen ændres. Ændringerne er udregnet som vægtede gennemsnit af ændringerne på produktniveau ud fra varernes HICP-vægt. Perioden er januar 1997 – april 2013.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af mikrodata fra Danmarks Statistik.

Prisændringerne er generelt store set i forhold til den gennemsnitlige inflation. Der er altså ikke blot tale om, at priserne hvert år justeres i forhold til den generelle prisudvikling (som hvis en stor del af priserne havde været indekseret). De relativt store prisændringer taler derimod for, at priserne i høj grad bestemmes af specifikke markedsforhold for den enkelte vare. Stød til udbud og efterspørgsel efter den enkelte vare virker således til at have haft større betydning end makroøkonomiske stød til hele økonomien.¹

De største prisændringer findes inden for beklædning og fodtøj. Disse varer er bl.a. kendetegnet ved at benytte udsalgspriser, når varelagrene skal tømmes, før nye kollektioner introduceres. Her skyldes prisnedsættelserne i realiteten, at varerne har mistet en del af deres værdi og derfor sættes på udsalg. I teorien burde man korrigere for sådanne kvalitetsforskelle, men i praksis er det vanskeligt at adskille ændringer i pris og kvalitet. Som nævnt tidligere forsøger Danmarks Statistik at korrigere for kvalitetsændringer for visse varer, når de udregner den samlede forbrugerprisudvikling. I det konkrete tilfælde korrigerer de dog ikke for ændringer, der skyldes, at tøjet ikke længere er helt nyt og moderne, da mode-faktoren inden for rammerne af HICP-indekset ikke betragtes som en kvalitetsparameter. I mikrodata er der under alle omstændigheder ikke foretaget kvalitetskorrektioner. Det er en medvirkende forklaring på de store prisændringer.

De næststørste prisfald findes inden for kommunikation, som samtidig er en af de varegrupper, hvor der er længst imellem prisjusteringerne, jf. tabel 5.1. Prisen på kommunikation har i øvrigt været faldende over den betragtede periode, hvilket skyldes kraftige prisfald for teleudstyr.

Varegrupperne med de mindste prisændringer er sammenfaldende med de varegrupper, der har højest frekvens. Det gælder specielt for energi.

Derudover bemærkes det, at prisnedsættelserne for serviceydelser er væsentligt større end prisstigningerne. Prisfald for serviceydelser er relativt sjældne, men når de indtræffer, sættes prisen i gennemsnit ned med 16,7 pct. Samme mønster findes for varegruppen sundhed. Her er det bl.a. prisen på vitaminer, mineraler og medicin, der er kendetegnet ved relativt store prisnedsættelser, men det gælder også for prisen på lægebesøg og behandling hos fysioterapeut. For de to sidstnævnte grupper skal prisændringernes størrelse dog ses i lyset af, at prisen langt oftere sættes op.

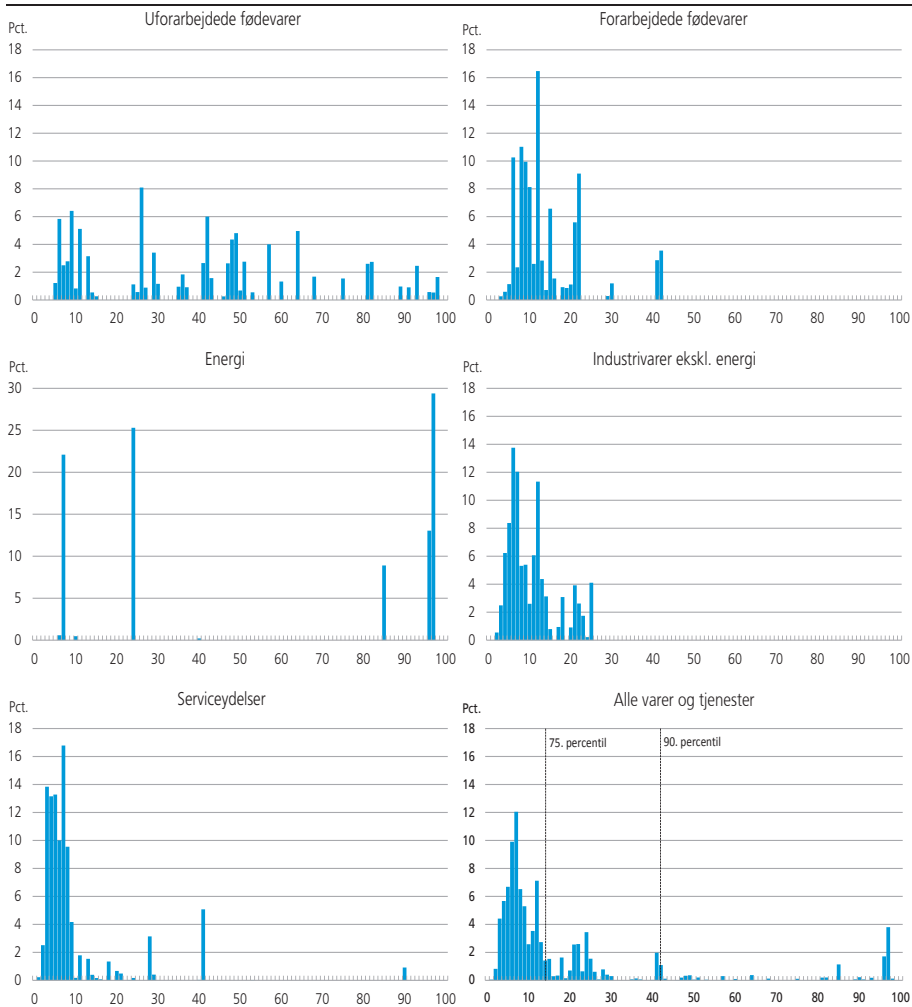
¹ Mackowiak og Smets (2008) samt Mackowiak og Wiederholt (2009) viser, hvordan de typiske resultater i mikrodata kan understøttes af en model, hvor det er rationelt for virksomhederne at koncentrere sig om de idiosynkratiske stød og se bort fra makroøkonomiske stød. En implikation er, at nominelle stød til økonomien kan have længerevarende reale effekter.

Heterogenitet i frekvenser

Der er også stor heterogenitet *inden for* de enkelte varegrupper. Figur 5.2 viser frekvensfordelinger for de enkelte varer inden for de fem hovedkomponenter. Søjlerne repræsenterer vægten for de varer, der ændres med den givne frekvens. Energi er fx kendetegnet ved at bestå af en række varer, der ændres med relativt lav frekvens (elektricitet og fjernvarme), samt nogle varer, som ændres med meget høj frekvens (benzin og fyringsolie).

FORDELING AF DEN MÅNEDLIGE FREKVENNS AF PRISÆNDRINGER

Figur 5.2



Anm.: Figuren viser fordelingen af månedlige frekvenser for prisændringer for de enkelte varer og tjenester inden for hver af de fem hovedkomponenter samt for alle varer og tjenester. Søjlen repræsenterer således vægten for de varer, der har en given frekvens, angivet i pct. Både frekvens og vægt er udregnet som et gennemsnit over perioden januar 1997 – april 2013.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af mikrodata fra Danmarks Statistik.

Uforarbejdede fødevarer indeholder ligeledes meget forskellige varer, men her er der tale om en lang række varer, som dækker hele skalaen fra lav til høj frekvens.

De resterende varegrupperinger er i højere grad kendetegnet ved, at prisen på langt de fleste varer justeres med relativt lav frekvens. Forarbejdede fødevarer har lidt flere varer med relativt høj frekvens, fx kaffe og ost, men ellers minder fordelingen om industrivarerne ekskl. energi. For serviceydelser er fordelingen meget koncentreret omkring de lave frekvenser. Charterrejser skiller sig ud med en frekvens på over 40 pct., hvilket skyldes udbredt brug af kampagne- og udsalgspriser.

I opgørelsen af kerneinflation forsøger man at fjerne de mest volatile priser, jf. afsnit 4. Ud fra mikrodata drejer det sig først og fremmest om priserne på energi og uforarbejdede fødevarer. Derimod er det mindre oplagt, at også forarbejdede fødevarer skal udelades, da hovedparten af de forarbejdede fødevarer ændrer pris med relativt lav frekvens.

Prissætningsadfærd over tid

Den analyserede periode med fastkurspolitik over for et stabilt nominelt anker har generelt været kendetegnet af en stabil prisudvikling. En opdeling af HICP i de fem hovedkomponenter viser betydeligt større udsving for specielt priserne på energi og uforarbejdede fødevarer.

Igennem overophedningen af den danske økonomi i 2006-08 og under tilbageslaget efter finanskrisen viste årstigningstakten i HICP dog noget større udsving. En stor del af denne variation skyldtes svingende energi- og fødevarepriser, jf. figur 5.3. Men hvad kan mikrodata derudover fortælle om prissætningsadfærden i denne periode?

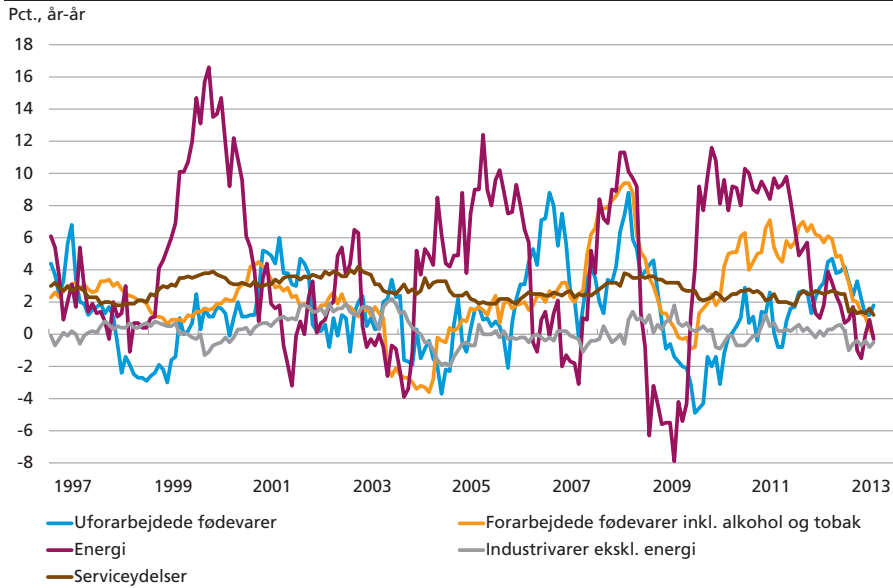
Figur 5.4 viser årstigningstakten i HICP og frekvensen for, hvor ofte priserne sættes op og ned. Når prisstigningstakten ændres, er det normalt sammenfaldende med, at frekvenserne bevæger sig. Fx var den markante stigning i HICP i perioden august 2007-august 2008 først akkompagneret af en højere frekvens for prisstigninger. Prisstigningstakten steg frem mod januar 2008 fra 1 til 3 pct. uden væsentlige ændringer i hyppigheden af prisfald eller størrelsen på de gennemsnitlige prisændringer.

Aktuelt har den seneste nedgang i prisstigningstakten i begyndelsen af 2013 været sammenfaldende med væsentligt færre prisstigninger og flere prisnedsættelser.

Tilsvarende bevægelser ses også i tidligere perioder, hvor prisudviklingstakten har ændret sig. Frekvenserne varierer dermed relativt tæt sammen med prisstigningstakten. Korrelationen mellem frekvensen for prisstigninger og HICP-inflationen er 0,73, mens korrelationen med frekvensen for prisfald er -0,51.

PRISUDVIKLING FOR DE FEM HOVEDKOMPONENTER I HICP

Figur 5.3

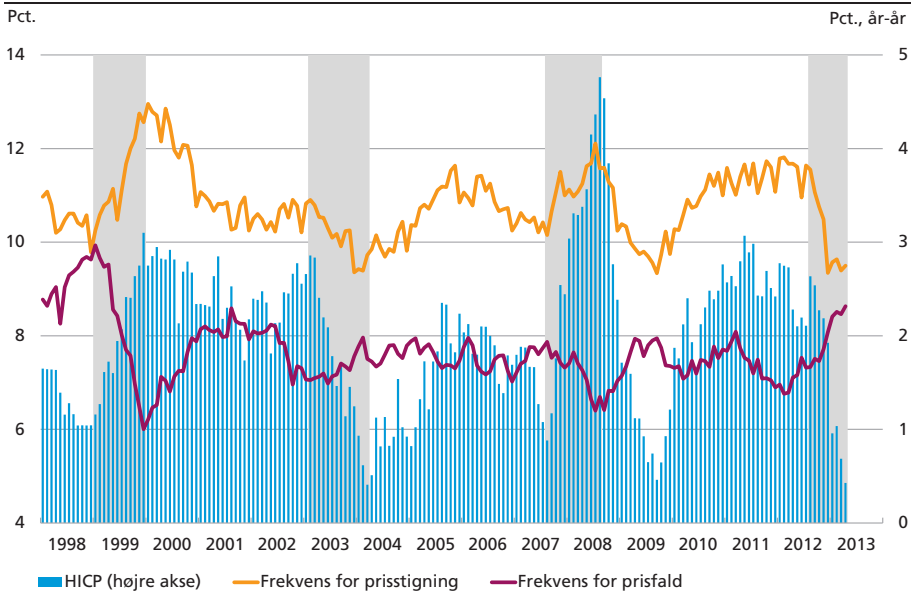


Anm.: Seneste observation er juli 2013.

Kilde: Eurostat.

FREKVENNS FOR PRISSTIGNINGER OG PRISFALD

Figur 5.4



Anm.: Figuren viser prisstigningstakten i HICP sammen med 12 måneders glidende gennemsnit af de månedlige frekvenser for prisstigninger og prisfald. Frekvenserne for de enkelte varer og tjenester er sammenvejet på produktniveau med vægtene i HICP-indekset. De grå områder angiver perioder med markante ændringer.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger på baggrund af mikrodata fra Danmarks Statistik.

Det er konsistent med en prismodel, hvor det af forskellige årsager er omkostningsfuldt for virksomhederne at ændre priserne. Derfor justerer de dem først, når den fastsatte pris afviger tilstrækkeligt fra den optimale pris, de ønsker at sætte ud fra de aktuelle markedsforshold. Modeller for denne type prissætningsadfærd betegnes generelt som tilstandsafhængige og står i modsætning til tidsafhængige prismodeller, hvor virksomhederne vælger, hvor meget de vil justere priserne, men ikke hvornår. Det kan fx være, at priserne justeres én gang årligt eller måske lidt mere modelteoretisk, at en vis andel af virksomhederne hver periode får mulighed for at justere deres priser.¹

Der fastsættes priser i så mange forskellige situationer og for så forskelligeartede varer og tjenester, at man ikke kan forvente, at én stiliseret prismodel kan matche data. Frekvensernes bevægelser peger dog i retning af de tilstandsafhængige modeller, hvor virksomhederne både kan vælge, hvornår og hvor meget de vil ændre priserne.

Hvis priserne hovedsageligt blev justeret med en fast frekvens, ville udsving i prisstigningstakten kun forekomme, såfremt virksomhederne varierede størrelsen af prisændringerne. Det synes ikke at være tilfældet, jf. figur 5.5. Der er en tydelig trend over tid mod større procentvise prisændringer, men det er vanskeligt at spore en systematisk sammenhæng mellem størrelsen og prisstigningstakten i HICP. Korrelationen med størrelsen på prisstigningerne er -0,11, og for prisfaldene er den 0,06.

Der er altså ikke meget, som taler for, at virksomhederne klarer hele pristilpasningen ved at justere priserne på faste tidspunkter. Der synes snarere at være en tendens til, at ændret frekvens påvirker den gennemsnitlige størrelse af prisændringerne. Når frekvensen stiger, bliver den gennemsnitlige prisjustering mindre og omvendt, når frekvensen falder.

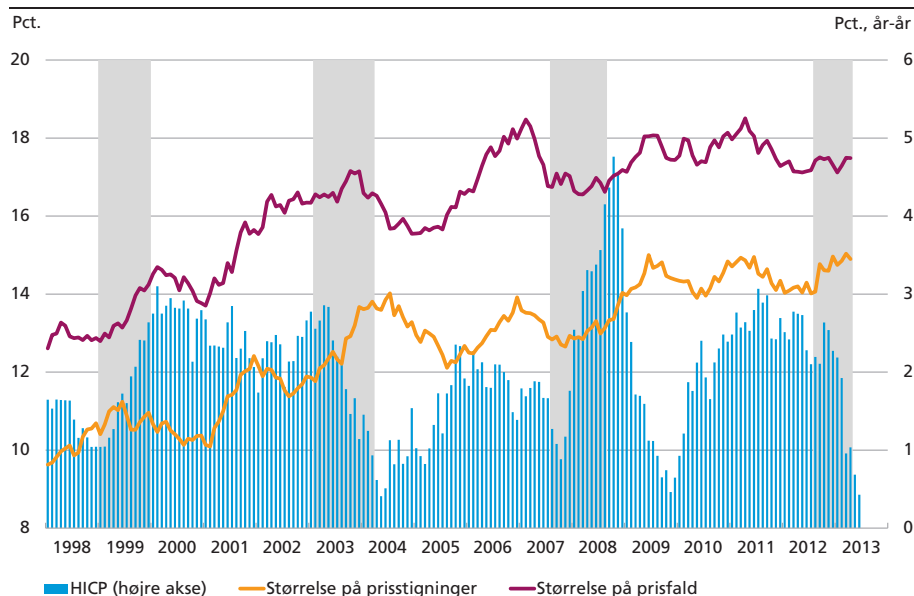
At prisændringernes størrelse alligevel ikke er helt ligegyldige, illustreres i forbindelse med den tidligere omtalte stigning i HICP-inflationen i 2008. Den første del af stigningen var drevet af flere prisstigninger. Men forøgelsen fra 3 til næsten 5 pct. år til år i august 2008 var bl.a. drevet af relativt større prisændringer. En mulig forklaring kunne være, at nogle virksomheder enten selv valgte – eller først havde mulighed for – at hæve priserne med en vis forsinkelse. Til gengæld øgede de så prisen væsentligt mere end under normale omstændigheder.

Ud af den samlede prisstigning på 4,8 pct. år til år i august 2008, var det kun 1,1 procentpoint, der skyldtes direkte bidrag fra energipriser og

¹ De klassiske tidsafhængige prismodeller udgøres af Taylor (1980) og Calvo (1983), mens de tilstandsafhængige modeller er beskrevet i Barro (1972) og Sheshinski og Weiss (1977).

STØRRELSEN PÅ PRISSTIGNINGER OG PRISFALD

Figur 5.5



Anm.: Figuren viser prisstigningstakten i HICP sammen med 12 måneders glidende gennemsnit for de månedlige størrelser for prisstigninger og prisfald i pct. Prisændringerne for de enkelte varer og tjenester er sammenvejet på produktniveau med vægtene i HICP-indekset. De grå områder angiver perioder med markante ændringer.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger på baggrund af mikrodata fra Danmarks Statistik.

1,8 procentpoint fra føde- og drikkevarer. Den resterende stigning skyldtes andre varer og tjenester. På top-20 over de største årlige prisstigninger i august 2008 var der ud over energi- og fødevarerpriser også prisstigninger på fritidsboliger (22 pct.), personbefordring med færge (15,8 pct.), porto (14,5 pct.) samt vandledningsafgift (11,8 pct.).¹

I den forbindelse bør man huske på, at lønnen i denne periode også steg ganske kraftigt. Igennem 2008 var lønstigningerne i den private sektor over 4 pct. Det bidrog til de forhøjede prisstigninger i forbrugerprisindekset, bl.a. fordi ca. 54 pct. af indekset udgøres af tjenester, hvor løn udgør en forholdsvis stor andel af de samlede produktionsudgifter. De store prisstigninger i denne periode kan derfor ikke fortolkes som udelukkende drevet af stigende olie- og råvarepriser, jf. afsnit 6.

Dekomponering af prisudviklingen i frekvens og størrelse af prisændringer

For at få en mere præcis forståelse for, hvorvidt det primært er frekvenserne eller størrelserne på prisændringerne, der driver prisudviklingen, kan man se på en egentlig dekomponering, jf. Wulfsberg (2010).

¹ Baseret på den mest detaljerede opdeling på 110 underindeks for forbrugerprisindekset fra Danmarks Statistik. Her indgår også administrerede priser, som ellers ikke er en del af analysen.

Inflationen kan som udgangspunkt approksimeres med $\hat{\pi}_t$ som et vægget gennemsnit af de månedlige prisændringer for de enkelte varer og tjenester:¹

$$(5.1) \quad \hat{\pi}_t = \sum_i w_{it} dp_{it}$$

w_{it} angiver den skalerede HICP-vægt for vare i i måned t og dp_{it} angiver den gennemsnitlige prisændring fra måned til måned (inklusiv varer, der ikke ændrer pris). På vareniveau udregnes den gennemsnitlige prisændring ved at gange de gennemsnitlige prisændringer for de varer, der faktisk ændrer pris, dp_{it}^* , med frekvensen for prisændringer i den pågældende måned, f_{it} ,

$$(5.2) \quad dp_{it} = f_{it} dp_{it}^*.$$

Den gennemsnitlige prisændring for de priser, der ændres, kan skrives som en funktion af størrelsen og frekvensen på prisstigninger (+) og fald (-),

$$(5.3) \quad dp_{it}^* = \frac{f_{it}^+}{f_{it}} dp_{it}^+ + \frac{f_{it}^-}{f_{it}} dp_{it}^-.$$

Ovenstående ligninger kan kombineres til at give følgende approksimation for inflationen:

$$(5.4) \quad \hat{\pi}_t = \sum_i w_{it} (f_{it}^+ dp_{it}^+ + f_{it}^- dp_{it}^-)$$

Approksimationen viser sig at følge udviklingen i den faktiske HICP-inflation ganske tæt på trods af, at de to serier er udregnet på vidt forskellige måder, jf. figur 5.6.² Korrelationen mellem de to serier er 0,84.³

Ved at fastfryse delelementer i ligning (5.4) på deres middelværdi kan man få et mål for, hvor vigtige de øvrige elementer er i forhold til at drive den samlede prisudvikling. Når frekvenserne holdes konstante over tid, kan ændringer i størrelsen på prisændringer ikke flytte den samlede

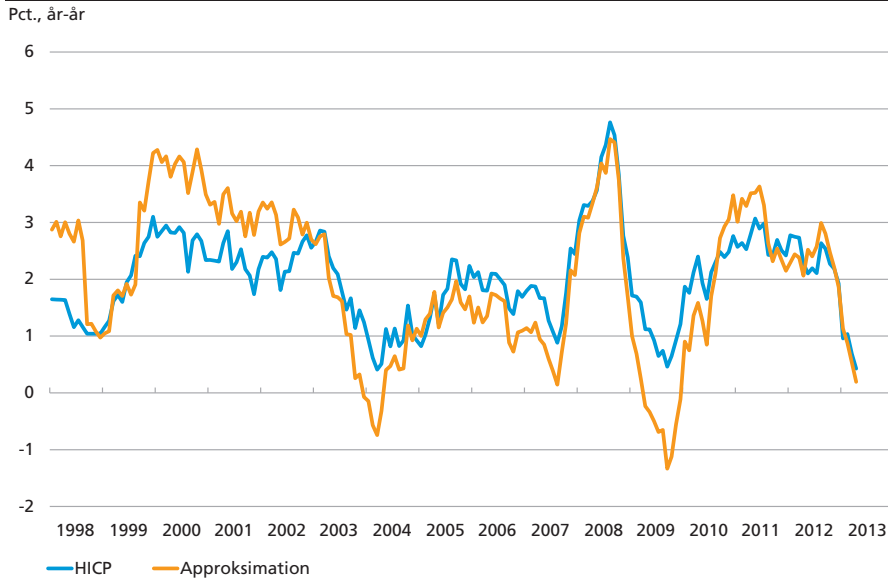
¹ Mere præcist baseres udregningerne på en sammenvejning af de 412 basispriser (ca. 450 priser, hvis også de administrerede priser medtages).

² Den faktiske HICP-inflation udregnes af Danmarks Statistik på basis af de samme mikropriser, men den samlede databearbejdning, fejlsøgning og beregning er væsentlig mere kompleks end approksimationens sammenvejning af månedlige frekvenser og størrelser på prisændringer. Se den nærmere dokumentation i Danmarks Statistik (2009). Niveaue for approksimationen er justeret fra 0,70 pct. til 2,02 pct., som er det gennemsnitlige niveau for den faktiske HICP-inflation over perioden. En del af niveauforskellen skyldes udeladelsen af husleje og andre ikke-markedsbestemte priser. I Wulfsberg

³ (2010) foretages også en justering af middelværdien. I figuren og i udregninger er anvendt et 12 måneders glidende gennemsnit. Vi har desuden lavet en tilsvarende approksimation, hvor der ikke er frasorteret administrerede priser mm., og det giver en korrelation på 0,85.

APPROKSIMERET OG FAKTISK ÅRSSTIGNINGSTAKT I HICP

Figur 5.6



Anm.: Se teksten for en beskrivelse af, hvordan approksimationen er udregnet.

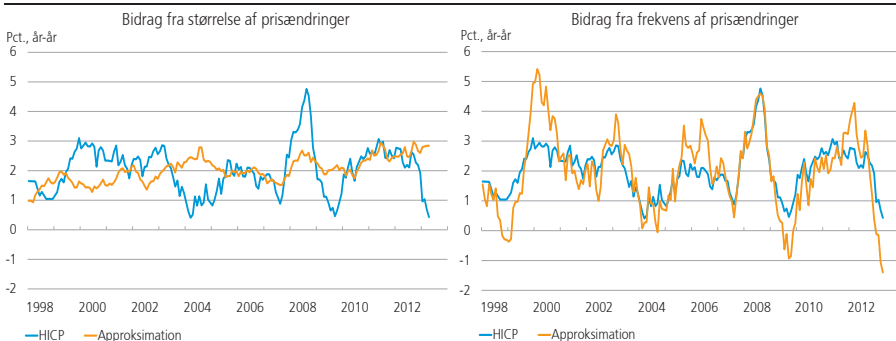
Kilde: Danmarks Statistik samt egne udregninger på baggrund af data fra Danmarks Statistik.

prisudvikling tilstrækkeligt, jf. figur 5.7 (venstre). Det er vanskeligt at se en systematisk sammenhæng, og korrelationen mellem de to serier er 0,08. Derimod er frekvensernes udvikling over tid i stand til at forklare hovedparten af prisudviklingen, jf. figur 5.7 (højre). Korrelationen er her 0,85.

En simpel OLS-regression af HICP-inflationen på bidragsserierne i figur 5.7 viser, at den ekstensive margin forklarer 68 pct. af variationen, mens

PRISUDVIKLINGEN FORKLARET AF ÆNDRINGER I STØRRELSE ELLER FREKVENNS AF PRISÆNDRINGER

Figur 5.7



Anm.: Figuren til venstre viser den approksimerede prisudvikling, når frekvenserne fastfryses på deres middelværdi over hele perioden. Figuren til højre viser den tilsvarende approksimation, når det i stedet er størrelsen på de gennemsnitlige prisændringer, der holdes konstante.

Kilde: Danmarks Statistik samt egne beregninger på baggrund af data fra Danmarks Statistik.

den intensive margin forklarer de resterende 32 pct. under antagelse om homogenitet. Frekvensernes bevægelser er altså vigtigst, men størrelsen på prisændringerne er ikke så uvæsentlige som figurerne og den simple korrelation kunne antyde. De forklarer en del af den variation i HICP-inflationen, som frekvenserne ikke kan fange. Lignende dekomponeringer af prisudviklingen i andre lande viser ikke entydige resultater og synes bl.a. at være afhængige af den nøjagtige dekomponeringsmetode, der er anvendt, jf. boks 5.1.

Frekvensernes bidrag kan yderligere opdeles i bidraget fra prisstigninger og prisfald. En OLS-regression af HICP-inflationen på de fire bidrags-serier, som er konstrueret ved på skift at tillade variation i henholdsvis f_{it}^+ , f_{it}^- , dp_{it}^+ og dp_{it}^- , tegner et mere komplekst billede af betydningen af prisændringernes frekvenser og størrelse. Frekvensen for prisstigninger og prisfald forklarer henholdsvis 36 pct. og 22 pct., mens størrelserne på prisstigninger og prisfald forklarer 18 og 25 pct. af variationen og altså ikke er uvæsentlige.

DEKOMPONERING AF PRISSTIGNINGSTAKTEN I ANDRE LANDE

Boks 5.1

Klenow og Malin (2010) sammenfatter en række dekomponeringsanalyser af prisstigningstakten for både USA og euroområdet. De konkluderer, at størstedelen af variationen i inflationen kan henføres til ændringer i den intensive margin, mens frekvensen kun spiller en mindre rolle. Nakamura og Steinsson (2008) finder modsat, at frekvensen af prisstigninger er afgørende for inflationsudviklingen i USA, mens både frekvensen for prisfald og størrelsen på prisstigninger og prisfald har mindre betydning. Dhyne mfl. (2006) sammenfatter resultaterne for ti eurolande og konkluderer, at både frekvens og størrelse af prisændringer har betydning for prisudviklingen. Gagnon, López-Salido og Vincent (2013) benytter en lidt anden metodisk tilgang, hvor de undersøger virksomhedernes prissætningsadfærd, når økonomien udsættes for store stød. De finder, at frekvensen spiller en vigtig rolle.

De afvigende konklusioner synes bl.a. at være et resultat af vigtige metodemæssige forskelle i dekomponeringsanalyserne. For det første er der en tendens til, at frekvensen for prisstigninger og prisfald udjævner hinanden. Når inflationen er høj, er der flere prisstigninger, men færre prisfald og dermed giver det ikke nødvendigvis udslag i en stor ændring i den samlede frekvens for prisstigninger. Det kan sløre sammenhængen mellem frekvens og inflationsudvikling.

I en analyse af mikrodata for prisudviklingen i Mexico finder Gagnon (2009), at frekvensen spiller en betydelig rolle, når inflationen er høj og volatil. I sådanne perioder er der under alle omstændigheder næsten ingen prisfald og dermed ingen udjævning af den samlede frekvens for prisstigninger og prisfald. Når inflationen er lavere og mere stabil, er frekvensen derimod næsten uden betydning ifølge Gagnon (2009).

Samme mønster findes i en analyse af norske mikrodata for prisudviklingen i 1975-2004, jf. Wulfsberg (2010). I perioden 1975-1989 var inflationen i Norge relativt høj, og her var det primært frekvensen, der bestemte udviklingen. I den efterfølgende periode, 1990-2004, var inflationen lav og mere stabil, og her var størrelsen på prisændringer mindst lige så vigtig som frekvensen.

FORTSAT

Boks 5.1

Betydningen af evt. udjævning af den samlede frekvens kan undersøges ved at lave en mere detaljeret dekomponering i frekvenser og størrelse for både prisstigninger og prisfald. I vores analyse af de danske data giver det dog ikke nogen afgørende forskel.

Dernæst viser det sig at have afgørende betydning, hvordan størrelsen på prisændringer defineres. Wulfsberg (2010) har introduceret den dekomponeringsmetode, som er anvendt i vores analyse af de danske data. Til forskel fra flere af de øvrige analyser, defineres størrelsen på prisændringerne her som dp_{it}^* . Det er dermed den gennemsnitlige prisændring for de varer, der faktisk ændrer pris i en given måned. Det synes at være den mest relevante definition i forhold til at beskrive virksomhedernes prissætningsadfærd. I de fleste andre studier defineres størrelsen i stedet som prisændringen for et basisindeks, dp_{it} , som i sig selv er en funktion af, hvor stor en andel af varerne inden for dette basisindeks, der ændrer pris, samt hvor meget de ændres, jf. ligning (5.2). I forbindelse med en dekomponeringsanalyse resulterer sidstnævnte definition i en sammenblanding af betydningen af størrelse og frekvens, og derfor er denne tilgang fravalgt i vores analyse af de danske data.

6. SAMSPIL MED LØNDANNELSEN

Aflønning af ansatte udgør en væsentlig del af virksomhedernes samlede omkostninger. Lønudviklingen vil derfor med tiden forplante sig i de priser, virksomhederne tager for deres varer og tjenester. Samtidig påvirker den forventede prisudvikling løndannelsen, når arbejdstagere og virksomheder forhandler om den fremtidige løn. Forhandlingsparterne skuer frem i tiden, da lønnen typisk fastsættes for en flerårig periode. Højere priser kan således føre til større lønstigninger, ligesom højere lønninger kan føre til stigende priser. Den gensidige afhængighed giver en risiko for, at stød til løn eller priser kan indlede en selvforstærkende proces, hvis forankringen af inflationsforventningerne ophører. Det kan bringe økonomien væk fra en stabil ligevægtskurs og medføre en omkostningsfuld tilpasning.

Til at analysere prisernes samspil med løndannelsen opstilles en model, der tager højde for den gensidige afhængighed mellem løn og priser. Modellen tager udgangspunkt i en økonomisk model, der ser lønningerne som et resultat af forhandlinger mellem fagforeninger og arbejdsgiverorganisationer, en såkaldt forhandlingsmodel. En tilsvarende model for løndannelse er tidligere estimeret i Storgaard (2011), og denne model udvides her med en prisrelation baseret på virksomhedernes prissætningsadfærd.

Modellen for prissætningsadfærden er baseret på monopolistisk konkurrence. Det indebærer, at virksomhederne har mulighed for at sætte en pris, der er højere end marginalomkostningerne. Jo højere pris virksom-

heden sætter, jo lavere efterspørgsel efter deres varer. Virksomhederne vælger den pris, der resulterer i det størst mulige overskud. Under fuldkommen konkurrence ville virksomhederne i stedet tage priserne for givet. Hvis en virksomhed forsøgte at øge prisen, ville forbrugerne i stedet købe den samme vare billigere hos en konkurrent. Det kan forbrugerne ikke under monopolistisk konkurrence, hvor ingen virksomheder sælger præcis den samme vare. Dog vil forbrugerne begynde at købe andre lignende varer, hvis en virksomhed øger prisen for meget. Det indebærer, at virksomhederne står over for en faldende efterspørgselskurve.

Modellens teoretiske fundament og identifikationen af modellens ligninger er beskrevet i boks 6.1. Sammenhængen mellem pris- og løndannelsen estimeres for perioden 1. kvartal 1975 – 1. kvartal 2013.

I den empiriske estimation tages der højde for de dynamiske sammenhænge mellem modellens variable, dvs. at prisudviklingen fx tillades at afhænge af lønudviklingen i forrige kvartal eller produktivitetsudviklingen igennem det seneste år. Det sker ved at estimere en kointegreret VAR-model, som er nærmere beskrevet i boks 6.2. En sådan model er velegnet til at kortlægge sammenhænge mellem økonomiske variable, der er så tæt knyttet til hinanden, at de over tid vil følge den samme langsigtede udvikling. Her er de interessante variable løn, pris, produktivitet, arbejdsløshed og importpris.

Lønnen (w_t) er repræsenteret ved timelønnen for industriarbejdere, der er toneangivende for øvrige privatansatte og med en vis forsinkelse også for offentligt ansatte i kraft af reguleringsordningen, som medvirker til, at udviklingen i de offentlige lønninger overordnet følger de private. Priserne (p_t) er givet ved indekset for den private forbrugsdeflator ifølge nationalregnskabet. Produktiviteten (a_t) er målt som timeproduktivitet i byerhverv, og UR_t angiver arbejdsløshedsraten. Importpriserne er givet ved pi_t .

Vurderet ud fra en række statistiske test forekommer den empiriske model at være velspecificeret, og den giver anledning til følgende langsigtsammenhænge for lønninger og priser:

$$(6.1) \quad (w_t - p_t - a_t) = -1.68UR_t + ecm_{w,t}$$

$$(6.2) \quad p_t = 0.35(w_t - a_t) + 0.65pi_t + ecm_{p,t}$$

Alle variablene – bortset fra UR_t – indgår i logaritmer, så koefficienterne kan tolkes som langsigtede elasticiteter, dvs. de angiver, hvor mange pct. variabelen på venstresiden ændres, når den pågældende højresidevariabel ændres med 1 pct. De to restled, $ecm_{w,t}$ og $ecm_{p,t}$, repræsenterer afvigelsen fra de langsigtede ligevægte.

TEORETISK FUNDAMENT OG IDENTIFIKATION

Boks 6.1

Løn- og prisdannelsen modelleres med udgangspunkt i en model med decentrale løn-forhandlinger og monopolistisk konkurrence, jf. fx Layard, Nickell og Jackman (2005). Virksomhederne og deres organisationer ønsker at maksimere profitten, mens arbejdstagerne og fagforeningerne ønsker at maksimere deres nytte, som afhænger positivt af reallønnen og negativt af arbejdsløshedsraten.

Et stort antal identiske virksomheder producerer med arbejdskraft som eneste produktionsfaktor og konstant skalaafkast. Prisen sættes så den maksimerer virksomhedens profit,

$$\Pi = Y(Q - W/A),$$

hvor Y er produktion, Q er producentprisen, W er den nominelle løn og A er den gennemsnitlige arbejdsproduktivitet. Det giver anledning til følgende prisrelation:

$$(6.3) \quad Q = \frac{\varepsilon}{(\varepsilon-1)} \left(\frac{W}{A}\right).$$

Hvor $\varepsilon = -(Y'_Q Q)/Y > 1$ er den absolutte værdi for virksomhedens efterspørgselselasticitet. Prisen sættes dermed som en mark-up over marginalomkostningen.

Lønnen forhandles mellem fagforeninger og arbejdsgivere og antages at være givet ved Nash-forhandlingsløsningen, som findes ved at maksimere Nash-produktet,

$$\mathcal{N} = (v - v_0)^\sigma \pi^{1-\sigma},$$

hvor σ er fagforeningernes relative forhandlingsstyrke. Fagforeningernes nytte, $v(W/P, U, Z)$, afhænger positivt af arbejderens forbrugsrealløn (W/P), hvor P er forbrugerprisen, og negativt af arbejdsløshedsraten, U . Z angiver andre faktorer, der påvirker fagforeningens nytte. Fagforeningens nytte i tilfælde af forhandlingssammenbrud, $v_0(\bar{W}/P, U)$, afhænger af, hvad arbejderen kan opnå uden for virksomheden og dermed af samfundets overordnede reallønsniveau ($\bar{W}/P$) samt arbejdsløshedsraten. $\pi = \Pi/Q$ er virksomhedens realprofit som i forbindelse med forhandlingssammenbrud er nul.

Ved at indsætte nyttefunktionerne og maksimere Nash-produktet med hensyn til producentlønnen findes en ligevægtsrelation, som giver en implicit løsning for den forhandlede producentrealløn, $W_a^b = W/Q$, som funktion af A, Z, σ, U og kilen mellem forbruger- og producentpris, $P_a = P/Q$. I log-lineariseret form kan løsningen skrives som

$$w_{q,t}^b = m_b + \iota a_t + \omega p_{q,t} - \varpi u_t, \quad 0 < \iota \leq 1, \quad 0 \leq \omega \leq 1, \quad \varpi \geq 0$$

hvor m_b afhænger af Z og σ og antages at være konstant. Ved at indsætte $w_{a,t}^b = w_t^b - q_t$ og $p_{a,t} = p_t - q_t$ kan følgende langsigtsammenhæng opstilles:

$$(6.4) \quad w_t = m_b + (1 - \omega)q_t + \iota a_t + \omega p_t - \varpi u_t + ecm_{b,t}$$

hvor $ecm_{b,t} = w_{q,t}^b - w_{a,t}^b \sim I(0)$.

Baseret på (6.3) opstilles en relation for den realløn, der er konsistent med virksomhedernes prissætning. Virksomhedernes mark-up over marginalomkostningerne kan i det generelle tilfælde tænkes at variere med konjunktursituationen. Det kan modelleres ved at inkludere arbejdsløshedsraten. I log-lineariseret form kan langsigtsrelationen dermed skrives som

FORTSAT

Boks 6.1

$$(6.5) \quad w_{q,t} = m_f + a_t + \vartheta u_t + ecm_{f,t}$$

hvor m_f afhænger af efterspørgslens elasticitet. På samme måde som i lønrelationen indsættes $w_{a,t}^b = w_t^b - q_t$, så følgende prisrelation kan skrives

$$(6.6) \quad q_t = -m_f + w_t - a_t - \vartheta u_t - ecm_{f,t}$$

Den samlede model er dermed beskrevet med de to kointegrerede relationer (6.5) og (6.6) sammen med definitionen af forbrugerprisen,

$$(6.7) \quad p_t = \phi q_t + (1 - \phi)pi_t,$$

hvor pi_t er importprisen. Ved at indsætte (6.6) i de to øvrige ligninger fås følgende to ligninger for forbrugerpris og nominel løn:

$$(6.8) \quad w_t = m_b + \left(\frac{1 - \omega(1 - \phi)}{\phi} \right) p_t + \iota a_t - \varpi u_t - \left(\frac{(1 - \omega)(1 - \phi)}{\phi} \right) pi_t + ecm_{b,t}$$

$$(6.9) \quad p_t = -\phi m_f + \phi(w_t - a_t) - \phi \vartheta u_t + (1 - \phi)pi_t - \phi ecm_{f,t}$$

Disse ligninger indeholder ikke-lineære restriktioner i ϕ og er som udgangspunkt ikke identificerede. Vi kan med andre ord ikke bruge de empiriske data til at skelne mellem forskellige kombinationer af ligningernes koefficienter. Bårdsen mfl. (2005) angiver flere mulige identifikationsstrategier og for en aggregeret pris-løn model opnås identifikationen ved at sætte $\omega = 1$ og $\vartheta = 0$. Den første restriktion indebærer, at bevægelser i kilen mellem forbruger- og producentpris på langt sigt overvæltet fuldt ud i lønningerne. En stigning i momssatsen eller i udvalgte afgifter vil således med tiden føre til højere lønninger. Begrundelsen er, at forhandlingsparterne på det aggregerede niveau er nødt til at tage hensyn til afgifternes betydning for arbejdstagernes realløn. Den anden restriktion betyder, at virksomhedernes prissætningsadfærd afhænger af marginalomkostningerne, men ikke direkte af konjunktursituationen målt ved arbejdsløshedsraten. Dermed er følgende langsigtslige vægte identificerede:

$$(6.10) \quad w_t = m_b + p_t + \iota a_t - \varpi u_t + ecm_{b,t}$$

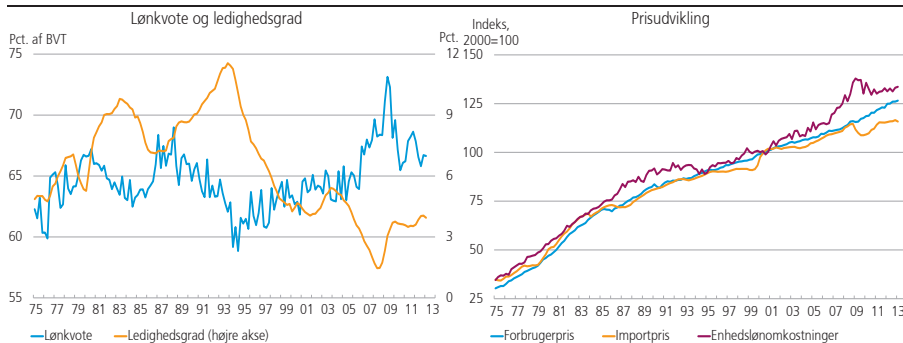
$$(6.11) \quad p_t = -\phi m_f + \phi(w_t - a_t) + (1 - \phi)pi_t - \phi ecm_{f,t}$$

Langsigtsammenhængene stemmer overens med den teoretiske model samt resultater fundet i lignende analyser.¹ Relationen i ligning (6.1) repræsenterer en reallønsskurve, hvor lønkvoten på langt sigt afhænger af arbejdsløshedsraten. Ligevægtsniveauet for lønkvoten varierer med arbejdsløsheden, sådan at lønkvoten er høj, når ledigheden er lav og omvendt, jf. figur 6.1 (venstre).

¹ Bl.a. Bårdsen og Fisher (1998), Bårdsen, Hurn og McHugh (2007), Pétursson og Sløk (2001), Pétursson (2002) samt Marques, Martins og Portugal (2010).

LØNKVOTE OG PRISUDVIKLING

Figur 6.1



Anm.: Venstre figur: Lønknoten er lønsum i forhold til bruttoværditilvækst i de private byerhverv. Højre figur: Forbrugerprisen er den implicitte forbrugsdeflator fra det kvartalsvise nationalregnskab. Importprisen er fra prisindekset for indenlandsk vareforsyning. Enheds-lønoms-kostningerne er lønoms-kostning pr. stk. i de private byerhverv.

Kilde: MONA's databank.

Ifølge relationen modsvares prisstigninger fuldt ud i lønnen på langt sigt. I den teoretiske model afspejler det, at prisstigninger udløser højere nominelle lønkrav, da de ellers udhuler reallønnen. Ligeledes afspejles produktivetsforbedringer fuldt ud i lønnen, fordi højere arbejdsproduktivitet gør virksomhederne mere tilbøjelige til at acceptere højere lønkrav i takt med, at rentabiliteten øges. Dermed bevares lønningernes andel af produktionsværdien uændret på langt sigt.

Stigninger i arbejdsløshedsraten er forbundet med et nedadgående pres på reallønnen. Koefficienten på arbejdsløshedsraten i lønligningen er en semi-elasticitet, da arbejdsløshedsraten – i modsætning til de øvrige variable – indgår i niveau. Ved at gange koefficienten med den gennemsnitlige arbejdsløshedsrate over perioden på 6,1 pct., fås en tilnærmet elasticitet på 0,1. Elasticiteten angiver, hvor følsom reallønnen på sigt er over for pres på arbejdsmarkedet. Resultatet er i overensstemmelse med litteraturen, hvor en elasticitet på netop 0,1 betragtes et benchmark, jf. Blanchflower og Oswald (1994).

Estimationen viser videre, at afvigelser fra langsigtslige vægten korrigeres gennem tilpasninger i lønnen og produktiviteten, mens de statistiske tests ikke kan afvise, at arbejdsløshedsraten er svagt eksogen. Det betyder, at ændringer i arbejdsløshedsraten kan påvirke lønningerne, men at det ikke er ændringer i arbejdsløshedsraten, som bringer langsigtssrelationen tilbage i ligevægt.

Med udgangspunkt i den teoretiske model kan lønnens rolle som ligevægtsmekanisme ses som et resultat af lønforhandlingerne mellem arbejdsmarkedets parter. Når lønnen afviger fra langsigtslige vægten, ændres den relative forhandlingsposition. Høj profit (lav lønkvote) medfører øgede lønkrav, som virksomhederne vil være mere tilbøjelige til at efterkomme, og dermed vil lønnen bevæge sig tilbage mod ligevægt.

Hertil kommer andre mekanismer, der ligger uden for den teoretiske model, men som i praksis har betydning for løndannelsen. I en situation hvor høje lønstigninger kan tilskrives en overophedning i økonomien, vil en stabilitetsorienteret økonomisk politik også bidrage til at bringe lønnen tilbage mod ligevægt, fx igennem en finanspolitisk stramning. Desuden vil den internationale konkurrence på sigt føre til mindre efterspørgsel efter varer produceret i lande med høje lønninger og dermed høje priser. Det vil mindske efterspørgslen efter arbejdskraft i disse lande, hvilket vil mindske lønstigningerne.

Prisrelationen i ligning (6.2) afspejler, at priserne på langt sigt er bestemt af produktionsomkostningerne. De afhænger dels af enhedslønomkostningerne, $(w_t - a_t)$ og dels af importpriserne, pi_t - med størst vægt på importpriserne. Vægten på importpriserne kan ses som en estimation af andelen af importvarer i forhold til indenlandsk producerede varer i de danske husholdningers samlede kurv af forbrugsvarer. Den lavere vægt på $(w_t - a_t)$ i forhold til pi_t er konsistent med, at Danmark er en ganske åben økonomi. Det er også i overensstemmelse med opgørelsen af den indenlandsk markedsbestemte inflation, IMI, som repræsenterer mindre end halvdelen af forbrugerprisindeksets varer, jf. afsnit 4.

På sigt bidrager både stigninger i enhedslønomkostningerne og højere importpriser til højere priser, jf. figur 6.1 (højre). Afvigelser fra denne langsigtligeløvægt korrigeres gennem priserne selv. Når priserne befinder sig under sin langsigtligeløvægt, vil virksomhederne med tiden hæve priserne, hvilket vil føre prisen tilbage til ligeløvægt.

Lønninger og priser optræder i begge relationer, og denne gensidige afhængighed kan give anledning til løn-pris-spiral-effekter. Hvis der kommer et stød til enten lønninger eller priser, vil begge relationer blive bragt ud af ligeløvægt. Den efterfølgende tilpasning vil ud over løn og priser også involvere produktiviteten. Tilpasningen kan være ganske omkostningsfuld, hvis der har været et stød, der har bragt økonomien langt væk fra ligeløvægt, eller hvis tilpasningshastigheden ikke er tilstrækkeligt høj, hvorved økonomien i en længere periode er et stykke fra ligeløvægt.

ESTIMATION AF MODELLEN

Boks 6.2

For at estimere modellen opstilles følgende kointegrerede VAR-model i fejlkorrektionsform:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Omega_i \Delta x_{t-i} + \phi Z_t + \epsilon_t$$

Det første led efter lighedstegnet, Π , indeholder langsigtsammenhængene mellem variablene, der er repræsenteret ved vektoren x_t , samt de tilhørende tilpasningskoefficienter. Det næste led indeholder kortsigtdynamikken, hvor k er antal lags. Det tredje led, Z_t , repræsenterer de ikke-modellerede variable, og det sidste led er residualerne (den uforklarede variation), som antages at være identisk og uafhængigt normalfordelte.

Følgende datavektor er anvendt¹

$$x'_t: x'_{1,t} = (w_t, p_t, a_t, UR_t), x'_{2,t} = (ti_t, tp_t, pi_t)$$

$x'_{1,t}$ repræsenterer vektoren af de modellerede variable, der indgår som endogene i modellen, og $x'_{2,t}$ de eksogene. Små bogstaver betegner logaritmen til den pågældende variabel. Løn, w_t , er repræsenteret ved timelønnen for industriarbejdere, der er to-neangivende for øvrige privatansatte og med en vis forsinkelse også for offentligt ansatte i kraft af reguleringsordningen, som medvirker til, at udviklingen i de offentlige lønninger overordnet følger de private. Priserne er givet ved indekset for den private forbrugsdeflator ifølge nationalregnskabet, p_t . a_t er timeproduktivitet i byerhverv og UR_t arbejdsløshedsraten.

Der betinges på følgende ikke-modellerede variable: lønmodtagerens indkomstskat, ti_t , virksomhedens indirekte lønomkostninger, tp_t , samt importpriser, pi_t . Disse variable er primært bestemt politisk eller i udlandet og defineres derfor som eksogene fra udgangspunktet. Modellen bærer i hovedtræk ikke præg af misspecifikation, jf. tabel 6.1. Kolonnerne viser test for, om de statistiske antagelser kan afvises eller ej, når modellen er estimeret med 4 lags.

SPECIFIKATIONSTESTS

Tabel 6.1

Ligning	AR 1-5	ARCH 1-4	Hetero	Normalitet
Testresultatets statistiske fordeling	F(5,107)	F(4,141)	F(64,80)	$\chi^2(2)$
w	3,30**	1,27	1,58*	2,82
p	0,77	3,78**	1,56*	9,50**
a	0,42	1,21	1,06	1,69
UR	2,82*	0,03	1,42	5,60
Testresultatets statistiske fordeling	F(80,353)	..	F(256,310)	$\chi^2(8)$
System	1,31	..	1,33**	16,07*

Anm.: AR 1-5 tester fravær af autokorrelation, ARCH 1-4 tester fravær af autoregressivt betinget heteroskedasticitet, Hetero tester for homoskedasticitet og Normalitet tester om fejllene er normalfordelte. Nederste linje angiver et samlet test for alle variablene. * (**) angiver, at teststørrelsen er signifikant på 5 (1) pct. niveau.

I den første kolonne vises test for autokorrelation. For systemet kan det ikke afvises, at der ikke er autokorrelation, selv om både løn- og arbejdsløshedsligningen viser tegn

¹ Data er fra MONA's databank og estimationen er foretaget i PcGive.

FORTSAT

Boks 6.2

på autokorrelation i residualerne. De øvrige test antyder problemer med heteroskedasticitet og normalitet, hvilket i begge tilfælde kan henføres til priserne. Det afspejler formentlig de relativt høje prisstigningstakter i perioden op til omkring 1990 i forhold til efterfølgende, jf. figur 2.5.

TEST FOR KOINTEGRATIONS-RANG

Tabel 6.2

Rang	Egenværdi	Trace	P-værdi
0	0,27	99,98	0,000**
1	0,18	53,24	0,003**
2	0,11	24,26	0,077
3	0,04	6,08	0,461

Anm.: * (**) angiver, at teststørrelsen er signifikant på 5 (1) pct. niveau.

Test for enhedsrod viser, at variablene kan betragtes som integrerede af første orden, hvilket er konsistent med antagelserne bag kointegrationsanalysen. Kointegrations-test for antallet af stationære sammenhænge peger på to kointegrerende relationer, jf. tabel 6.2.

For at tage højde for ekstreme observationer, som formentlig skyldes ikke-modelleret variation, er der indsat tre dummies for enkeltkvartaler med store outliers for lønnen, $D_{p79:4,t}$, $D_{p87:1,t}$, $D_{p87:2,t}$, samt en enkelt, $D_{p86:1,t}$, for priserne.¹

De urestringerede estimater vidner om henholdsvis en løn- og prisrelation, der i hovedtræk er i overensstemmelse med den tidligere analyse af Storgaard (2011) baseret på data til og med 2007.

Ved at pålægge de over-identificerende restriktioner, der følger af den teoretiske model beskrevet i boks 6.1, fås langsigtsammenhængene. Desuden udelades ti_t , tp_t og pi_t fra lønrelationen samt UR_t , ti_t og tp_t fra prisrelationen, da deres koefficienter ikke er signifikant forskellige fra nul. Det giver følgende relationer:

$$w_t = p_t + 0.93a_t - 1.66UR_t + ecm_{w,t}$$

$$p_t = 0.38w_t - 0.38a_t + 0.56pi_t + ecm_{p,t}$$

Slutteligt pålægges homogenitets-restriktioner på w_t , p_t og a_t i lønrelationen, så en stigning i pris eller produktivitet på langt sigt fører til en tilsvarende stigning i den nominelle løn. I prisrelationen pålægges ligeledes en homogenitetsrestriktion for at sikre, at en procentvis stigning i enhedslønomsættelser og importpriser på langt sigt resulterer i den samme procentvise stigning i priserne. Restriktionerne accepteres ved testværdien $\chi^2(10) = 14.26 [0.16]$, og de estimerede langsigtsammenhænge er givet i ligning (6.1) og (6.2).

¹ De store udsving kan bl.a. relateres til en række ændringer i den aftalte arbejdstid fra slutningen af 1986. Se Hansen og Storgaard (2011) for en historisk gennemgang af lønudviklingen i Danmark.

8. LITTERATUR

Barro, R. J. (1972), A Theory of Monopolistic Price Adjustment, *Review of Economic Studies*, nr. 39.

Blanchflower, D. G. og A. J. Oswald (1994), *The wage curve*. The MIT Press, Cambridge, MA.

Bryan, M. F., S. G. Cecchetti og R. O'Sullivan (2002), Asset prices in the measurement of inflation, NBER, *Working Paper*, nr. 8700, januar.

Bårdsen, Gunnar, Paul G. Fisher (1998), Economic theory and econometric dynamics in modelling wages and prices in the United Kingdom, *Empirical Economics*, Springer-Verlag, vol. 24, nr. 3.

Bårdsen, Gunnar, Oyvind Eitrheim, Eilev S. Jansen og Ragnar Nymoen (2005), *The econometrics of macroeconomic modelling*, Oxford University Press, juli.

Bårdsen, Gunnar, Stan Hurn og Zo McHugh (2007), Modelling wages and prices in Australia, *The Economic Record*, vol. 83, nr. 261, juni.

Calvo, G. A. (1983), Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework, *Journal of Monetary Economics*, nr. 12.

Cecchetti, Stephen G. og Richhild Moessner (2008), Commodity prices and inflation dynamics, *BIS Quarterly Review*, december.

Christensen, Anders Møller (1996), Husholdningernes inflationsforventninger, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 4. kvartal.

Danmarks Nationalbank (2011), *Pengepolitik i Danmark*, 3. udgave.

Danmarks Nationalbank (2011), *Statens låntagning og gæld 2011*.

Danmarks Nationalbank (2012), *Statens låntagning og gæld 2012*.

Danmarks Statistik (2009), *Forbruger- og nettoprisindekset*.

Dhyne, E., L. J. Álvarez, H. L. Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lunnemann, F. Rumler og J. Vilmunen (2006), Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts From Individual Consumer Price Data, *Journal of Economic Perspectives*, nr. 20(2).

Drejer, Peter, Marianne Clausager Koch, Morten Hedegaard Rasmussen, Morten Spange og Søren Vester Sørensen (2011), Hvordan virker pengepolitikken i Danmark?, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 2. kvartal, Del 2.

ECB (2011), *The Monetary Policy of the ECB*, 3. udgave, maj.

ECB (2011), Inflation expectations in the euro area: a review of recent developments, *Monthly Bulletin*, februar.

ECB (2012), Assessing the anchoring of longer-term inflation expectations, *Monthly Bulletin*, juli.

ECB (2013), Box 5: The information content of inflation options, *Monthly Bulletin*, juli.

Eurostat (2012), Technical manual on OWNER-OCCUPIED HOUSING for Harmonized Index of Consumer Prices, Draft, marts.

Eurostat (2013), Handbook on Residential Property Prices Indices (RPPIs).

Gaspar, Victor, Alicia Herrero, Lex Hoogduin, Julian Morgan og Bernhard Winkler (red.) (2001), Why Price Stability?, The European Central Bank.

Gagnon, Etienne (2009), Price Setting During Low and High Inflation: Evidence from Mexico, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124, nr. 3.

Gagnon, E., D. López-Salido og N. Vincent (2013), Individual Price Adjustment along the Extensive Margin, i: *NBER Macroeconomics Annual 2012*.

Hansen, Bo William og Niels Lynggård Hansen (2006), Price Setting Behaviour in Denmark – A Study of CPI Micro Data 1997-2005, Danmarks Nationalbank, *Working Paper*, nr. 39, juni.

Hansen, Bo William og Dan Knudsen (2005), Indenlandsk markedsbestemt inflation, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 4. kvartal.

Hansen, Bo William og Dan Knudsen (2006), Indenlandske prisers konjunkturfølsomhed, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 4. kvartal.

Hansen, Niels Lynggård og Peter Ejler Storgaard (2011), *Løn, priser og indkomster*, 1. udgave, Handelshøjskolens Forlag.

Kenny, Geoff, Thomas Kostka og Federico Masera (2013), Can macroeconomists forecast risk? Event-based evidence from the euro area SPF, *ECB Working Paper Series*, nr. 1540, april.

Klenow, P. J. og O. Kryvtsov (2008), State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does it matter for Recent U.S. Inflation?, *The Quarterly Journal of Economics*, nr. 123(3).

Klenow, P. J. og B. A. Malin (2010), Microeconomic Evidence on Price-Setting, i: B. M. Friedman og M. Woodford (red.), *Handbook of Monetary Economics*, nr. 3, Elsevier.

Layard, Richard, Stephen Nickell og Richard Jackman (2005), *Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market*, Oxford University Press.

Lauritzen, Finn (1987), Fortsat lav inflation, *Samfundsøkonomen*, nr. 5.

Mackowiak, B. og Frank Smets (2008), On implications of micro price data for macroeconomic models, *CEPR Discussion Paper*, nr. 6961.

Mackowiak, B. og M. Wiederholt (2009), Optimal Sticky Prices under Rational Inattention, *American Economic Review*, nr. 99 (3).

Marques, Carlos Robalo, Fernando Martins og Pedro Portugal (2010), Price and wage formation in Portugal, *ECB Working Paper series*, nr. 1225.

Maule, Becky og Alice Pugh (2013), Do inflation expectations currently pose a risk to the economy?, Bank of England, *Quarterly Bulletin*, nr. 2.

Nakamura, E. og J. Steinsson (2008), Five facts about prices: a reevaluation of menu cost models, *Quarterly Journal of Economics*, nr. 123, november.

Nakamura, E. og J. Steinsson (2013), Price Rigidity: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications, *Annual Review of Economics* (kommende).

Pedersen, Erik Haller og Tom Wagener (2000), Samfundsøkonomiske fordele og ulemper ved prisstabilitet, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 3. kvartal.

Pétursson, Thórarinn G. og Torsten Sløk (2001), Wage formation and employment in a cointegrated VAR model, *Econometrics Journal* vol. 4

Pétursson, Thórarinn G. (2002), Wage and price formation in a small open economy: Evidence from Iceland, *Working Paper*, nr. 16, Economics Department, Central Bank of Iceland.

Spange, Morten (2011), Råvarepriser og inflation i Danmark, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 2. kvartal, del 1.

Sheshinski, E. og Y. Weiss (1977), Inflation cost of price adjustment, *Review of Economic Studies*, nr. 44.

Storgaard, Peter E. (2011), Wage dynamics in Denmark, Danmarks Nationalbank, *Working Paper*, nr. 76.

Taylor, J. (1980), Aggregate dynamics and staggered contracts, *Journal of Political Economy*, nr. 88.

Vega, Juan-Luis og Mark A. Wynne (2001): An evaluation of some measures of core inflation in the euro area, *ECB Working Paper*, nr. 53.

Vermeulen, P., D. A. Dias, M. Dossche, E. Gautier, I. Hernando, R. Sabbatini og H. Stahl (2012), Price Setting in the Euro Area: Some Stylized Facts from Individual Producer Price Data, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 44, nr. 8, December.

Woodford, Michael (2003), *Interest and Prices: Foundations of a theory of monetary policy*, Princeton University Press.

Wulfsberg, F. (2010), Inflation and price adjustments: evidence from Norwegian consumer price data 1975-2004, *SSRN Working Paper*.