



Danmarks
Nationalbank

Kvartalsoversigt
3. kvartal
Del 2

D A N M A R K S
N A T I O N A L
B A N K 2 0 1 3



KVARTALSOVERSIGT, 3. KVARTAL 2013, Del 2

Det lille billede på forsiden viser Arne Jacobsens ur, "Banker's clock", der blev tegnet til Nationalbank-byggeriet.

Det er tilladt at kopiere fra publikationen, forudsat at Danmarks Nationalbank udtrykkeligt anføres som kilde. Det er ikke tilladt at ændre eller forvanske indholdet.

Kvartalsoversigten er tilgængelig på Nationalbankens websted: www.nationalbanken.dk under publikationer. Kvartalsoversigten oversættes til engelsk.

Ansvarshavende redaktør: Per Callesen

Redaktør: Niels Lynggård Hansen

Redaktionen er afsluttet den 13. september 2013.

Kvartalsoversigten kan rekvireres ved henvendelse til:

Danmarks Nationalbank,
Kommunikation,
Havnegade 5,
1093 København K

Telefon 33 63 70 00 (direkte) eller 33 63 63 63

Ekspeditionstider, mandag-fredag kl. 9.00-16.00

E-mail: kommunikation@nationalbanken.dk

www.nationalbanken.dk

Indhold

Prisdannelsen i Danmark 1

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

De danske forbrugerpriser har igennem en længere årrække udviklet sig stabilt. Stabile priser er en afgørende forudsætning for en velfungerende markedsøkonomi. Høj inflation er derimod forbundet med store samfundsmæssige omkostninger. Prisdannelsen i Danmark analyseres med henblik på at vurdere den løbende udvikling og identificere potentielle trusler mod det stabile inflationsregime. Kerneinflationen og et indeks for indenlandsk markedsbestemt inflation anvendes til at skelne mellem de bagvedliggende årsager til, at priserne stiger. Analysen inddrager bl.a. de mikrodata, der udgør fundamentet for forbrugerprisindekset. En analyse af løn- og prisdannelsen i årene 1975-2013 viser desuden, at der er en gensidig afhængighed mellem løn og priser, som potentielt kan føre til en løn-pris-spiral.

Restancer på realkreditlån blandt danske familier 61

Asger Lau Andersen, Økonomisk Afdeling, og Charlotte Duus, Kapitalmarkedsafdelingen

Danske familiers høje gæld har givet anledning til en vis bekymring for, om familierne vil kunne servicere gælden, særligt hvis dansk økonomi skulle blive ramt af en ny alvorlig modgang. I artiklen belyses udbredelsen af restancer på realkreditlån blandt danske familier. Analyserne i artiklen viser, at der er en klar sammenhæng mellem en families økonomi og sandsynligheden for, at familien går i restance. Selv blandt familier med presset økonomi er det dog meget få, der har restancer på deres realkreditlån. Resultaterne indikerer, at selv meget hård modgang i dansk økonomi kun vil føre til en begrænset stigning i antallet af familier med restancer på realkreditgælden.

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 virksomhederes 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.

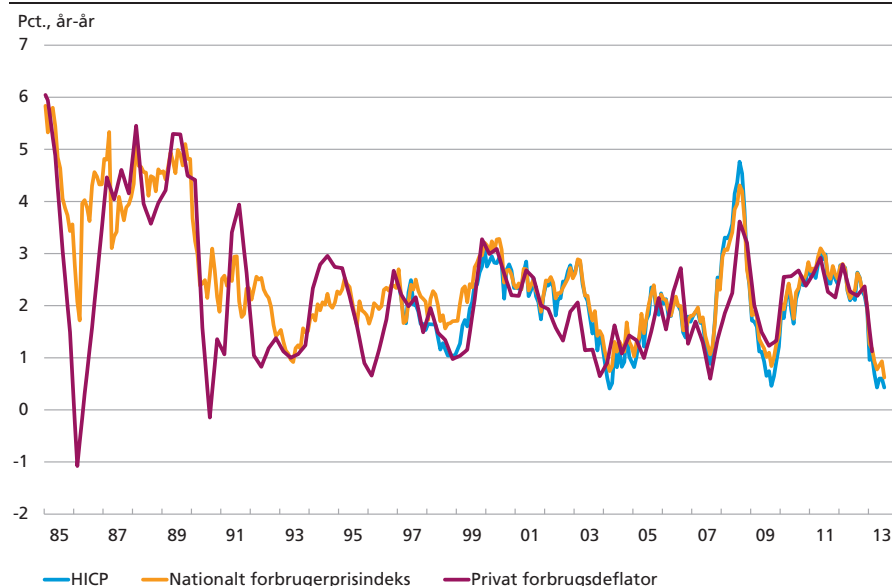
I afsnit 2 gennemgås den overordnede prisudvikling i Danmark og euroområdet. Afsnit 3 analyserer forskellige metoder til at opgøre inflationsforventninger, som er et afgørende element i løn- og prisdannelsen. I afsnit 4 analyseres de bagvedliggende årsager til, at forbrugerpriserne ændrer sig. Der opstilles 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

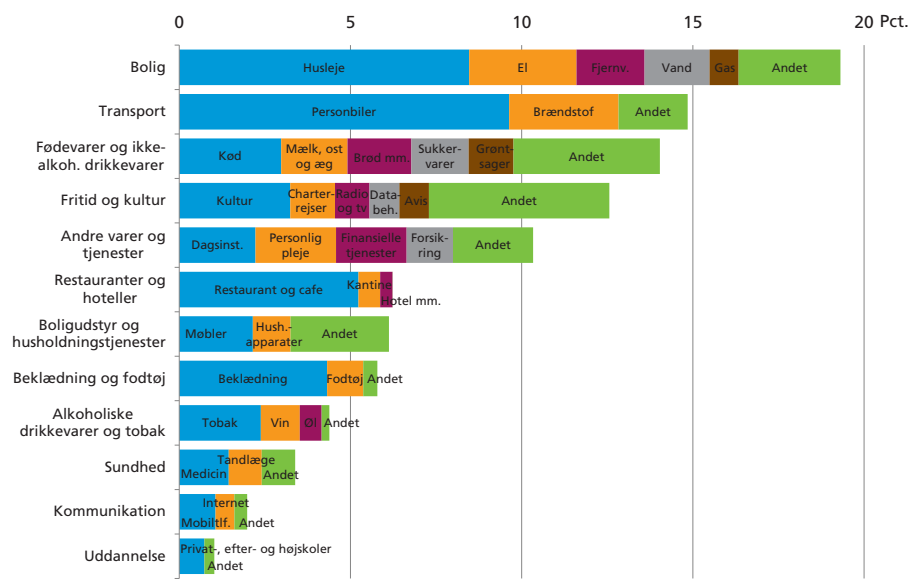
Forbrugerprisindekset underinddeles i Danmark normalt ud fra den internationale COICOP¹ klassificering, som er baseret på varernes anvendelse. Figur 2.2 giver et indtryk af vægtenes sammensætning i HICP-indekset med en nærmere angivelse af de vigtigste produkter inden for hver COICOP-kategori.

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. Energi priser 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 energi priser 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.

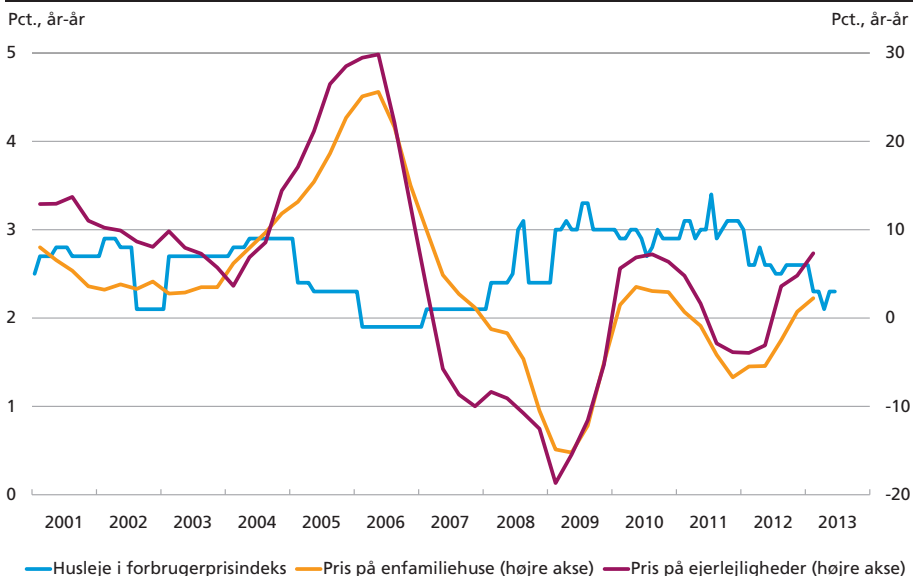
Normalt afviger det nationale forbrugerprisindeks og HICP kun ganske lidt fra hinanden, jf. figur 2.1. Tidligere var der flere mindre metodiske forskelle i opgørelserne, men siden 2001 har den eneste nævneværdige forskel været behandlingen af ejerboliger. Ejerboliger er vanskelige at håndtere, da det 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).

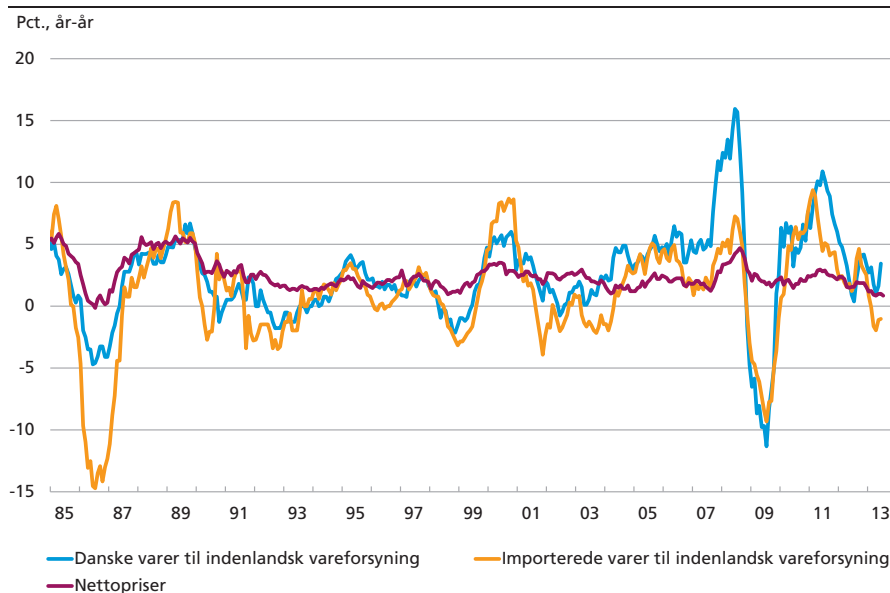
Forbruger- og producentpriser

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.

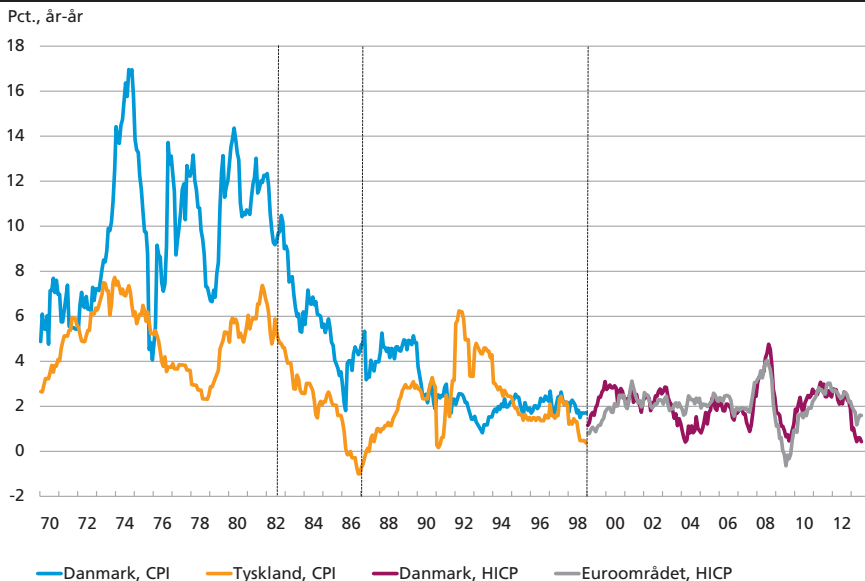
opgjort uden indirekte skatter. Derfor sammenlignes de med nettoprisindekset, hvor også forbrugerpriserne er renset for indirekte skatter og afgifter. Inputpriserne for både danske og importerede varer svinger væsentligt mere end nettopriserne. Det skyldes bl.a. forskelle i vægtgrundlaget som følge af 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 valutaankere. 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 bruttoavanceerne.

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.

hvilke 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 forvriddende. 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.

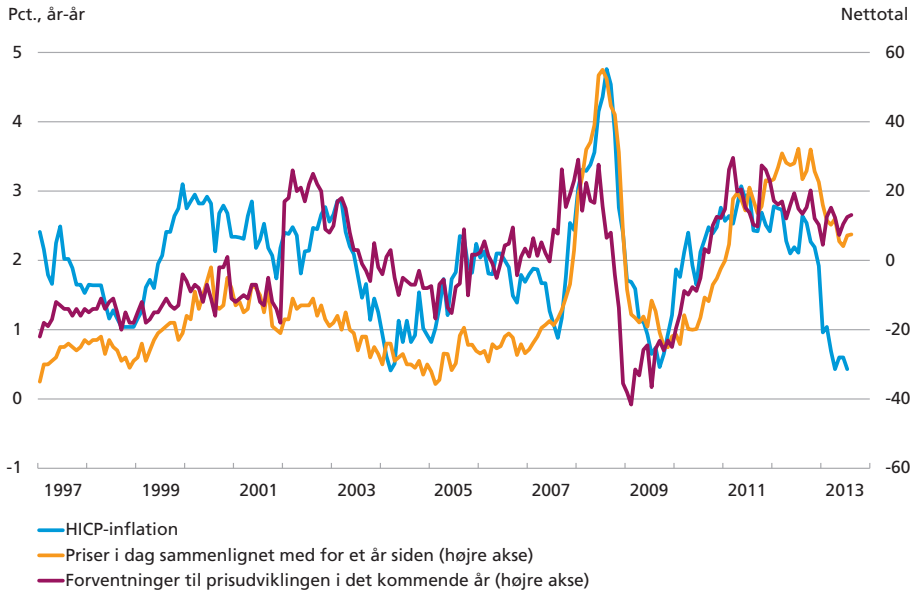
Spørgeskemaundersøgelser til professionelle investorer og analytikere kan anvendes som supplement til forbrugerforventningerne. Sådanne undersøgelser kvantificerer typisk inflationsforventningerne for forskellige tidshorisonter. På kort sigt forventer analytikerne i stor udstrækning en ensartet inflationsudvikling 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

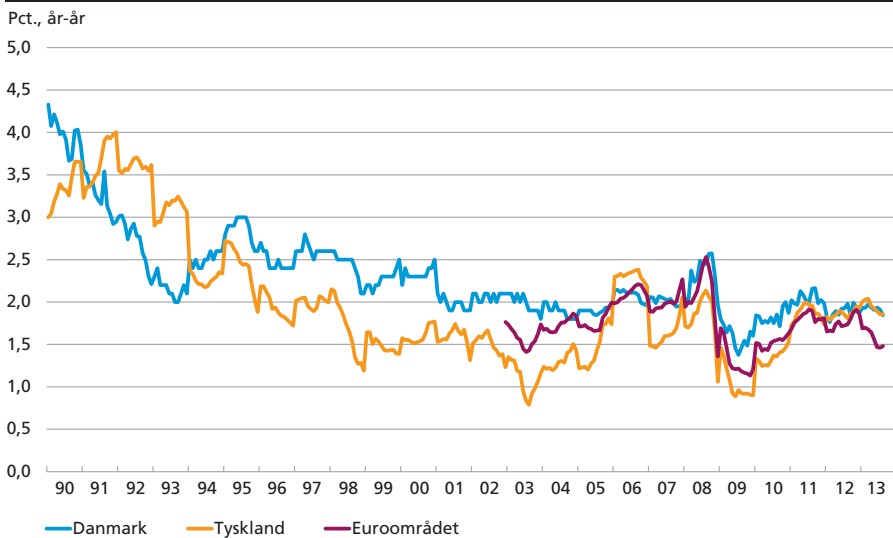
Figur 3.1



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

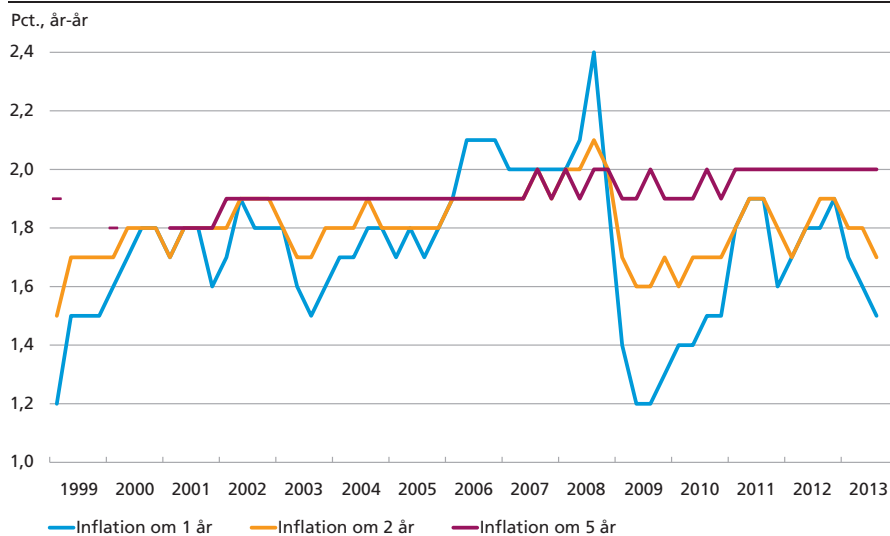
Figur 3.2



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

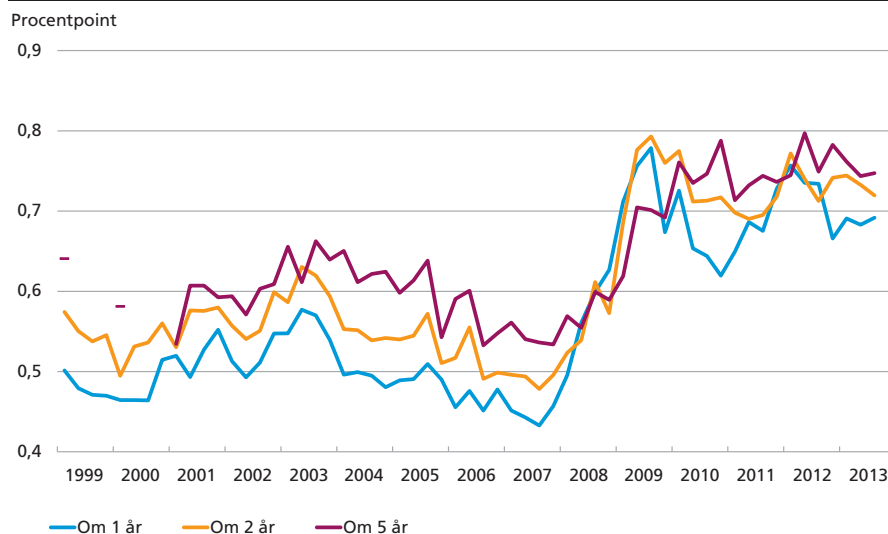
Figur 3.3 viser, at inflationsforventningerne på 1-års sigt har svinget en del, specielt i 2008-09, hvor først stigende råvarepriser og senere et kraftigt konjunkturomslag resulterede i markante udsving i prisstigningstakten i euroområdet. Forventningerne på 2-års sigt har i perioder også vist afvigelser 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.

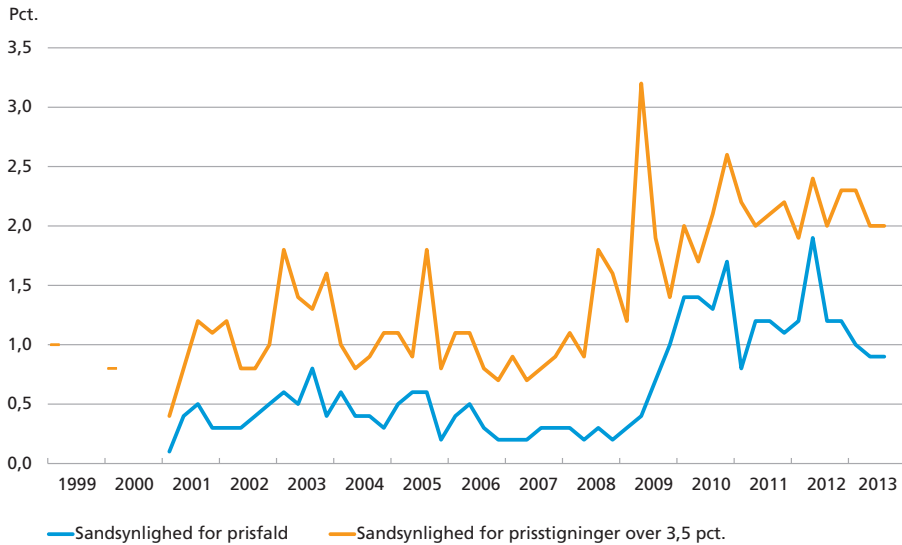
Mens gennemsnittet for inflationsforventningerne på 5-års sigt har været meget stabilt, viser SPF dog også, at usikkerheden er steget efter finanskrisen. Hver enkelt besvarelse i SPF-undersøgelsen indeholder analytikernes skønnede sandsynlighedsfordelinger for inflationen. Disse fordelinger kan aggregeres 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 analytikerens 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.

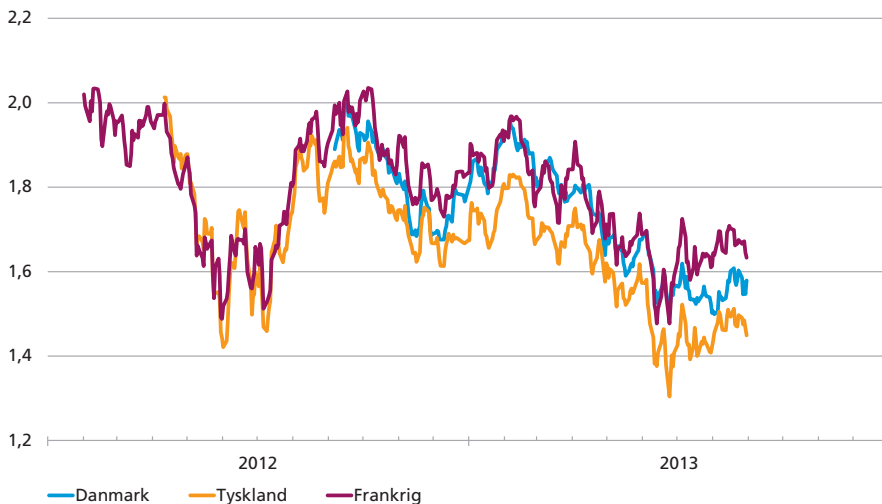
² Beregningerne af break-even-inflation baseret på danske statsobligationer er mere detaljeret beskrevet i Danmarks Nationalbank, *Statens låntagning og gæld – 2011*.

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 lønkomensation 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.

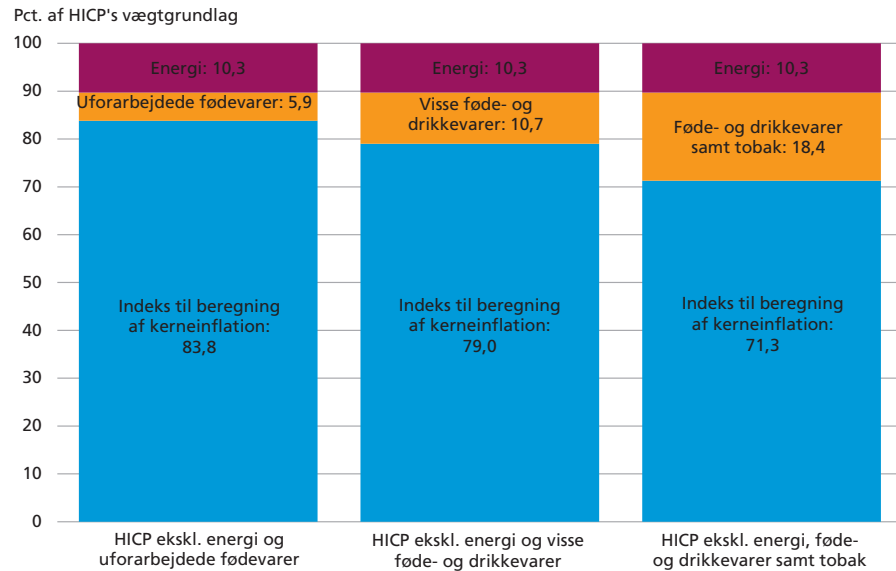
Heri ligger således også en skelnen til, i hvilket omfang forskellige priser kan betragtes som eksogene i forhold til den underliggende prisudvikling. Dog er der - selv for energi- og fødevarerpriser - et betydeligt indenlandsk element, som bidrager til prisbevægelser, der ikke er bestemt på de globale 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

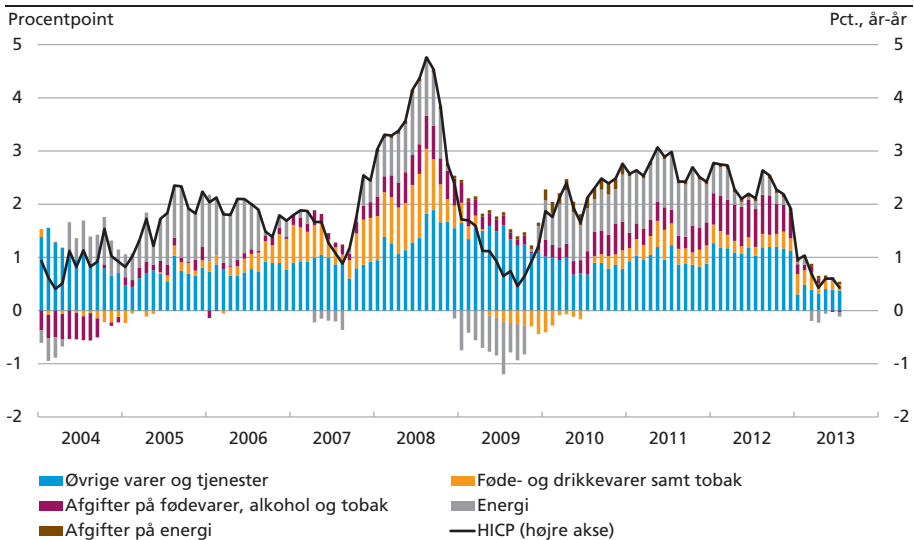


Anm.: Vægtene afspejler vægtgrundlaget pr. januar 2013. "Energi" indeholder følgende underindeks i COICOP-klassifikationen: 04.5 Brændsel, el, gas og varme og 07.2.2 Brændstof. "Uforarbejdede fødevarer" dækker 01.1.2 Kød, 01.1.3 Fisk, 01.1.6 Frugt og 01.1.7 Grønsager. "Visse føde- og drikkevarer" indeholder 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.

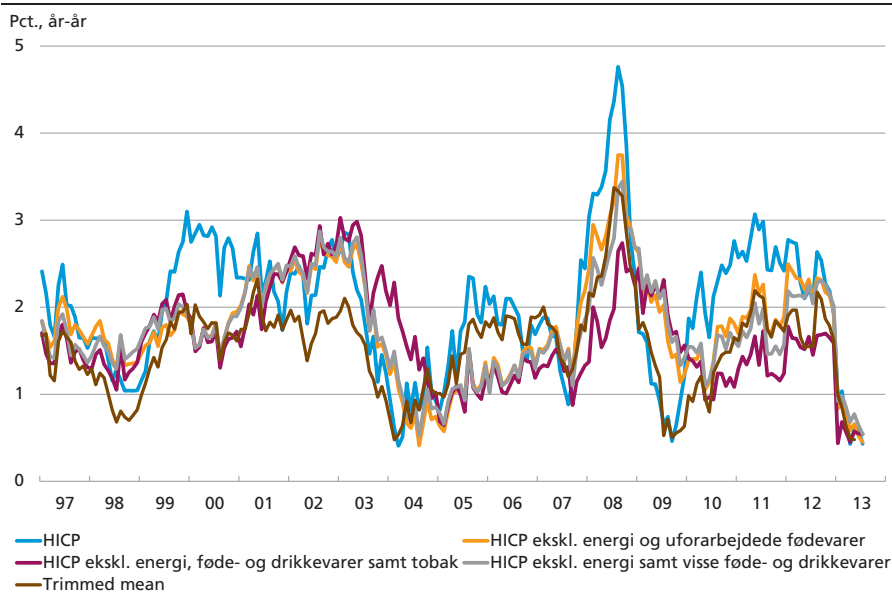
Alle fire mål for kerneinflationen giver en mere stabil udvikling end HICP, jf. figur 4.3. Det gælder specielt siden 2005, hvor der har været betydelige udsving i råvarepriserne, samt i de senere år, hvor der har været flere afgiftsændringer.

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.

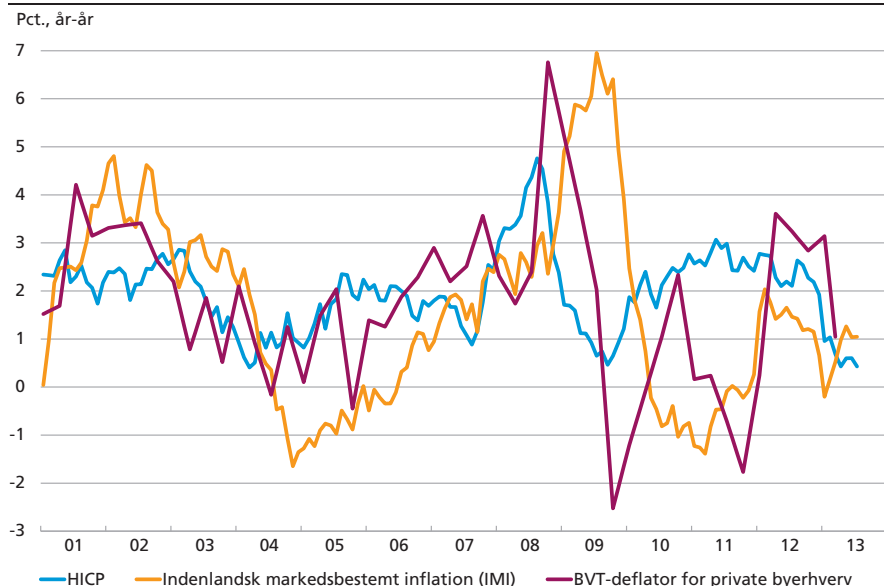
Udviklingen i IMI-indekset minder tilnærmelsesvist om deflatoren for private byerhverv, jf. figur 4.4. Det er betryggende, da IMI-beregningen er baseret på de månedlige forbrugerprisindeks og prisindeks for indenlandsk vareforsyning og derfor ikke nødvendigvis ligger tæt på nationalregnskabets priser,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

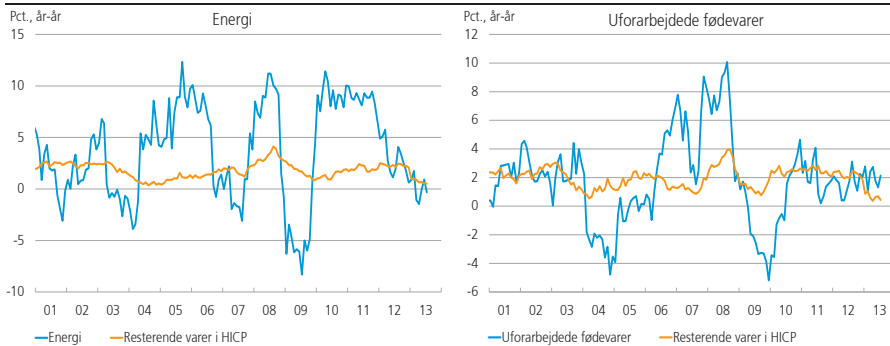
	Gennemsnit (pct.)	Std.afvigelse (procentpoint)
HICP.....	2,0	0,84
Kerneinflation.....	1,8	0,70
Indenlandsk markedsbestemt inflation, IMI.	1,6	1,96

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.

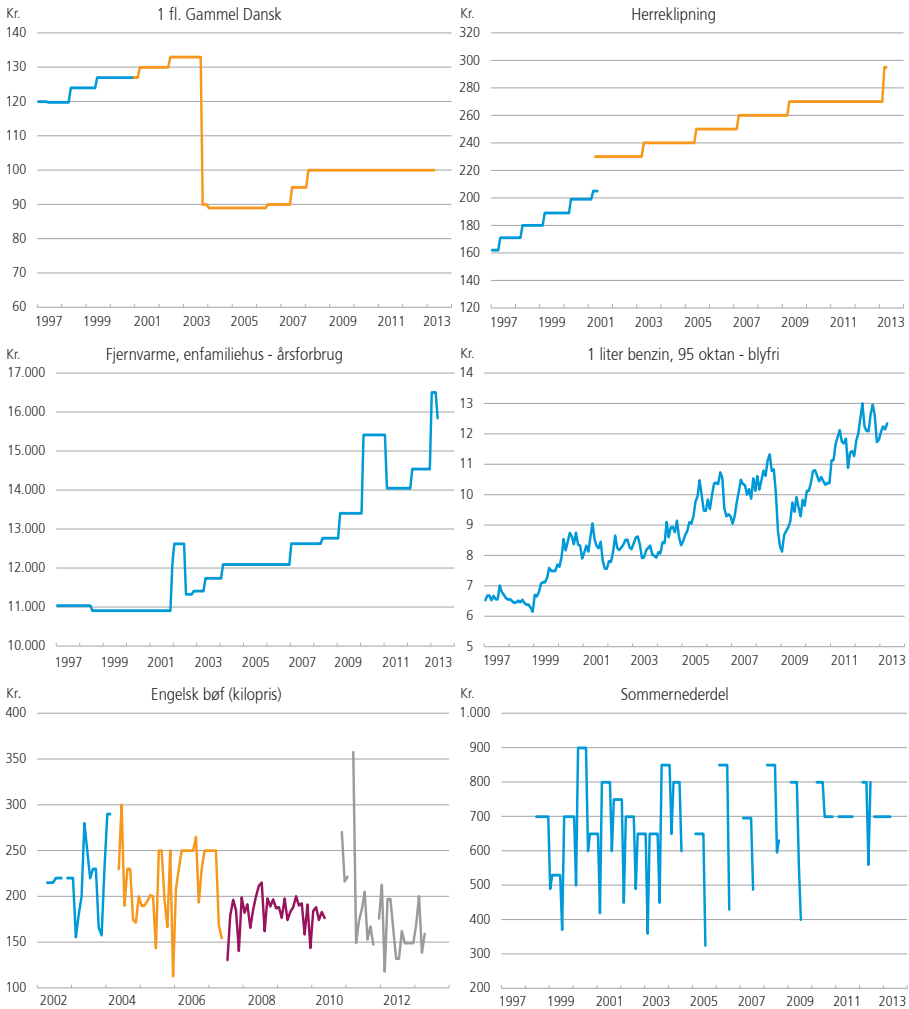
Prisen på fjernvarme og benzin følger den samme stigende trend over den analyserede periode, men benzinpriserne varierer betydeligt mere fra måned til måned.

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 censorering 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 Kryvtsov (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.

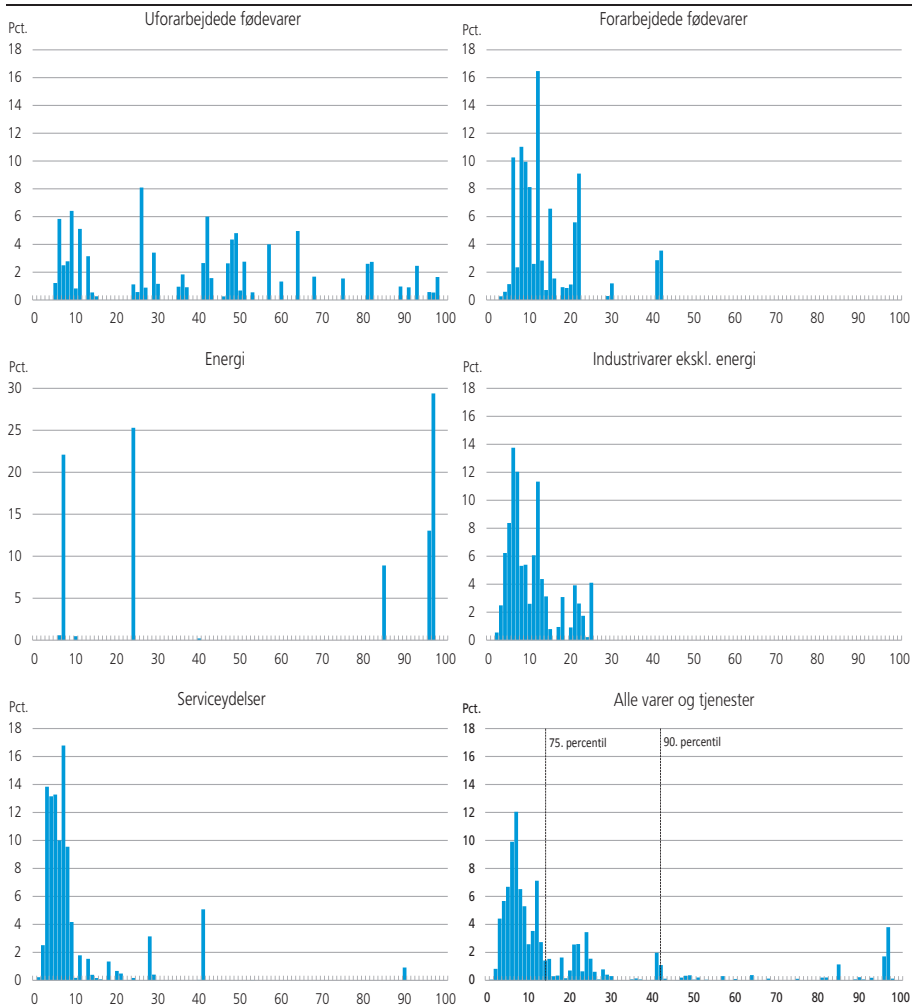
¹ Mackowiak og Smets (2008) samt Mackowiak og Wiederholt (2009) viser, hvordan de typiske resultater i mikrodata kan understøttes af en model, hvor det er rationelt for virksomhederne at koncentrere sig om de idiosynkratiske stød og se bort fra makroøkonomiske stød. En implikation er, at nominelle stød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

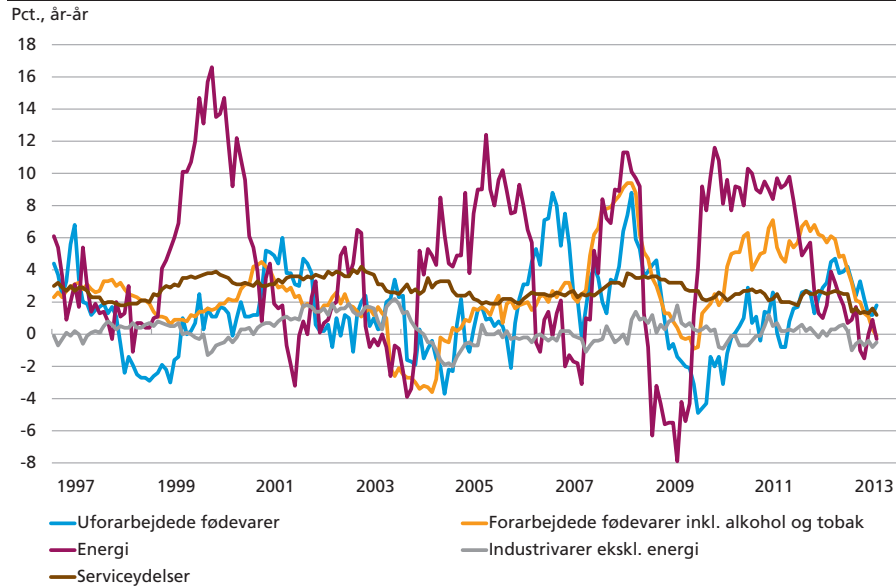
Figur 5.4 viser årstigningstakten i HICP og frekvensen for, hvor ofte priserne sættes op og ned. Når prisstigningstakten ændres, er det normalt sammenfaldende med, at frekvenserne bevæger sig. Fx var den markante stigning i HICP i perioden august 2007-august 2008 først akkompagneret af en højere frekvens 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

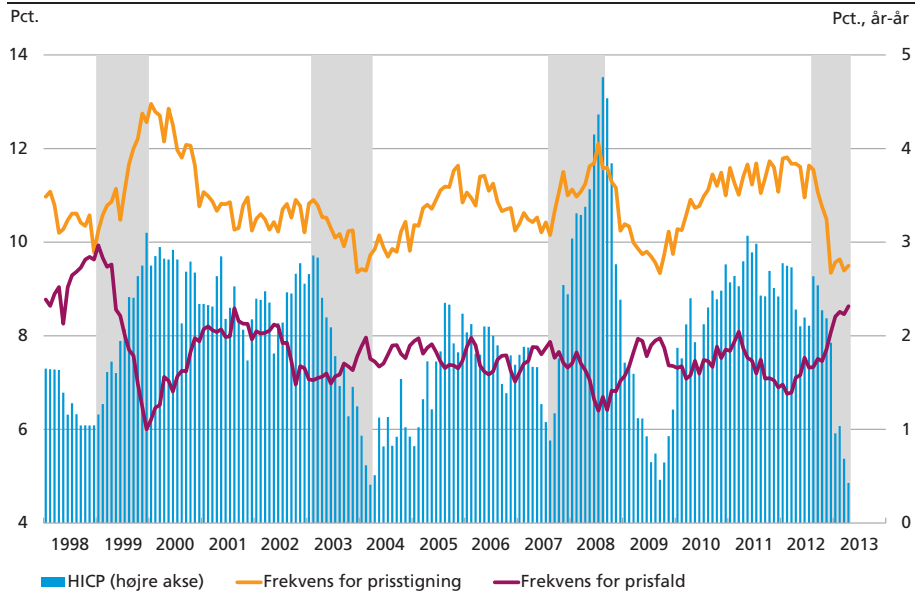


Anm.: Seneste observation er juli 2013.

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.

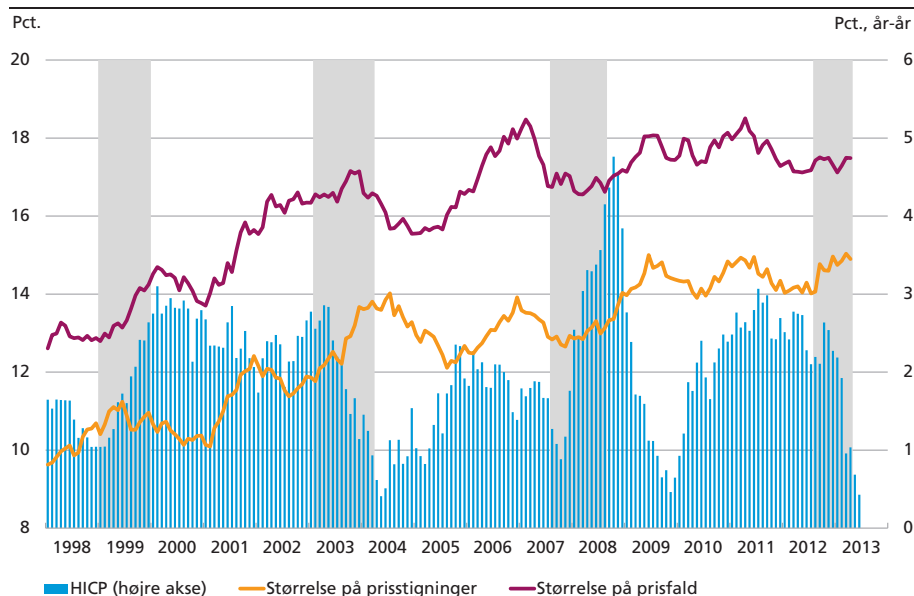
At prisændringernes størrelse alligevel ikke er helt ligegyldige, illustreres i forbindelse med den tidligere omtalte stigning i HICP-inflationen i 2008. Den første del af stigningen var drevet af flere prisstigninger. Men forøgelsen fra 3 til næsten 5 pct. år til år i august 2008 var bl.a. drevet af 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

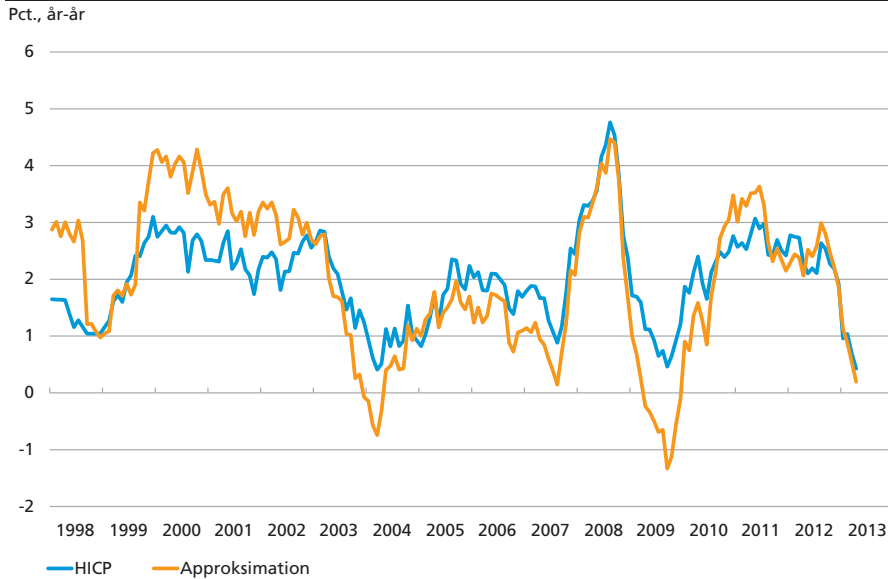
¹ Mere præcist baseres udregningerne på en sammenvejning af de 412 basispriser (ca. 450 priser, hvis også de administrerede priser medtages).

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.

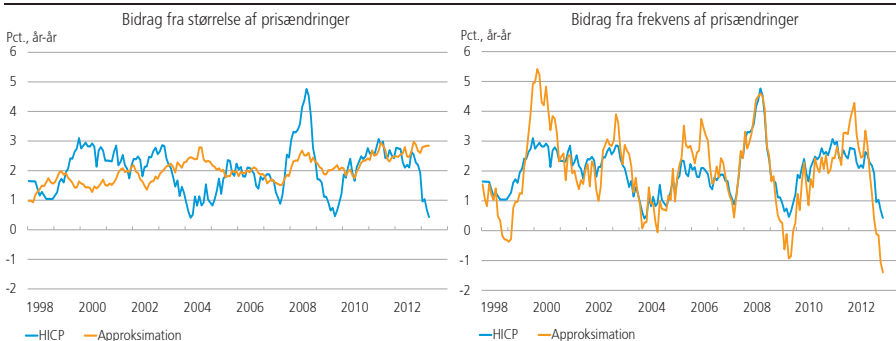
Kilde: Danmarks Statistik samt egne udregninger på baggrund af data fra Danmarks Statistik.

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 lønforhandlinger 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:

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

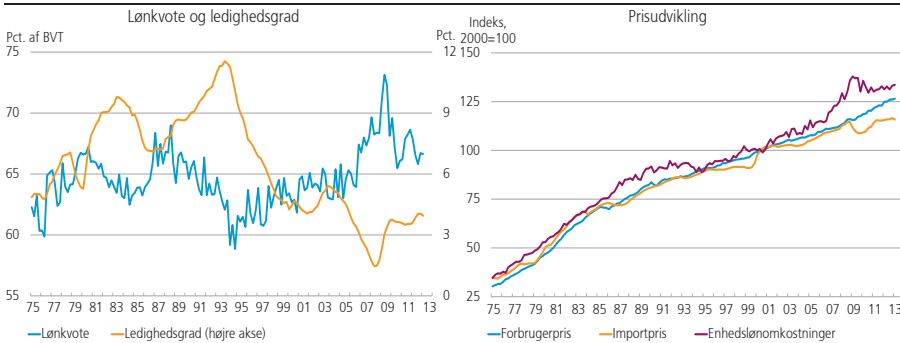
$$(6.11) \quad p_t = -\phi m_f + \phi(w_t - a_t) + (1 - \phi)pi_t - \phi ecm_{f,t}$$

Langsigtsammenhænge 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 langsigtligevægt korrigeres gennem priserne selv. Når priserne befinder sig under sin langsigtligevægt, vil virksomhederne med tiden hæve priserne, hvilket vil føre prisen tilbage til ligevægt.

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 ligevægt. 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 ligevægt, eller hvis tilpasningshastigheden ikke er tilstrækkeligt høj, hvorved økonomien i en længere periode er et stykke fra ligevægt.

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, Øyvind 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*.

Restancer på realkreditlån blandt danske familier

Asger Lau Andersen, Økonomisk Afdeling, og Charlotte Duus, Kapitalmarkedsafdelingen

1. INDLEDNING OG SAMMENFATNING

Langt de fleste danske familier betaler ydelserne på deres realkreditgæld til tiden. Ud af de samlede ydelser, der forfaldt til betaling i 1. kvartal 2013, var der ifølge tal fra Realkreditrådet og Realkreditforeningen kun 0,3 pct., der endnu ikke var betalt tre en halv måned efter forfaldsdatoen. Omfanget af restancer på realkreditgælden er dermed omtrent halveret i forhold til toppunktet under finanskrisen i 2009. Sammenlignet med begyndelsen af 1990'erne er udbredelsen af restancer i dag på et markant lavere niveau.

Spørgsmålet er imidlertid, om restanceprocenten også fremover kan forventes at forblive på det nuværende lave niveau. Danske familier har i sammenligning med familier i andre lande meget høj gæld i forhold til deres indkomst. Det har blandt nogle observatører givet anledning til en vis bekymring for, om familierne vil kunne servicere gælden, særligt hvis dansk økonomi skulle blive ramt af en ny alvorlig modgang. Hvis tilstrækkeligt mange familier viser sig ikke at være i stand til at overholde deres forpligtelser over for realkreditinstitutterne, kan det svække tilliden til institutternes kreditværdighed.

I denne artikel undersøger vi ved hjælp af detaljerede mikrodata for danske familier, hvordan vanskeligheder med at betale ydelserne på realkreditgælden afhænger af økonomiske nøglevariable for den enkelte familie. Med udgangspunkt i de estimerede sammenhænge vurderer vi, hvordan forekomsten af restancer på familiernes realkreditgæld vil udvikle sig i forskellige scenarier for dansk økonomi.

Vores økonometriske analyser viser, at der er en klar sammenhæng mellem en families økonomi og sandsynligheden for, at familien får restancer på realkreditgælden, også når der kontrolleres for en række familiespecifikke forhold. Restancesandsynligheden øges, jo mindre familiens rådighedsbeløb er, jo større indkomstnedgang den har oplevet i de seneste år, jo større en andel af indkomsten efter skat den anvender på at servicere gælden, jo mindre dens beholdning af likvide aktiver og

friværdien i boligen er, og jo mindre dens pensionsformue er. Statistisk set er effekterne stærkt signifikante. Økonomisk set er de dog af en begrænset størrelsesorden: For de fleste familier giver ændringer i de økonomiske nøglevariable således kun meget små virkninger på restancesandsynligheden. Det afspejler, at restancer på realkreditgælden forekommer meget sjældent, selv blandt familier med en presset økonomi.

Ud fra disse resultater estimerer vi, hvordan antallet af familier med restancer på realkreditgælden kan forventes at udvikle sig, hvis dansk økonomi igen skulle blive ramt af modgang i form af fx stigende ledighed, stigende renter eller faldende boligpriser. Vores resultater indikerer, at selv meget hård modgang kun vil give anledning til små stigninger i antallet af familier i restance. Vi forventer derfor, at omfanget af restancer på realkreditlån vil forblive på et lavt niveau, og der er ingen tegn på, at det høje niveau fra begyndelsen af 1990'erne vil vende tilbage, selv i tilfælde af et alvorligt økonomisk tilbageslag. Vi vurderer derfor, at der ikke er nogen alvorlig trussel mod realkreditsystemets troværdighed fra denne kant.

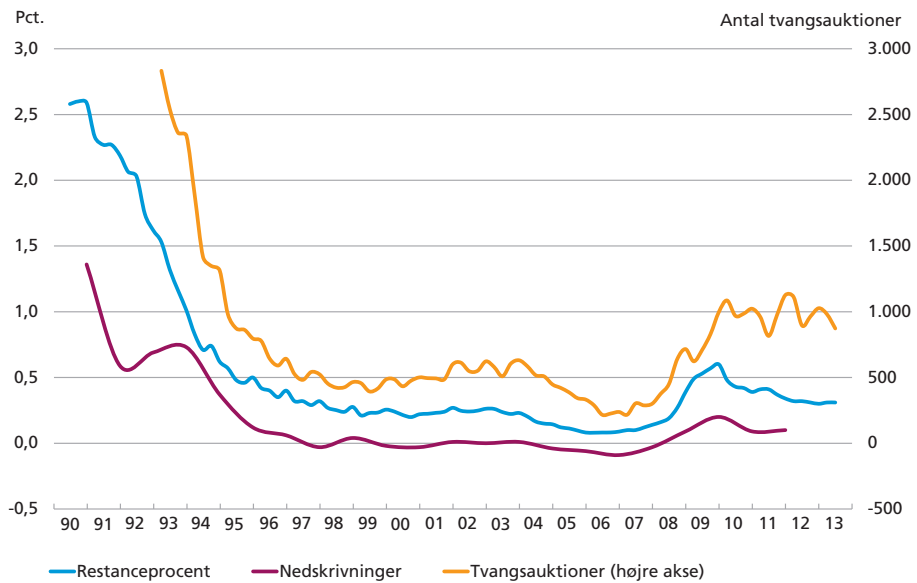
Det bør dog nævnes, at vi i denne artikel udelukkende fokuserer på husholdningernes gæld til realkreditinstitutterne. Restancer på andre former for gæld, herunder husholdningernes gæld til pengeinstitutter og realkreditinstitutternes udlån til erhverv, er på grund af manglende datagrundlag ikke analyseret. Der er ingen tvivl om, at et økonomisk tilbageslag af den størrelsesorden, vi betragter i vores stressscenarier, vil give anledning til betydelige nedskrivninger i den samlede finansielle sektor. Vores resultater indikerer blot, at det ikke er i realkreditsektoren, at hovedparten af disse nedskrivninger vil finde sted. Pengeinstitutterne vil derimod med al sandsynlighed få betragtelige nedskrivninger, og det understreger vigtigheden af, at danske pengeinstitutter er tilstrækkeligt kapitaliserede. Samtidig kan det bemærkes, at et alvorligt økonomisk tilbageslag med markante fald i det private forbrug og investeringer kan resultere i øgede nedskrivninger på realkreditinstitutternes udlån til erhverv.

2. HVORFOR SE PÅ RESTANCER PÅ REALKREDITGÆLD?

Når realkreditinstitutterne yder lån til danske boligejerfamilier, påtager de sig en kreditrisiko. Risikoen opstår som følge af, at låntagerne ikke altid vil være i stand til at tilbagebetale lånet under de aftalte betingelser. I sådanne tilfælde kan realkreditinstitutterne risikere at lide tab. Bliver tabene for mange og for store, kan det forringe sikkerheden i realkreditsystemet og dermed svække investorernes tillid til realkreditobligationernes kreditværdighed.

RESTANCER, TVANGSAUKTIONER OG REALKREDITINSTITUTTERNES SAMLEDE NEDSKRIVNINGER

Figur 1



Anm.: Restanceprocenten angiver, hvor stor en del af de samlede ydelser, der ikke er betalt senest tre en halv måned efter terminen. I opgørelsen indgår alle realkreditinstitutternes udlån til private ejerboliger og fritidshuse. I opgørelsen af antallet af tvangsauktioner er kun enfamiliehuse, ejerlejligheder og fritidshuse talt med. Samlede nedskrivninger omfatter udlån til private og erhverv og er angivet i procent af det samlede udlån og garantier.

Kilde: Realkreditrådet, Realkreditforeningen og Danmarks Statistik.

Når en familie kommer bagud med betalingerne på realkreditgælden, kan det resultere i, at boligen bliver sat til salg på tvangsauktion, jf. boks 1. Hvis provenuet fra salget ikke er tilstrækkelig stort til at dække realkreditinstituttets tilgodehavende, vil instituttet blive påført et tab. Instituttet skal derfor i udgangspunktet foretage en nedskrivning af lånets værdi, når låntageren kommer i restance. Både antallet af tvangsauktioner og realkreditinstitutternes samlede nedskrivninger har i de seneste 20 år været stærkt korreleret med omfanget af restancer, jf. figur 1. Det store fald i restancer i starten af 1990'erne blev eksempelvis efterfulgt af et stort fald i både tvangsauktioner og nedskrivninger, ligesom stigningen i restancer, der startede i 2007, blev efterfulgt af en stigning i antallet af tvangsauktioner og større nedskrivninger.¹ Den tætte sammenhæng mellem restancer og nedskrivninger indebærer, at omfanget af restancer er en relevant indikator for sundhedstilstanden i realkreditsektoren.

¹ Der er dog en vis tidsmæssig forsinkelse fra ændringer i omfanget af restancer til ændringer i antallet af tvangsauktioner. Det skyldes, at der typisk går noget tid, inden den ejendom, som lånet er optaget i, sættes på tvangsauktion.

KONSEKVENSER AF RESTANCER

Boks 1

Når en låntager kommer bagud med betalingen af ydelsen på sit realkreditlån, vil realkreditinstituttet forsøge at inddrive beløbet gennem inkasso. Hvis dette ikke lykkes, kan ejendommen i sidste ende blive solgt på en tvangsauktion. Ofte vil realkreditinstituttet dog forsøge at finde en løsning med låntageren. En undersøgelse foretaget af Finanstilsynet viser, at familier, der er samarbejdsvillige og aktivt tager del i en løsningsplan, får bedre muligheder for at komme ud af restance eller for at få udarbejdet en plan for den videre tilbagebetaling af deres gæld end familier, der ikke svarer på realkreditinstitutternes henvendelse, jf. Finanstilsynet (2011).

I de tilfælde, hvor misligholdelse af gælden resulterer i en tvangsauktion, er processen som regel relativ kort. Der går typisk mindre end ni måneder fra den manglende betaling af ydelsen, til ejendommen er solgt, jf. Gundersen mfl. (2011). Det forholdsvis korte tidsrum er med til at begrænse instituttets potentielle tab, og det har derved en stærk stilling i forhold til at inddrive gælden. Hvis realkreditinstituttets krav ikke dækkes ved salget af ejendommen, opretholder det et krav mod låntager. Der er således stærke incitamenter for låntager til at servicere sin realkreditgæld og undgå tvangssalg.

Når en boligejer kommer i restance, vil det som udgangspunkt betyde, at realkreditinstituttet skal foretage en nedskrivning af det pågældende udlån. En restance er at betragte som et kontraktbrud fra låntagers side, hvilket er ensbetydende med, at der er indtrådt objektiv indikation for værdiforringelse (OIV). Der kan dog også foreligge OIV i andre situationer, fx hvis låntager vurderes at være i betydelige økonomiske vanskeligheder. Der kan således være indtrådt OIV, selv om låntager endnu ikke er kommet i restance. Når der er OIV på et udlån, skal det nedskrives med forskellen mellem den regnskabsmæssige værdi før nedskrivningen og nutidsværdien af de forventede fremtidige betalinger. Hvis låntager, på trods af restance, skønnes at være i stand til at overholde fremtidige terminer, vil størrelsen af nedskrivningen være meget lille (eller 0). Dette kan fx være tilfældet, hvis restancen alene skyldes låntagers forglemmelse eller et forbigående likviditetsproblem. Hvis der omvendt ikke er udsigt til, at det er muligt for låntager at tilbagebetale lånet, skal nedskrivningsbehovet baseres på et skøn over salgsværdien af den belånte ejendom med fradrag af forventede realisationsomkostninger.

Realiserede tab forekommer, når misligholdte lån regnskabsmæssigt fjernes fra balancen. Misligholdte lån fører ikke direkte til tab for obligationsejerne, da kreditrisikoen i første omgang ligger hos realkreditinstituttet. Det er altså instituttet, der får et tab, når et lån misligholdes - og ikke ejerne af de bagvedliggende obligationer. Selv i tilfælde af realkreditinstituttets konkurs er obligationsejerne sikret en høj grad af beskyttelse mod tab. Obligationsejerne kan gøre krav gældende mod realkreditinstituttet og har i en konkurssituation en fortrinsstilling i forhold til simple kreditorer.¹ Det kan dog ikke udelukkes, at obligationsejerne i yderste konsekvens risikerer et tab, hvis realkreditinstituttet går konkurs. Hvis tilliden til et realkreditinstitut svækkes som følge af en højere kreditrisiko, kan det derfor ramme obligationsejerne gennem kursfald på realkreditobligationerne.

Pengeinstitutter kan, nøjagtig som realkreditinstitutter, begære en ejendom solgt på tvangsauktion, hvis låntageren misligholder et eventuelt banklån med pant i ejendommen. Det gælder, uanset om låntageren har betalt ydelserne på realkreditlånet

FORTSAT

Boks 1

eller ej. Pengeinstitutter er dog oftest mindre tilbøjelige til at begære en tvangsauktion, da de kommer i anden række efter realkreditinstituttet og derfor har større risiko for ikke at få dækket deres tab. Pengeinstitutter venter i stedet typisk på, at pantet stiger i værdi, eller at realkreditinstituttet begærer tvangsauktion.

¹ I tilfælde af konkurs udskilles realkreditinstituttets kapitalcentre fra konkursboet og drives videre af en kurator. Kurator er efter loven forpligtet – og har vide beføjelser – til at opfylde instituttets forpligtigelser overfor obligationsejerne. Da obligationer og lån er udstedt under match funding-princippet, vil rente- og afdragsbetalingerne på lånene svare til rente- og afdragsbetalingerne på obligationerne i hele lånets løbetid for lån, der ikke skal refinansieres. For lån, der skal refinansieres, har kurator lovhjemmel til at foretage en sådan. Låntagers retigheder forbliver uændrede, dvs. at lånet fortsat er uopsigeligt fra instituttets/kapitalcenterets side, mens låntager fortsat kan indfri lånet.

Ønsker man derimod at vurdere omfanget af familier med en presset privatøkonomi, er andelen af familier med restancer på realkreditgælden mindre velegnet som målestok. Hvis en familie har restancer på realkreditgælden, er det ganske vist overvejende sandsynligt, at den befinder sig i en presset økonomisk situation, men det omvendte er ikke nødvendigvis tilfældet.¹ Andelen af familier, der ifølge deres egen subjektive vurdering oplever, at boligudgifterne udgør en tung byrde, er således langt højere end den aggregerede restanceprocent, jf. tabel 1. En medvirkende årsag hertil kan være, at de fleste familier med en presset økonomi vil forsøge at afhjælpe problemet ved fx at påtage sig ekstra arbejde eller skære ned på forbruget, inden de misligholder gælden.

Restancer på realkreditgæld er også langt mindre udbredt end restancer på andre former for gæld. Det skyldes formentlig bl.a., at pengeinstitutter er mindre tilbøjelige til at kræve en ejendom på tvangsauktion end realkreditinstitutter, jf. boks 1. Set fra låntagerens side er konsekvenserne ved misligholdelse derfor større for realkreditgæld end for anden gæld, og realkreditlånet vil således typisk være den sidste gældspost, en familie vælger at misligholde.

Den højere forekomst af restancer på anden gæld bidrager til, at niveauet for nedskrivninger er markant højere i pengeinstitutter end i realkreditinstitutter, jf. Abildgren og Kuchler (2013), og at de konjunkturdrevne udsving i nedskrivningsprocenten ligeledes er væsentligt større i pengeinstitutterne. Restancer på familiernes gæld til pengeinstitut-

¹ D'Alessio og Iezzi (2013) anvender mikrodata for italienske husholdninger til at evaluere forskellige indikatorer for, om en husholdning er "overforgældet". Blandt de husholdninger, som er mere end tre måneder bagud med betalingen af deres gæld, angiver mere end 80 pct., at de ifølge egen vurdering har "vanskeligt" eller "meget vanskeligt" ved at få økonomien til at hænge sammen. Omvendt er det kun godt 3 pct. af de husholdninger, der afgiver dette svar, som har været i restance i mindst tre måneder.

HUSHOLDNINGERNES VURDERING AF BYRDEN AF BOLIGUDGIFTER							Tabel 1
Pct.	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Andel af husholdninger, som angiver, at boligudgifter er "en tung byrde"	6	6	6	6	8	7	8
Andel af husholdninger, som angiver, at boligudgifter er "noget af en byrde"	20	21	22	24	24	23	24

Anm.: I beregningen af andelen er husholdningerne vægtet med antallet af medlemmer.
Kilde: Danmarks Statistik.

ter analyseres dog ikke i denne artikel på grund af manglende data. Fokus er i stedet udelukkende på realkreditsektoren. Målet for vores analyser er således at undersøge, hvordan netop denne sektor kan forventes at blive påvirket i forskellige scenarier for udviklingen i familiernes økonomi.

3. BESLÆGTET LITTERATUR

Analyserne i denne artikel er tæt relateret til to nylige undersøgelser af den økonomiske robusthed blandt danske familier med realkreditgæld: Andersen mfl. (2012b) og Erhvervs- og Vækstministeriet (2013). Den overordnede konklusion i begge disse analyser er, at langt de fleste familier med realkreditgæld er godt rustet til at modstå såvel markante rentestigninger som længerevarende perioder med ledighed. Konklusionerne bygger i begge tilfælde på tommelfingerregler for, hvornår en familie kan opfattes som økonomisk robust. Andersen mfl. (2012b) kategoriserer en familie som robust, hvis familiens rådighedsbeløb overstiger et skønnet minimumsbudget. Erhvervs- og Vækstministeriet definerer robusthed ud fra, om familien anvender mindre end halvdelen af sin disponible indkomst på at servicere gælden. Det er vanskeligt at vurdere præcisionen af sådanne tommelfingerregler uden data for, om familierne rent faktisk oplever vanskeligheder med at betale ydelserne på gælden. Fordelen ved tilgangen i denne artikel er således, at vi netop benytter os af sådanne data i form af oplysninger om restancer på familiernes realkreditlån. Det gør os i stand til at vurdere omfanget af familier med betalingsvanskeligheder med større præcision, og vores analyser komplementerer dermed de tidligere undersøgelser.

Der findes, så vidt vi ved, ingen offentliggjorte mikrodatabaserede studier, der analyserer udbredelsen af restancer på danske realkreditlån. Emnet er dog nært beslægtet med en større international litteratur om husholdningers misligholdelse af gæld i bredere forstand. Den domine-

rende tilgang inden for denne litteratur er baseret på den såkaldte *strategiske model for misligholdelse*. Ifølge denne model skal misligholdelse af gælden ses som en aktiv beslutning fra husholdningernes side. Beslutningen træffes ud fra en afvejning mellem fordele og ulemper ved fortsat betaling af ydelserne på gælden. Eksempler på teoretiske modeller, der bygger på denne tilgang, kan findes i bl.a. Kehoe and Levine (2001), Chatterjee mfl. (2007) og Livshits mfl. (2007).

Indflydelsen fra den strategiske model har betydet, at en betragtelig del af den empiriske litteratur fokuserer på at måle den potentielle gevinst, en husholdning kan opnå ved at misligholde gælden. Fay mfl. (2002) opstiller et mål for denne gevinst og finder en positiv sammenhæng med hyppigheden af personlige konkursbegæringer blandt amerikanske husholdninger.¹

I andre empiriske studier fokuseres på betydningen af likviditetsbegrænsninger og uventede hændelser som fx ledighed. Elul mfl. (2010) undersøger betydningen af både illikviditet, ledighed og belåningsgraden i boligen for sandsynligheden for misligholdelse af boliglån blandt amerikanske boligejere. Forfatterne konkluderer, i lighed med bl.a. Cohen-Cole og Morse (2010), at illikviditet spiller en nøglerolle for husholdningernes tilbøjelighed til at misligholde deres boliglån. Resultater som disse udlægges undertiden som værende i konflikt med den strategiske model for misligholdelse. Modellen forudsiger dog netop, at sandsynligheden for misligholdelse vil stige, hvis låntageren bliver likviditetsbegrænset, da omkostningen ved fortsatte betalinger stiger kraftigt i denne situation, som pointeret af Elul mfl. (2010).

I boks 2 giver vi en kort beskrivelse af eksempler på andre empiriske undersøgelser af restancer på boliglån i en række forskellige lande.

¹ I empiriske studier af misligholdelse af boliglån fortolkes forskellen mellem restgælden på lånet og boligens værdi ofte som et mål for låntagerens gevinst ved misligholdelse. Det giver god mening i studier af specielt amerikanske boliglån, fordi amerikanske boligejere som oftest ikke hæfter personligt for lånet. Hvis boligens værdi er mindre end restgælden på lånet, kan låntageren dermed i princippet opnå en formuegevinst ved at misligholde sine forpligtelser og lade långiveren overtage boligen. Faldende boligpriser nævnes af samme årsag ofte som en væsentlig forklaring på stigningen i antallet af misligholdte boliglån i USA i årene op til finanskrisen, jf. bl.a. Bajari mfl. (2008) og Mayer mfl. (2009). Denne argumentation kan imidlertid ikke overføres direkte til danske realkreditlån. For danske realkreditlåntagere er det således ikke muligt at opnå en formuegevinst ved at misligholde lånet, da realkreditinstituttet kan opretholde et krav mod låntageren, selv efter at boligen er solgt. Det betyder dog ikke, at boligprisudviklingen i Danmark er irrelevant for omfanget af restancer på realkreditlån; højere boligpriser resulterer således alt andet lige i større friværdier for boligejerne. En positiv friværdi kan i mange tilfælde anvendes som en økonomisk stødpude, jf. også næste afsnit.

EMPIRISKE STUDIER AF HUSHOLDNINGERS RESTANCER PÅ BOLIGLÅN I ANDRE LANDE

Boks 2

Duygan-Bump og Grant (2009) benytter data fra the European Community Household Panel til at belyse forekomsten af restancer på tværs af en række europæiske lande. Set fra et dansk perspektiv er det relevant at bemærke, at Danmark klart ligger i den lave ende hvad angår andelen af husholdninger med restancer på boliglån, til trods for at andelen af husholdninger, der har et boliglån, er højere i Danmark end i de andre lande i undersøgelsen. Forfatterne påviser, at der er en klar sammenhæng mellem forekomsten af restancer på boliglån og de institutionelle forhold, der danner rammen om den juridiske proces i forbindelse med misligholdelse af boliglån. Husholdninger, der rammes af negative stød til fx indkomsten, er mindre tilbøjelige til at gå i restance i de lande, hvor de institutionelle rammer sikrer en hurtig og effektiv proces. Det er bemærkelsesværdigt, at Danmark - ifølge forfatternes indikatorer - skiller sig ud fra de fleste andre lande i undersøgelsen ved at have en både hurtig og omkostningseffektiv proces. Det kan bidrage til at forklare den begrænsede udbredelse af restancer i Danmark, idet konsekvenserne for låntager ved at misligholde sit boliglån melder sig relativt hurtigt og er svære at omgå.

Aron og Muellbauer (2010) analyserer restancer i Storbritannien. De estimerer en makromodel og benytter den til at lave fremadrettede prognoser i forskellige scenarier, hvor der fx stødes til renteniveauet og ledigheden. Modellen inkluderer bl.a. LTV og en gældsserviceringsbrøk. Scenarierne viser, at selv relative små stigninger i renterne kan føre til relative store stigninger i restanceprocenten, mens stigende ledighed har en mindre, men ikke uvæsentlig, effekt på restancer.

Gathergood (2009) benytter mikrodata for britiske familier til at undersøge udbredelsen af restancer i Storbritannien. Han finder, at ledighed, langtidssygdom og skilsmisse eller tab af ægtefælle giver de største problemer. Desuden konkluderer han, at de fleste problemlån er forholdsvis nye lån, og at mange familier i restance dermed havde problemer allerede ved lånoptagelsen. En del af restanceproblematikken ligger derfor i screeningen af nye låntagere.

Li mfl. (2011) analyserer udviklingen i misligholdelse af amerikanske boliglån i kølvandet på en reform af den amerikanske lovgivning om personlig konkurs i 2005. Reformen gjorde det sværere at opnå eftergivelse af usikret gæld, dvs. gæld uden sikkerhed i et pant. Forfatterne argumenterer for, at amerikanske boligejere herved blev frataget en ofte benyttet mulighed for at forbedre deres likviditetssituation. Denne mulighed var ifølge forfatterne det eneste alternativ til misligholdelse af boliglånet for mange husholdninger. Deres empiriske resultater understøtter, at reformen bidrog til en markant stigning i antallet af misligholdte boliglån.

Lydon og McCarthy (2011) undersøger irske boliglån, baseret på data fra fire irske banker. De finder, at boliger købt til udlejningsformål, høj LTV og høje gældsbyrder fører til større sandsynlighed for restancer.

Alfaro mfl. (2010) analyserer misligholdelse af gældsforpligtelser blandt husholdninger i Chile. De skelner her mellem misligholdelse af boliglån og usikrede forbrugslån. Der er stor forskel på, hvordan de to typer af gældsmisligholdelse afhænger af forskellige variable. Husholdningens indkomst er den eneste variabel, der har den samme effekt på begge typer misligholdelse. Højere uddannelsesniveau mindsker derimod sandsynligheden for misligholdelse af boliglån, men ikke forbrugslån.

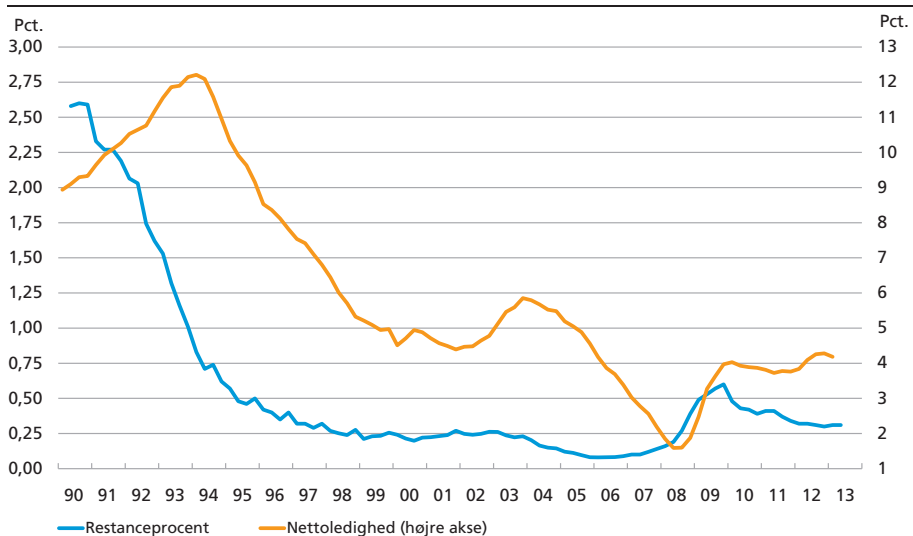
4. RESTANCER OG MAKROØKONOMISK UDVIKLING

Som nævnt i indledningen til denne artikel var restancer på realkreditgælden langt mere udbredt blandt danske familier i begyndelsen af 1990'erne end i dag. Niveauforskellen mellem dengang og nu skal i høj grad ses i lyset af den makroøkonomiske udvikling i den mellemliggende periode. I begyndelsen af 1990'erne var ledigheden således væsentligt højere, end den er i dag, jf. figur 2. Herefter fulgte store fald i både ledighed og restanceprocenten. Da ledigheden igen steg i kølvandet på finanskrisen, steg restanceprocenten også. Ingen af de to størrelser vendte dog tilbage til det høje niveau fra begyndelsen af 1990'erne. Det kan bemærkes, at der er en vis tidsmæssig forskydning mellem ændringer i ledigheden og ændringer i restanceprocenten. Både i 1990'erne og i 2008-09 kom ændringerne i restanceprocenten før ændringerne i ledigheden. Det afspejler det typiske konjunkturfænomen, at ændringer i den økonomiske aktivitet først slår igennem i ledighed efter noget tid.

Renten på realkreditlån er ligeledes faldet betragteligt siden begyndelsen af 1990'erne, jf. figur 3. Selve renteniveauet er ikke nødvendigvis af stor betydning for familiernes evne til at servicere gælden, da en lave rente typisk vil blive modsvaret af højere boligpriser og dermed større lånebehov. For de boligejere, som allerede har optaget deres realkreditlån, vil ændringer i renteniveauet derimod have stor betydning. Et faldende renteniveau betyder således alt andet lige, at ydelsen på gælden

RESTANCER OG LEDIGHED, 1990-2013

Figur 2

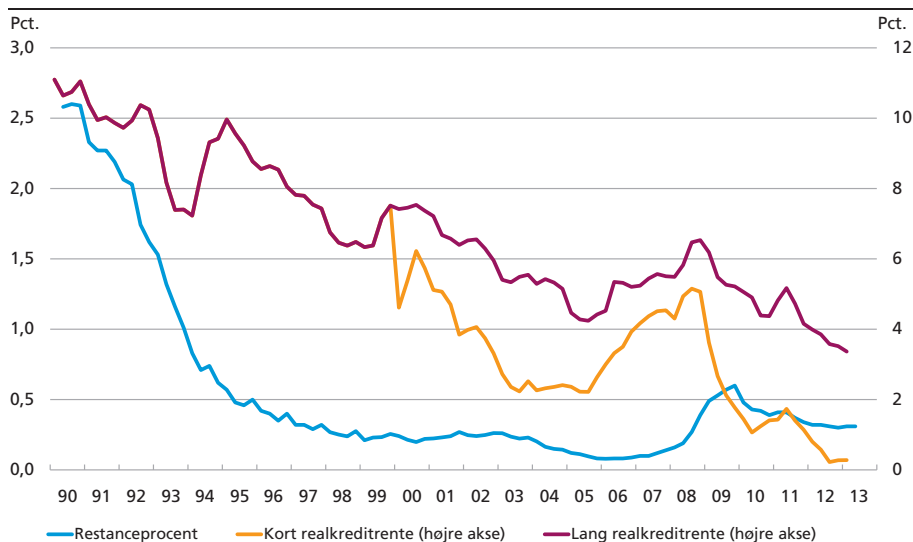


Anm.: Restanceprocenten angiver, hvor stor en del af de samlede ydelser, der ikke er betalt senest tre en halv måned efter terminen. I opgørelsen indgår alle realkreditinstitutternes udlån til private ejerboliger og fritidshuse.

Kilde: Realkreditrådet, Realkreditforeningen og Danmarks Nationalbank.

REALKREDITRENTE OG RESTANCER, 1990-2013

Figur 3



Anm.: Den korte realkreditrente blev ikke opgjort før 2000. Restanceprocenten angiver, hvor stor en del af de samlede ydelser, der ikke er betalt senest tre en halv måned efter terminen. I opgørelsen indgår alle realkreditinstitutternes udlån til private ejerboliger og fritidshuse.

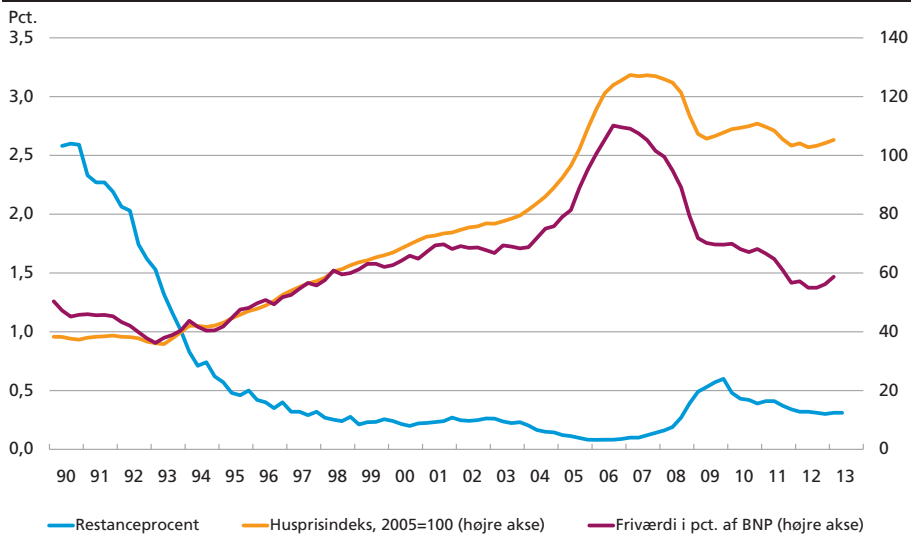
Kilde: Realkreditrådet, Realkreditforeningen og Danmarks Nationalbank.

bliver mindre, hvilket kan gøre det nemmere for låntagere at overholde deres forpligtelser. Betydningen heraf er blevet større i takt med den øgede udbredelse af rentetilpasningslån, som blev introduceret i 1996. Det er bl.a. illustreret ved, at der har været en forholdsvis tæt korrelation mellem den korte realkreditrente og restanceprocenten i de seneste par år, om end ændringerne i sidstnævnte synes at indtræffe med en vis forsinkelse. Den tidsmæssige forskydning afspejler dels, at det pga. forskellige rentebindingsperioder tager noget tid, inden renteændringer slår fuldt igennem på realkreditkundernes økonomi, og dels at der kan gå noget tid fra det tidspunkt, hvor de økonomiske omstændigheder ændres, til betalingsvanskelighederne melder sig i form af restancer på gælden.

Udviklingen i boligpriserne kan ligeledes have betydning for forekomsten af restancer på realkreditgæld. Når boligpriserne stiger, resulterer det alt andet lige i større friværdier i de belånte ejendomme. En positiv friværdi kan i nogle tilfælde benyttes som en økonomisk stødpude, der mildner konsekvenserne af midlertidige udsving i fx indkomsten. Det skyldes bl.a. at en eventuel friværdi ofte vil kunne belånes. Derudover giver en positiv friværdi forbedrede muligheder for omlægning af realkreditgælden til lån med lavere ydelse her og nu. Er gælden under 80 pct. af ejendomsværdien, er det fx i mange tilfælde muligt at omlægge til lån med afdragsfrihed. Det kan modvirke et midlertidigt indtægtstab.

BOLIGPRISER, FRIVÆRDI OG RESTANCER, 1990-2013

Figur 4



Anm.: Der er ikke taget højde for inflation i udviklingen af ejendomspriserne. Ejendomspriserne er angivet som indeks, hvor 2006=100. Friværdi er opgjort i procent af BNP, givet ved løbende priser. Restanceprocenten angiver, hvor stor en del af de samlede ydelser, der ikke er betalt senest tre en halv måned efter terminen. I opgørelsen indgår alle realkreditinstitutternes udlån til private ejerboliger og fritidshuse.

Kilde: Realkreditrådet, Realkreditforeningen og Danmarks Nationalbank.

Hvis gælden overstiger 80 pct. af ejendomsværdien, er en sådan omlægning derimod ikke mulig. Den negative korrelation mellem boligpriser og friværdi på den ene side og restanceprocenten på den anden side er særlig tydelig i de seneste år, jf. figur 4. I årene 2005-07, hvor boligpriserne steg kraftigt, nåede restanceprocenten således et lavpunkt. Da boligpriserne efterfølgende faldt kraftigt, steg restanceprocenten i løbet af 2008 og 2009 til det højeste niveau siden midt i 1990'erne.

Udover de her nævnte makroøkonomiske størrelser, er der også strukturelle forhold, der bidrog til, at restanceprocenten nåede et usædvanligt højt niveau i begyndelsen 1990'erne. Med skattereformen i midten af 1980'erne blev skatteværdien af renteudgifter kraftigt nedsat. Kombineret med en lavere inflationstakt betød det, at realrenten efter skat steg markant. Samtidig begrænsede man långivningen til 20-årige mixlån. Disse tiltag har med stor sandsynlighed medvirket til, at flere boligejere fik problemer med at betale ydelserne på gælden i den efterfølgende periode. Også det efterfølgende fald i restanceprocenten – og de følgende års lave niveau – skal ses i lyset af strukturelle ændringer. Det gælder fx udvidelsen af mulighederne for realkreditbelåning inden for grænsen på 80 pct. af en ejendoms værd i 1992, adgangen til 30-årige annuitetslån i 1993 og introduktionen af afdragsfrie lån i 2003. Alle disse tiltag kan have medvirket til at fastholde restanceprocenten på et lavt

niveau. Vi vender tilbage til betydningen af disse og andre strukturelle forhold senere i artiklen.

5. MIKRODATA FOR FAMILIERNES ØKONOMI OG RESTANCER PÅ REALKREDITGÆLD

Analyserne i denne artikel bygger på detaljerede data om samtlige udestående realkreditlån til privatpersoners ejerboliger og fritidshuse opgjort ved årets slutning i 2009, 2010 og 2011. Oplysningerne er i anonymiseret form samkørt med baggrundsdata om låntagerne fra Danmarks Statistik og herefter aggregeret til familieniveau. I det samkørte datasæt kan vi identificere ca. 4.700 familier, der i 2009 oplevede at være mindst tre en halv måned bagud med betalingerne. For 2011 er det tilsvarende tal ca. 3.350 familier, hvilket svarer til 0,33 pct. af det samlede antal familier med realkreditgæld.

Realkreditlån og restancer

Oplysningerne om realkreditlån er leveret af realkreditinstitutterne og stillet til rådighed for bl.a. Nationalbanken og Erhvervs- og Vækstministeriet. For hvert lån haves en lang række oplysninger, herunder bl.a. om restgæld, låntype og løbetid.¹ Derudover oplyses institutternes vurderinger af restgældens størrelse i forhold til salgsværdien af den ejendom, hvori der er stillet sikkerhed for lånet, LTV-værdien. Institutterne benytter forskellige metoder til at vurdere ejendommenes værdi. Metoderne er godkendt af Finanstilsynet.

Endelig oplyser realkreditinstitutterne om eventuelle 105-dages-restancer på juniterminen - altså det beløb, som låntageren skyldte på juniterminen ca. tre en halv måned efter dennes forfald. Der medtages dog kun restancer over 1.000 kr. Ved udgangen af 2011 var der 4.240 udestående lån, hvorpå der havde været 105-dages restancer over 1.000 kr. på juniterminen i samme år, jf. tabel 2. Det svarer til 0,29 pct. af det samlede antal udestående lån.

Restanceoplysningerne kan anvendes til at identificere de låntagere, der var i restance på deres realkreditgæld i et givent tidsrum, nemlig i perioden mellem juni og ca. tre en halv måned frem i det pågældende år. Det er dog værd at bemærke, at de foreliggende oplysninger kun gør det muligt at identificere *nogle*, men ikke *alle* de låntagere, der oplevede at være bagud med ydelsen på deres realkreditlån i løbet af året. Oplysningerne fra institutterne omfatter således ikke restancer på de øvrige terminer i året. Hvis en låntager fx kommer bagud med beta-

¹ En mere detaljeret beskrivelse af materialet kan findes i Andersen mfl. (2012b).

REALKREDITLÅN MED 105-DAGES RESTANCER PÅ JUNITERMINEN			Tabel 2
	2009	2010	2011
Antal lån	5.886	4.947	4.240
Andel af samlet antal udestående lån, pct. .	0,41	0,34	0,29

Anm.: Tabellens øverste række viser antallet af udestående lån ved årets udgang, hvorpå der var 105-dages restancer over 1.000 kr. på juniterminen i det pågældende år. Tabellens nederste række viser, hvor stor en andel disse lån udgjorde af det samlede antal udestående lån til privatpersoners ejerboliger og fritidshuse ved udgangen af det pågældende år.

Kilde: Realkreditinstitutterne og egne beregninger.

lingen af martsterminen, men betaler juniterminen rettidigt, vil låntageren ikke blive registreret som værende i restance i det pågældende år.¹ Dertil kommer, at realkreditoplysningerne som tidligere nævnt er opgjort ultimo året. Heraf følger, at der kun foreligger oplysninger om de lån, der stadig var udestående ved årets slutning. Hvis en låntager går i restance i juni måned, og lånet derefter bliver afviklet inden årets udgang, fx ved en tvangsauktion, vil oplysningerne om restancerne på juniterminen på det pågældende lån ikke optræde i datamaterialet. Trods disse begrænsninger vurderer vi dog, at de foreliggende oplysninger giver et rimeligt grundlag for at vurdere omfanget af og årsagerne til restancer på realkreditlånene.²

Indkomst, formue og socioøkonomiske baggrundsvARIABLE

Datamaterialet fra realkreditinstitutterne er i anonymiseret form blevet samkørt med personoplysninger fra Danmarks Statistiks person- og familieindkomstregistre. Oplysningerne herfra er hovedsageligt baseret på oplysninger fra SKAT og omfatter bl.a. indkomst-, skatte-, formue- og gældsforhold. Indholdet af formue- og gældsoplysningerne er nærmere beskrevet i boks 3. Derudover tilkobler vi en række socioøkonomiske variable fra befolknings- og uddannelsesregistre samt IDA-databasen. Endelig suppleres der med oplysninger om hospitalsindlæggelser fra registret for sygehusbenyttelse.

Organisering og afgrænsning

Den økonomiske enhed, vi interesserer os for i denne artikel, er *familien*. Data er derfor organiseret på familieniveau. Den statistiske definition af

¹ De fleste af realkreditinstitutterne har ud over 105-dagesrestancerne på juniterminen også oplyst om eventuelle 45-dagesrestancer på septemberterminen. En forsinkelse på 45 dage kan dog skyldes mange forhold, som ikke nødvendigvis har noget at gøre med en egentlig manglende betalingsevne, og vi har derfor valgt at fokusere på 105-dagesrestancerne i denne artikel.

² Realkreditrådet vurderede i oktober 2011, at der var ca. 6.000 lån med 105-dagesrestancer på ydelsen for 2. kvartal 2011. Det er altså noget højere end de godt 4.200, vi har oplysninger om i vores datamateriale. Nationalbanken samarbejder i øjeblikket med realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik om at konstruere en detaljeret mikrostatistik for realkreditlån, der indeholder mere udtømmende oplysninger om bl.a. restancer.

REGISTEROPLYSNINGER OM PASSIVER OG AKTIVER	Boks 3
Danmarks Statistiks personindkomstregistre indeholder oplysninger om en række gældsposter. Det omfatter gæld til penge- og realkreditinstitutter, gæld til Hypotekbanken, finansieringsselskaber og kommuner, samt kontokortgæld og pantebrevsgæld. Registerne omfatter ikke oplysninger om privat gæld. På aktivsiden indeholder registrene oplysninger om indestående i pengeinstitutter, kursværdien af aktier og obligationer samt pantebreve i depot. Desuden findes oplysninger om den offentlige vurdering af værdien af fast ejendom. Indkomstregistre mangler oplysninger om en række aktiver. Det drejer sig for det første om pensionsformuer. Individuelle pensionsformuer kan dog estimeres ud fra oplysninger fra bl.a. Velfærdskommissionen, Danmarks Statistik og ATP, jf. Andersen mfl. (2012a). Derudover mangler registrene oplysninger om kontantbeholdninger og værdien af varige forbrugsgoder, herunder biler, både, indbo og kunst. Værdien af private andelsboliger mangler ligeledes. Det afspejler, at de fleste indkomst- og formueoplysninger stammer fra de enkelte individers årsopgørelser, som ikke indeholder oplysninger om disse aktiver. Eventuel gæld stiftet i forbindelse med erhvervelsen af de førnævnte aktiver vil dog indgå på passivsiden i registrene.	

en familie fremgår af boks 4. For de fleste variable er det ligetil at omregne fra individ- til familieniveau. Familiens indkomst udregnes fx som summen af indkomsterne for hvert enkelt familiemedlem. For restancer på realkreditgælden summeres over samtlige af de lån, familiens med-

STATISTISK DEFINITION AF EN FAMILIE	Boks 4
Analyserne i denne artikel er baseret på Danmarks Statistiks definition af såkaldte E-familier. En familie består ifølge denne definition af enten en eller to voksne samt eventuelle hjemmeboende børn. To voksne regnes som medlemmer af den samme familie, hvis de bor sammen og opfylder mindst et af nedenstående kriterier: • Er ægtefæller eller registrerede partnere • Har mindst et fælles barn registreret i CPR • Er af hvert sit køn med under 15 års aldersforskel, ikke i nær familie og bor i en husholdning uden andre voksne. Voksne, der bor på samme adresse, men ikke opfylder mindst et af ovenstående kriterier, regnes som tilhørende hver deres familie. Hjemmeboende børn regnes som medlemmer af forældrenes familie, hvis de er under 25 år, bor på samme adresse som mindst en af forældrene, aldrig har været gift eller indgået i registreret partnerskab og ikke selv har børn, der er registreret i CPR. En familie kan med disse kriterier kun bestå af to generationer. Er der flere end to generationer, der bor på samme adresse, er det de to yngste generationer, der danner familien sammen.	

FAMILIER I RESTANCE

Tabel 3

	Alle familier			Familier uden selvstændige, med fuld skattepligt og årlig indkomst efter skat på mindst 25.000 kr.		
	2009	2010	2011	2009	2010	2011
Antal familier med junirestancer ..	4.731	3.954	3.353	3.700	3.211	2.783
Andel af samlet antal familier med realkreditgæld, pct.	0,44	0,37	0,31	0,38	0,33	0,29
Gennemsnitligt restancebeløb blandt familier med restancer, kr.	28.570	22.343	20.383	27.261	21.554	19.327
Realkreditgæld i alt for familier med restancer, mia. kr.	6,9	5,4	4,5	4,8	3,9	3,4
Andel af samlet realkreditlån til ejerboliger og fritidshuse, pct.	0,53	0,40	0,33	0,43	0,33	0,29

Anm.: Tabellen viser beskrivende statistik for de familier, der havde 105-dagesrestancer på juniterminen på mindst 1.000 kr.
 Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

lemmer hæfter for. Familien regnes som værende i restance, hvis der er 105-dagesrestancer over 1.000 kr. på blot ét af disse lån.¹

Der er godt 4.700 familier i vores datamateriale, der opfyldte dette kriterium i 2009, jf. tabel 3. I 2011 var tallet faldet til ca. 3.350, svarende til 0,31 pct. af det samlede antal familier med realkreditgæld. Disse familier tegnede sig for en samlet realkreditgæld på knap 5 mia. kr. ved udgangen af 2011, hvilket svarede til 0,33 pct. af det samlede realkreditlån til ejerboliger og fritidshuse. Som pointeret ovenfor, er det dog ikke muligt at identificere alle de familier, der oplevede at være bagud med betalingerne på juniterminen. Det reelle antal familier i restance kan derfor være højere, end tallene i tabel 3 viser.

For visse grupper af familier er kvaliteten af oplysningerne om økonomiske nøglevariable såsom indkomst og formue lavere end for andre familier. I de følgende analyser medtages derfor kun familier, hvori ingen af de voksne medlemmer er selvstændige erhvervsdrivende, alle voksne medlemmer er skattepligtige til Danmark, og hvori den samlede familieindkomst efter skat er på mindst 25.000 kroner. Efter disse afgrænsninger er der i vores datamateriale knap 975.000 familier i 2011, hvoraf knap 2.800 familier havde 105-dagesrestancer på juniterminen.

¹ I analyserne i de følgende afsnit har vi undertiden behov for at kunne følge de enkelte familier over tid. I de tilfælde er omregningen til familieniveau ikke altid helt så ligetil. Det skyldes, at familien som enhed ikke er uforanderlig. Eksisterende familier ophører med at eksistere som følge af fx skilsmisse, og nye familier opstår, når par flytter sammen, eller når hjemmeboende børn flytter hjemmefra. Når vi i de kommende afsnit ser på en families restancer i tidligere og senere år, tager vi derfor udgangspunkt i familiens enkelte medlemmer og følger dem over tid. Hvis fx blot ét af de nuværende medlemmer kan knyttes til et lån i restance i et efterfølgende år, opfattes familien som værende i restance i det år – uanset om familien på det tidspunkt stadig eksisterer som enhed eller ej.

GENNEMSNTLIG INDKOMST, FORMUE OG GÆLD FOR FAMILIER I DET
AFGRÆNSEDE DATASÆT VERSUS ØVRIGE FAMILIER, 2011

Tabel 4

Kr.	Familier i det afgrænsede datasæt	Alle familier
Indkomst efter skat pr. voksen	254.804	205.369
Likvide aktiver	278.028	315.426
Boligformue, offentlig vurdering	1.777.958	1.075.200
Samlet gæld	1.538.574	840.790

Anm.: Det afgrænsede datasæt omfatter de familier, som har realkreditgæld ved udgangen af året, ikke har selvstændige erhvervsdrivende medlemmer, har fuld skattepligt til Danmark og har en samlet årlig indkomst efter skat på mindst 25.000 kr. Likvide aktiver består af indeståender i pengeinstitutter samt kursværdien af aktier, obligationer og pantebreve i depot. Boligformuen er her beregnet ud fra den offentlige ejendomsvurdering. Andetsteds i denne artikel benytter vi i stedet realkreditinstitutternes vurdering. Når vi ikke gør det her, skyldes det, at realkreditinstitutternes vurdering kun foreligger for de ejendomme, hvori der er optaget realkreditgæld, og sammenligninger på tværs af de to grupper af familier kan derfor ikke foretages ud fra denne opgørelse. Den offentlige vurdering foreligger derimod for alle ejendomme.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

Familierne i det afgrænsede datasæt adskiller sig på en række punkter fra den øvrige befolkning. De har eksempelvis højere indkomst og større formue end gennemsnitsfamilien, jf. tabel 4. Samtidig har de markant større gæld end den øvrige befolkning. Det er ikke overraskende, da vi jo netop fokuserer på gruppen af familier med realkreditgæld.

6. PORTRÆT AF FAMILIER I RESTANCE

De familier, der i 2011 havde 105-dagesrestancer på juniterminen, havde i gennemsnit nogenlunde lige så stor restgæld på deres realkreditlån som de øvrige familier med realkreditgæld. Spredningen i restgældens størrelse var dog lidt større blandt restancefamilierne, jf. figur 5. Andelen af familier med en restgæld under 1.000.000 var ved udgangen af 2011 således lidt større i denne gruppe end blandt familierne uden restancer. Til gengæld var der samtidig næsten 11 pct. af restancefamilierne, som havde realkreditgæld for mere end 2,5 mio. kr. Blandt familierne uden restancer var den tilsvarende andel kun knap 7 pct.

Familier med restancer på juniterminen har typisk et lavere rådighedsbeløb pr. voksen end de øvrige familier med realkreditgæld, jf. figur 6. I 2011 var der 13 pct. af restancefamilierne, der havde et årligt rådighedsbeløb pr. voksen på mindre end 50.000 kr., og over halvdelen af familierne i denne gruppe havde mindre end 150.000 kr. pr. voksen til rådighed. Blandt de familier, der betalte juniterminen rettidigt, var der kun ca. 2 pct. med rådighedsbeløb pr. voksen under 50.000 kr., og ca. 27 pct. havde mindre end 150.000 kr. pr. voksen til rådighed. Tilsvarende forskelle mellem de to grupper gjorde sig gældende i 2009 og 2010.

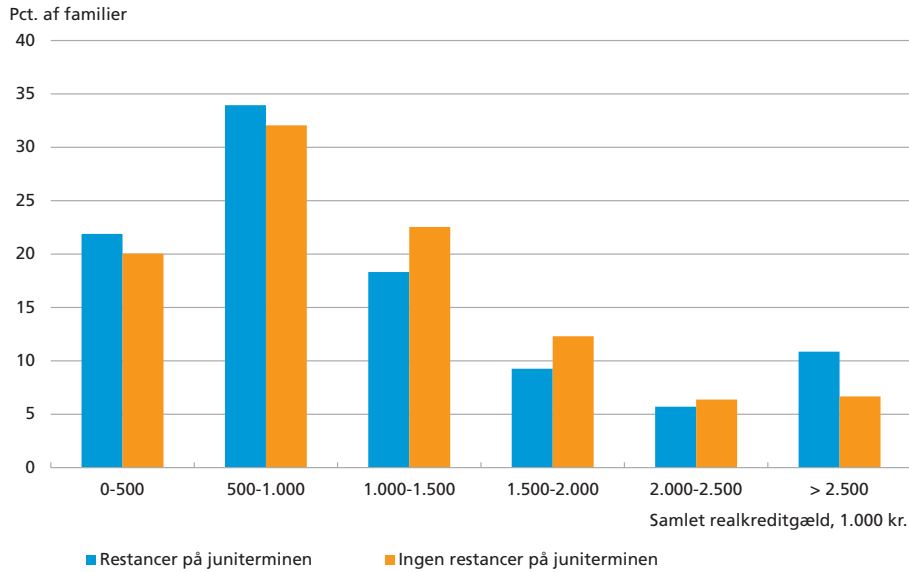
Også på formuesiden er der stor forskel mellem de to grupper af realkreditkunder, jf. figur 7. Blandt de familier, der havde restancer på juniterminen i 2011, var det over halvdelen, der havde likvide aktiver for mindre end 50.000 kr. ved udgangen af året. Heri er medregnet en eventuel positiv friværdis i familiens belånte ejendom(me).¹ Blandt de øvrige familier med realkreditgæld gjaldt det knap 20 pct. I den modsatte ende af skalaen var der under 5 pct. af restancefamilierne, der havde likvide aktiver og positiv friværdis over 1 mio. kr., mod 20 pct. blandt familierne uden restancer. I boks 5 ser vi nærmere på sammenhængen mellem familiernes øvrige formueforhold og forekomsten af restancer.

Det overordnede billede er altså, at familier i restance har lavere rådighedsbeløb og færre likvide aktiver end de øvrige familier med realkreditgæld. Når det er sagt, er det dog alligevel bemærkelsesværdigt, at en del af familierne med restancer på realkreditgælden tilsyneladende

¹ Friværdien er udregnet for hver ejendom, familien har optaget realkreditlån i. For ejerboliger er den beregnet som forskellen mellem 80 pct. af ejendommens vurderede værdi og størrelsen af restgælden i ejendommen. For fritidsboliger er den beregnet som 60 pct. af den vurderede værdi minus størrelsen af restgælden. Det skyldes, at ejerboliger kan belånes med realkreditlån op til 80 pct. af værdien, mens grænsen er 60 pct. for fritidsboliger. Det er kun realkreditgælden, der fratrækkes i beregningen, da vi på grund af manglende datagrundlag ikke kan tage højde for eventuelle banklån optaget med sikkerhed i ejendommen.

FORDELING AF RESTGÆLD PÅ REALKREDITLÅN, 2011

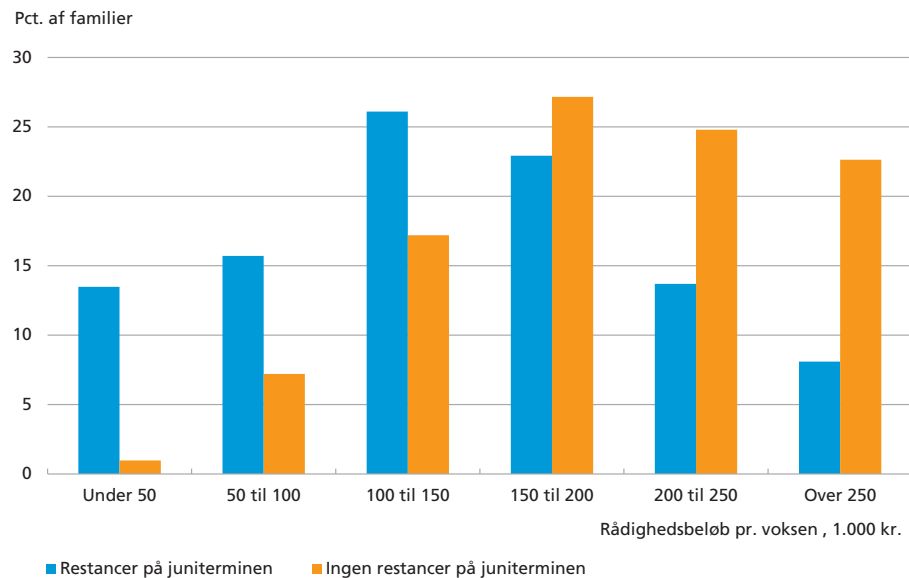
Figur 5



Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

FORDELING AF RÅDIGHEDSBELØB PR. VOKSEN BLANDT REALKREDITKUNDER, 2011

Figur 6

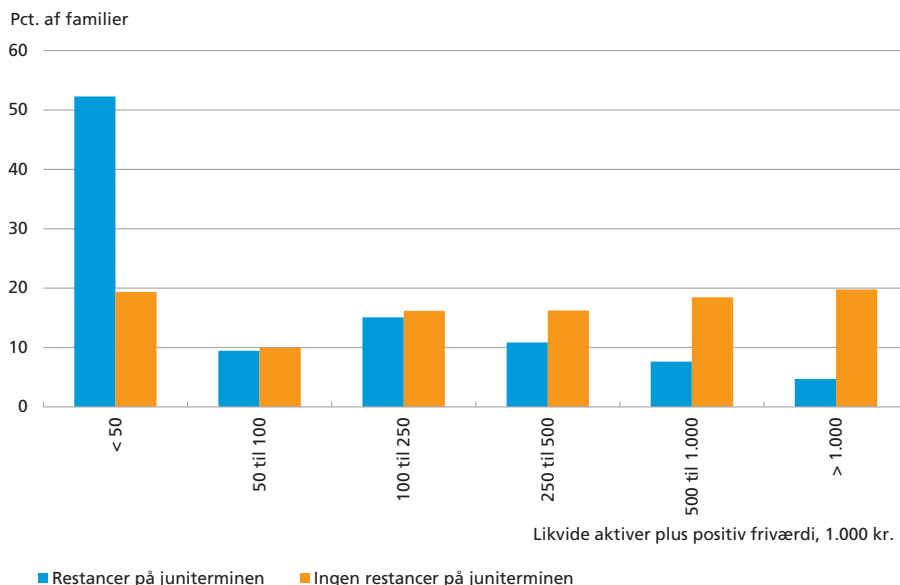


Anm.: Rådighedsbeløbet pr. voksen er beregnet som familiens samlede årlige indkomst fratrukket skat, renteudgifter, underholdsbidrag, tilbagebetalt kontanthjælp, bidrag til realkreditinstituttet samt eventuelle afdrag på realkreditgælden, divideret med antallet af voksne i familien.

Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

**FORDELING AF LIKVIDE AKTIVER PLUS POSITIV FRIVÆRDI I BELÅNTE
EJENDOMME, 2011**

Figur 7



Anm.: Likvide aktiver består af familiens indestående i pengeinstitutter samt kursværdien af obligationer, pantebreve, aktier og investeringsbeviser i depot. Friværdien er beregnet som forskellen mellem 80 pct. af ejendommens vurderede værdi (60 pct. for fritidshuse) og størrelsen af realkreditgælden i ejendommen.

Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

RESTANCER OG PENSIONSFORMUER

Boks 5

En stor beholdning af aktiver kan anvendes som økonomisk stødpude mod midlertidige perioder med fx lav indkomst. Det gælder særligt for likvide aktiver såsom fx konstanter, bankindestående og værdipapirer. En eventuel friværdi i boligen vil ofte også kunne anvendes, da friværdien som tidligere nævnt kan belånes.

Nogle aktiver er imidlertid mindre likvide, og det er derfor ikke lige så oplagt, at de uden videre kan tages i brug i tilfælde af vanskeligheder med at betale ydelsen på realkreditgælden. Det gælder fx pensionsopsparinger: På den ene side er det både vanskeligt og omkostningsfuldt at få adgang til opsparede pensionsmidler inden pensioneringen. På den anden side forekommer det usandsynligt, at en stor pensionsformue – og den kreditværdighed, den medfører – slet ikke gør nogen forskel for en families muligheder for at komme igennem en periode med midlertidige økonomiske vanskeligheder.

Der var i 2011 kun få familier med restancer på realkreditgælden, der havde en stor pensionsformue, jf. tabel 5. Langt de fleste restancefamilier havde en samlet pensionsformue efter skat under 500.000 kr. ved udgangen af året. Det gjaldt i særlig høj grad for de familier, som havde et lavt rådighedsbeløb eller en lille beholdning af likvide aktiver. Blandt denne gruppe havde ca. en fjerdedel af restancefamilier en pensionsformue efter skat under 100.000 kr.

FORTSAT

Boks 5

**FAMILIER MED RESTANCER FORDELT EFTER PENSIONSFORMUE EFTER SKAT,
RÅDIGHEDSBELOB PR. VOKSEN OG LIKVIDE AKTIVER PLUS POSITIV
FRIVÆRDI, 2011**

Tabel 5

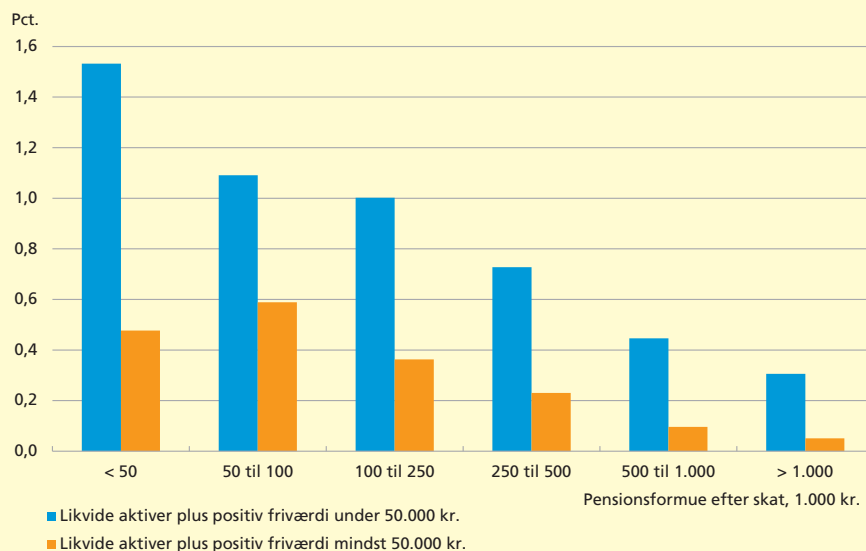
Antal familier	Pensionsformue efter skat, 1.000 kr.						
	Under 50	50 til 100	100 til 250	250 til 500	500 til 1.000	Over 1.000	I alt
I alt	313	299	760	809	430	171	2.782
Årligt rådighedsbeløb pr. voksen under 50.000 kr.	68	52	111	82	41	21	375
Årligt rådighedsbeløb pr. voksen mindst 50.000 kr.	245	247	649	727	389	150	2.407
Likvide aktiver plus positiv friværdis under 50.000 kr.	196	152	428	428	203	48	1.455
Likvide aktiver plus positiv friværdis mindst 50.000 kr.	117	147	332	381	227	123	1.327

Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

Det samme billede tegner sig, hvis man sætter antallet af familier med restancer i forhold til det samlede antal familier med realkreditgæld i hver gruppe: Andelen af familier i restance er langt større blandt familier med ingen eller lille pensionsformue end blandt familier med stor pensionsformue, jf. figur 8. Forskellen er særlig tydelig blandt de familier, som har få likvide aktiver.

**ANDEL AF FAMILIER MED RESTANCER PÅ REALKREDITGÆLDEN
FORDELT EFTER PENSIONSFORMUE EFTER SKAT, 2011**

Figur 8



Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

FORTSAT

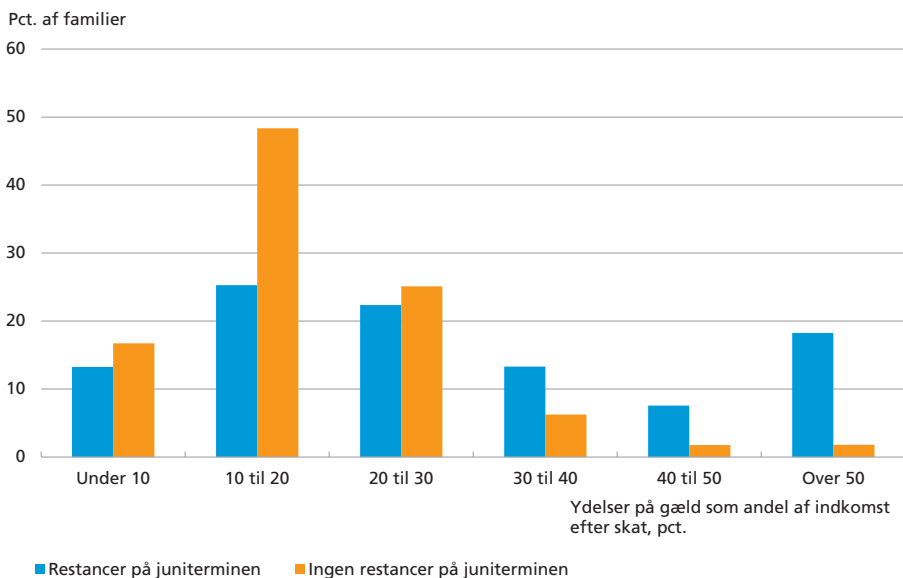
Boks 5

Der kan være flere mulige årsager bag denne sammenhæng mellem pensionsformuens størrelse og forekomsten af restancer på realkreditgælden. Én mulig tolkning er, at der er tale om en egentlig kausal effekt fra pensionsformuens størrelse til sandsynligheden for at gå i restance. Sammenhængen kan dog også skyldes, at familier med store pensionsformuer adskiller sig fra familier med små pensionsformuer på andre måder. Familier med store pensionsformuer har fx ofte høj indkomst og/eller stor opsparingsvillighed, og det kan være underliggende egenskaber som disse, der ligger bag den observerede sammenhæng. Vi vender tilbage til pensionsformuens betydning for restancesandsynligheden i afsnit 7, hvor vi kontrollerer eksplicit for en række familiespecifikke faktorer, som er korrelerede med pensionsformuens størrelse, og som kan have betydning for sandsynligheden for, at familien går i restance på realkreditgælden.

har en robust økonomi. I 2011 var der fx ca. 20 pct. af restancefamilierne, der havde et rådighedsbeløb pr. voksen på mindst 200.000 kr., og 20 pct. havde likvide aktiver og positiv friværdi for mindst 250.000 kr. ved udgangen af året. Det understreger, at en anstrengt økonomi ikke er den eneste mulige grund til, at familier med realkreditlån går i restance. Når familier, der tilsyneladende har en robust økonomi, alligevel går i restance, skal årsagen formentlig findes i sociale begivenheder såsom

FORDELING AF GÆLDSSERVICERINGSBRØK, 2011

Figur 9

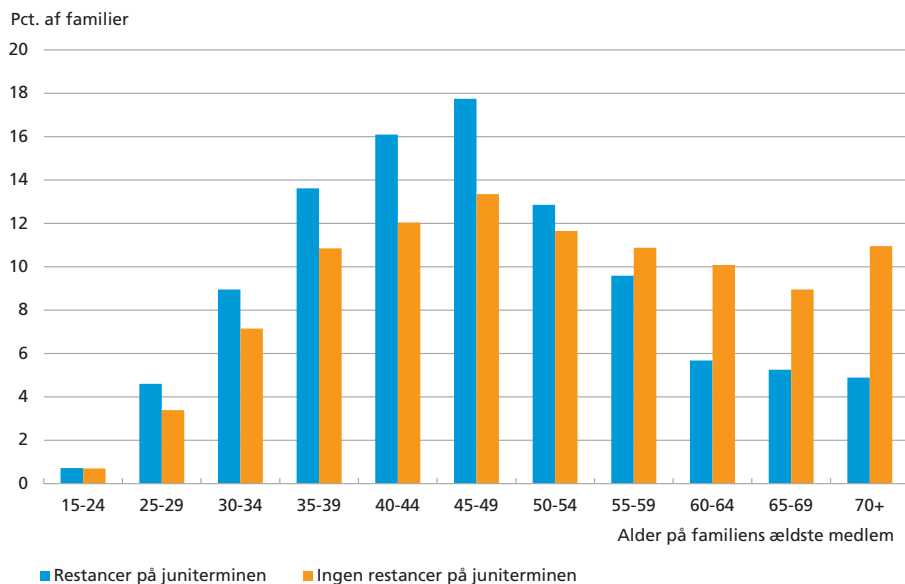


Anm.: Gældsserviceringsbrøken angiver, hvor stor en del af familiens indkomst efter skat der går til at betale ydelserne på realkreditgælden samt rentebetalinger på anden gæld.

Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

ALDERSFORDELING BLANDT REALKREDITKUNDER, 2011

Figur 10



Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

skilsmisse eller sygdom. Vi vender tilbage til betydningen af sådanne begivenheder senere i artiklen.

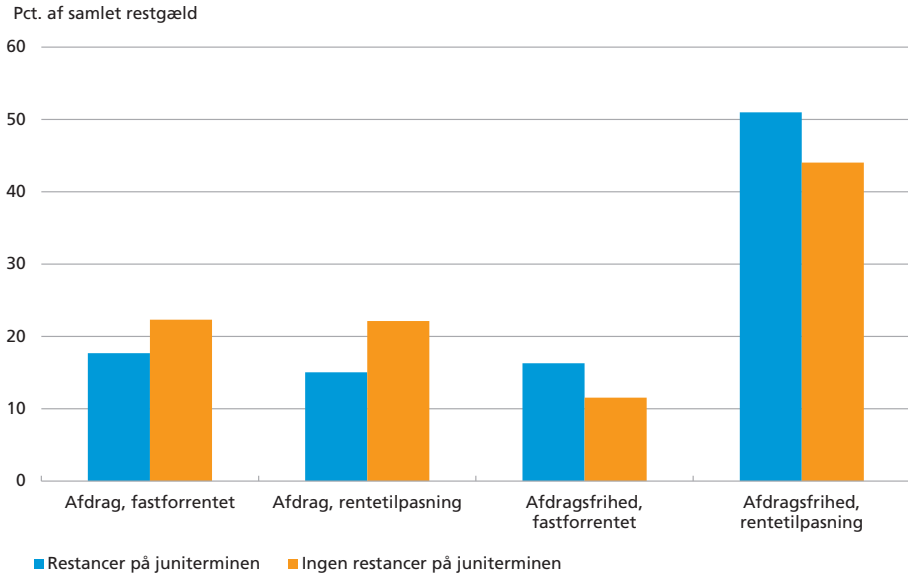
Familierne med restancer på realkreditgælden anvender typisk en højere andel af deres indkomst på at servicere deres gæld end familier uden restancer, jf. figur 9. I 2011 var der ca. 26 pct. af restancefamilierne, der anvendte mindst 40 pct. af den årlige indkomst efter skat til betaling af ydelsen på realkreditgælden samt renter på anden gæld. Færre end 4 pct. af familierne uden restancer brugte så stor en del af indkomsten efter skat på at servicere deres lån.

Ser man på aldersfordelingen blandt familierne med realkreditgæld, viser det sig, at yngre familier er overrepræsenteret blandt familier med restancer, jf. figur 10. I over 60 pct. af familierne med restancer på juniertermen i 2011 var det ældste medlem under 50 år. Blandt de øvrige familier med realkreditgæld var den tilsvarende andel under 50 pct.

I figur 11 ses familiernes samlede restgæld til realkreditinstitutterne ved udgangen af 2011 fordelt efter låntype. Afdragsfri lån var noget mere udbredt blandt familierne med restancer på juniertermen end blandt de øvrige familier. I førstnævnte gruppe var ca. to tredjedele af den samlede restgæld knyttet til lån uden afdrag, mens det kun gjaldt godt halvdelen af restgælden blandt familierne uden restancer. Brugen af rentetilpasningslån var derimod nogenlunde lige udbredt i de to grupper af realkreditkunder.

REALKREDITKUNDERS RESTGÆLD FORDELT PÅ LÅNTYPE, 2011

Figur 11

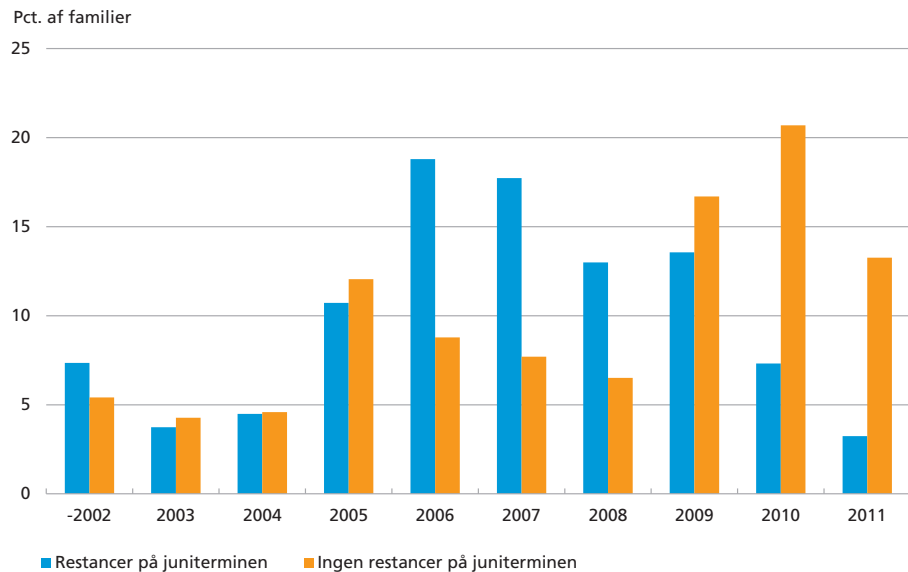


Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

Fordelingen for, hvornår det seneste realkreditlån er optaget, er vist i figur 12 for henholdsvis familier med og uden restancer på juniterminen. Blandt familierne med restancer er der en meget stor andel, der optog deres seneste lån i enten 2006 eller 2007. Det skyldes, at priserne

OPTAGELSEÅR FOR SENESTE REALKREDITLÅN, 2011

Figur 12



Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

EGENSKABER FOR FAMILIER MED REALKREDITGÆLD, 2011

Tabel 6

Pct.	Familier med restancer på juniterminen	Familier uden restan- cer på juniterminen
Andel med nedenstående karakteristika:		
- børnefamilie	47,1	43,6
- to voksne i familien	48,9	72,7
- mindst én person med videregående uddannelse i familien	21,5	44,8
- mindst én pensionist i familien	10,5	21,0
- ramt af skilsmisse eller ægtefælles død inden for seneste to år	13,7	3,9
- ramt af mindst seks måneders ledighed inden for seneste to år	12,4	5,5
- mindst én voksen indlagt på sygehus i løbet af seneste to år	27,3	24,2
- mindst én voksen har fået udbetalt syge- eller barselsdagpenge i løbet af seneste to år	39,5	23,6
- bopæl i København	5,9	7,0
- bopæl i Københavns omegn	7,8	8,3
- bopæl i Nordsjælland	9,5	9,4
- bopæl i Østsjælland	5,7	4,9
- bopæl i Vest- og Sydsjælland	25,4	12,4
- bopæl på Bornholm	1,0	0,9
- bopæl på Fyn	7,6	9,2
- bopæl i Sydjylland	9,7	13,3
- bopæl i Østjylland	11,6	15,3
- bopæl i Vestjylland	5,3	8,0
- bopæl i Nordjylland	10,6	11,3

Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

på boligmarkedet toppede i disse år. Mange af de familier, der købte bolig på dette tidspunkt, vil derfor have oplevet store fald i værdien af deres ejendom, og en stor del af dem vil ikke være i stand til indfri gælden ved et salg af boligen.

I tabel 6 ser vi på en række karakteristika for realkreditkunder henholdsvis med og uden restancer på juniterminen i 2011. I forhold til de øvrige familier med realkreditgæld er der blandt restancefamilierne flere enlige, færre med en videregående uddannelse og færre pensionister. Det er desuden værd at bemærke, at sociale begivenheder som skilsmisse, sygdom og længerevarende ledighed forekommer hyppigere blandt restancefamilierne end blandt de øvrige familier. I gruppen af familier med 105-dagesrestancer på juniterminen i 2011 var der således 46 pct., der i løbet af 2010 og 2011 blev udsat for enten skilsmisse, ægtefællens død, sygehusindlæggelse eller mindst seks måneders ledighed. Blandt de øvrige familier var der 31 pct., der oplevede mindst en af disse begivenheder.

Sociale begivenheder som de ovennævnte har i mange tilfælde vidt-rækkende konsekvenser for en families økonomi. Det er derfor ikke

overraskende, at der er en positiv korrelation mellem disse begivenheder og forekomsten af restancer på realkreditgælden. Forskellen i hyppighed mellem de to grupper er således i overensstemmelse med formodningen om, at restancer på realkreditgælden er snævert forbundet med en presset privatøkonomi.

Endelig ses det ud fra tabel 6, at den geografiske fordeling af familierne med restancer på juniterminen er noget anderledes end den tilsvarende fordeling af de øvrige familier med realkreditgæld. Mest iøjnefaldende er det, at godt en fjerdedel af alle familier med restancer på juniterminen i 2011 havde bopæl i Vest- og Sydsjælland. Blandt de øvrige familier med realkreditgæld var der relativt set kun halvt så mange familier med bopæl i denne landsdel. Familier med bopæl i København, Fyn og Jylland er derimod underrepræsenterede blandt familierne med restancer på realkreditgælden.

Bevægelser ind og ud af restance

Tidsdimensionen i datamaterialet fra realkreditinstitutterne kan udnyttes til at undersøge forløbet for de familier, der går i restance på juniterminen i et givet år. Dermed kan vi undersøge, om restancer på juniterminen er et tilbagevendende årligt fænomen for nogle familier, eller om der typisk er tale om et éngangsfænomen.

Blandt familier med 105-dagesrestancer på juniterminen i et givet år i perioden 2010-11 var der ca. en fjerdedel, der også havde restancer på juniterminen i det foregående år, jf. figur 13. Blandt de resterende ca. tre fjerdedele betalte langt størstedelen deres junitermin inden for 105 dage i året forinden, mens en lille del slet ikke havde optaget noget realkreditlån på det tidspunkt, hvorfor de ikke havde nogen ydelse at betale. Det er altså kun et mindretal blandt restancefamilierne, der er gengangere i forhold til året før.

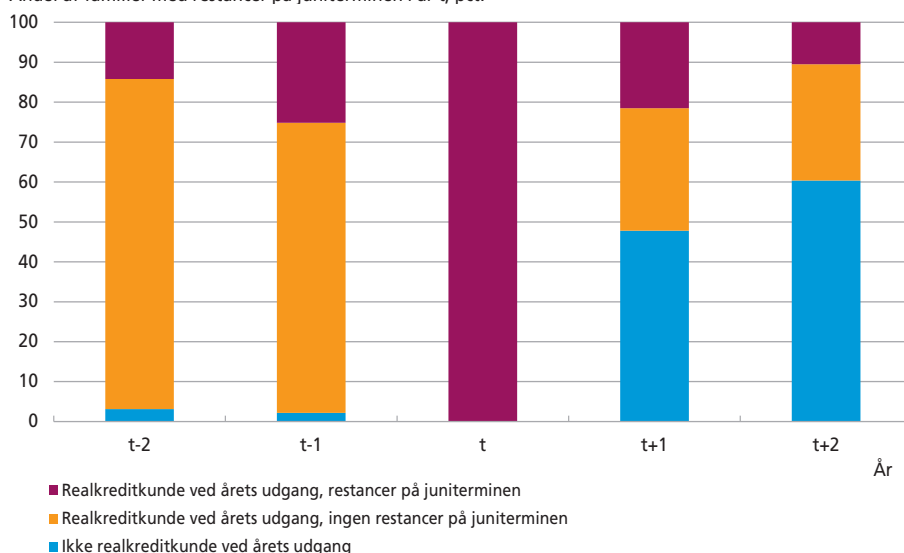
Et lignende billede fås, hvis man i stedet følger restancefamilierne frem i tid. Blandt de familier, der havde 105-dagesrestancer på juniterminen i 2009 eller 2010, var der kun ca. 20 pct., der også havde 105-dagesrestancer over 1.000 kr. året efter. Det betyder imidlertid ikke, at alle de øvrige familier vendte tilbage til et rettidigt betalingsmønster. Knap halvdelen af de familier, der havde restancer på juniterminen i 2009 eller 2010, havde således ikke længere noget realkreditlån ved udgangen af det efterfølgende år. Og går man et år længere frem, vokser denne andel: Blandt familierne med restancer i juni 2009 var det således kun 40 pct., der stadig havde et realkreditlån ved udgangen af 2011.

Det tilgængelige datamateriale giver desværre ikke mulighed for at undersøge, hvad der sker med de af restancefamilierne, der ikke længere er realkreditkunder i et efterfølgende år. Det er dog rimeligt at formode,

RESTANCE PÅ REALKREDITGÆLD I FOREGÅENDE OG EFTERFØLGENDE ÅR BLANDT FAMILIER I RESTANCE I INDEVÆRENDE ÅR

Figur 13

Andel af familier med restancer på juniterminen i år t, pct.



Anm.: Figuren viser restancehistorikken for familier i restance. Der tages udgangspunkt i de familier, som havde 105-dages restancer på mindst 1.000 kr. på juniterminen i et givet år t. Søjlerne angiver, hvor mange af disse familier, der havde restancer på juniterminen i de foregående og efterfølgende år, hvor mange der betalte juniterminen til tiden, og hvor mange der ikke var realkreditkunder i disse år. Søjlen t-2 tager udgangspunkt i de familier, der havde restancer på juniterminen i 2011, og viser, hvor mange af disse der havde restancer på juniterminen i 2009. Søjlen t-1 tager udgangspunkt i de familier, der havde restancer på juniterminen i 2010 og/eller 2011, og viser, hvor mange af dem der havde restancer i juni året forinden. På tilsvarende måde tager søjlen t+2 udgangspunkt i restancefamilierne i juni 2009, mens der i søjlen t+1 tages udgangspunkt i de familier, der havde restancer på juniterminen i 2009 og/eller 2010. En familie, der var i restance i år t, regnes som værende i restance i år t+h, hvis blot ét af dens voksne medlemmer tilhører en familie med restancer på juniterminen i dette år. Det gælder også, hvis den oprindelige familie ikke længere eksisterer i år t+h. Der gælder tilsvarende for foregående år.

Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

de, at i hvert fald en del af dem udsættes for en tvangsauktion af boligen eller sælger den mod eget ønske. Den høje andel af restancefamilier, der "forsvinder" fra realkreditmarkedet allerede et år efter er derfor i overensstemmelse med opfattelsen af, at konsekvenserne af misligholdelse af realkreditgælden melder sig forholdsvis hurtigt for mange familier.

7. HVORFOR GÅR FAMILIERNE I RESTANCE PÅ REALKREDITGÆLDEN?

I dette afsnit præsenterer vi en økonometrisk model, som beskriver en families sandsynlighed for at gå i restance som en funktion af udvalgte socioøkonomiske variable. Det primære formål med modellen er at beregne, hvordan sandsynligheden for at gå i restance ændres, når økonomiske variable som familiens rådighedsbeløb og beholdning af likvide aktiver forandres. Det gør os i stand til at vurdere, hvad det samlede antal familier i restance vil blive under forskellige antagelser om udvik-

lingen i familiernes økonomi. I afsnit 8 præsenterer vi eksempler på sådanne vurderinger baseret på konkrete makroøkonomiske scenarier.

Modelspecifikation og variable

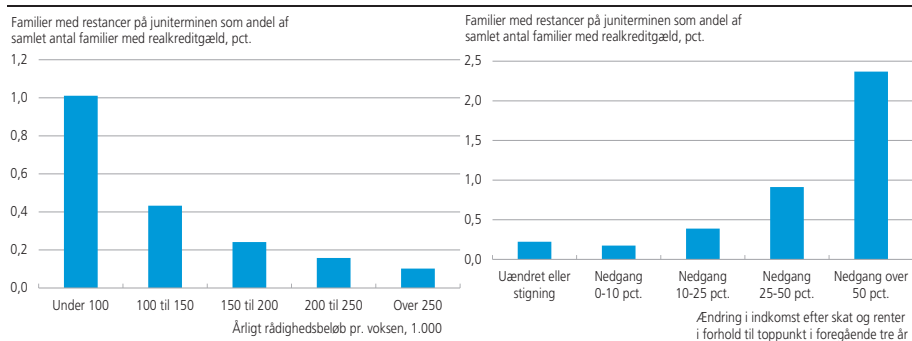
Restancesandsynligheden estimeres ved hjælp af en probitmodel. I dette afsnit giver vi en overordnet beskrivelse af modellen samt de variable, der indgår i den. Boks 6 indeholder en mere detaljeret beskrivelse.

Modellen beskriver sammenhængen mellem sandsynligheden for, at en familie kommer mindst 105 dage bagud med betalingen af ydelsen på juniterminen, og en række forklarende variable. Blandt de forklarende variable er der visse, vi er særligt interesserede i: Rådighedsbeløbet pr. voksen i familien er som tidligere nævnt nært knyttet til en families evne til at servicere gælden, og vi forventer derfor en negativ sammenhæng mellem størrelsen af beløbet og sandsynligheden for at gå i restance. En sådan sammenhæng ses da også helt tydeligt i et simpelt plot af de to størrelser, jf. figur 14, til venstre.

Styrken af ovennævnte sammenhæng kan dog tænkes at afhænge af størrelsen af familiens likvide aktiver. For en familie med store likvide aktiver, fx i form af kontanter, aktier eller obligationer, vil rådighedsbeløbets størrelse ikke nødvendigvis betyde ret meget for sandsynligheden for restance, da familien kan kompensere for et beskedent rådighedsbeløb ved at tære på aktiverne. Det samme kan være tilfældet, hvis familien har en stor friværdi i huset, som den kan belåne. Omvendt er det let at forestille sig, at rådighedsbeløbets størrelse har langt større betydning for restancesandsynligheden blandt familier med få eller ingen likvide aktiver og friværdi. For at opfange en sådan forskel inkluderer vi interaktionstermer mellem familiens rådighedsbeløb pr. voksen og stør-

RESTANCEFREKVENNS FORDELT EFTER RÅDIGHEDSBELOB PR. VOKSEN OG RELATIV ÆNDRING I INDKOMST EFTER SKAT OG RENTER

Figur 14



Anm.: Rådighedsbeløbet pr. voksen er beregnet som familiens samlede årlige indkomst fratrukket skat, renteudgifter, underholdsbidrag, tilbagebetalt kontanthjælp, bidrag til realkreditinstituttet samt eventuelle afdrag på realkreditgælden, divideret med antallet af voksne i familien.

Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

PROBITMODELLEN: MODELSPECIFIKATION OG VARIABELDEFINITIONER

Boks 6

Probitmodellen beskriver sandsynligheden for, at en familie går i restance på juniterminen, betinget på en række familiespecifikke variable. Matematisk er modellen givet ved

$$\Pr(y_{it+1} = 1|x_{it}) = \Phi(x_{it} \beta),$$

hvor y_{it+1} er en indikatorvariabel, der antager værdien 1, hvis familie i har 105-dagesrestancer over 1.000 kr. på juniterminen i år $t+1$, og 0 ellers, x_{it} er en vektor af forklarende variable for familie i i år t , β er en vektor af parametre, og $\Phi()$ er fordelingsfunktionen for normalfordelingen. Modellen er en standardmodel i anvendt økonometri og kan estimeres ved hjælp af maximum likelihood-estimation, jf. fx Wooldridge (2002).

Vektoren x_{it} indeholder følgende forklarende variable:

Rådighedsbeløb pr. voksen: Familiens rådighedsbeløb er udregnet som den årlige indkomst efter skat fratrukket renteudgifter, underholdsbidrag, tilbagebetalt konthjælp samt bidrag og eventuelle afdrag på realkreditgælden. Afdrag på anden gæld er pga. manglende oplysninger ikke fratrukket. Rådighedsbeløbet angives i 10.000 kr. For familier med to voksne er beløbet derudover divideret med to. I modelspecifikationen interageres rådighedsbeløbet med i alt seks dummyvariable for familiens beholdning af likvide aktiver plus positiv friværdi. Disse dummyvariable er beskrevet nedenfor. For at undgå perfekt multikollinearitet ("dummyfælden") inkluderes rådighedsbeløbet ikke direkte, dvs. uden interaktionstermer.

Relativ ændring i indkomst efter skat og renter: Familiens indkomst efter skat og renter beregnes i både år t samt i hvert af de tre foregående år. Der medtages i hvert år kun indkomst fra de voksne medlemmer, der indgår i familien i år t . Herved undgår vi at medtage udsving i familieindkomsten, der stammer fra ændringer i familiens størrelse, fx som følge af, at et barn flytter hjemmefra. Den relative ændring i familiens indkomst efter skat og renter beregnes i forhold til toppunktet i de foregående tre år. Variablen er i modellen repræsenteret ved et sæt af fire dummyvariable: Disse variable repræsenterer fald i indkomsten efter skat og renter på henholdsvis 0 til 10 pct., 10 til 25 pct., 25 til 50 pct. og over 50 pct. Referencekategorien består således af familier, der har haft enten stigende eller uændret indkomst efter skat. Derudover inkluderer vi også alle familier med pensionerede medlemmer i referencekategorien. Det gøres for at undgå at sammenblande den forventelige indkomstnedgang, der normalt følger med en pensionering, med indkomstnedgange, der fx skyldes uventet ledighed.

Likvide aktiver plus positiv friværdi: Likvide aktiver består af familiens indestående i pengeinstitutter samt kursværdien af obligationer, pantebreve, aktier og investeringsbeviser i depot, opgjort ultimo året. Friværdien er udregnet på ejendomsniveau og herefter summeret over familiens belånte ejendomme. For ejerboliger er friværdien beregnet som forskellen mellem 80 pct. af ejendomsværdien og den samlede restgæld i ejendommen ultimo året. Kun realkreditgæld er medregnet. For fritidshuse er friværdien beregnet som forskellen mellem 60 pct. af ejendomsværdien og den samlede restgæld. Det skyldes, at ejerboliger kan belånes med realkreditlån op til 80 pct. af ejendomsværdien, mens der kun kan optages realkreditlån op til 60 pct. af værdien i fritidshuse. Det er realkreditinstituttets vurdering af ejendommen, der er benyttet som ejendomsværdi. Det bevirker, at ejendomme, hvori der ikke er optaget realkredit-

FORTSAT

Boks 6

lån, ikke indgår i opgørelsen af friværdien. Ved summeringen med de likvide aktiver medtages kun positiv friværdi. For at tage højde for en eventuel ikke-linearitet i sammenhængen mellem likvide aktiver plus positiv friværdi og forekomsten af restancer har vi valgt at repræsentere variablen ved hjælp af en række dummyvariable, som hver især repræsenterer et bestemt interval. Mere specifikt konstruerer vi dummyvariable for hvert af intervallerne 0 til 50.000 kr., 50.000 til 100.000 kr., 100.000 til 250.000 kr., 250.000 til 500.000 kr., 500.000 til 1 mio. kr. og 1 mio. kr. og derover. Den førstnævnte dummy udelades og anvendes dermed som referencekategori.

Pensionsformue efter skat: Familiens pensionsformue er estimeret ud fra metoden beskrevet i Andersen mfl. (2012a). Formuen er opgjort efter skat, dvs. med fradrag af den skønnede fremtidige indkomstskat af udbetalingerne. For at øge sammenligneligheden med de likvide aktiver plus positiv friværdi har vi valgt at inkludere pensionsformuen på nøjagtig samme måde som førstnævnte variabel, dvs. i form af en række dummyvariable, der hver især repræsenterer et bestemt interval. Intervallerne og referencekategorien er helt de samme som for likvide aktiver plus positiv friværdi.

Gældsserviceringsbrøk: Gældsserviceringsbrøken er udregnet som summen af renter, bidrag og afdrag på realkreditgælden samt renter på anden gæld, angivet i procent af familiens årlige indkomst efter skat. På grund af manglende oplysninger medtages afdrag på andre former for gæld ikke i beregningen.

Boligejer: Dummyvariabel, der antager værdien 1, hvis familien bor i en ejerbolig. Ellers 0.

Parfamilie: Dummyvariabel, der antager værdien 1, hvis der er to voksne i familien. Ellers 0.

Alder på familiens ældste: Alderen er opgjort ultimo året.

Antal børn: Antallet af hjemmeboende børn under 25 år i familien.

Videregående uddannelse i familien: Dummyvariabel, der antager værdien 1, hvis mindst én af de voksne i familien har en videregående uddannelse. Ellers 0.

Antal år siden tilflytning: Angiver antallet af år siden tilflytningen til den adresse, familien bor på ved udgangen af år t. Antallet af år er opgjort ultimo år t.

Længerevarende ledighed: Dummyvariabel, der antager værdien 1, hvis mindst ét af de voksne medlemmer i familien har været ledig i mindst tre måneder i det pågældende år. Ellers 0.

Skilsmisse eller ægtefælles død: Dummyvariabel, der antager værdien 1, hvis mindst ét af de voksne medlemmer i familien har været udsat for skilsmisse eller en ægtefælles død i det pågældende år. Ellers 0.

Indlæggelse på sygehus: Dummyvariabel, der antager værdien 1, hvis mindst ét af de voksne medlemmer i familien har været indlagt på sygehus i løbet af året. Ellers 0.

Udbetaling af sygedagpenge: Dummyvariabel, der antager værdien 1, hvis mindst ét af de voksne medlemmer i familien har modtaget syge- eller barselsdagpenge i det pågældende år. Ellers 0.

Landsdel: Vi konstruerer et sæt af dummyvariable for i alt 11 landsdele. Hver variabel antager værdien 1, hvis familien er bosat i den pågældende landsdel, og ellers 0. Dummyvariablen for København er udeladt og tjener dermed som referencekategori.

For et lille antal familier antager de forklarende variable ekstreme værdier. Det vil ofte skyldes fejlagtige oplysninger. Selv om det drejer sig om få familier, kan meget ekstreme værdier for nøglevariable som rådighedsbeløb og gældsserviceringsbrøken

FORTSAT	Boks 6
påvirke estimaterne, sådan at den reelle sammenhæng mellem disse variable og forekomsten af restancer bliver sløret. For at undgå dette udelukker vi observationer, hvor familiens rådighedsbeløb enten er under -500.000 kr. eller over 5 mio. kr., størrelsen af likvide aktiver plus positiv friværdis overstiger 20 mio. kr., eller hvor gældsserviceringsbrøken overstiger 1.000 pct. Disse afgrænsninger reducerer antallet af observationer med godt 1.000, svarende til under en promille af de samlede antal observationer.	

relsen af familiens likvide aktiver plus eventuel positiv friværdis i dens belånte ejendomme.

Det er let at forestille sig, at ikke bare *niveauet* for rådighedsbeløbet, men også *ændringen* i dette kan have betydning for, om en familie går i restance. En familie, der igennem flere år har haft et stort rådighedsbeløb, vil formentlig have vanskeligere ved at tilpasse sig et mere beskedent beløb af en given størrelse, end en tilsvarende familie, som ikke har været vant til et lige så stort rådighedsbeløb. For at tage højde for dette inkluderer vi variable, der angiver den relative ændring i familiens samlede indkomst efter skat og renter i forhold til toppunktet i de foregående tre år. I figur 14, til højre, ses det, at der er en tydelig korrelation mellem den relative indkomståndring og andelen af familier med restancer på realkreditgælden, når der ikke kontrolleres for øvrige forklarende variable.

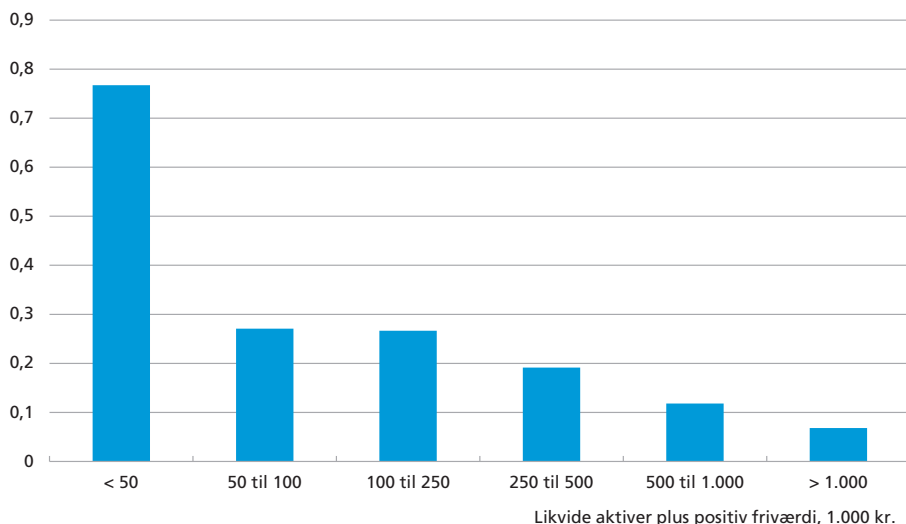
Som beskrevet ovenfor inkluderer vi familiens beholdning af likvide aktiver og eventuel positiv friværdis interageret med rådighedsbeløbet. Familiens beholdning af aktiver kan dog naturligvis også have en selvstændig betydning for, om familien går i restance, som antydnet i figur 15. Det tager vi højde for ved også at inkludere de likvide aktiver plus positiv friværdis direkte, uden at interagere med rådighedsbeløbet. På samme måde inkluderer vi også et mål for familiens samlede pensionsformue efter skat. En stor pensionsformue giver familien en højere kreditværdighed og kan formentlig i nogle tilfælde fungere som en økonomisk stødpude. Det trækker i retning af en lavere restancesandsynlighed. Pensionsformuen er dog som hovedregel langt mindre likvid end andre finansielle aktiver, og det kan gøre det vanskeligt at gøre brug af den i en presset økonomisk situation. Vi forventer derfor, at størrelsen af pensionsformuen har en mindre betydning for restancesandsynligheden end beholdningen af likvide aktiver og friværdis.

Blandt de øvrige forklarende variable inkluderer vi familiens gældsserviceringsbrøk. Denne brøk angiver, hvor stor en del af familiens årlige indkomst efter skat, den bruger på at betale ydelserne på gælden. Hvis

RESTANCEFREKVENNS FORDELT EFTER BEHOLDNING AF LIKVIDE AKTIVER PLUS POSITIV FRIVÆRDI. 2011

Figur 15

Familier med restancer på juniterminen som andel af samlet antal familier med realkreditgæld, pct.



Anm.: Likvide aktiver består af familiens indestående i pengeinstitutter samt kursværdien af obligationer, pantebreve, aktier og investeringsbeviser i depot. Friværdien er beregnet som forskellen mellem 80 pct. af ejendommens vurderede værdi (60 pct. for fritidshuse) og størrelsen af realkreditgælden i ejendommen.

Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

en familie skal anvende en meget stor del af sin disponible indkomst på at servicere gælden, kan det resultere i betalingsvanskeligheder, og vi forventer derfor en positiv sammenhæng mellem gældsserviceringsbrøken og sandsynligheden for restance.

Som kontrolvariable inkluderer vi alderen på familiens ældste medlem, antal børn i familien, antallet af år siden familien flyttede til adressen samt dummyvariable for boligejerstatus, parfamilie og videregående uddannelse i familien. Desuden inkluderer vi dummyvariable for skilsmisse eller ægtefælles død, længerevarende ledighed og sygdom. Som forklaret i afsnit 6 formoder vi, at den primære effekt af disse sociale begivenheder på restancesandsynligheden går via de afledte konsekvenser for familiens økonomi. Eftersom vi allerede har kontrolleret for familiens rådighedsbeløb, aktiver og gældsserviceringsbrøk, er der derfor ikke nødvendigvis nogen grund til at forvente en signifikant sammenhæng mellem de sociale begivenheder og forekomsten af restancer. De sociale begivenheder kan dog tænkes at medføre konsekvenser, som ikke opfanges af de allerede inkluderede økonomiske variable, men som påvirker sandsynligheden for restance. En skilsmisse kan fx medføre uventede udgifter til dobbelt husholdning og evt. advokatbistand, mens

sygdom kan medføre udgifter til bl.a. medicin. Inklusionen af de nævnte dummyvariable opfanger sådanne ekstra effekter.

Endelig inkluderer vi et sæt af dummyvariable for den landsdel, familien bor i. Akkurat som for de sociale begivenheder er der ikke nødvendigvis nogen grund til at forvente en signifikant sammenhæng mellem de geografiske variable og restancesandsynligheden. Den primære årsag til, at nogle geografiske områder har en større koncentration af familier med restancer end andre, er formentlig, at førstnævnte områder har en større andel af familier med presset økonomi. Denne forskel bør således blive opfanget af de økonomiske variable i vores model. På den anden side kan det ikke helt udelukkes, at der kan være andre geografisk bestemte faktorer, der spiller ind. Det kunne fx være forskelle i mentalitet og traditioner på tværs af landsdelene, både blandt realkreditinstitutterne og deres lokale kundekredse.¹ Hvis der er sådanne lokalbestemte faktorer, der rækker ud over de økonomiske forskelle mellem landsdelene, vil de blive opfanget af de geografiske dummyvariable.

For at undgå uklarheder i tolkningen af modellens resultater er det nødvendigt at være omhyggelig med timingen af den afhængige variabel i forhold til de forklarende variable: Den afhængige variabel bør således afspejle forekomst af restancer, der rent tidsmæssigt ligger efter opgørelsestidspunktet for de forklarende variable. Ellers risikerer vi, at den egentlige effekt af de forklarende variable ikke opfanges af det anvendte mål på venstresiden i modellen.² Da restancevariablen er baseret på juniterminen i et givet år, mens de forklarende variable typisk er opgjort for enten hele året eller pr. ultimo året, er det derfor nødvendigt at anvende data fra to forskellige år for henholdsvis venstre- og højresidevariable. Hvis de forklarende variable er opgjort for år t , er den binære restancevariabel således baseret på data fra år $t+1$ i alle de rapporterede estimationer.

Tidsforskydningen mellem den afhængige variabel og de forklarende variable betyder, at vi "mister" data fra et enkelt år i estimationerne. Med data for hvert af de tre år 2009-11 har vi således data fra to årgange til rådighed i estimationerne, nemlig $t=2009$ og $t=2010$.

¹ Chan mfl. (2013) finder i et studie af boliglån i New York, at lokalområdets karakteristika har betydning for hyppigheden af misligholdte lån, selv når der tages højde for forskelle i de enkelte låntageres karakteristika. Forfatterne tolker resultaterne som indikation på, at der kan være en "smitteeffekt", fordi den sociale stigma ved misligholdelse bliver mindre, jo flere der er i lokalområdet, som misligholder gælden.

² Som illustration kan vi betragte et tænkt eksempel, hvori en familie bliver udsat for et indkomstbortfald i oktober måned i et givet år og efterfølgende går i restance på realkreditgælden. Hvis venstresidevariablen i en økonometrisk model er baseret på junirestancerne fra det samme år, vil den naturligvis ikke opfange den faktiske virkning af indkomstændringen.

Estimationsresultater

I tabel 7 rapporterer vi gennemsnitlige marginale effekter for de forklarende variable i modellen.¹ De marginale effekter angiver, hvor meget restancesandsynligheden ændres, når hver af de forklarende variable ændres.² I tabellens første kolonne præsenterer vi resultaterne fra vores foretrukne estimation, hvori vi anvender data fra både 2009 og 2010. I kolonne 2 og kolonne 3 deler vi datasættet op og estimerer modellen separat for hvert af de to år.

De marginale effekter har de forventede fortegn for alle variable, den statistiske usikkerhed er i de fleste tilfælde lille, og størrelsesordenen af effekterne er overordnet set den samme i alle tre kolonner. Niveauet for familiens årlige rådighedsbeløb pr. voksen er negativt korreleret med restancesandsynligheden. Hvis rådighedsbeløbet mindskes med 10.000 kr. pr. voksen i familien, vil det ifølge vores estimerer øge restancesandsynligheden med ca. 0,01 procentpoint for en gennemsnitlig familie. Effekten er statistisk set stærkt signifikant, men fra en økonomisk synsvinkel er den meget beskeden. Det samme kan siges om ændringer over tid i familiens indkomst efter skat og renter. Familier, der har oplevet en indkomstnedgang over 10 pct. i forhold til toppunktet i de foregående tre år, har en højere restancesandsynlighed end familier med uændret eller stigende indkomst, og forskellen er statistisk set klart signifikant. Er indkomstnedgangen mellem 10 og 25 pct., er forskellen dog kun på ca. 0,08 procentpoint. Selv en drastisk nedgang på mindst 50 pct. vil ifølge vores estimerer kun give anledning til en gennemsnitlig stigning i restancesandsynligheden på omtrent 0,8 procentpoint.

Lignende resultater fås for familiens likvide aktiver plus positiv friværddi: Estimererne viser her en klar statistisk sammenhæng, idet familier med stor aktivbeholdning har en lavere restancesandsynlighed end familier med ingen eller få likvide aktiver. Forskellen mellem den øverste kategori (mere end 1.000.000 kr.) og den nederste (mindre end 50.000 kr.) er dog ikke større end knap 0,6 procentpoint. For de mindre likvide pensionsformuer finder vi som forventet en lignende, men dog lidt svagere sammenhæng. Restancesandsynligheden for familier med pensionsformue efter skat over 1 mio. kr. er fx blot 0,3 procentpoint lavere end for familier med pensionsformue efter skat under 50.000 kr.

¹ Vi rapporterer ikke selve parameterestimererne her i teksten. Det skyldes, at parameterestimererne i sig selv er svære at give nogen eksplicit tolkning, og vi har derfor valgt at koncentrere fremstillingen om de gennemsnitlige marginale effekter. Parameterestimererne kan dog ses i appendiks.

² For kontinuerte variable angiver den marginale effekt, hvor meget restancesandsynligheden ændres ved en marginal stigning i den pågældende variabel. For dummyvariablene i modellen angiver den marginale effekt, hvor meget restancesandsynligheden ændres, når dummyen ændres fra 0 til 1. Der er i begge tilfælde tale om gennemsnitlige marginale effekter. Det vil sige, at vi først har udregnet en marginal effekt for hver familie, evalueret ved de faktiske værdier af de forklarende variable for den pågældende familie. Derefter har vi for hver variabel taget gennemsnittet blandt alle de familier, der indgår i estimationen.

GENNEMSNITLIGE MARGINALE EFFEKTER I PROBITMODEL			Tabel 7
Procentpoint	2009 og 2010	2009	2010
<i>Variabel</i>			
Rådighedsbeløb pr. voksen, 10.000 kr.	-0,013*** (0,001)	-0,016*** (0,001)	-0,010*** (0,001)
Nedgang i indkomst efter skat og renter mellem 0 og 10 pct.	0,001 (0,010)	-0,005 (0,014)	0,016 (0,015)
Nedgang i indkomst efter skat og renter mellem 10 og 25 pct.	0,078*** (0,013)	0,080*** (0,018)	0,086*** (0,020)
Nedgang i indkomst efter skat og renter mellem 25 og 50 pct.	0,320*** (0,023)	0,287*** (0,029)	0,381*** (0,037)
Nedgang i indkomst efter skat og renter over 50 pct.	0,787*** (0,048)	0,717*** (0,061)	0,869*** (0,076)
Likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 50.000 og 100.000 kr.	-0,289*** (0,020)	-0,322*** (0,028)	-0,253*** (0,029)
Likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 100.000 og 250.000 kr.	-0,338*** (0,017)	-0,352*** (0,024)	-0,324*** (0,025)
Likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 250.000 og 500.000 kr.	-0,420*** (0,017)	-0,426*** (0,024)	-0,412*** (0,024)
Likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 500.000 og 1.000.000 kr.	-0,486*** (0,017)	-0,497*** (0,024)	-0,473*** (0,024)
Likvide aktiver plus positiv friværdis over 1.000.000 kr.	-0,550*** (0,016)	-0,556*** (0,023)	-0,544*** (0,023)
Pensionsformue efter skat mellem 50.000 og 100.000 kr.	-0,016 (0,024)	-0,009 (0,034)	-0,019 (0,034)
Pensionsformue efter skat mellem 100.000 og 250.000 kr.	-0,061*** (0,020)	-0,084*** (0,028)	-0,029 (0,029)
Pensionsformue efter skat mellem 250.000 og 500.000 kr.	-0,140*** (0,020)	-0,164*** (0,029)	-0,107*** (0,029)
Pensionsformue efter skat mellem 500.000 og 1.000.000 kr.	-0,224*** (0,021)	-0,237*** (0,030)	-0,205*** (0,029)
Pensionsformue efter skat over 1.000.000 kr.	-0,259*** (0,022)	-0,283*** (0,032)	-0,230*** (0,031)
Gældsserviceringsbrøk, pct.	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)
Boligejer	-0,316*** (0,011)	-0,347*** (0,016)	-0,291*** (0,016)
To voksne i familien	-0,159*** (0,010)	-0,193*** (0,015)	-0,123*** (0,014)
Alder på familiens ældste	0,007*** (0,000)	0,006*** (0,001)	0,007*** (0,001)
Antal børn	0,099*** (0,004)	0,104*** (0,007)	0,094*** (0,006)
Videregående uddannelse i familien	-0,168*** (0,010)	-0,171*** (0,014)	-0,162*** (0,014)
Antal år siden tilflytning	-0,003*** (0,000)	-0,004*** (0,001)	-0,003*** (0,001)

FORTSAT		Tabel 7	
Procentpoint	2009 og 2010	2009	2010
Længerevarende ledighed	0,039*** (0,014)	0,035* (0,020)	0,035* (0,018)
Skilsmisse eller ægtefælles død	0,190*** (0,019)	0,169*** (0,028)	0,209*** (0,025)
Indlæggelse på sygehus	0,116*** (0,010)	0,127*** (0,015)	0,103*** (0,014)
Udbetaling af sygedagpenge	0,098*** (0,010)	0,110*** (0,015)	0,086*** (0,014)
Københavns omegn	0,061*** (0,019)	0,041 (0,028)	0,086*** (0,027)
Nordsjælland	0,075*** (0,019)	0,059** (0,027)	0,094*** (0,026)
Østsjælland	-0,005 (0,035)	-0,025 (0,050)	0,015 (0,047)
Vest- og Sydsjælland	0,186*** (0,026)	0,196*** (0,038)	0,178*** (0,035)
Bornholm	0,276*** (0,019)	0,276*** (0,027)	0,277*** (0,025)
Fyn	0,012 (0,017)	-0,024 (0,024)	0,049** (0,024)
Syddjylland	0,009 (0,016)	0,008 (0,024)	0,012 (0,022)
Østjylland	0,007 (0,016)	0,000 (0,023)	0,016 (0,022)
Vestjylland	-0,020 (0,018)	-0,038 (0,026)	0,000 (0,024)
Nordjylland	0,046*** (0,017)	0,038 (0,026)	0,055** (0,023)
Estimationsmetode	Pooled probit	Probit	Probit
År, forklarende variable	2009-10	2009	2010
År, afhængig variabel	2010-11	2010	2011
Gns. estimeret restancesandsynlighed, pct.	0,31	0,33	0,29
Antal observationer	1.871.562	928.865	942.697

Anm.: Tabellen angiver den gennemsnitlige ændring i den beregnede sandsynlighed for at gå i restance ved en ændring i hver af de forklarende variable. For kontinuerte forklarende variable er der tale om en marginal ændring. For dummyvariable er der tale om en ændring fra nul til en. Den gennemsnitlige ændring er beregnet ved først at beregne den marginale effekt for hver familie, evalueret ved de faktiske værdier af de forklarende variable for den pågældende familie. Herefter tages gennemsnittet for alle de familier, der indgår i estimationen. Standardfejl er angivet i parentes. *, ** og *** angiver statistisk signifikans på henholdsvis 10-, 5- og 1-procentsniveau.

Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

Familiens gældsserviceringsbrøk har ligeledes en statistisk klart signifikant, men økonomisk beskedne effekt på sandsynligheden for at familien går i restance. Restancesandsynligheden øges i gennemsnit med ca. 0,002 procentpoint, når denne brøk øges med 1 procentpoint.

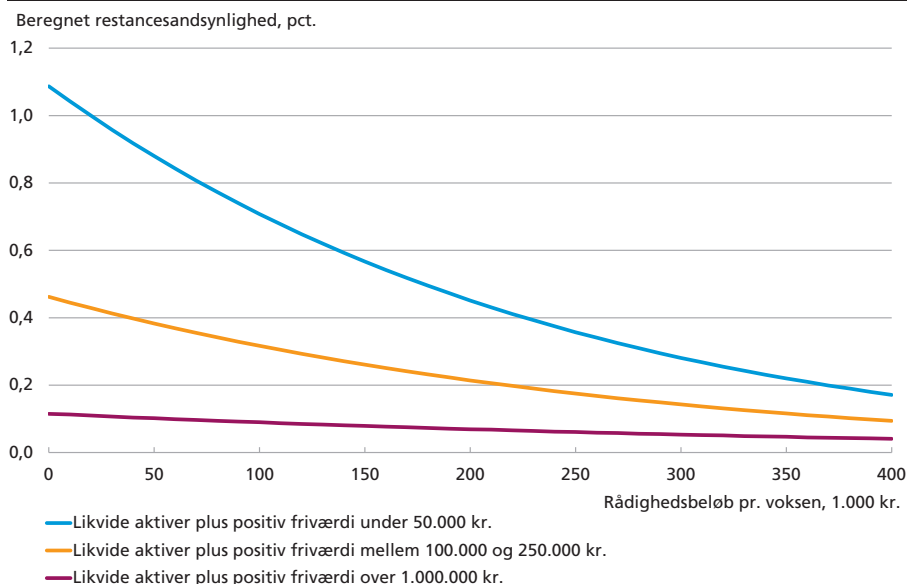
De marginale effekter af kontrolvariablene viser bl.a., at restancer på realkreditgælden forekommer sjældnere blandt boligejerfamilier og familier med to voksne end blandt ikke-ejere og enlige, og at videregående uddannelse er forbundet med en lavere restancesandsynlighed. De marginale effekter af sygdom og skilsmisse eller ægtefælles død er klart statistisk signifikante. Det indikerer, at der er afledte effekter af disse sociale begivenheder, som øger sandsynligheden for betalingsvanskeligheder, men som ikke opfanges af vores øvrige forklarende variable. Længerevarende ledighed er ligeledes positivt korreleret med sandsynligheden for restance, men den marginale effekt er beskeden, og et stærkt signifikant resultat opnås kun, når vi benytter data fra både 2009 og 2010. Det tolker vi som en indikation på, at de vigtigste effekter af ledighed opfanges af vores økonomiske nøglevariable.

Endelig viser estimaterne for de geografiske variable, at der er klare forskelle i forekomsten af restancer på tværs af landsdele, selv når der tages højde for forskelle i familiernes økonomi. De mest udtalte eksempler er Vest- og Sydsjælland og Bornholm, hvor restancesandsynligheden for en gennemsnitlig familie er henholdsvis 0,2 og 0,3 procentpoint højere end for en familie i København med samme karakteristika. Det bør igen understreges, at disse forskelle ikke kan forklares af forskelle i familiernes rådighedsbeløb, gældsserviceringsbrøk, beholdning af likvide aktiver og positiv friværdi eller pensionsformuer, da vi netop har kontrolleret for disse faktorer. De estimerede forskelle mellem landsdelene må altså tilskrives geografisk variation i forhold, der ikke opfanges af vores kontrolvariable. Det kan både dække over geografiske mønstre i familiernes adfærd eller variation i, hvordan realkreditinstitutterne håndterer betalingsvanskeligheder hos kunder i forskellige landsdele. Det kan også skyldes forskelle i boligmarkedets tilstand: I områder med stilstand i markedet kan det tage lang tid at få solgt en bolig. Opstår der problemer med at betale ydelsen på gælden, kan det derfor være vanskeligere for familier i sådanne områder at løse situationen ved et salg end for familier i områder med mere aktivitet på boligmarkedet.

De marginale effekter af de økonomiske nøglevariable er som nævnt af en beskeden størrelsesorden. Som illustration kan vi forestille os et tankeeksperiment, hvori 10.000 tilfældigt udvalgte familier erstattes af et tilsvarende antal helt identiske familier, hvis årlige rådighedsbeløb blot er 10.000 kr. mindre. Den forventede effekt vil ifølge vores estimater være, at antallet af familier i restance stiger med én. De marginale effekters beskedne størrelse afspejler bl.a., at andelen af familier med restancer på realkreditgælden er meget lille, selv blandt de grupper af familier, som kan siges at have en anstrengt økonomi.

RÅDIGHEDSBELØB OG BEREGNET RESTANCESANDSYNLIGHED

Figur 16



Anm.: Figuren viser den gennemsnitlige beregnede restancesandsynlighed ved forskellige kombinationer af rådighedsbeløb og beholdningen af likvide aktiver plus positiv friværdis. For hver kombination beregnes en estimeret restancesandsynlighed for hver enkelt familie, givet familiens øvrige karakteristika. Sandsynligheden beregnes under antagelse af, at familien har haft det pågældende rådighedsbeløb (eller mindre) i mindst tre år, således at dummyvariablene for nedgang i indkomsten alle antager værdien nul. Når restancesandsynligheden er beregnet, tages gennemsnittet over alle familier.

Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

Det er dog samtidig værd at huske på, at de rapporterede effekter er de *gennemsnitlige* effekter blandt alle familierne i analysen. For nogle grupper af familier vil et mindre rådighedsbeløb eksempelvis give anledning til en betydeligt større stigning i restancesandsynligheden, end tabel 7 antyder. Dette er illustreret i figur 16. Her har vi plottet den gennemsnitlige beregnede restancesandsynlighed som funktion af familiens rådighedsbeløb pr. voksen, betinget på størrelsen af familiens likvide aktiver plus positiv friværdis. Figuren illustrerer for det første, at familier med ingen eller få likvide aktiver generelt har en højere restancesandsynlighed end familier med betydelige aktiver. Derudover viser figuren dog også, at ændringen i restancesandsynligheden ved en ændring i rådighedsbeløbet er større, jo mindre beholdningen af likvide aktiver er. For en familie, hvis likvide aktiver og friværdis udgør mindre end 50.000 kr., er den gennemsnitlige beregnede restancesandsynlighed således under 0,2 pct., når rådighedsbeløbet overstiger 370.000 kr., men den øges til godt 1 pct., efterhånden som rådighedsbeløbet nærmer sig nul. Blandt familier med likvide aktiver plus positiv friværdis over 1 mio. kr. øges den beregnede restancesandsynlighed derimod stort set ikke, når rådighedsbeløbet mindskes. Som forventet er sammenhængen mel-

lem rådighedsbeløb og restancesandsynlighed altså stærkere, jo mindre beholdningen af likvide aktiver og friværði er. En given ændring i rådighedsbeløbet vil derfor påvirke nogle familier mere end andre.¹

Robusthedstest og out-of-sample predictions

Et potentielt problem i ovenstående estimationer er, at familierne i en vis udstrækning selv har indflydelse på, hvor stort deres rådighedsbeløb skal være i et givet år. Omlægning fra realkreditlån med afdrag til afdragsfrihed kan fx betyde et markant løft i rådighedsbeløbet, og nogle familier vil desuden have mulighed for at påtage sig ekstra arbejde, hvis de har behov for en større indkomst. Det forekommer sandsynligt, at familier, der oplever vanskeligheder med betaling af realkreditgælden, vil være mere tilbøjelige til at tage sådanne initiativer end andre familier. Hvis betalingsvanskelighederne allerede er opstået i år t – det år vi måler de økonomiske nøglevariable i – kan det give problemer med omvendt kausalitet, som gør det vanskeligt at identificere den reelle effekt af ændringer i disse nøglevariable. Som et robusthedstjek estimerer vi derfor modellen uden at inkludere de familier, der havde 105-dagesrestancer på realkreditgælden i juni år t . Hovedresultaterne fra denne estimation ses i tabel 8, kolonne 2. For at lette sammenligningen med hovedresultaterne fra vores foretrukne estimation er disse gengivet i tabellens kolonne 1. De marginale effekter rapporteret i kolonne 2 er generelt svagere end de tilsvarende effekter i vores foretrukne estimation. Alle estimaterne har dog samme fortegn i de to estimationer, og de er i alle tilfælde også i samme størrelsesorden. Udelukkelsen af familier med restancer i år t ændrer altså ikke det overordnede billede.

Et andet potentielt problem opstår som følge af, at vi som tidligere nævnt kun har oplysninger om eksisterende realkreditlån ved udgangen af året i de tre år, vi har data for. Det kan give anledning til et såkaldt selektionsproblem. Problemet består i, at den variabel, vi analyserer, forekomsten af restancer, kan have en systematisk indflydelse på, om lånet optræder i vores datasæt eller ej. Nogle af de familier, som går i restance på realkreditgælden i juni, vil sandsynligvis sælge deres bolig inden årets udgang, muligvis på tvangsauktion, og realkreditlånet i den pågældende bolig vil dermed ikke længere eksistere ved opgørelsestidspunktet for vores datasæt. I så fald vil vores data ikke afspejle det reelle

¹ I model estimationen afspejles dette ved, at parameterestimaterne for koefficienterne til interaktionen mellem rådighedsbeløb og likvide aktiver plus positiv friværði er numerisk størst for de laveste kategorier af likvide aktiver, jf. tabel A.1 i appendiks. Formelle statistiske test viser, at koefficienterne til interaktionstermerne er klart signifikant forskellige. En nulhypotese om ens koefficienter på de to første interaktionstermer kan dog ikke afvises. Det samme gælder nulhypotesen om ens koefficienter på interaktionsterm nr. 3, 4 og 5.

antal familier i restancer, og de tilbageværende familier i datasættet vil ikke nødvendigvis være repræsentative for den samlede gruppe af familier, der var realkreditkunder ved årets begyndelse. Det kan føre til, at den estimerede restancesandsynlighed bliver for lav, og at vi undervurderer betydningen af økonomiske variable for forekomsten af restancer.

For at adressere dette problem udfører vi en estimation, hvori alle familier med realkreditgæld ved udgangen af år t inkluderes – inklusiv de familier, der ikke havde realkreditgæld ved udgangen af år $t+1$. Problemet med sidstnævnte gruppe er, at vi ikke har oplysninger om, hvorvidt de havde restancer på juniterminen i år $t+1$, og det rejser spørgsmålet om, hvilken værdi den forklarende variabel skal antage for disse familier. Her benytter vi, at de fleste realkreditinstitutter har oplyst om forekomsten af 45-dagesrestancer på september-terminen, idet betalingsvanskeligheder i september må formodes at være positivt korreleret med efterfølgende vanskeligheder i juni. Hvis de ovennævnte familier havde 45-dagesrestancer over 1.000 kr. på september-terminen i år t , sætter vi derfor indikatorvariablen for 105-dagesrestancer i juni år $t+1$ til værdien 1, og ellers 0. Hovedresultaterne af denne estimation ses i kolonne 3 i tabel 8. Det ses, at antallet af observationer øges med knap 60.000, når familierne uden realkreditgæld ultimo år $t+1$ medtages. Den gennemsnitlige estimerede restancesandsynlighed stiger samtidig til 0,52 pct., hvilket afspejler, at en relativt stor andel af de nytilføjede familier havde 45-dagesrestancer på septemberterminen i år t . De marginale effekter af de økonomiske variable bliver nu numerisk større end før. Som forventet bliver den estimerede sammenhæng mellem de økonomiske variable og forekomsten af restancer altså noget kraftigere, når vi inkluderer de familier, som ikke længere er realkreditkunder ved udgangen af år $t+1$. Forskellen i forhold til vores grundspecifikation er dog ikke stor nok til for alvor at ændre på konklusionerne.

Et tredje potentielt problem relaterer sig til valget af estimationsmetode. King og Zeng (1999, 2001) påviser, at alment brugte estimationsmetoder såsom logit-modeller og den her anvendte probit-model kan give problematiske resultater, når de anvendes til at analysere forekomsten af begivenheder, der indtræffer relativt sjældent. Da andelen af familier med restancer på realkreditgælden er under 1 pct., kan det være en relevant indvending mod vores resultater.¹ Vi har derfor udført estimationer, der eksplicit tager højde for problemet, som foreslået af Tomz mfl. (1999) samt King og Zeng (1999, 2001). Resultaterne, som vi af pladshensyn har valgt ikke at bringe her, ligger meget tæt op ad de til-

¹ Problemet består i, at metoderne typisk underestimerer den reelle sandsynlighed for, at sådanne sjældne begivenheder indtræffer. Det gælder dog først og fremmest for analyser med få observationer, så med ca. 1,9 mio. observationer er det næppe et stort problem i vores tilfælde.

MARGINALE EFFEKTER I ALTERNATIVE ESTIMATIONER

Tabel 8

Procentpoint	Grund- specifikation	Betinget på ingen restancer i år t	Inkl. familier, der ikke længere er realkreditkunder ultimo t+1
Rådighedsbeløb pr. voksen, 10.000 kr.	-0,013*** (0,001)	-0,009*** (0,001)	-0,024*** (0,001)
Nedgang i indkomst efter skat og renter mellem 0 og 10 pct.	0,001 (0,010)	-0,001 (0,009)	-0,018 (0,013)
Nedgang i indkomst efter skat og renter mellem 10 og 25 pct.	0,078*** (0,013)	0,067*** (0,012)	0,119*** (0,016)
Nedgang i indkomst efter skat og renter mellem 25 og 50 pct.	0,320*** (0,023)	0,245*** (0,020)	0,459*** (0,026)
Nedgang i indkomst efter skat og renter over 50 pct.	0,787*** (0,048)	0,567*** (0,041)	1,127*** (0,053)
Likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 50.000 og 100.000 kr.	-0,289*** (0,020)	-0,236*** (0,018)	-0,477*** (0,023)
Likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 100.000 og 250.000 kr.	-0,338*** (0,017)	-0,270*** (0,016)	-0,537*** (0,020)
Likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 250.000 og 500.000 kr.	-0,420*** (0,017)	-0,346*** (0,015)	-0,631*** (0,020)
Likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 500.000 og 1.000.000 kr.	-0,486*** (0,017)	-0,405*** (0,015)	-0,727*** (0,020)
Likvide aktiver plus positiv friværdis over 1.000.000 kr.	-0,550*** (0,016)	-0,452*** (0,015)	-0,822*** (0,019)
Pensionsformue efter skat mellem 50.000 og 100.000 kr.	-0,016 (0,024)	-0,023 (0,021)	0,004 (0,027)
Pensionsformue efter skat mellem 100.000 og 250.000 kr.	-0,061*** (0,020)	-0,051*** (0,018)	-0,060*** (0,022)
Pensionsformue efter skat mellem 250.000 og 500.000 kr.	-0,140*** (0,020)	-0,121*** (0,018)	-0,169*** (0,023)
Pensionsformue efter skat mellem 500.000 og 1.000.000 kr.	-0,224*** (0,021)	-0,186*** (0,019)	-0,293*** (0,024)
Pensionsformue efter skat over 1.000.000 kr.	-0,259*** (0,022)	-0,204*** (0,020)	-0,349*** (0,026)
Gældsserviceringsbrøk, pct.	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,003*** (0,000)
Estimationsmetode	Pooled probit	Pooled probit	Pooled probit
År, forklarende variable	2009-10	2009-10	2009-10
År, afhængig variabel	2010-11	2010-11	2010-11
Gns. estimeret restancesandsynlighed, pct.	0,31	0,24	0,52
Antal observationer	1.871.562	1.859.349	1.929.586

Anm.: Tabellen angiver den gennemsnitlige ændring i den beregnede sandsynlighed for at gå i restance ved en ændring i hver af de forklarende variable. Beregningsmetoden er som angivet i tabel 7. I alle estimationer er inkluderet de samme kontrolvariable som angivet i tabel 7. I tabellens kolonne 1 præsenteres resultater baseret på vores foretrukne estimation, svarende til kolonne 1 i tabel 7. I kolonne 2 præsenteres resultater for en estimation, hvori familier med restancer i år t er udelukket. I kolonne 3 præsenteres resultater fra en estimation, hvori vi har inkluderet de familier, som var realkreditkunder ultimo år t, men ikke længere var det ultimo t+1. For disse familier er restancevariablen i år t+1 sat til 1, hvis familien havde 45-dagesrestancer på septemberterminen i år t, og 0 ellers.

Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

svarende resultater for probitmodellen og giver således ikke anledning til at ændre vores konklusioner.

Som en sidste test af modellens egenskaber undersøger vi, om modellen er i stand til at forudsige omfanget af restancer i år, der ligger uden for estimationsperioden (out-of-sample predictions). Med kun to data-årgange til rådighed er mulighederne for at vurdere dette begrænsede, men vi kan dog få et fingerpeg om modellens kvalitet. Fremgangsmåden er som følger: Først estimerer vi modellen for $t=2009$, dvs. med forklarende variable fra 2009 på højresiden og restancer i juni 2010 som afhængig variabel. Herefter kombinerer vi parameterestimaterne fra denne estimation med de faktiske værdier af de forklarende variable for familierne i 2010. Det resulterer for hver familie i en estimeret sandsynlighed for, at familien har 105-dagesrestancer over 1.000 kr. på juniterminen i 2011. Disse estimerede sandsynligheder kan vi så sammenligne med de faktiske restancer fra juni 2011. Resultaterne af denne øvelse ses i tabel 9. Den gennemsnitlige restancesandsynlighed, givet de faktiske værdier af de forklarende variable i 2010, estimeres til 0,26 pct. Til sammenligning var den faktiske andel af familier med restancer på juniterminen i 2011 0,29 pct. Oversat til antal familier giver det henholdsvis 2.448 (estimeret) og 2.738 (faktisk). Disse tal skal ses i lyset af, at der blandt de familier, der indgår i vores analyse, var 0,33 pct., svarende til 3.030 familier, der havde 105-dagesrestancer på juniterminen i 2010. Modellen giver altså i dette tilfælde en korrekt forudsigelse om et fald i antallet af restancefamilier fra 2010 til 2011. Det forudsagte fald er dog noget større end den faktiske udvikling.

Hvis vi derimod fokuserer på modellens forudsigelser for den enkelte familie, er det klart fra tabel 9, at modellen er langt mindre informativ på dette plan. Det ses for det første ved at betragte de familier, der rent faktisk gik i restance i juni 2011. Hvis modellen kunne forudsige perfekt, ville den beregnede restancesandsynlighed have været 100 pct. for alle disse familier. Den gennemsnitlige forudsagte sandsynlighed er imidlertid blot 2 pct., og modellen kunne altså ikke have forudsagt, at netop disse familier ville gå i restance. Den beregnede sandsynlighed er dog højere for de familier, der rent faktisk gik i restance, end for de familier, der ikke gik i restance. I sidstnævnte gruppe er den gennemsnitlige beregnede restancesandsynlighed 0,25 pct. En model med perfekt forudsigelsesevne ville have resulteret i en beregnet restancesandsynlighed på 0 for denne gruppe. Alt i alt tyder resultaterne altså på, at modellen kan give et rimeligt bud på, *hvor mange* familier der kan forventes at gå i restance, men ikke *hvilke* familier det drejer sig om. Fra et makroøkonomisk synspunkt er det imidlertid det første spørgsmål, der er mest relevant.

OUT-OF-SAMPLE PREDICTIONS BASERET PÅ ESTIMATION MED T=2009

Tabel 9

	Forventet værdi baseret på estimation med t=2009 og faktiske værdier af forklarende variable i 2010	Faktisk realiseret værdi blandt familierne i analysen
Andel af familier med 105-dagesrestancer på juniterminen i 2011, pct.	0,26	0,29
Antal familier med 105-dagesrestancer på juniterminen i 2011	2.448	2.738
Samlet realkreditgæld for familier med 105-dagesrestancer på juniterminen i 2011, mia. kr. .	2,86	3,48
Gns. restancesandsynlighed for familier med 105-dagesrestancer på juniterminen i 2011, pct.	1,97	100,00
Gns. restancesandsynlighed for familier uden 105-dagesrestancer på juniterminen i 2011, pct. .	0,25	0,00

Anm.: Tallene i den første kolonne er de forudsagte værdier baseret på estimaterne fra vores model med t=2009, kombineret med faktiske værdier for de forklarende variable i 2010. I de to sidste rækker rapporteres de gennemsnitlige beregnede sandsynligheder for, at familien går i restance i juni 2011 for to grupper af familier, nemlig (1) de familier, der rent faktisk var i restance i juni 2011, og (2) de familier, der ikke var i restance i juni 2011. Hvis modellen var i stand til at forudsige forekomsten af restancer perfekt, ville det resultere i en værdi på 100 pct. for den første gruppe og en værdi på nul for den sidste gruppe.

Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

8. HVOR ROBUSTE ER DE DANSKE FAMILIER MED REALKREDITGÆLD?

Den estimerede probitmodel kan anvendes til at beregne, hvordan restancesandsynligheden for hver enkelt familie vil ændre sig, når de forklarende variable ændres. Dermed kan vi bruge modellen til at vurdere, hvordan antallet af familier i restance vil ændre sig i forskellige scenarier for udviklingen i dansk økonomi.

Som inspiration til sådanne scenarier har vi valgt at fokusere på to historiske cases, hvor dansk økonomi var udsat for særlig hård turbulens. Den første case er oliekrisen i begyndelsen af 1970'erne og dækker perioden fra 2. kvartal 1973 til 1. kvartal 1975. Denne periode bød på mærkbare stigninger i både ledigheden og renten på realkreditlån, mens aktiekurser og reale boligpriser faldt. Den anden case dækker perioden fra 3. kvartal 2008 til 2. kvartal 2010 under finanskrisen. Her var der igen faldende boligpriser og stigende ledighed, suppleret med store fald i aktiekurserne. I boks 7 giver vi en mere detaljeret beskrivelse af hver case samt af de makroøkonomiske scenarier, de giver inspiration til. Det skal understreges, at det ikke er meningen at drage direkte paralleller til de omstændigheder, der karakteriserede de valgte perioder. De betragtede cases tjener udelukkende til at illustrere, at der historisk set er forekommet eksempler på samtidige bratte ændringer i en række makroøkonomiske variable, og det derfor ikke kan udelukkes, at ændringer af denne størrelsesorden vil kunne ske igen.

OPSTILLING AF SCENARIER FOR UDVIKLINGEN I DANSK ØKONOMI

Boks 7

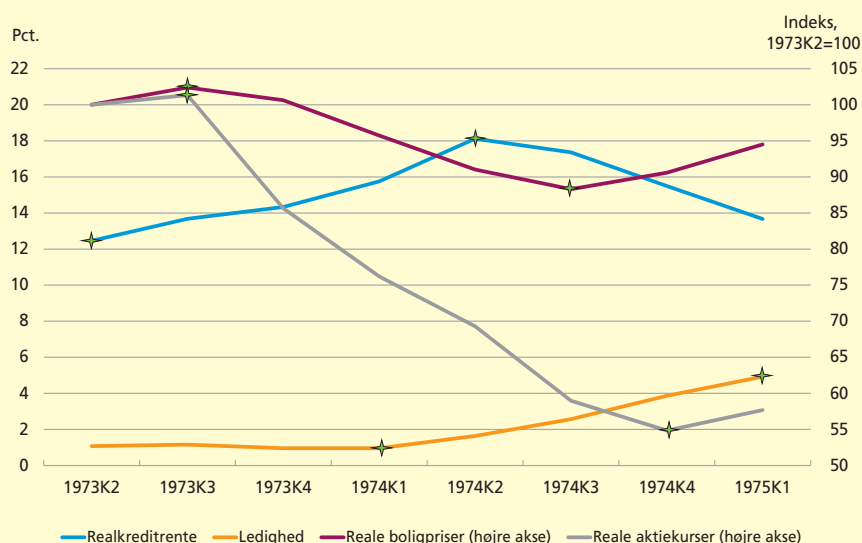
Vi analyserer effekten på forekomsten af restancer på familiernes realkreditgæld i to scenarier. Begge scenarier tager udgangspunkt i dansk økonomi, som den så ud i 2011. Hertil lægger vi så hypotetiske ændringer i fire makroøkonomiske variable, nemlig renter, ledighed, boligpriser og aktiekurser. Ændringerne er inspireret af historiske cases, hvor der var særlig turbulens i dansk økonomi.

Scenario 1: "Oliekrisescenario"

Fra 2. kvartal 1973 til 2. kvartal 1974 steg realkreditrenterne fra ca. 12 pct. til ca. 18 pct., jf. figur 17. Kort efter fulgte et markant fald i aktiekurserne, som ved udgangen af 1974 lå ca. 46 pct. under toppunktet i 3. kvartal 1973, når der samtidig korrigeres for inflationen. De reale boligpriser faldt samtidig med ca. 14 pct. i løbet af et år. Efter tre kvartaler blev modgangen yderligere forværret af, at ledigheden begyndte at bevæge sig opad. Fra lavpunktet på ca. 1 pct. af arbejdsstyrken i begyndelsen af 1974 steg den således i løbet af et år til næsten 5 pct.

HISTORISK CASE 1: 2. KVARTAL 1973 – 1. KVARTAL 1975

Figur 17



Anm.: Stjernerne angiver top- og lavpunkterne for hver variabel inden for den betragtede periode.

Kilde: Danmarks Nationalbank og MONAS databank.

Med inspiration i udviklingen i begyndelsen af 1970'erne opstiller vi et scenario, hvor renterne stiger med 5,7 procentpoint i forhold til niveauet ultimo 2011, og bruttoledigheden stiger med 4 procentpoint. Samtidigt sker der et fald i aktiekurserne på 46 pct., mens boligpriserne falder med 14 pct.

Scenario 2: "Finanskrisescenario"

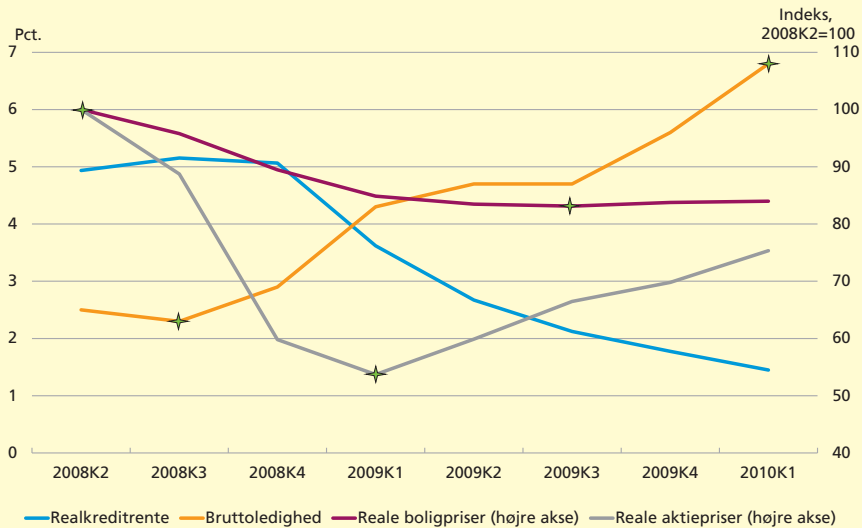
I 3. kvartal 2008 udgjorde bruttoledigheden 2,3 pct. af arbejdsstyrken, jf. figur 18. Halvandet år senere, i 1. kvartal 2010, var den steget til 6,8 pct. Fra 2. kvartal 2008 til 1. kvartal 2009 nåede aktiekurserne, korrigeret for inflation, at falde med 46 pct., mens de reale boligpriser faldt med 16,5 pct. fra 2. kvartal 2008 til 3. kvartal 2009.

FORTSAT

Boks 7

HISTORISK CASE 2: 2. KVARTAL 2008 – 1. KVARTAL 2010

Figur 18



Anm.: Stjerne angiver top- og lavpunkterne for hver variabel inden for den betragtede periode.
 Kilde: Danmarks Nationalbank og MONAS databank.

På baggrund af ovenstående opstiller vi et scenario, hvor bruttoledigheden stiger med 4,5 procentpoint, mens boligpriser og aktiekurser falder med henholdsvis 16,5 og 46 procent. I den historiske case, som vi lader os inspirere af, blev de beskrevne ændringer i ledighed og aktivpriser modvirket af et markant fald i realkreditrenterne. I betragtning af det meget lave renteniveau i 2011 er det imidlertid ikke realistisk at forestille sig, at et fald af denne størrelsesorden ville kunne gentage sig. I scenariet lader vi derfor renterne være uændrede i forhold til niveauet i 2011.

Når scenarierne er opstillet, er næste skridt at oversætte de forudsatte udviklinger i de makroøkonomiske variable til hypotetiske værdier af probitmodellens forklarende variable for hver enkelt familie. Det kræver en række antagelser om, hvordan de makroøkonomiske ændringer udspiller sig på mikroniveau.

Ændringer i boligpriser og aktiekurser antages at være ens for alle, sådan at alle familier oplever den samme procentvise ændring i deres bolig- og aktieformuer. For boligprisernes vedkommende ignorerer vi dermed bl.a. geografisk bestemte asymmetrier, hvilket er en klar forenkling. Ændringerne i boligpriser og aktiekurser resulterer i nye hypotetiske værdier for familiernes beholdning af likvide aktiver plus positiv friværdi.

En stigning i realkreditrenten antages at ramme alle de familier, der har lån med rentebindingsperiode på et år eller derunder. Vi tager dog højde for, at mange variabelt forrentede lån har renteloft, som lægger en øvre grænse for, hvor meget renten kan stige. For lån med rentebindingsperioder over et år ændres rentesatsen derimod ikke, medmindre lånet blev rentetilpasset i 2011. De opnåede resultater er således udtryk for den umiddelbare, kortsigtede virkning af ændringer i den korte realkreditrente. Vi antager desuden, at alle øvrige udlånsrenter udvikler sig parallelt med realkreditrenten. Det vil sige, at alle andre rentesatser, herunder pengeinstitutternes, ændrer sig med samme antal procentpoint som realkreditrenten. De ændrede rentesatser påvirker ydelsen på familiernes gæld, og det giver anledning til beregning af hypotetiske værdier for rådighedsbeløbet pr. voksen, den relative ændring i indkomsten efter skat og renter og gældsserviceringsbrøken. Der tages samtidig højde for, at ændrede renteudgifter vil påvirke familiernes skattebetalinger.

Ændringer i ledigheden antages at påvirke alle familier med lige stor sandsynlighed, idet der dog tages hensyn til, at det kun er personer, der er i beskæftigelse i udgangspunktet, som kan rammes af ledighed. I boks 8 beskriver vi mere detaljeret, hvordan en given stigning i makroledigheden indregnes på mikroniveau. For de familier, der bliver ramt af ledighed, antager vi, at familiens hovedindtægtsholder mister sin erhvervsindkomst i 12 måneder. Det er en meget stærk antagelse, som i mange tilfælde ikke vil give et retvisende billede af situationen for en typisk familie, der rammes af ledighed. Antagelsen tjener dog som et nyttigt benchmark, idet der er tale om noget nær det værst tænkelige udfald, både for den enkelte familie og for den samlede effekt af ledighedsstigningen, jf. boks 8. Den tabte erhvervsindkomst antages at blive erstattet af dagpenge, hvis hovedindtægtsholderen er berettiget hertil. Det kan afgøres ved hjælp af oplysninger om arbejdsløshedsforsikring fra Danmarks Statistik. For ikke-forsikrede benyttes reglerne for kontanthjælp til at beregne, om hovedindtægtsholderen er berettiget hertil. Den ændrede indkomst giver anledning til beregning af hypotetiske værdier for familiens rådighedsbeløb pr. voksen, den relative ændring i indkomst efter skat og renter og gældsserviceringsbrøken. I genberegningen af disse variable tages der desuden hensyn til, at hovedindtægtsholderens skattebetaling ændres som følge af indkomståndringen. Derudover sættes dummyvariablen for længerevarende ledighed til værdien 1, når familien bliver ramt af ledighed.

Alt i alt beregnes der i hvert scenario altså hypotetiske værdier for fem økonomiske variable, nemlig familiens rådighedsbeløb pr. voksen, den relative ændring i indkomsten efter skat og renter, beholdningen af

Stigninger i ledigheden har den særlige komplikation, at de i sagens natur rammer nogle familier, mens andre går fri. Og i modsætning til tilfældet med rentestigninger har vi her ikke noget objektivt kriterium til at afgøre, hvilke familier, der skal tilhøre hvilken gruppe. Hertil kommer, at en given stigning i ledigheden kan sammensættes på mange forskellige måder: En stigning på 1.000 fuldtidspersoner kan fx både dække over, at 1.000 flere personer har været ledige hele året, eller at 52.000 personer har været ramt af en uges ekstra ledighed. Når en stigning i makroledigheden skal oversættes til mikroniveau, skal vi altså både tage stilling til, *hvor mange* familier, der bliver ramt, og *hvilke* familier det drejer sig om.

I de makroøkonomiske scenarier er ledighedsstigningen formuleret som en ændring i ledighedsprocenten for hele arbejdsstyrken. Første skridt er at oversætte denne ændring til et antal fuldtidspersoner. Det gøres ved at gange ændringen i ledighedsprocenten med antallet af personer i arbejdsstyrken blandt de familier, der indgår i analysen.

Næste skridt er at afgøre, hvor mange familier stigningen i antallet af ledige fuldtidspersoner skal fordeles på. Her antager vi først, at der højst er én person i hver familie, der bliver ramt af ledighed. Vi ser dermed bort fra muligheden for, at begge voksne i en familie kan blive ramt af ledighed på samme tid, hvilket naturligvis er en forsimpning. Givet denne begrænsning skal vi dernæst tage stilling til, om stigningen i ledigheden skal sammensættes som en kortvarig ledighedsperiode fordelt på mange familier, eller om den snarere skal modelleres som langvarig ledighed for et mindre antal familier. For ikke at undervurdere betydning af stigende ledighed, vælger vi her en tilgang, der gør den forventede effekt på antallet af familier i restance størst mulig. Vi antager derfor, at antallet af berørte familier svarer nøjagtigt til ledighedsstigningen i fuldtidspersoner. Det betyder, at en stigning i ledigheden på fx 1.000 fuldtidspersoner modelleres ved at tage 1.000 familier og lade én person i hver familie blive ledig i hele året. Herved koncentrerer ledighedsstigningen på et begrænset antal familier, hvilket på grund af probitmodellens ikke-lineære sammenhæng mellem rådighedsbeløb og restancesandsynlighed giver en større samlet effekt, end hvis ledighedsstigningen spredes ud over et større antal familier. For at øge effekten antager vi desuden, at det i hver af de ramte familier er personen med højest indkomst, der bliver ledig. Ud fra disse forudsætninger beregner vi for hver familie, hvor meget restancesandsynligheden ændres, hvis den rammes af ledighed.

Endelig skal det afgøres, hvilke familier der bliver ramt. Man kan kun blive ledig, hvis man er beskæftiget i udgangspunktet. Vi antager derfor, at det kun er de familier, hvor hovedindtægtsholderen var fuldt beskæftiget i 2011, der er disponible for at blive ramt af ledighed. Dette defineres ved, at hovedindtægtsholderen ikke har været ledig, ikke har modtaget pension, efterløn, førtidspension, syge- og barseldagpenge, kontanthjælp, dagpenge eller SU og har en positiv erhvervsindkomst. For enkelhedens skyld antager vi derudover, at alle disponible familier har lige stor sandsynlighed for at blive ramt. Rent teknisk kan den forventede isolerede effekt af stigende ledighed da beregnes på følgende måde: Lad y_i^l betegne den estimerede restancesandsynlighed for familie i , hvis familien rammes af ledighed, og lad y_i^p betegne den tilsvarende sandsynlighed, hvis familien ikke rammes. Den samlede effekt af stigende ledighed er da givet ved

$$\sum_{i \in D} \delta_i (y_i^l - y_i^p)$$

FORTSAT

Boks 8

hvor D er mængden af familier, der er disponible for at blive ramt af ledighed, og δ_i er en indikatorvariabel, der antager værdien 1, hvis familien bliver ramt af ledighed, og 0 ellers. Den præcise værdi af ovenstående udtryk vil naturligvis afhænge af, hvilke familier der bliver ramt af ledighed. Med antagelsen om lige stor sandsynlighed for alle familier er det dog ligetil at beregne den *forventede* værdi af udtrykket. Lad n betegne antallet af familier, der skal rammes af ledighed (svarende til stigningen i antallet af fuldtidsledige personer), og lad N betegne antallet af familier, der er disponible for at blive ramt. Den forventede effekt af ledighedsstigningen kan da beregnes som

$$\frac{n}{N} \sum_{i \in D} (y_i^l - y_i^b).$$

Den totale forventede effekt på antallet af familier i restance fås så ved at lægge værdien af ovenstående udtryk sammen med de estimerede effekter af de øvrige ændringer i scenariet.

likvide aktiver plus positiv friværdi, gældsserviceringsbrøken samt dummyvariablen for længerevarende ledighed. Alle de øvrige forklarende variable antages at være uændrede i forhold til deres faktiske værdier i 2011.¹

Den sidstnævnte antagelse betyder bl.a., at familiernes formue ikke påvirkes via ændringer i opsparingsadfærden. Det er en klart forsimplende antagelse: I tilfælde af en længerevarende periode med økonomisk modgang er det således sandsynligt, at mange familier vil tære på deres likvide aktiver og/eller belåne en eventuel positiv friværdi, hvorved beholdningen af disse gradvist nedbringes. Det er imidlertid overordentlig vanskeligt at opstille realistiske antagelser om, hvor hurtigt denne proces går for hver enkelt familie, og vi ser derfor bort fra denne effekt. Sammenholdt med antagelsen om, at det kun er lån med korte rentebindingsperioder, der påvirkes af renteændringerne, betyder det, at ændringerne i de forklarende variable skal opfattes som de *umiddelbare* konsekvenser af de makroøkonomiske forudsætninger i scenarierne.

De hypotetiske værdier af de forklarende variable kan kombineres med parameterværdierne fra den estimerede probitmodel, hvorved vi kan beregne hypotetiske restancesandsynligheder for hver familie. De hypotetiske sandsynligheder kan så sammenlignes med tilsvarende sandsynligheder baseret på de faktiske værdier af de forklarende variable.

¹ Beregningerne bør derfor strengt taget opfattes som et kontrafaktisk bud på, hvordan antallet af familier i restance ville have udviklet sig, hvis dansk økonomi var blevet udsat for de beskrevne scenarier i 2011. De kan dog med en vis rimelighed også opfattes som et bud på den forventede udvikling i forekomsten af restancer, hvis udviklingen i scenarierne skulle indtræffe i dag.

Forskellen mellem de to sandsynligheder er et udtryk for, hvor meget familiens restancesandsynlighed ændres i det pågældende scenario. Ved at summere denne forskel for alle familier i 2011, opnår vi et udtryk for den forventede stigning i antallet af familier i restance. Igen er der her tale om den *umiddelbare* virkning af de beskrevne makroøkonomiske forudsætninger.

I tabel 10 opsummerer vi hovedtrækkene i hvert af de to scenarier. I det første scenario, hvor både ledighed og renteniveau stiger, mens boligpriser og aktiekurser falder, er der i alt ca. 52.000 familier, der bliver ramt af ledighed. For disse familier mindskes det gennemsnitlige årlige rådighedsbeløb pr. voksen med ca. 115.000 kr., mens gældsserviceringsbrøken stiger knap 16 procentpoint for den typiske familie i denne gruppe. For de familier, der ikke rammes af ledighed, mindskes det årlige rådighedsbeløb med ca. 16.000 kr. i gennemsnit. Den gennemsnitlige beholdning af likvide aktiver plus positiv friværdis falder i dette scenario med ca. 140.000 kr. Ændringerne i familiernes økonomiske situation giver en stigning i den gennemsnitlige beregnede restancesandsynlighed på 2,1 procentpoint for de familier, der rammes af ledighed, og 0,2 procentpoint for de øvrige. Det medfører, at det forventede antal familier med restancer på juniterminen stiger med ca. 2.800. Den samlede realkreditgæld for familier med 105-dages restancer ventes at stige med 5,3 mia. kr. Relativt set er disse tal forholdsvis store, idet der er tale om omtrent en fordobling af omfanget af restancer. Absolut set er effekterne derimod meget beskedne. Den samlede realkreditgæld for de restanceramte familier vil ifølge vores beregninger således stadig udgøre mindre end 1 pct. af det samlede realkreditudlån til private.

I scenario 2 er ændringerne i ledighed og boligpriser lidt større end i scenario 1, mens ændringen i reale aktiekurser er den samme – til gengæld antages renteniveauet nu at være uændret. Samlet set resulterer det i mindre effekter end i scenario 1. Den forventede stigning i antallet af familier i restance bliver således nu ca. 1.200. Forskellen i forhold til scenario 1 afspejler, at ændringer i renteniveauet har en relativt stor betydning for omfanget af restancer, i hvert fald i forhold til de øvrige makroøkonomiske størrelser, vi har fokuseret på.

I betragtning af størrelsen af de makroøkonomiske ændringer i de to scenarier er effekterne på omfanget af restancer meget beskedne. Det er en konsekvens af, at koefficientestimerne til de økonomiske nøglevariable i vores foretrukne udgave af probitmodellen er numerisk små. Den estimerede restancesandsynlighed for en given familie ændres derfor ikke ret meget, når værdien af de økonomiske nøglevariable ændres. Som beskrevet i afsnit 7 bliver estimerne noget større, hvis vi i stedet benytter en version af probitmodellen, hvori de familier, som ikke læn-

FORVENTEDE EFFEKTER I SCENARIER

Tabel 10

	Scenario 1	Scenario 2
<i>Makroøkonomiske forudsætninger</i>		
Ændring i renter, procentpoint	5,7	0,0
Ændring i bruttoledighed, procentpoint	4,0	4,5
Ændring i boligpriser, procent	-14,0	-16,5
Ændring i aktiekurser, procent	-46,0	-46,0
<i>Ændringer i forklarende variable</i>		
Antal familier der rammes af ledighed.....	51.804	58.280
Gennemsnitlig ændring i årligt rådighedsbeløb pr. voksen, hvis familien ikke rammes af ledighed, kr.	-15.922	0
Gennemsnitlig ændring i årligt rådighedsbeløb pr. voksen, hvis familien rammes af ledighed, kr.	-114.616	-94.752
Medianændring i gældsserviceringsbrøken, hvis familien ikke rammes af ledighed, procentpoint ¹	5,2	0
Medianændring i gældsserviceringsbrøken, hvis familien rammes af ledighed, procentpoint ¹	15,6	5,95
Gennemsnitlig ændring i beholdning af likvide aktiver plus positiv friværdis, kr.	-140.918	-158.679
<i>Forventede konsekvenser</i>		
Gennemsnitlig ændring i restancesandsynlighed for familier, der ikke rammes af ledighed, procentpoint	0,19	0,04
Gennemsnitlig ændring i restancesandsynlighed for familier, der rammes af ledighed, procentpoint	2,06	1,47
Gennemsnitlig ændring i restancesandsynlighed for alle familier under ét, procentpoint	0,29	0,13
Forventet stigning i antal familier med 105-dagesrestancer på juniterminen	2.816	1.236
Forventet stigning i realkreditgæld i alt for familier med 105-dagesrestancer på juniterminen, mia. kr.	5,28	1,83

Anm.: Restancesandsynlighederne er i hvert scenario udregnet ved at kombinere parameterestimaterne fra tabel A.1, kolonne 1, med hypotetiske værdier af de forklarende variable. Ændringerne i sandsynlighederne er målt i forhold til et basisscenario, hvor de samme parameterestimater kombineres med de faktiske værdier af de forklarende variable i 2011. I basisscenariet er den gennemsnitlige restancesandsynlighed 0,36 pct., det forventede antal familier i restance er 3.621, og den forventede størrelse af restancefamiliernes samlede realkreditgæld er 3,9 mia. kr.

Kilde: Egne beregninger baseret på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

¹ I begge scenarier er der enkelte familier, for hvem den hypotetiske indkomst efter skat bliver meget lille, når familiens hovedindkomstholder antages at blive ramt af ledighed. Det resulterer i meget store værdier af gældsserviceringsbrøken for disse familier. Gennemsnitsværdien for denne variabel er derfor ikke ret informativ, og vi rapporterer i stedet medianændringerne.

gere er realkreditkunder ultimo år $t+1$, medtages i analysen. Selv hvis vi i stedet benytter disse estimater, bliver de forventede konsekvenser i scenarierne dog begrænsede. I scenario 1 stiger det forventede antal familier i restance nu med ca. 4.000, mens vi i scenario 2 får en forventet stigning på ca. 1.600 familier.

Det er værd at bemærke, at de beskudne effekter i scenarierne er i god overensstemmelse med de faktiske erfaringer fra de seneste år. På trods af en usædvanlig brat opbremsning i dansk økonomi var stigningen i omfanget af restancer fra 2008 til 2009 behersket, og den aggregerede restanceprocent nåede aldrig op på niveauet fra begyndelsen af 1990'erne. Sammenholdt med de mikrodatabaserede analyser i denne

artikel styrker det formodningen om, at selv meget hård modgang i dansk økonomi ikke vil føre til en voldsom stigning i antallet af familier i restance.

Tilbage står spørgsmålet om, hvorfor restancer på realkreditgælden er så meget mindre udbredt i dag end i begyndelsen af 1990'erne. Eftersom vores mikrodata for forekomsten af restancer ikke dækker disse år, er det vanskeligt at give et håndfast svar på. Der er dog en række forskellige forhold, som hver især formentlig bidrager til at forklare forskellen. For det første har introduktionen af nye lånetyper som rentetilpasningslån og lån med afdragsfrihed givet realkreditkunder nye muligheder for at tilpasse sig skiftende økonomiske omstændigheder. Det har givetvis bidraget til, at nogle familier er kommet lettere igennem en midlertidig periode med presset økonomi. Dertil kommer, at der i 1992 blev givet adgang til fri realkreditbelåning af boligen inden for grænsen på 80 pct. af boligens værdi. Hermed blev der åbnet op for, at boligejerne kunne trække på en eventuel positiv friværdi i tilfælde af midlertidige økonomiske vanskeligheder. I 1993 fik realkreditinstitutterne igen adgang til at yde 30-årige fastforrentede annuitetslån til ejerboliger. Siden 1986 havde låntagningen fundet sted via 20-årige mix-lån. Desuden strammede realkreditinstitutterne procedurerne for kunder med betalingsvanskeligheder i begyndelsen af 1990'erne. Det kan muligvis have bidraget til en adfærdssændring blandt nogle realkreditkunder, da konsekvenserne ved misligholdelse af gælden nu blev større og hurtigere.

Endelig findes en tredje potentiel forklaring, som relaterer sig til varigheden af det makroøkonomiske tilbageslag. Lavkonjunkturen i slutningen af 1980'erne og begyndelsen af 1990'erne var således den længste lavkonjunktur i dansk økonomi i de seneste 200 år, jf. Abildgren mfl. (2011). En del familier har således oplevet en længerevarende periode med presset økonomi i disse år, og faldende inflation og skattereformen i midten af 1980'erne bidrog som tidligere nævnt til, at realrenten efter skat steg betragteligt. Det har givetvis ført til, at beholdningen af likvide aktiver har været bragt helt i bund blandt mange boligejere. Som tidligere nævnt skal vores beregninger opfattes som et bud på de umiddelbare effekter af en brat opbremsning i økonomien. De mulige længerevarende effekter, der følger af, at familiernes økonomiske polstring gradvist slides ned, er det derimod overordentlig vanskeligt at tage højde for. På baggrund heraf kan man argumentere for, at antallet af familier i restance på længere sigt formentlig ville stige mere, end vores resultater lægger op til, hvis dansk økonomi skulle blive ramt af en lavkonjunktur af samme varighed som den i begyndelsen af 1990'erne.

En anden mulig indvending mod vores resultater er, at der kan være ikke-lineære effekter af ændringer i de økonomiske variable og/eller

interaktionseffekter mellem forskellige variable, som vores model ikke opfanger ordentligt. Hvis effekterne af forskellige negative økonomiske stød forstærker hinanden på en måde, som vi ikke har taget højde for i modellen, kan vi risikere at undervurdere den samlede effekt på restancesandsynligheden.

Begge ovenstående indvendinger er både rimelige og relevante. Efter vores opfattelse er der dog ingen af dem, der har potentiale til for alvor at kunne ændre hovedkonklusionen fra analysen: at selv meget hård økonomisk modgang kun vil føre til en begrænset stigning i antallet af familier med restancer på realkreditgælden. Vi forventer derfor, at restanceprocenten vil forblive på et betragteligt lavere niveau end i begyndelsen af 1990'erne, selv hvis dansk økonomi skulle blive ramt af langvarig modgang.

Som opsummering kan vi konkludere, at en altovervejende del af danske familier betaler ydelserne på deres realkreditgæld til tiden, selv når økonomien strammer til. En markant stigning i forekomsten af restancer på realkreditgælden er derfor ikke sandsynlig, og truslen mod realkreditobligationernes troværdighed fra denne kant er begrænset. Det betyder imidlertid ikke, at familiernes økonomiske adfærd er uvæsentlig for den samlede kreditrisiko i realkreditsektoren. I en analyse af husholdningernes forbrugsbeslutning finder Bang-Andersen mfl. (2013), at det private forbrug reagerer kraftigt på ændringer i både boligpriser og renteniveau. Et fald i det private forbrug vil svække danske virksomheder, og det kan potentielt føre til øgede tab på realkreditinstitutternes udlån til erhverv.

Derudover er det vigtigt at slå fast, at vi udelukkende har belyst konsekvenserne for restancer på realkreditgælden. Vores resultater siger således ikke noget om de forventede konsekvenser for familiernes overholdelse af deres gældsforpligtelser over for fx pengeinstitutter. Kombinerer man de makroøkonomiske forudsætninger i vores scenario 1 med estimationsresultater fra Abildgren og Damgaard (2012), kan man beregne en forventet umiddelbar stigning i pengeinstitutternes nedskrivninger på udlån til private husholdninger på ca. 1 pct. af de samlede udlån. For scenario 2 er det tilsvarende tal 1,2 pct. Bedømt ud fra disse estimater vil konsekvenserne for pengeinstitutterne være væsentligt større end for realkreditinstitutterne.

9. FRA MISLIGHOLDELSE TIL VEDLIGEHOVELSE – HVEM KOMMER UD AF RESTANCE?

Blandt de familier, der indgår i vores analyser, er der ca. 2.300, der havde 105-dagesrestancer over 1.000 på juniterminen i 2010, men ingen

restancer på juniterminen i 2009. Knap halvdelen af dem var stadig realkreditkunder ved udgangen af 2011, og i 668 tilfælde var betalingsvanskelighederne tilsyneladende blevet løst, idet familien ikke havde 105-dagesrestancer på juniterminen i 2011. I kontrast hertil var der 371 familier, som igen havde alvorlige betalingsvanskeligheder i 2011, mens 1.271 familier ikke længere var realkreditkunder ved udgangen af det efterfølgende år.

Hvorfor får nogle familier rettet op på deres betalingsvanskeligheder, mens andre ikke gør det? En nærliggende forklaring kan være, at vanskelighederne måske har været mindre fra begyndelsen for den førstnævnte gruppe. Det ser da også ud til at være tilfældet, idet det gennemsnitlige restancebeløb i 2010 var mindre for de familier, der ikke havde restancer på juniterminen i 2011, end for de øvrige, jf. tabel 11. Der er også en større andel af de førstnævnte familier, for hvem problemerne ser ud til kun at have været kortvarige: 31 pct. af familierne i denne gruppe havde ingen 45-dagesrestancer på september terminen i 2010, selv om de altså var mere end tre en halv måned bagud med juniterminen i samme år. Blandt de øvrige familier gjaldt det kun ca. 15 pct. blandt familierne, der stadig var realkreditkunder ultimo 2011, og kun ca. 6 pct. blandt de familier, der ikke længere havde et realkreditlån.

RESTANCESTATUS I 2011, INDKOMSTUDVIKLING OG
GÆLDSSAMMENSÆTNING FOR FAMILIER MED RESTANCER PÅ
JUNITERMINEN I 2010

Tabel 11

	Familier med realkreditlån ultimo 2011, uden restancer i juni 2011	Familier med realkreditlån ultimo 2011, med restancer i juni 2011	Familier uden realkreditlån ultimo 2011
Antal familier	668	371	1.271
Gns. restancebeløb i juni 2010, kr.	17.446	21.454	18.755
Andel med 45-dagesrestancer på september- terminen i 2010, pct.	68,7	85,4	93,9
Gns. indkomst efter skat i 2009, kr. ¹	338.520	333.083	264.852
Gns. indkomst efter skat i 2011, kr. ¹	363.298	349.725	257.008
Andel med rentetilpasning på mindst 50 pct. af realkreditgælden ultimo 2009, pct. ¹	50,5	47,6	38,8
Andel med rentetilpasning på mindst 50 pct. af realkreditgælden ultimo 2011, pct. ¹	56,4	47,6	-
Andel med afdragsfrihed på mindst 50 pct. af realkreditgælden ultimo 2009, pct. ¹	44,6	54,3	55,3
Andel med afdragsfrihed på mindst 50 pct. af realkreditgælden ultimo 2011, pct. ¹	48,9	52,4	-

Anm.: Kun familier med 105-dagesrestancer over 1.000 kr. på juniterminen i 2010 er medtaget. Der er desuden betinget på, at familien var realkreditkunde ved udgangen af 2009, samt at den ikke havde 105-dagesrestancer på juniterminen i dette år. Familier med selvstændige eller ikke-skattepligtige medlemmer er ikke medtaget. Det samme gælder familier med årlig indkomst efter skat under 25.000 i 2010.

Kilde: Egne beregninger på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.

¹ Kun familier, hvori sammensætningen af voksne medlemmer er den samme i 2009 som i 2011, er medtaget.

Ændringer i familiens indkomst er en anden mulig forklaring. Sammenligner man indkomsten efter skat i 2009 (altså året *inden* familien gik i restance) med indkomsten efter skat i 2011 (dvs. året *efter* familien gik i restance), er der tydelige forskelle på de tre grupper af restancefamilier: De familier, der fik løst deres problemer, oplevede en *stigning* i den gennemsnitlige indkomst efter skat på 7,3 pct. For de familier, der havde alvorlige betalingsvanskeligheder igen i 2011, steg gennemsnitsindkomsten med 5 pct., mens de familier, som ikke længere var realkreditkunder ultimo 2011, oplevede et *fald* i gennemsnitsindkomsten efter skat på 3 pct.

Endelig er der tegn på, at omlægning af realkreditgælden til andre låntyper kan gøre en forskel for, om en familie kan komme ud af sine betalingsvanskeligheder. Det kan bl.a. ses ved at betragte, hvor stor en andel af familierne i hver af de tre grupper, der havde rentetilpasning på mere end halvdelen af realkreditgælden i 2011, sammenlignet med den tilsvarende andel i 2009. Blandt de familier, der vendte tilbage til et rettidigt betalingsmønster, steg denne andel fra 51 pct. til 56 pct. i løbet af de to år. Blandt familierne med fortsatte betalingsproblemer steg andelen med rentetilpasning på mindst halvdelen af gælden derimod ikke.

En tilsvarende forskel gør sig gældende for brugen af afdragsfrihed. Andelen af familier med afdragsfrihed på mindst halvdelen af gælden steg mærkbart i den gruppe, der fik løst deres problemer, mens andelen var nogenlunde uændret blandt familierne med fortsatte betalingsvanskeligheder. Med til historien hører dog, at brugen af afdragsfrihed var mere udbredt i den sidstnævnte gruppe end i førstnævnte allerede i 2009, altså *inden* betalingsvanskelighederne opstod. Forskellene mellem de to grupper peger derfor i retning af, at muligheden for afdragsfrihed nok kan bidrage til at afhjælpe pludseligt opståede vanskeligheder med at betale ydelsen på realkreditgælden – men det forudsætter dog, at familien ikke har udnyttet muligheden fuldt ud, allerede inden problemerne melder sig.

10. LITTERATUR

Abildgren, Kim, Birgitte Vølund Buchholst og Atef Qureshi (2011), Realøkonomiske konsekvenser af finanskriser, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 3. kvartal, del 2.

Abildgren, Kim og Jannick Damgaard (2012), Modeller for bankers nedskrivninger i stresstest af det finansielle system, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 1. kv., del 2.

Abildgren, Kim og Andreas Kuchler (2013), Pengeinstitutter, kredit og konjunkturer, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 2. kvartal, del 2.

Alfaro, Rodrigo, Natalia Gallardo og Roberto Stein (2010), The Determinants of Household Debt Default, Central Bank of Chile, *Working Paper*, nr. 574.

Andersen, Asger Lau, Anders Møller Christensen, Nick Fabrin Nielsen, Sigrid Alexandra Koob, Martin Oxbjerg og Ri Kaarup (2012a), Danske familiers formue og gæld, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 2. kvartal, del 2.

Andersen, Asger Lau, Anders Møller Christensen, Charlotte Duus og Ri Kaarup (2012b), Familiernes økonomiske robusthed, variabel rente og afdragsfrihed, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 2. kvartal, del 2.

Aron, Janine og John Muellbauer (2010), Modelling and forecasting UK mortgage arrears and possessions, *SERC discussion paper*, nr. 52.

Bajari, Patrick, Chenghuan Sean Chu og Minjung Park (2008), An Empirical Model of Subprime Mortgage Default from 2000 to 2007, *NBER Working Paper Series*, nr. 14625.

Bang-Andersen, Jens, Tina Saaby Hvolbøl, Paul Lassenius Kramp og Casper Ristorp Thomsen (2013), Forbrug, indkomst og formue, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 2. kvartal, del 2.

Chan, Sewin, Michael Gedan, Vicki Been og Andrew Haughwout (2013), The Role of Neighborhood Characteristics in Mortgage Default: Evidence from New York City, *Journal of Housing Economics* (2013).

Chatterjee, Satyajit, Dean Corbae, Makoto Nakajima og José-Victor Ríos-Rull (2007), A quantitative theory of unsecured consumer credit with risk of default, *Econometrica*, vol. 75, nr. 6.

Cohen-Cole, Ethan og Jonathan Morse (2010), Your house or your credit card, which would you choose? Personal delinquency tradeoffs precautionary liquidity motives, Federal Reserve Bank of Boston, *Quantitative Analysis Unit Working Paper*, nr. QAU09-5.

D'Alessio, Giovanni og Stefano Iezzi (2013), Household over-indebtedness: definition and measurement with Italian data, Banca d'Italia, *Occasional Papers*, nr. 149.

Duygan-Bump, Burcu og Charles Grant (2009), Household debt repayment behaviour: what role do institutions play?, *Economic Policy* 24, nr. 57.

Elul, Ronel, Nicholas S. Souleles, Souphala Chomisengphet, Dennis Glennon og Robert Hunt (2010), What "Triggers" Mortgage Default, *American Economic Review: Papers and Proceedings* 100.

Erhvervs- og Vækstministeriet (2013), *Vækstpolitisk Tema nr. 2: Gældsudgifter i husholdninger med realkreditlån*.

Fay, Scott, Erik Hurst og Michelle J. White (2002), The Household Bankruptcy Decision, *The American Economic Review*, vol. 92, nr. 3.

Finanstilsynet (2011), Banker og realkreditinstitutter, Undersøgelse af inkassosager 2011.

Gathergood, John (2009), Income shocks, mortgage repayment risk and financial distress among UK households, *Centre for Finance and Credit Markets working paper 09/03*, University of Nottingham.

Gundersen, Poul, Stig Secher Hesselberg og Sean Hove (2011), Dansk realkredit, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 4. kvartal, Del 1.

Kehoe, Timothy J. og David K. Levine (2001), Liquidity constrained markets versus debt constrained markets, *Econometrica*, vol. 69, nr. 3.

King, Gary og Langche Zeng (1999), Estimating Absolute, Relative, and Attributable Risks in Case-Control Studies, Department of Government, Harvard University, <http://GKing.Harvard.Edu>.

King, Gary and Langche Zeng (2001), Logistic Regression in Rare Events Data, *Political Analysis*, nr. 9(2).

Li, Wenli, Michelle J. White og Ning Zhu (2011), Did Bankruptcy Reform Cause Mortgage Default to Rise?, *American Economic Journal: Economic Policy*, nr. 3.

Livshits, Igor, James MacGee og Michèle Tertilt (2007), Accounting for the rise in consumer bankruptcies, *NBER Working Paper Series*, nr. 13363.

Lydon, Reamonn og Yvonne McCarthy (2011), What lies beneath? Understanding recent trends in Irish mortgage arrears, Central Bank of Ireland, *Research Technical Paper*.

Mayer, Christopher, Karen Pence og Shane M. Sherlund (2009), The Rise in Mortgage Defaults, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 23, nr. 1.

Tomz, Michael, Gary King og Langche Zeng (1999), RELOGIT: Rare Events Logistic Regression, Version 1.1 Cambridge, MA: Harvard University, October 1, <http://gking.harvard.edu/>.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

APPENDIKS

PARAMETERESTIMATER I PROBITMODEL

Tabel A.1

	2009 og 2010	2009	2010
Rådighedsbeløb pr. voksen, 10.000 kr.			
x likvide aktiver plus positiv friværdis under 50.000 kr.	-0,017*** (0,001)	-0,021*** (0,002)	-0,013*** (0,002)
x likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 50.000 og 100.000 kr.	-0,020*** (0,002)	-0,023*** (0,003)	-0,019*** (0,003)
x likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 100.000 og 250.000 kr.	-0,013*** (0,002)	-0,015*** (0,002)	-0,012*** (0,002)
x likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 250.000 og 500.000 kr.	-0,015*** (0,002)	-0,018*** (0,003)	-0,013*** (0,002)
x likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 500.000 og 1.000.000 kr.	-0,014*** (0,002)	-0,019*** (0,003)	-0,010*** (0,002)
x likvide aktiver plus positiv friværdis over 1.000.000 kr.	-0,008*** (0,002)	-0,010*** (0,002)	-0,006*** (0,002)
Nedgang i indkomst efter skat og renter mellem 0 og 10 pct.	0,001 (0,015)	-0,007 (0,021)	0,023 (0,022)
Nedgang i indkomst efter skat og renter mellem 10 og 25 pct.	0,100*** (0,016)	0,101*** (0,021)	0,115*** (0,024)
Nedgang i indkomst efter skat og renter mellem 25 og 50 pct.	0,314*** (0,017)	0,284*** (0,023)	0,364*** (0,025)
Nedgang i indkomst efter skat og renter over 50 pct.	0,557*** (0,021)	0,518*** (0,029)	0,601*** (0,031)
Likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 50.000 og 100.000 kr.	-0,177*** (0,039)	-0,221*** (0,054)	-0,108* (0,056)
Likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 100.000 og 250.000 kr.	-0,324*** (0,031)	-0,365*** (0,045)	-0,278*** (0,045)
Likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 250.000 og 500.000 kr.	-0,408*** (0,033)	-0,420*** (0,045)	-0,388*** (0,048)
Likvide aktiver plus positiv friværdis mellem 500.000 og 1.000.000 kr.	-0,542*** (0,033)	-0,533*** (0,047)	-0,539*** (0,048)
Likvide aktiver plus positiv friværdis over 1.000.000 kr.	-0,792*** (0,035)	-0,784*** (0,049)	-0,802*** (0,051)
Pensionsformue efter skat mellem 50.000 og 100.000 kr.	-0,015 (0,022)	-0,008 (0,029)	-0,018 (0,033)
Pensionsformue efter skat mellem 100.000 og 250.000 kr.	-0,057*** (0,018)	-0,076*** (0,024)	-0,028 (0,027)
Pensionsformue efter skat mellem 250.000 og 500.000 kr.	-0,145*** (0,019)	-0,164*** (0,026)	-0,115*** (0,028)
Pensionsformue efter skat mellem 500.000 og 1.000.000 kr.	-0,265*** (0,022)	-0,266*** (0,030)	-0,259*** (0,032)
Pensionsformue efter skat over 1.000.000 kr.	-0,328*** (0,027)	-0,345*** (0,038)	-0,307*** (0,038)
Gældsserviceringsbrøk, pct.	0,003*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,003*** (0,000)
Boligejer	-0,388*** (0,013)	-0,407*** (0,018)	-0,375*** (0,020)
To voksne i familien	-0,195*** (0,012)	-0,226*** (0,017)	-0,159*** (0,018)

FORTSAT			Tabel A.1
	2009 og 2010	2009	2010
Alder på familiens ældste	0,008*** (0,000)	0,008*** (0,001)	0,009*** (0,001)
Antal børn	0,121*** (0,005)	0,122*** (0,007)	0,122*** (0,008)
Videregående uddannelse i familien	-0,206*** (0,012)	-0,201*** (0,017)	-0,209*** (0,017)
Antal år siden tilflytning	-0,004*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,004*** (0,001)
Længerevarende ledighed	0,048*** (0,017)	0,041* (0,024)	0,045* (0,024)
Skilsmisse eller ægtefælles død	0,233*** (0,023)	0,198*** (0,032)	0,270*** (0,032)
Indlæggelse på sygehus	0,142*** (0,013)	0,149*** (0,018)	0,133*** (0,018)
Udbetaling af sygedagpenge	0,120*** (0,012)	0,129*** (0,017)	0,111*** (0,018)
Københavns omegn	0,085*** (0,027)	0,054 (0,036)	0,125*** (0,039)
Nordsjælland	0,101*** (0,026)	0,075** (0,035)	0,136*** (0,038)
Østsjælland	-0,008 (0,054)	-0,036 (0,076)	0,025 (0,077)
Vest- og Sydsjælland	0,216*** (0,028)	0,210*** (0,038)	0,228*** (0,042)
Bornholm	0,291*** (0,022)	0,273*** (0,030)	0,316*** (0,034)
Fyn	0,018 (0,026)	-0,035 (0,035)	0,077** (0,039)
Sydjylland	0,013 (0,025)	0,012 (0,034)	0,020 (0,037)
Østjylland	0,011 (0,024)	0,000 (0,033)	0,027 (0,036)
Vestjylland	-0,031 (0,028)	-0,057 (0,039)	0,001 (0,042)
Nordjylland	0,065*** (0,025)	0,050 (0,034)	0,086** (0,037)
Konstant	-2,248*** (0,041)	-2,087*** (0,056)	-2,438*** (0,060)
Estimationsmetode	Pooled probit	Probit	Probit
År, forklarende variable	2009-10	2009	2010
År, afhængig variabel	2010-11	2010	2011
Antal observationer	1.871.562	928.865	942.697

Anm.: Tabellen angiver koefficientestimerne i probitmodellen beskrevet i afsnit 7. Standardfejl er angivet i parentes. *, ** og *** angiver statistisk signifikans på henholdsvis 10-, 5- og 1-procentsniveau.

Kilde: Egne beregninger baseret på data fra realkreditinstitutterne og Danmarks Statistik.