



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 1



KVARTALSOVERSIGT, 3. KVARTAL 2011, 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 15. september 2011.

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

Realøkonomiske konsekvenser af finanskriser 1

Kim Abildgren, Økonomisk Afdeling, Birgitte Vølund Buchholst og Atef Qureshi, Kapitalmarkedsafdelingen og Jonas Staghøj, Statistisk Afdeling

Artiklen belyser de realøkonomiske konsekvenser af bankkriser i Danmark. Der findes en klar tendens til, at konjunkturedgange med bankkriser de seneste 200 år har været dybere eller længere end konjunkturedgange uden bankkriser. De senere års finanskriser har ikke været karakteriseret ved en generel kreditklemme, men krisen gav et betydeligt produktionstab, som primært tilskrives finanskrisens mere generelle negative indvirkning på samfundsøkonomien. Virksomheder med en "svag" bankforbindelse havde en højere konkursrisiko i årene 2008-09 end tilsvarende virksomheder med en "sund" bankforbindelse. Det skal dog ses i lyset af, at "svage" banker havde en overvægt af "dårlige" kunder. Der findes ikke tegn på, at ikke-konkursramte virksomhedernes afkastningsgrad under finanskrisen har været påvirket af "sundhedstilstanden" hos deres bankforbindelse.

Produktionspotentialet i dansk økonomi 51

Asgar Lau Andersen og Morten Hedegaard Rasmussen, Økonomisk Afdeling

Dansk økonomi har i de senere år været udsat for usædvanligt store konjunkturudsving. I denne artikel analyserer vi, hvor langt økonomien i øjeblikket befinder sig fra en normal konjunktursituation, og hvor meget ledig produktionskapacitet der er i økonomien. Analyserne viser, at der i øjeblikket er en beskedent ledig kapacitet i dansk økonomi. Produktionsgabene, som angiver afvigelsen fra det produktionsniveau, der er holdbart på længere sigt, estimeres til -1,6 pct. i 2. kvartal 2011. Afstanden til det holdbare produktionsniveau er dog blevet indsnævet betragteligt siden 2009, og vi forventer, at den udvikling vil fortsætte i de kommende år. Den aktuelle ledige kapacitet kommer først og fremmest til udtryk ved, at arbejdsstyrken er mindre end normalniveauet. Ledigheden er derimod kun lidt højere end det niveau, der vurderes at være foreneligt med en holdbar løn- og prisudvikling på længere sigt. Endelig er kapacitetsudnyttelsen i virksomhederne tæt på normalen, og det indikerer, at potentialet for stigninger i produktiviteten gennem en mere intensiv resurseudnyttelse er begrænset.

Realøkonomiske konsekvenser af finanskriser

Kim Abildgren, Økonomisk Afdeling, Birgitte Vølund Buchholst og Atef Qureshi, Kapitalmarkedsafdelingen og Jonas Staghøj, Statistisk Afdeling¹

1. INDLEDNING OG SAMMENFATNING

Dansk økonomi har været præget af markante udsving de senere år. Årene forud for Finanskrisen bød på en kraftig overophedning af økonomien og stærkt stigende priser på såvel erhvervs- som boligejendomme. De markante stigninger i boligpriserne gennem den første del af 2000'erne var i høj grad drevet af indførelsen af nye låneformer (rentetilpasningslån og afdragsfrihed), og fra midten af årtiet blev udviklingen på boligmarkedet så hektisk, så det er berettiget at tale om en decideret boligprisboble med urealistiske forventninger til de fremtidige boligpriser, jf. Dam mfl. (2011).

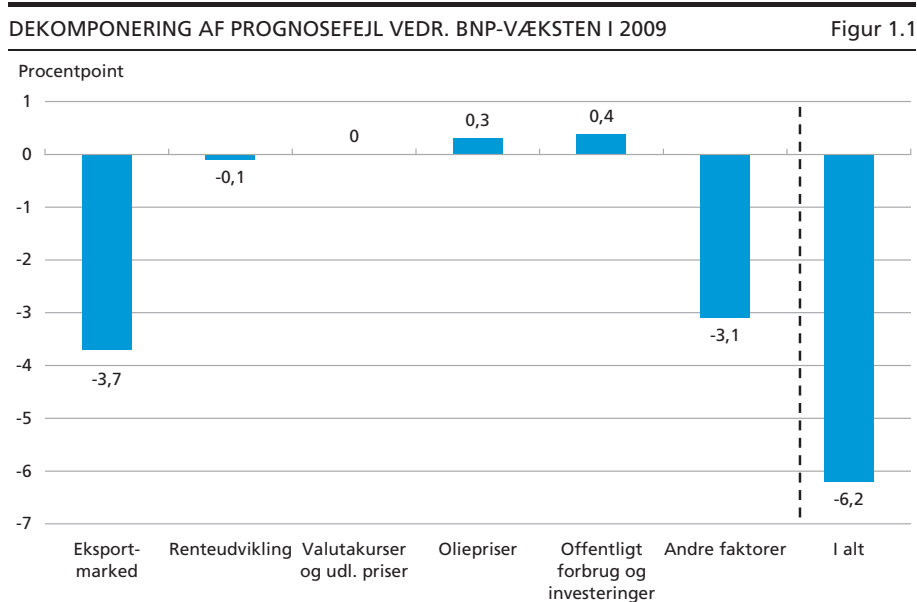
Nedturen på boligmarkedet og en afmatning af økonomien satte ind i den sidste del af 2007. I 4. kvartal 2007 var der et fald i såvel boligpriser som det sæsonkorrigerede kvartalsvise reale BNP. Dansk økonomi var dermed inde i en afmatningsfase, allerede inden den globale finanskrisen og tilbageslaget i verdensøkonomien for alvor tog til. Den globale finanskrisen udspandt sig i USA, der ligeledes havde oplevet en markant stigning i boligpriserne og opbygning af ubalancer i økonomien i årene forud for krisen. Det samme gjorde sig gældende i flere andre lande.

Nedgangen på det danske boligmarked forstærkede de kontraktive virkninger af den globale finanskrisen. En del af pengeinstitutternes udlån sker mod sikkerhed i fast ejendom, og en række pengeinstitutter har måttet foretage betydelige nedskrivninger på ejendomsrelaterede engagementer i takt med vendingen i ejendomspriserne. Mange banker havde endvidere forud for krisen øget udlånene langt over indlånene og dermed fået opbygget betydelige indlånsunderskud. Det gjorde de danske banker afhængige af finansiering på de finansielle markeder og dermed særligt sårbare, da den internationale likviditetskrisen brød ud og spredte

¹ Forfatterne takker Heino Bohn Nielsen, Økonomisk Institut ved Københavns Universitet, for værdifulde forslag og kommentarer i forbindelse med udarbejdelsen af analyserne i denne artikel. Eventuelle tilbageværende mangler i artiklen samt synspunkter og konklusioner står alene for forfatterernes regning.

sig verden over. Under de senere års finanskriser er 4 af landets 15 største pengeinstitutter ophørt som selvstændige virksomheder, og der har været omfattende offentlige indgreb til støtte for den finansielle stabilitet.

Den drastiske skærpelse af den internationale finanskriser i efteråret 2008 betød, at den reale BNP-vækst i Danmark i 2009 blev omkring 6 procentpoint lavere end skønnet i Nationalbankens prognose fra 1. kvartal 2008, jf. figur 1.1. Omkring halvdelen af prognosefejlen kunne henføres til lavere eksportmarkedsvækst, mens den anden halvdel primært afspejlede "andre faktorer". Posten "andre faktorer" dækker over en lang række forhold, herunder forhold, som er knyttet til Finanskrisen. Der kan fx være tale om ændringer i den private sektors forbrugs- og investeringsadfærd i kølvandet på den globale finanskriser, som generelt forøgede usikkerheden om den fremtidige økonomiske udvikling og svækkede tilliden til det finansielle system. Posten "andre faktorer" kan ligeledes afspejle effekten af, at bankerne i lyset af konjunkturvendingen fik behov for at stramme kreditvilkårene og øge rentemarginalerne. Det skal ikke mindst ses i lyset af en lempelig kreditpolitik forud for Finanskrisen. Endelig omfatter posten "andre faktorer" effekten af alle de øvrige påvirkninger af økonomien og ændringer i den økonomiske struktur, som ikke kan henføres til ændringer i de øvrige størrelser, der er vist særskilt i dekomponeringen i figur 1.1.



Anm.: Dekomponering af prognosefejlen på den reale BNP-vækst i 2009 som skønnet i Nationalbankens prognose fra 1. kvartal 2008.

Kilde: Danmarks Nationalbank.

De historiske erfaringer fra mange andre lande viser, at konjunkturedgange, som er sammenfaldende med finanskriser, er længere og dybere end andre konjunkturedgange, og at konjunkturopsving efter en bankkrise er svagere end normalt, jf. Reinhart og Rogoff (2009a) og Reinhart og Reinhart (2010). Analyserne i denne artikel kan ses som et forsøg på at få et indtryk af, i hvilket omfang finanskriser påvirker den danske samfundsøkonomi negativt sammenlignet med konjunkturforløb uden finanskriser.

I artiklens afsnit 2 gives en oversigt over bankkriser i dansk økonomisk historie. Det drejer sig om Pengekrisen 1857-58, Sparekassekrisen 1876-78, Likviditetskrisen 1885, Bygge- og bankkrisen 1907-09, Bankkrisen 1920-33, Kronebankkrisen 1984-85, den syv år lange lavkonjunktur 1987-93 samt Finanskrisen 2007/08 og frem. De fleste af kriserne har været kendetegnet ved en markant stigning i bankernes nedskrivningsprocenter og dermed en udhuling af bankernes kapitalgrundlag. Navnlig var dette tilfældet i 1920'erne, og akkumuleret set blev der nedskrevet over 20 pct. af udlån og garantier i årene 1920-33.

I afsnit 3 sammenlignes længden og dybden af konjunkturedgange med og uden bankkriser gennem de seneste 200 år. I lighed med studier fra andre lande findes en klar tendens til, at konjunkturedgange med bankkriser er dybere eller længere end konjunkturedgange uden bankkriser. Det kan skyldes, at bankkriser forstærker en konjunkturedgang, men det er også muligt, at det blot afspejler, at bankkriser opstår i dybe konjunkturedgange. I hvilket omfang førstnævnte type af effekter gør sig gældende, vil blive nærmere belyst i afsnit 5-7.

I afsnit 4 diskuteres med udgangspunkt i nogle summariske beregninger, hvor stort et bruttoproduktionstab økonomien lider i en konjunkturedgang med en bankkrise sammenlignet med en normal konjunkturedgang. Endvidere belyses størrelsen af produktionstab, såfremt man modregner den højere produktion, der blev skabt under en forudgående udlånseksansion, hvis denne var kimen til selve bankkrisen (nettoproduktionstab). Det skønnes, at det akkumulerede bruttoproduktionstab under konjunkturedgangen 2007-09 præget af Finanskrisen udgjorde omkring 3,6-4,2 pct. af bruttonationalproduktet, BNP, mens nettoproduktionstabet lå i omegnen af 2,2-4,2 pct. af BNP.

I afsnit 5 søges det kvantificeret, i hvilket omfang de senere års finanskriser har påvirket konjunkturerne negativt. Beregningerne foretages på baggrund af en kvartalsmodel for den danske nationaløkonomi siden 1948, som indeholder en række udvalgte realøkonomiske samt monetære og finansielle variable. Beregningerne indikerer, at det reale BNP i årene 2009-13 i gennemsnit ligger 2,25-2,5 pct. under det niveau, som det ville have været på i fravær af Finanskrisen. Det svarer til et samlet

akkumuleret produktionstab på omkring 12 pct. af BNP over årene 2009-13. I forbindelse med tolkningen af transmissionsforløbet af Finanskrisen er et vigtigt spørgsmål, hvorvidt der i perioder har været tegn på en generel "kreditklemme". En kreditklemme kan opstå, såfremt bankerne reducerer kreditgivningen med væsentligt mere, end der kan begrundes med den svage konjunktursituation, således at kreditværdige låntagere ikke kan opnå finansiering. Dette spørgsmål kan ikke besvares ud fra ovenstående modelberegning og kræver derfor inddragelse af supplerende information. Bedømt ud fra Danmarks Statistiks konjunkturbarometre er det kun en begrænset del af virksomhederne, der de senere år har angivet finansielle begrænsninger som årsag til produktionsbegrænsninger, især inden for industri samt bygge- og anlægsvirksomhed. Det taler for, at Finanskrisen ikke har været ledsaget af en generel kreditklemme. Det produktionstab, som Finanskrisen har givet anledning til, må derfor i al væsentlighed tilskrives Finanskrisens mere generelle negative indvirkning på samfundsøkonomien. Det fremgår ligeledes af beregningerne, at produktionstabet fandt sted i begyndelsen af krisen, dvs. i slutningen af 2008 og i 1. halvår 2009, hvorefter udviklingen blev stabiliseret. Det er nærliggende at tilskrive denne stabilisering som værende en effekt af de økonomisk-politiske indgreb (herunder bankpakkerne).

Analyserne i afsnit 2-5 er baseret på makroøkonomiske data. I afsnit 6-7 ses på de erfaringer om effekten af bankkriser, der kan drages ud fra analyser af enkeltvirksomheders regnskaber.

I afsnit 6 søges det med udgangspunkt i en konkursmodel belyst, om den økonomiske styrke af en virksomheds bankforbindelse har haft betydning for virksomhedens overlevelse under den seneste finanskrise. Analysen indikerer, at virksomheder med en "svag" bankforbindelse har haft en højere konkursrisiko i årene 2008-09 end tilsvarende virksomheder med en "sund" bankforbindelse. Spørgsmålet er så, hvorledes disse resultater nærmere skal fortolkes. For det første er beregningerne baseret på en antagelse om, at de forklarende variable i konkursmodellen (afkastningsgrad, gældskvote, revisoranmærkning mv.) er i stand til at tage fuld højde for, at virksomheder med en "dårlig" økonomi har en højere konkurssandsynlighed end virksomheder med en "sund" økonomi. I det omfang det ikke er tilfældet, vil effekten på konkurssandsynligheden af at have en "svag" bankforbindelse blive overvurderet. Det skyldes, at der er en tendens til, at de "svage" banker har en overvægt af "dårlige" kunder. Det kan i så fald ikke udelukkes, at beregningsresultaterne blot afspejler, at urentable virksomheder er gået konkurs under Finanskrisen, og at disse virksomheder i overvejende grad var kunder hos "svage" banker. For det andet er det i beregningerne antaget, at der er samme effekt på alle virksomheders konkurssandsynlighed

af at have en "svag" bankforbindelse. I lyset af, at det som nævnt kun er en lille andel af virksomhederne, der de senere år har angivet finansielle begrænsninger som årsag til produktionsbegrænsninger, forekommer det nærliggende at tolke denne effekt som et udtryk for, at afhængighed af en "svag" bankforbindelse kan have haft betydning for konkursandsynligheden for en mindre andel af virksomhederne, mens bankforbindelsen ikke har haft nogen betydning for konkurssandsynligheden hos det store flertal af virksomheder.

For at belyse denne problemstilling nærmere er der i afsnit 7 set nærmere på, om der kan spores en negativ effekt af at have en "svag" bankforbindelse på afkastningsgraden for det store flertal af virksomhederne, der ikke er gået konkurs under Finanskrisen. Der findes her ikke tegn på, at ikke-konkursramte virksomhedernes afkastningsgrad under Finanskrisen har været afhængig af "sundhedstilstanden" hos deres bankforbindelse. Det stemmer overens med de nævnte konjunkturbarometre fra Danmarks Statistik, som indikerer, at det kun er en begrænset del af virksomhederne, der under Finanskrisen har oplevet produktionsbegrænsning som følge af finansielle begrænsninger.

Analyserne i afsnit 3-7 fokuserer på de realøkonomiske konsekvenser af bankkriser på kort- og mellemlangt sigt. I afsnit 8 diskuteres konsekvenser af bankkriser for økonomisk vækst og indkomstniveauet i samfundet på længere sigt. For såvel Danmark som andre lande er det umiddelbart vanskeligt at spore nogen effekt af tidligere bankkriser på økonomiens langsigtede vækstrate eller det langsigtede indkomstniveau pr. capita. Det indebærer selvfølgelig ikke, at bankkriser ikke kan have konsekvenser for økonomiens langsigtede vækstrate eller indkomstniveau. Men det antyder, at det er andre faktorer end bankkriser, som spiller den afgørende rolle for økonomiens vækstrate og indkomstniveau på længere sigt.

Sammenfattende viser analyserne i denne artikel, at en finanskris har mærkbare negative konsekvenser for realøkonomien på kort og mellem-langt sigt. Det understreger vigtigheden af, at der i den økonomiske politik sigtes efter en stabil udvikling i samfundsøkonomien, så man undgår perioder med massiv opbygning af ubalancer i økonomien, som efterfølges af krise, når "boblen" brister, og ubalancerne redresseres. Omkostningerne ved finanskriser bør ligeledes holdes for øje i forbindelse med vurderingen af de forslag til den fremtidige regulering af banksektoren, som aktuelt er under forberedelse i internationale fora. Indfasningen af nye kapital- og likviditetskrav kan – afhængig af hastigheden – overgangsvis være forbundet med nogle mindre samfundsmæssige omkostninger, jf. Christensen (2011). Men som analyserne i denne artikel viser, vil der være væsentlige samfundsmæssige gevinster at hen-

te, såfremt den fremtidige regulering bidrager til færre og mindre alvorlige finanskriser i fremtiden.

2. IDENTIFIKATION OG DATERING AF BANKKRISER I DANSK ØKONOMISK HISTORIE

En empirisk belysning af de realøkonomiske konsekvenser af bankkriser kræver identifikation af de perioder, hvor krise og ustabilitet i den finansielle sektor potentielt kan have haft en væsentlig negativ indvirkning på samfundsøkonomien.

Der har i litteraturen været anvendt flere forskellige tilgange til at identificere perioder med sådanne "systemiske" bankkriser. Reinhart og Rogoff (2009b) afgrænser bankkriser til situationer, hvor det offentlige har grebet ind på forskellig vis, mens Bordo mfl. (2001) klassificerer bankkriser som situationer, hvor en stor del af banksystemets kapitalgrundlag eroderer.

Der er ligeledes i litteraturen blevet anvendt forskellige tilgange til den mere præcise fastlæggelse af bankkrisernes begyndelses- og sluttidspunkt. Visse studier definerer fx begyndelsen af en bankkrise ud fra tidspunktet for et væsentligt fald i kursindekset for bankaktier, tidspunktet for et markant fald i bankernes indlån eller tidspunktet for et offentligt indgreb for at understøtte den finansielle stabilitet. Sluttidspunktet for en bankkrise er i visse studier fastsat som det tidspunkt, hvor væksten i produktionen igen er tilbage på trendniveauet fra før krisen eller til tidspunktet for ophør af offentlige støttetiltag.

Det kan ofte være vanskeligt eller umuligt præcist at fastslå, hvornår en bankkrise efter ovennævnte afgrænsningsmetoder begynder eller ophører. Eksempelvis er der spørgsmålet om, hvad der er "væsentligt" og "markant". Endvidere kan en bankkrise fx være påbegyndt et godt stykke tid, inden et offentligt indgreb finder sted. Der kan også tænkes at forekomme tilfælde, hvor en krise først for alvor spidser til efter et offentligt indgreb (eller efter det første indgreb). I sidste ende vil identifikation og afgrænsning af perioder med bankkriser altid indeholde elementer af subjektivitet og skøn, og en "vurdering fra eksperter" ses ligeledes ofte som afgrænsningsmetode.

Den indvirkning, som en bankkrise kan have på realøkonomien, kan endvidere tænkes at afhænge af de konkrete omstændigheder, fx om der er tale om en isoleret bankkrise eller fx en dual krise, hvor en bankkrise er kombineret med en valutakrise. Det kan ligeledes have betydning, om der alene er tale om en national krise (en bankkrise i et enkelt land) eller en international krise. Endelig spiller det ind, i hvilket omfang det offentlige har grebet ind med tiltag til imødegåelse af krisen.

BANKKRISER I DANSK ØKONOMISK HISTORIE SIDEN 1857

Tabel 2.1

Krise	Kort beskrivelse	Ekstraordinære offentlige tiltag	International dimension?
Pengekrisen 1857-58	Likviditetsproblemer hos danske pengeinstitutter og handelshuse, som var afhængige af udenlandsk finansiering.	Staten oprettede en "Midlertidig Lånekasse", som ydede lån til pengeinstitutter og handelsvirksomheder.	International likviditetskrise, som spredte sig fra USA til Europa.
Sparekaskrisen 1876-78	Adskillige sparekasser og enkelte banker kom i krise under et konjunkturtilbageslag.	Nationalbanken måtte yde ekstraordinære lån til enkelte pengeinstitutter.	I 1873 blev den internationale økonomi ramt af et længe-revarende tilbageslag.
Likviditetskrisen 1885	Under en konkursbølge i erhvervslivet kommer bankernes likviditet under pres.	Liberal udlånspolitik fra Nationalbankens side.	Nej
Bygge- og bankkrisen 1907-09	Flere mellemstore banker og landets største sparekasse kom i vanskeligheder.	Staten, Nationalbanken og en række større private banker oprettede en Bankkomite med henblik på at garantere indskydere og øvrige kreditorer i kriseramte banker. Landets største sparekasse rekonstrueres med hjælp fra staten.	Bankkrise i USA i 1907 vanskeliggjorde international finansiering.
Bankkrisen 1920-33	En lang række pengeinstitutter, herunder landets fem største, kom i vanskeligheder.	Flere store banker, herunder Skandinavians største bank – Landmandsbanken – fik kapital- og/eller likviditetsstøtte af staten og Nationalbanken.	Slutningen af 1920'erne og begyndelsen af 1930'erne var præget af finans-, bank- og valutakriser i mange lande (jf. aktiekrak i USA i 1929 og sammenbrud af det internationale guldfoedssystem i 1931).
Kronebankkrisen 1984-85	Landets syvende største bank, Kronebanken, kom i vanskeligheder.	Nationalbanken og en række større pengeinstitutter stillede en garanti med henblik på at garantere indskydere og øvrige kreditorer i Kronebanken.	Nej
Den syv år lange lavkonjunktur 1987-93	En række pengeinstitutter kom i vanskeligheder, herunder landets niende største pengeinstitut, Varde Bank.	Staten og Nationalbanken blev involveret i at finde løsninger for fem pengeinstitutter i vanskeligheder. Desuden bankkrise på Færøerne.	Valutakrise i Det Europæiske Valutasamarbejde 1992-93. Systemiske bankkriser i Norge, Sverige og Finland.
Finanskrisen 2007/08 og frem	En række pengeinstitutter kom i vanskeligheder og måtte ophøre som selvstændige virksomheder, herunder 4 af de 15 største banker.	Staten spændte et sikkerhedsnet ud under bankerne gennem en omfattende statsgaranti over for indskydere mv. Endvidere foretog staten kapitalindskud i en lang række kreditinstitutter og gav kreditinstitutter mulighed for at købe individuel statsgaranti på gældsudstedelser. Nationalbanken oprettede ekstra lånefaciliteter og udvidede belåningsgrundlaget.	En international likviditetskrise spredte sig fra USA til Europa i anden halvdel af 2007 og udviklede sig i 2008 til en egentlig international kreditkrise.

I tabel 2.1 er der givet en summarisk oversigt over de perioder, der i Nationalbankens "Dansk pengehistorie"¹ er blevet identificeret som

¹ Jf. Hansen og Svendsen (1968); Hoffmeyer og Olsen (1968); Mordhorst (1968); Mikkelsen (1993); og Abildgren mfl. (2010). Den seneste finanskrise er behandlet i Abildgren og Thomsen (2011).

perioder med bankkriser, og som vil danne udgangspunkt for analyserne i denne artikel.

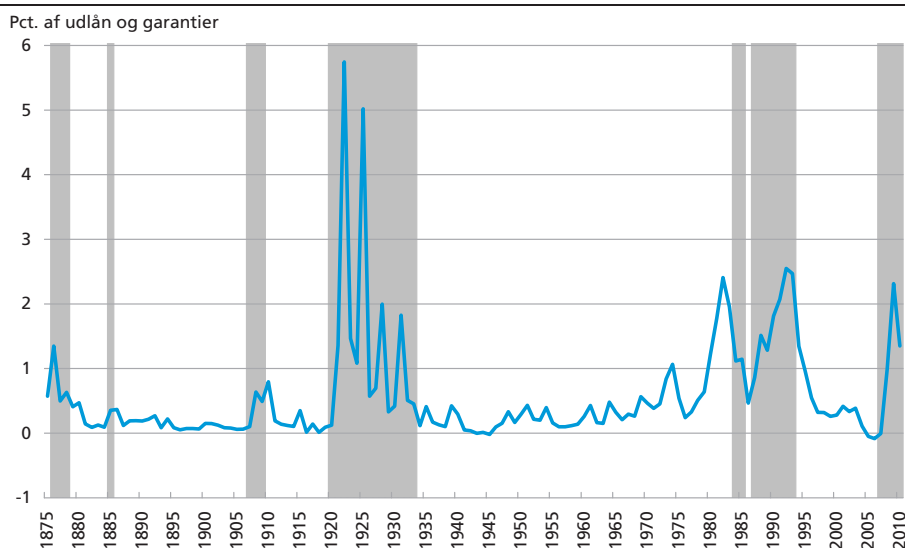
Man kan få et indtryk af omfanget af de enkelte kriser ved at se på banksektorens nedskrivningsprocenter siden 1875, jf. figur 2.1. Der må manes til en vis forsigtighed med hensyn til sammenligning af niveauet for nedskrivningsprocenten over længere tidsperioder grundet skift i regnskabsprincipper mv. Det fremgår dog tydeligt, at de fleste af bankkriserne siden 1875 (markeret med gråt i figuren) har været karakteriseret ved en markant stigning i pengeinstitutternes nedskrivningsprocenter.

De højeste nedskrivningsprocenter kunne observeres i 1920'erne, og akkumuleret set blev der nedskrevet over 20 pct. af udlån og garantier i årene 1920-33. I den modsatte ende af spektret ligger likviditetskrisen i 1885, der ikke var karakteriseret ved nogen nævneværdig stigning i pengeinstitutternes nedskrivninger.

Det er endvidere værd at bemærke, at perioden fra afslutningen af 2. Verdenskrig og frem til begyndelsen af 1980'erne var karakteriseret ved

PENGEINSTITUTTERNES NEDSKRIVNINGER 1875-2010

Figur 2.1



Anm.: De grå markeringer viser perioder med bankkriser, jf. tabel 2.1.

For årene 1921 og frem dækker opgørelsen samtlige banker og sparekasser.

For perioden 1893-1920 er der tale om et vejet gennemsnit af nedskrivningsprocenten for samtlige sparekasser og nedskrivningsprocenten for de tre hovedbanker (Privatbanken, Landmandsbanken og Handelsbanken). Som vægte er anvendt udlån fra henholdsvis samtlige sparekasser og samtlige banker. Sparekasserne og de tre hovedbanker tegnede sig i gennemsnit for omkring 80 pct. af samtlige bankers og sparekassers udlån i perioden 1893-1920.

For perioden 1875-1892 er der tale om et vejet gennemsnit af nedskrivningsprocenter for de tre hovedbanker og nedskrivningsprocenten for Den Lollandske Landbostands Sparekasse. Som vægte er anvendt udlån fra henholdsvis samtlige banker og samtlige sparekasser. De fire institutter tegnede sig i gennemsnit for omkring 27 pct. af samtlige bankers og sparekassers udlån i perioden 1875-1892.

Negative tal for nedskrivninger er udtryk for, at tidligere foretagne nedskrivninger tilbageføres som indtægter.

Kilde: Beregnet på basis af data fra Abildgren (2008, 2010b); Banktilsynet (1945); Christiansen mfl. (1945); Hansen (1996); Hansen (1969); Danmarks Statistik, *Statistisk årbog*, diverse årgange; og Finanstilsynets hjemmeside.

udpræget ro i den danske banksektor. Samme tendens findes i et større internationalt perspektiv. Bortset fra en enkelt bankkrise i Brasilien i 1962 var der globalt set ikke var nogen større bankkriser under Bretton Woods-perioden fra 1945-71, jf. Allen og Carletti (2008). For perioden 1970-2007 kan man derimod opregne 42 eksempler på systemiske bankkriser i 37 lande, jf. Laeven og Valencia (2008).

3. SAMMENLIGNING AF KONJUNKTURFORLØB MED OG UDEN BANKKRISER 1821-2009

I dette afsnit foretages en sammenligning af konjunkturcyklerne i Danmark med og uden bankkriser de seneste knap 200 år.

I USA¹ og euroområdet² findes særlige komiteer, som har etableret og vedligeholder en historisk kronologi over økonomiens vendepunkter. En sådan kronologi foreligger ikke for Danmark eller mange andre mindre lande. For disse lande er det almindeligt at identificere konjunkturcyklerne ud fra den cykliske komponent i det reale BNP beregnet via forskellige statistiske filtreringsteknikker.

Konjunkturcyklerne i denne artikel er derfor identificeret ud fra den konjunkturcykliske komponent i det reale BNP beregnet ved hjælp af et filter, jf. boks 3.1. Kvaliteten af de anvendte historiske nationalregnskabstal kan diskuteres, jf. fx Mogensen (1987), men de repræsenterer p.t. det bedste grundlag for vurdering af konjunktursvingningerne i dansk økonomisk historie.

I tabel 3.1 er vist den beregnede kronologi over de danske konjunkturperioders længde og amplitude for de seneste knap 200 år. Som det fremgår, er der store forskelle i volatiliteten i konjunkturerne over tid. Mellemligstiden og de to verdenskrige var præget af særligt store udsving i konjunkturerne, mens guldstandardperioden havde relativt moderate konjunktursvingninger. Der er tale om et mønster, som kan genfindes for mange andre lande, jf. Bergman mfl. (1998)

Der har i perioden efter 2. Verdenskrig været en tendens til, at de danske konjunkturcykler i gennemsnit er blevet længere, navnlig siden midten af 1970'erne. Endvidere kan det bemærkes, at op- og nedgangsperioder stort set var lige lange før 1. Verdenskrig, mens nedgangsperioderne har været betydelig kortere end opgangsperioderne i den efterfølgende periode. For USA gør nogenlunde tilsvarende forhold sig gældende.

¹ NBER's Business Cycle Dating Committee.

² CEPR's Euro Area Business Cycle Dating Committee.

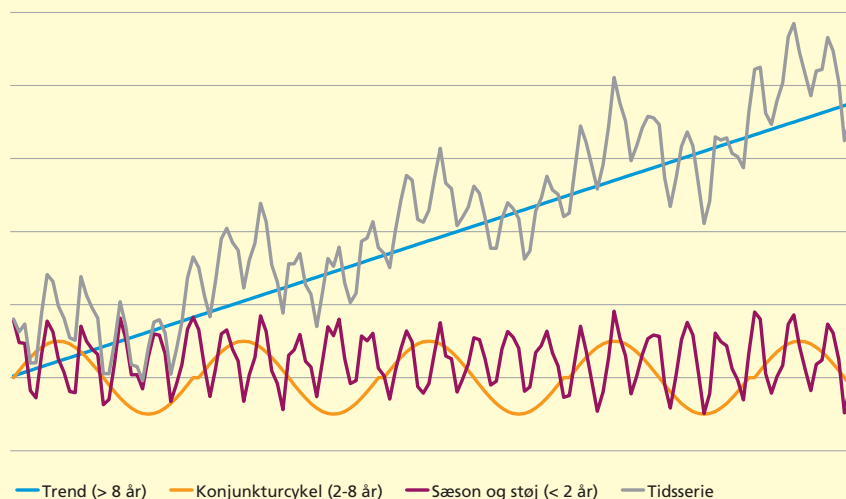
IDENTIFIKATION AF KONJUNKTURCYKLER

Boks 3.1

En økonomisk tidsserie kan ved hjælp af et såkaldt filter opdeles i en trend og en række cykliske komponenter, hvor de cykliske komponenter kan ses som afvigelser fra trenden, jf. figur 3.1. Den cykliske komponent, som svarer til konjunktoren, defineres normalt som cykler af en længde på mellem 2 og 8 år.

ILLUSTRATION AF KONJUNKTURCYKLER FUNDET UD FRA DEN KONJUNKTURCYKLISKE KOMPONENT I LOGARITMEN TIL DET REALE BNP

Figur 3.1



I denne artikel er konjunkturcyklerne identificeret ved først at beregne den konjunkturcykliske komponent i logaritmen til årsdata for det reale BNP siden 1815.¹ Konjunkturcyklerne er herefter blevet identificeret ud fra den konjunkturcykliske komponent ved hjælp af følgende algoritme, jf. også figur 3.2:

- En konjunkturopgang starter ved en bund i tidsserien og slutter ved en top i tidsserien.
- En konjunkturedgang starter ved en top i tidsserien og slutter ved en bund i tidsserien.
- En konjunkturcykel består af en konjunkturopgang efterfulgt af en konjunkturedgang.
- En bund er et negativt globalt minimum, som er lokaliseret mellem to toppe og repræsenterer et negativt produktionsgab på mindst 0,5 pct. af BNP.
- En top er et positivt globalt maksimum, som er lokaliseret mellem to bunde og repræsenterer et positivt produktionsgab på mindst 0,5 pct. af BNP.²

I figur 3.2 er punktet A eksempelvis en bund i konjunkturcyklen. Den udgør et globalt minimum mellem de to toppe B og C og repræsenterer et negativt produktionsgab på 2,5 pct. af BNP, hvilket er mere end den krævede tærskelværdi. Punktet D er derimod

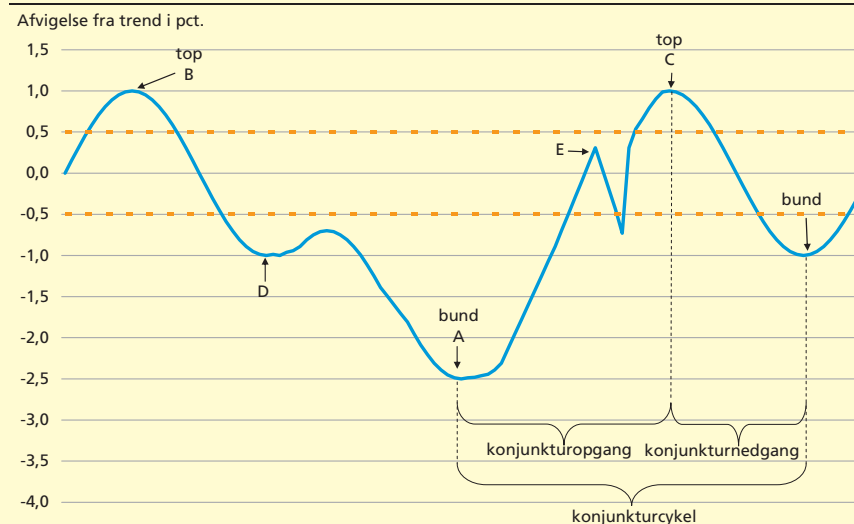
FORTSAT

Boks 3.1

ikke en bund, da det ikke er et globalt (men kun et lokalt) minimum mellem de to toppe B og C. Punktet E er ikke en top, da det positive produktionsgab her ikke ligger over tærskelværdien på 0,5 pct. af BNP.

ILLUSTRATION AF KONJUNKTURCYKLER FUNDET UD FRA DEN
KONJUNKTURCYKLISKE KOMPONENT I LOGARITMEN TIL DET REALE BNP

Figur 3.2



¹ Beregningerne er foretaget ved hjælp af et Baxter-King (1999) filter, hvor den konjunkturcykliske komponent er defineret som svingninger med en frekvens på 2-8 år. I filteret anvendes 3 observationer på hver side af det symmetriske gennemsnit. Ved at transformere tidsserien logaritmisk inden filtreringen kan den cykliske komponent (når den ganges med 100) fortolkes som den procentvise afvigelse fra trenden og dermed som et produktionsgab. Resultaterne bliver ikke nævneværdigt forskellige, såfremt der i stedet anvendes en længde af konjunkturcykler på 2-10 år og 4 observationer på hver side af det symmetriske gennemsnit.

² Betingelsen om, at en bund eller en top skal finde sig $\pm 0,5$ pct. fra trenden er arbitrær, men den følger fx Artis mfl. (2003). I litteraturen på området tales om "amplitude censorering".

Ifølge Zarnowitz (1992) kan afdæmpningen af konjunkturudsvingene i USA i de første fire årtier efter 2. Verdenskrig henføres til flere faktorer, bl.a. et skift i erhvervsstrukturen fra de mere volatile primære og sekundære erhverv over mod de mindre konjunkturfølsomme tertiære erhverv (herunder offentlige tjenester) samt øget betydning af automatiske stabilisatorer¹. Lignende forhold kan tænkes at have bidraget til afdæmpningen af konjunkturudsvingene i den danske efterkrigstid sammenlignet med mellemkrigstiden.

I tabel 3.1 er med fed skrift fremhævet konjunkturperioder, som har været præget af de bankkriser, der er identificeret i tabel 2.1.

¹ Automatiske stabilisatorer hentyder til det forhold, at finanspolitikken automatisk lempes under en konjunkturedgang, idet udgifterne til fx arbejdsløshedsdagpenge stiger, når ledigheden går op. Hertil kommer, at skatterne reduceres, når virksomhedernes og husholdningernes indtjening går ned. Omvendt strammes finanspolitikken automatisk under en konjunkturopgang gennem øgede skatteindtægter og færre udgifter til overførselsindkomster.

KRONOLOGI OVER DANSKE KONJUNKTURCYKLER 1821-2009

Tabel 3.1

Vendepunkter			Længde (år)			Amplitude (pct. af BNP)	
Bund	Top	Bund	Opgang	Nedgang	Cykel	Styrke af opgang	Dybde af nedgang
...	1821	1823	...	2	...	...	2,4
1823	1824	1825	1	1	2	1,7	1,3
1825	1828	1833	3	5	8	2,7	3,7
1833	1834	1836	1	2	3	3,7	3,3
1836	1840	1842	4	2	6	2,1	3,5
1842	1845	1847	3	2	5	4,0	4,3
1847	1850	1854	3	4	7	7,3	7,2
1854	1855	1858	1	3	4	8,8	8,8
1858	1859	1861	1	2	3	4,9	3,5
1861	1863	1864	2	1	3	4,1	3,3
1864	1865	1868	1	3	4	1,9	3,6
1868	1870	1871	2	1	3	3,6	2,1
1871	1872	1873	1	1	2	2,5	2,4
1873	1876	1877	3	1	4	2,0	4,3
1877	1879	1881	2	2	4	3,3	1,6
1881	1883	1885	2	2	4	2,6	3,1
1885	1887	1889	2	2	4	2,6	2,8
1889	1890	1894	1	4	5	3,0	2,9
1894	1896	1898	2	2	4	2,7	2,2
1898	1903	1906	5	3	8	2,6	2,1
1906	1911	1912	5	1	6	2,3	2,4
1912	1914	1915	2	1	3	6,0	7,0
1915	1916	1918	1	2	3	4,8	10,5
1918	1920	1921	2	1	3	10,3	8,0
1921	1923	1925	2	2	4	10,9	8,7
1925	1930	1932	5	2	7	6,5	5,8
1932	1939	1941	7	2	9	12,4	20,1
1941	1944	1945	3	1	4	15,4	12,8
1945	1950	1952	5	2	7	10,2	4,5
1952	1954	1958	2	4	6	2,9	3,1
1958	1961	1963	3	2	5	2,9	2,9
1963	1965	1966	2	1	3	3,0	2,3
1966	1973	1975	7	2	9	3,8	5,8
1975	1979	1981	4	2	6	5,3	4,5
1981	1986	1993	5	7	12	5,0	5,1
1993	2000	2003	7	3	10	3,9	2,8
2003	2007	2009	4	2	6	3,9	6,1

Gennemsnit over monetære regimer:

1823-1842 ("Pariføring af rigsdaleren") ..	2,3	2,5	4,8	2,6	3,0
1842-1873 ("Sølvstandard")	1,8	2,1	3,9	4,6	4,4
1873-1912 ("Guldstandard")	2,8	2,1	4,9	2,6	2,7
1912-1945 ("Krige og mellemkrigstid") ...	3,1	1,6	4,7	9,5	10,4
1945-1975 ("Bretton Woods")	3,8	2,2	6,0	4,6	3,7
1975-2009 ("Post Bretton Woods")	5,0	3,5	8,5	4,6	4,6

I alt 1823-2009	2,9	2,2	5,2	4,9	4,9
-----------------------	-----	-----	-----	-----	-----

Anm.: Dybden af en konjunkturedgang er målt fra top til bund. Styrken af en konjunkturopgang er målt fra bund til top. De monetære regimer er anført i anførselstegn, da de anførte periodeinddelinger er baseret på hele konjunkturcykler og derfor ikke nødvendigvis er fuldt sammenfaldende med de monetære regimer. Med fed skrift er fremhævet de konjunkturperioder, som har været præget af bankkriser.

Kilde: Beregnet ud fra Hansen (1983), Hansen og Svendsen (1968), Abildgren (2010a) og Danmarks Statistik. Data for 2011-12, som indgår i beregningen af den cykliske komponent i 2008-09 er baseret på Nationalbankens prognose.

Der er en klar tendens til, at konjunkturedgange med bankkriser er dybere eller længere end konjunkturedgange uden bankkriser:

- Konjunkturedgangen 2007-09, som var præget af Finanskrisen, har været den dybeste konjunkturedgang siden 2. Verdenskrig.
- Konjunkturedgangen 1855-58, som omfattede Pengekrisen, var den dybeste konjunkturedgang i perioden 1821-1915.
- Konjunkturedgangen 1876-77, som var præget af Sparekassekrisen, var den dybeste konjunkturedgang under Guldstandarden.
- Konjunkturedgangen 1986-93, hvor en række banker ligeledes kom i krise, skiller sig ud ved at være den længste konjunkturedgang (7 år) siden 1821. Den var til gengæld ikke meget dybere end den gennemsnitlige dybde af konjunkturedgangene siden 1975.

Endvidere kan det om ovennævnte fire konjunkturedgange bemærkes, at de to dybeste (1855-58 og 2007-09) var præget af internationale finanskriser, mens bankkriserne i de øvrige to perioder (1876-77 og 1986-93) havde mere national (eller nordisk) karakter.

Tabel 3.1 tegner et mere blandet billede for så vidt angår længden og styrken af konjunkturopgange efter konjunkturedgange med bankkriser. Konjunkturopgangen 1993-2000 efter den syv år lange lavkonjunktur var eksempelvis meget lang, men svagere end gennemsnittet af konjunkturopgange siden 2. Verdenskrig. Omvendt var konjunkturopgangen 1877-79 efter Sparekassekrisen kortere men kraftigere end gennemsnittet af konjunkturopgange under Guldstandarden.

Endelig kan det bemærkes, at bankkrisen i 1920'erne og begyndelsen af 1930'erne strakte sig over en meget lang periode, og at konjunkturerne i denne periode var karakteriseret ved såvel stærke opgange som dybe nedgange.

Ovenstående resultater er generelt i overensstemmelse med internationale studier på området. Bordo mfl. (2001) analyserer eksempelvis data for 21 lande for perioden 1880-1997. De finder frem til, at konjunkturedgange præget af bank- og valutakriser i gennemsnit har været dybere og længerevarende end konjunkturedgange uden bankkriser. Kannan mfl. (2009) finder lignende resultater for 21 industrilande for perioden 1960-2008 og peger desuden på, at opsving efter konjunkturedgange med bankkriser har en tendens til at være svagere end normalt.

Som tidligere nævnt må man være opmærksom på, at årsagssammenhængen mellem konjunkturer og bankkriser kan tænkes at gå begge veje. Man kan derfor principielt set ud fra ovenstående analyse blot konkludere, at konjunkturedgange med bankkriser er længere og dybere end normalt. Det kan skyldes, at bankkriser forstærker en konjunkt-

turnedgang, men det er også muligt, at det blot afspejler, at bankkriser opstår i dybe konjunkturedgange. I hvilket omfang førstnævnte type af effekter gør sig gældende, vil blive nærmere belyst i afsnit 5-7.

4. EN SUMMARISK OPGØRELSE AF BRUTTO- OG NETTOPRODUKTIONSTAB UNDER EN KONJUNKTURNEDGANG MED BANKKRISE

En af metoderne til at kvantificere produktionstab ved bankkriser består i at sammenholde udviklingen i det faktiske reale BNP i en periode med bankkrise med udviklingen i det hypotetiske reale BNP, der ville have været, såfremt bankkrisen ikke var indtrådt. Det kan gøres på flere forskellige måder.

Visse studier definerer produktionstab ved bankkriser som den akkumulerede forskel mellem det faktiske reale BNP og det potentielle reale BNP i bankkrisens løbetid, idet der ses bort fra bankkrisens eventuelle påvirkning af det potentielle BNP. En sådan fremgangsmåde benyttes eksempelvis i Hoggarth mfl. (2002).

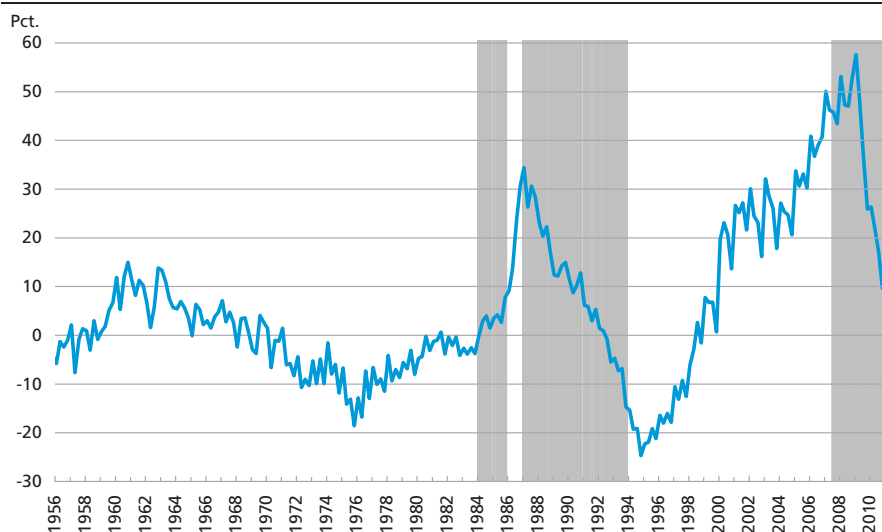
Ovennævnte typer af beregninger tenderer dog til at overvurdere produktionstab forårsaget af bankkriser. Det skyldes, at der ses bort fra det forhold, at bankkriser ofte forekommer i en lavkonjunktur, hvor produktionsniveauet som regel er under det potentielle niveau – også selv om der ikke er bankkrise. I visse af beregningerne i Hoggarth mfl. (2002) søges dette problem imødegået ved at beregne produktionstab ud fra forskellen mellem den faktiske udvikling i det reale BNP under bankkrisen og den udvikling, som var forventet i økonomiske prognoser ét år forud for krisens udbrud. Svagheden ved denne fremgangsmåde består dog i, at alle uventede stød til økonomien, som ikke var indeholdt i den før krisen udarbejdede prognose, ved denne beregningsmåde vil blive henregnet som en effekt af bankkrisen – også selv om der er tale om stød, som ikke er relateret til bankkrisen.

Serwa (2010) har sammenfattet en række studier på området. I gennemsnit finder studierne frem til et akkumuleret produktionstab i løbet af en bankkrise på 4-20 pct. af BNP. Studierne varierer dog med hensyn til valg af metode, hvilket maner til en vis forsigtighed med hensyn til en for håndfast anvendelse af disse estimater. Det brede interval for tabs-estimaterne afspejler desuden, at beregninger af denne art er behæftet med stor usikkerhed og kun kan betragtes som grove skøn.

Schwierz (2004) argumenterer for, at man ikke blot bør se på den lave produktion, der kan blive resultatet af tilbageholdenhed med udlån i en kriseramet finansiel sektor (bruttoproduktionstab). Ved opgørelsen af produktionstab bør modregnes den højere produktion, der blev skabt

PENGEINSTITUTTERNES UDLÅN I FORHOLD TIL BNP 1956-2011, AFVIGELSE FRA TREND

Figur 4.1



Anm.: De grå markeringer viser perioder med bankkriser, jf. tabel 2.1. Udlån vedrører pengeinstitutternes indenlandske udlån til ikke-MFI'er. Udlån og BNP er opgjort i årets priser. Trenden er opgjort som et 32 kvartalers glidende gennemsnit.

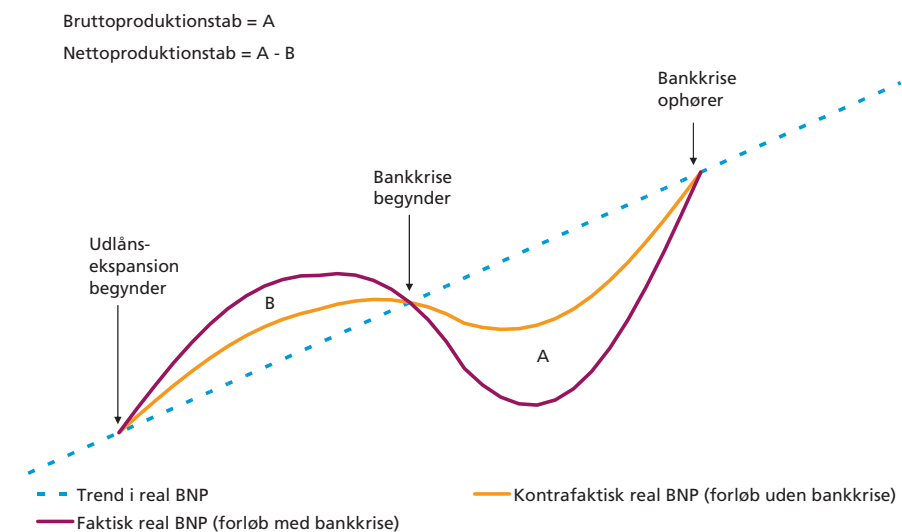
Kilde: Abildgren (2010b) opdateret med nye og reviderede tal.

under en forudgående udlånsekspansion, hvis denne var kimen til selve bankkrisen. Herved når man frem til nettoproduktionstabt ved bankkrisen. En sådan tankegang kunne ligeledes motiveres med henvisning til figur 4.1, som viser udviklingen i pengeinstitutternes udlån i forhold til BNP siden midten af 1950'erne. Der er kun to perioder, hvor udlån i forhold til BNP er steget til et niveau væsentligt over trenden. Det drejer sig om anden halvdel af 1980'erne forud for den syv år lange lavkonjunktur 1987-93 samt årene efter årtusindskiftet forud for Finanskrisen 2007/08 og frem.

Begreberne brutto- og nettoproduktionstabt kan illustreres som i figur 4.2. En beregning af nettoproduktionstabt er her baseret på to opgørelser af udviklingen i det reale BNP. Den ene opgørelse vedrører den faktiske udvikling i det reale BNP, mens den anden opgørelse vedrører udviklingen i det reale BNP under antagelse af, at bankkrisen slet ikke var indtruffet (den "kontrafaktiske" udvikling). Bruttoproduktionstabt beregnes da som den kumulerede forskel mellem det kontrafaktiske reale BNP og det faktiske reale BNP i årene med bankkrise (arealet "A" i figur 4.2). Nettoproduktionstabt beregnes som bruttoproduktionstabt fratrasket den kumulerede procentvise forskel mellem det faktiske og kontrafaktiske reale BNP i årene med højkonjunktur forud for bankkrisen (arealet "A - B" i figur 4.2).

BRUTTO- OG NETTOPRODUKTIONSTAB VED EN BANKKRISE

Figur 4.2



I tabel 4.1 er vist resultatet af nogle summariske beregninger over brutto- og nettoproduktionstab i den seneste konjunkturedgang 2007-09, som har været præget af Finanskrisen. Beregningerne er foretaget ved at sammenligne længden og dybden af konjunkturedgangen med en "normal" konjunkturedgang uden bankkrise vurderet ud fra den konjunkturcykliske komponent i det reale BNP som omtalt i afsnit 3. Beregningerne bygger dermed på en implicit antagelse om, at det alene var Finanskrisen, som var årsagen til, at konjunkturedgangen 2007-09 blev dybere end normalt. Der er dermed tale om en meget "bred" definition af begrebet "effekterne af Finanskrisen".

Længden af konjunkturedgangen fra 2007 til 2009 (2 år) svarede stort set til gennemsnittet for konjunkturedgange uden bankkriser siden 2. Verdenskrig (2,3 år). I årene fra 2007 til 2009 var der et gennemsnitligt årligt fald i den konjunkturcykliske komponent af det reale BNP på 3,0 pct. Hvis den årlige nedgang havde svaret til gennemsnittet for

PRODUKTIONSTAB UNDER KONJUNKTUREN 2007-09 PRÆGET AF FINANSKRISEN

Tabel 4.1

Pct. af BNP	Bruttoproduktions- tab	Nettoproduktions- tab
Sammenligningsgrundlag: Perioden siden		
2. Verdenskrig	4,2	4,2
Sammenligningsgrundlag: Perioden siden 1973	3,6	2,2

Kilde: Se hovedtekst.

konjunkturedgange uden bankkriser siden 2. Verdenskrig, ville det gennemsnitlige årlige fald kun have været på 1,6 pct. Bruttoproduktionstabt ved Finanskrisen kan dermed opgøres til $3,0 - 1,6 = 1,4$ pct. af BNP det første år og $1,4 + (3,0 - 1,6) = 2,8$ pct. af BNP det andet år, dvs. i alt $1,4 + 2,8 = 4,2$ pct. af BNP. Såvel længden som styrken pr. opgangår af det forudgående konjunkturopsving 2003-07 svarede stort set til gennemsnittet for øvrige konjunkturopgange siden 2. Verdenskrig (ekskl. konjunkturopgange forud for bankkriser). Nettoproduktionstabt svarer derfor til bruttoproduktionstabt på 4,2 pct. af BNP.

Styrken pr. opgangår af konjunkturopsvinget 2003-07 var kraftigere end gennemsnittet for øvrige konjunkturopgange siden 1973 (ekskl. konjunkturopgange forud for bankkriser). Endvidere har det gennemsnitlige årlige fald i den konjunkturcykliske komponent af det reale BNP været en anelse større for konjunkturedgange siden 1973 end for konjunkturedgange siden 2. Verdenskrig. Såfremt man benytter perioden efter 1973 som sammenligningsgrundlag frem for perioden siden 2. Verdenskrig, vil man ved tilsvarende beregninger som ovenfor få såvel brutto- som nettoproduktionstabt under konjunkturedgangen, som er lidt lavere, jf. tabel 4.1.

Det skal bemærkes, at beregningerne i tabel 4.1 kun vedrører produktionstabt under selve konjunkturedgangen 2007-09. Såfremt det samlede produktionstabt af en bankkrise skal opgøres, må der tages stilling til spørgsmålet om, hvorvidt konjunkturopsving umiddelbart efter en konjunkturedgang med en bankkrise er svagere eller stærkere end normalt. Endvidere må det overvejes, om en bankkrise har konsekvenser for vækst og indkomstniveau på længere sigt. Disse spørgsmål vil blive nærmere belyst i henholdsvis afsnit 5 og 8.

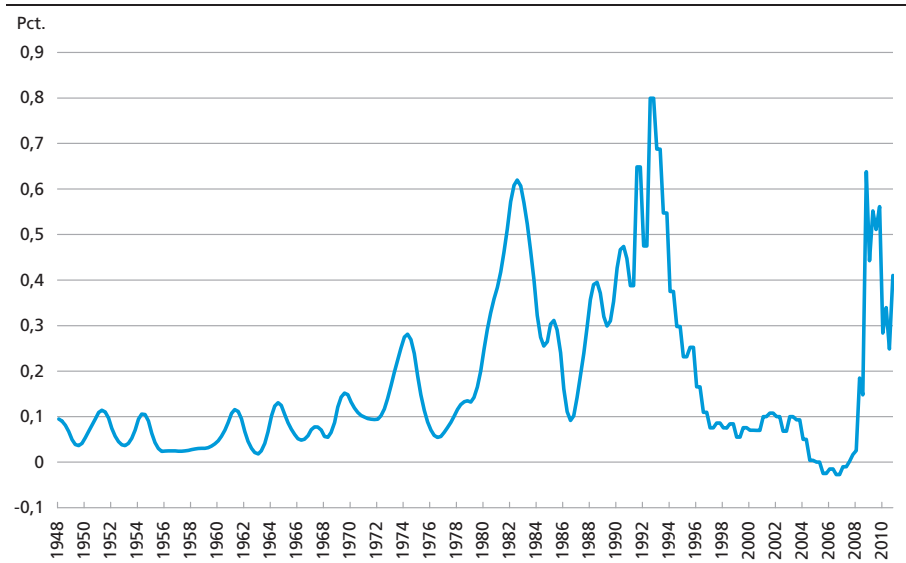
5. MAKROØKONOMISK ANALYSE AF DE REALØKONOMISKE KONSEKVENSER AF FINANSKRISER

Det er vanskeligt at opgøre, i hvilket omfang en finanskris forværrer et konjunkturforløb sammenlignet med et konjunkturforløb uden finanskris. Det skyldes, at den reale og finansielle del af økonomien gensidigt påvirker hinanden i et kompliceret samspil.

Det kan illustreres med udgangspunkt i figur 5.1, som viser bankernes nedskrivningsprocenter siden 1948. Bankernes nedskrivninger stiger normalt i forbindelse med et konjunkturtilbageslag – uanset om der er bankkrise eller ej. Nedskrivningerne steg således i forbindelse med den 1. oliekrise i den midterste del af 1970'erne, i forbindelse med konjunkturtilbageslaget ved den 2. oliekrise i slutningen af 1970'erne og begyndelsen af 1980'erne, under den syv år lange lavkonjunktur i slutningen

BANKERNES KVARTALSVISE NEDSKRIVNINGSPROCENTER 1948-2010

Figur 5.1



Anm.: Nedskrivninger i procent af udlån og garantier.

Den kvartalsvise nedskrivningsprocent er ikke annualiseret og er for 3. kvartal 2007 interpoleret ud fra halv- og helårsdata.

Negative tal for nedskrivninger er udtryk for, at tidligere foretagne nedskrivninger tilbageføres som indtægter.

Kilde: Abildgren (2010b) og Finanstilsynet.

af 1980'erne og begyndelsen af 1990'erne og endelig i årene fra og med 2008.

Når nedskrivningerne stiger i forbindelse med et konjunkturtilbageslag, skyldes det, at dårlige afsætningsmuligheder og stigende arbejdsløshed forringer indtjeningsgrundlaget for virksomheder og husholdninger og dermed deres evne til at overholde rente- og afdragsforpligtelser på banklån. Endvidere kan konjunkturtilbageslag være ledsaget af fald i aktiekurser og boligpriser, der forringer værdien af de sikkerheder, som ligger til grund for banklån. Det kan ligeledes øge nedskrivningsniveauet i banksektoren. Endelig kan nedskrivningerne blive forøget i en lavkonjunktur, såfremt bankerne bliver mere forsigtige i deres vurdering af boniteten af deres udlånsportefølje.

Et konjunkturtilbageslag vil ligeledes normalt være ledsaget af fald eller lav vækst i kreditefterspørgslen som følge af en svag udvikling i forbrug og investeringer ("efterspørgselseffekt"). For at imødegå risikoen for tab på udlån vil der ligeledes ofte forekomme en stigning i bankernes rentemarginal og en opstramning af kreditstandarderne i forbindelse med en lavkonjunktur. Det reducerer ligeledes isoleret set bankernes udlån ("udbudseffekt").

En lavkonjunktur vil dermed typisk indebære stigende nedskrivninger i banksektoren og lavere udlån – uanset om der er finanskrisen eller ej.

VAR-MODEL FOR DANSK ØKONOMI 1948-2010

Boks 5.1

VAR-modeller forekommer at være specielt velegnede til at belyse det komplicerede samspil mellem den finansielle sektor og realøkonomien på grund af de få a priori restriktioner, som pålægges denne type af modeller. De senere år har VAR-modeller fundet anvendelse til belysning af, hvorledes makroøkonomien påvirkes af stød til banksektorens robusthed, jf. Anari mfl. (2005), Kupiec og Ramirez (2008), Marcucci og Quagliariello (2008), Österholm (2010), Monnin og Jokipii (2010), Berrospide og Edge (2010) samt Puddu (2010).

En urestrikeret VAR-model i reduceret form kan generelt skrives som

$$Y_t = CD_t + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + E_t, \quad (5.1)$$

hvor Y_t er en vektor af endogene variable, A_i ($i=1, \dots, p$) er koefficient-matricer, og E_t er en vektor af serielt ukorrelerede restled (uforventede "stød") med middelværdi nul og en tidsinvariant varians-kovariansmatrix. Konstantled, tidstrends og sæsondummyer er inkluderet på højresiden af (5.1) via leddet CD_t . I modellen antages sammenhængen mellem variablene at være lineær, og koefficienterne antages at være konstante over tid. Når (5.1) er estimeret, er det muligt via en såkaldt impuls-respons analyse at kortlægge, hvordan et uventet stød til en af de endogene variable på tidspunkt t påvirker de øvrige variable i systemet på tidspunkt t , $t+1$, $t+2$ osv.

I Abildgren (2010b) er der estimeret en VAR-model som (5.1) på basis af kvartalsdata for Danmark for perioden 1948-2010. Modellen indeholder følgende ni endogene variable: Realt BNP, forbrugerpriser, kort rente (Nationalbankens diskonto), renten på lange statsobligationer, aktiekurser, pengemængden (M2), indenlandske udlån fra danske penge- og realkreditinstitutter, huspriser og bankernes nedskrivningsprocenter. De endogene variable indgår med fem lags i modellen, som desuden indeholder konstantled, tidstrends og sæsondummyer, og alle de endogene variable indgår i niveauer (evt. efter logaritmisk transformation). De i denne artikel viste impuls-responsfunktioner er baseret på restled, som er ortogonaliseret via en Choleski-dekomposition, og hvor variablene indgår i den ovenfor nævnte rækkefølge. Dette indebærer, at blokken af monetære og finansielle variable er placeret efter blokken af realøkonomiske variable. Herved tillader modellen, at de monetære og finansielle variable kan reagere øjeblikkeligt på stød til den reale del af økonomien. Ved at lade bankernes nedskrivningsprocenter indgå sidst i den kausale struktur sikres endvidere, at de estimerede effekter af et stød til bankernes nedskrivninger i videst muligt omfang er "renset" for stød til og bevægelser i de øvrige endogene variable i modellen. Herved opnås de mest konservative estimater for den effekt, som stød til bankernes nedskrivningsprocenter har på de øvrige variable i modellen.

I Abildgren (2010b) er der foretaget en række kontroller, hvor robustheden af modellen af undersøgt. Der er eksempelvis gennemført estimationer af modellen baseret på førstedifferencer af sæsonkorrigerede serier, ligesom betydningen af alternative ordninger af de endogene variable er undersøgt. Modellens resultater er generelt set robuste over for sådanne alternative modelspecifikationer. Endvidere forekommer modellen at være økonometrisk velspecificeret vurderet på basis af forskellige misspecifikationstests og tests for strukturelle brud.

Datagrundlaget bag den modelversion, der er anvendt til beregningerne i denne artikel, er revideret og opdateret sammenlignet med Abildgren (2010b).

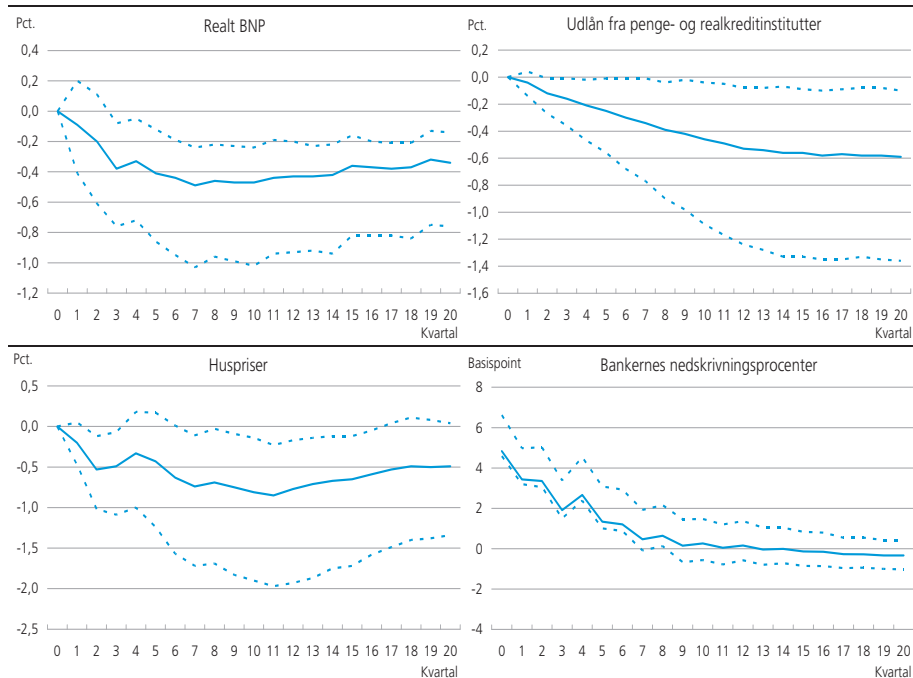
Under en finanskriser kan man imidlertid forestille sig, at bankernes nedskrivninger stiger mere, end den generelle konjunkturudvikling normalt ville tilsige. Nedskrivningerne er således en indikator for finanskrisens påvirkning af økonomien. Man kan eksempelvis forestille sig, at nedskrivningerne stiger mere, end den generelle konjunkturudvikling tilsiger, fordi en finanskriser giver anledning til ekstraordinært stor usikkerhed omkring den fremtidige samfundsøkonomi og dermed bankkundernes fremtidige økonomiske situation. Der kan ligeledes være tale om, at nedskrivningerne stiger mere end normalt, fordi bankerne bliver ekstra forsigtige i deres vurdering af boniteten af deres udlånsportefølje.

En beregning af de realøkonomiske effekter, som svarer til sådanne "ekstraordinære" stigninger i bankernes nedskrivninger under en finanskriser, kan tolkes som et udtryk for, hvor meget finanskrisen isoleret set har påvirket konjunkturudviklingen negativt. I det følgende vil en sådan beregning blive foretaget på basis af en summarisk model for den danske nationaløkonomi, en såkaldt vektorautoregressiv (VAR) model.

I Abildgren (2010b) er der estimeret en VAR-model på basis af kvartalsdata for Danmark for perioden 1948-2010, jf. boks 5.1. I figur 5.2 er

FORLØB I REALT BNP, HUSPRISER OG UDLÅN, DER SVARER TIL EN EKSTRAORDINÆR STIGNING I BANKERNES NEDSKRIVNINGSPROCENTER

Figur 5.2



Anm.: Figurene viser responsen ved en ekstraordinær stigning i nedskrivningsprocenten på én standardafvigelse. For realt BNP, udlån og huspriser viser figurene afvigelse fra grundforløbet i procent. For nedskrivninger er vist afvigelsen fra grundforløbet i basispoint.

Kilde: Abildgren (2010b) opdateret med nye og reviderede tal.

vist det forløb i det reale BNP, huspriser og udlån, der på baggrund af de historiske erfaringer svarer til en "ekstraordinær" stigning i den danske banksektors nedskrivningsprocenter. De fuldt optrukne kurver viser de estimerede konsekvenser (responser) på stigningen (impulsen), hvorfor kurverne også betegnes impuls-respons-grafer. De stiplede kurver viser 95 pct. konfidensgrænser på de estimerede impuls-responser. Som det fremgår, er den ekstraordinære stigning i bankernes nedskrivningsprocenter isoleret set sammenfaldende med et langvarigt fald i udlån, huspriser og realt BNP.

Spørgsmålet er så, hvor ofte der har været denne type af ekstraordinære stigninger i den danske banksektors nedskrivningsprocenter, og hvor store disse stigninger i givet fald har været. Dette er belyst i figur 5.3. Som det fremgår af figuren, har der i hele perioden siden slutningen af 1940'erne kun været to perioder med sådanne ekstraordinære stigninger i bankernes nedskrivningsprocenter, som er klart signifikant forskellige fra nul opgjort ved et signifikansniveau på 5 pct. Den ene var i begyndelsen af 1990'erne, som var præget af bank- og valutakriser. Den anden var i 2008 under Finanskrisen. Derimod var hovedparten af de høje nedskrivningsprocenter i begyndelsen af 1980'erne ifølge modellen alene forårsaget af den negative konjunkturudvikling i kølvandet på den 2. oliekrise. I begyndelsen af 1985 er der dog en mindre ekstraordinær stigning i nedskrivningerne, hvilket er sammenfaldende med tidspunktet for krisen i Kronebanken.

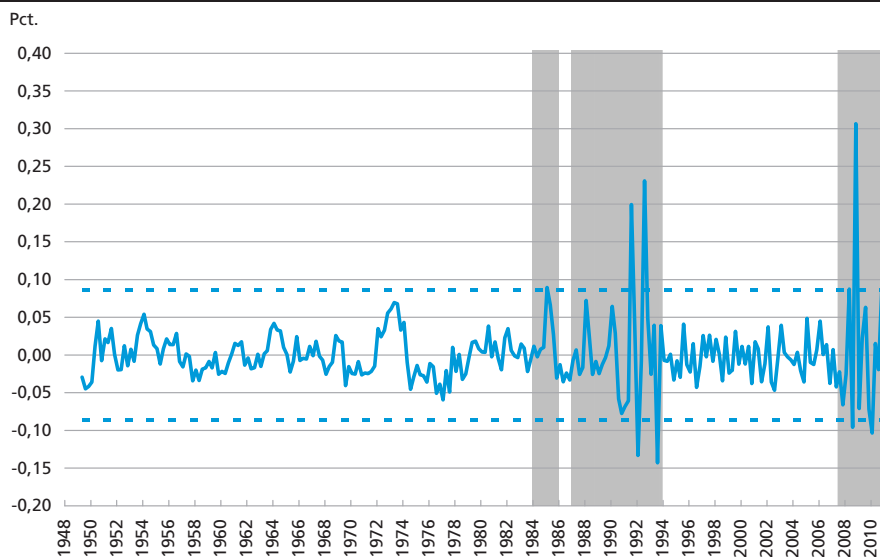
Det fremgår ligeledes af figur 5.3, at der under den seneste finanskriser var en meget stor ekstraordinær stigning i banksektorens nedskrivninger i 4. kvartal 2008, dvs. lige efter betalingsstandsningen i den amerikanske investeringsbank Lehman Brothers i september 2008. Krisen i begyndelsen af 1990'erne var derimod karakteriseret ved mindre men flere ekstraordinære stigninger i nedskrivningerne spredt over en årrække.

I figur 5.4 er det beregnet, hvilket forløb i det reale BNP fem år frem, der svarer til de ekstraordinære stigninger i den danske banksektors nedskrivninger i 1991-93 og 2008. Den ekstraordinære stigning i bankernes nedskrivninger i 2008 svarede isoleret set til, at det reale BNP i første halvår af 2010 var omkring 3 pct. lavere end i et grundforløb uden finanskriser. De ekstraordinære stigninger i banksektorens nedskrivninger i 1991-93 svarede ligeledes i løbet af et par år til et realt BNP, der var omkring 3 pct. lavere end i grundforløbet.

En VAR-model af ovenstående karakter indeholder ikke en eksplicit modellering af alle de sammenhænge, som antages at gælde i økonomien. I stedet er der tale om en tidsrækkemodel, som sammenfatter de korrelationer og krydskorrelationer, som kan uddrages af et historisk datasæt. Da perioden siden 1948 har været kendetegnet ved meget få

EKSTRAORDINÆRE STIGNINGER I DE DANSKE PENGEINSTITUTTERS NEDSKRIVNINGSPROCENTER 1949-2010

Figur 5.3



Anm.: Opgjort i procent af udlån og garantier. De stiplede linjer viser to standardafvigelser og kan opfattes som 95 pct. konfidensgrænser omkring 0. De grå markeringer viser perioder med bankkriser, jf. tabel 2.1.

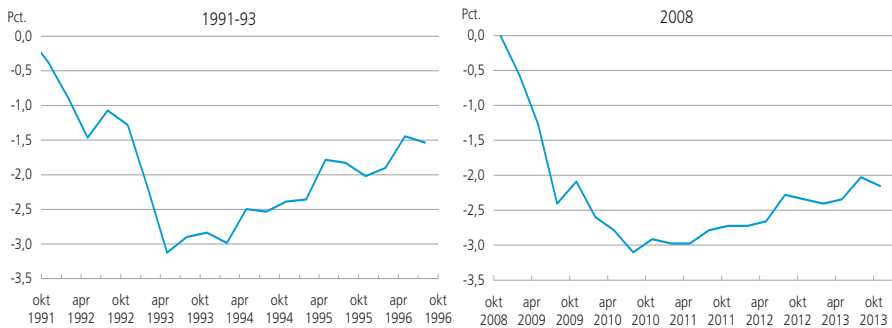
Kilde: Beregnet på basis af Abildgren (2010b) opdateret med nye og reviderede tal.

bankkriser, skal man være varsom med at drage for håndfaste konklusioner ud fra fremskrivninger på basis af modellen. Med disse forbehold indikerer modelberegningerne i figur 5.4, at det reale BNP i årene 2009-13 i gennemsnit ligger 2,25-2,5 pct. under det niveau, som det ville have været på i fravær af Finanskrisen. Det svarer til et samlet akkumuleret produktionstab på omkring 12 pct. af BNP over årene 2009-13.

Spørgsmålet er så, hvilken transmissionsmekanisme der har været i forbindelse med Finanskrisen. Det kan man ikke udlede af den simple model, hvorfor transformationsmekanismen er åben for fortolkninger. En mulig ("udbudsorienteret") fortolkning af forløbet i figur 5.2 kunne være, at en ekstraordinær stigning i bankernes nedskrivningsprocenter bliver fulgt af en periode med udlånstilbageholdenhed med henblik på at genetablere en passende kapitaldækning i banksystemet. Reduktion i udlånene påvirker den øvrige del af økonomien via lavere forbrug og investeringer og dermed lavere produktion. En anden mulig ("efterspørgselsorienteret") fortolkning er, at den ekstraordinære stigning i bankernes nedskrivninger afspejler den øgede usikkerhed om den fremtidige samfundsøkonomi og de økonomiske udsigter for husholdninger og virksomheder, som Finanskrisen har fremkaldt, hvilket har ført til lavere forbrug og investeringer og dermed lavere huspriser, produktion og kreditefterspørgsel.

**FORLØB AF REALT BNP SVARENDE TIL DE EKSTRAORDINÆRE STIGNINGER I
BANKERNES NEDSKRIVNINGSPROCENTER I 1991-93 OG 2008**

Figur 5.4



Anm.: Figurene viser afvigelse fra grundforløbet i procent. Figuren til venstre vedrører effekterne svarende til de ekstraordinære stigninger i bankernes nedskrivningsprocenter i perioden 3. kvartal 1991 til 3. kvartal 1993, mens figuren til højre vedrører effekten svarende til den ekstraordinære stigning i bankernes nedskrivningsprocenter i 4. kvartal 2008. De viste effekter vedrører ikke-sæsonkorrigerede variable.

Kilde: Beregnet på basis af Abildgren (2010b) opdateret med nye og reviderede tal.

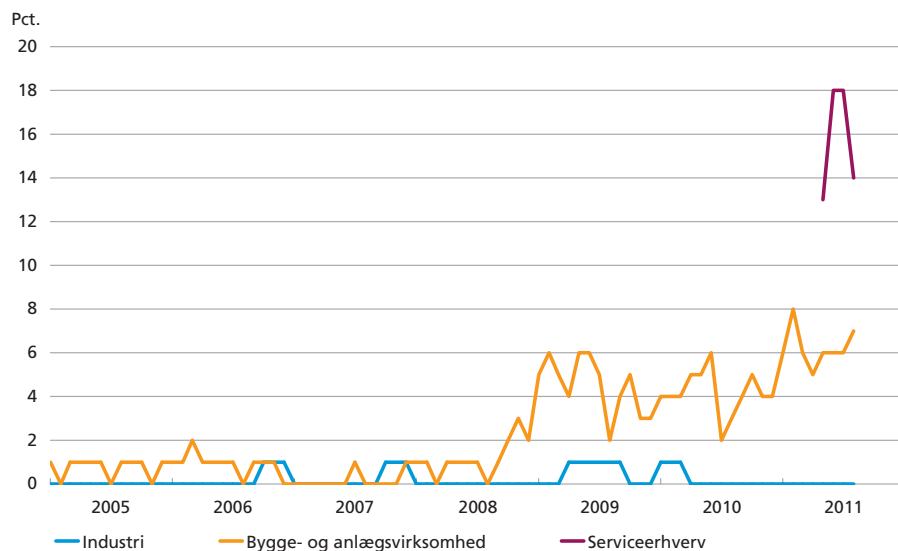
I forbindelse med tolkningen af beregningsresultaterne er et vigtigt spørgsmål, hvorvidt der i perioder har været tegn på en generel "kreditklemme" under Finanskrisen. En kreditklemme kan opstå, såfremt banker reducerer kreditgivningen med væsentligt mere, end der kan begrundes med den svage konjunktursituation, således at kreditværdige låntagere ikke kan opnå finansiering, jf. Danmarks Nationalbank (2009).

Dette spørgsmål kan ikke besvares ud fra ovenstående modelberegning. Det skyldes for det første, at det ikke er muligt at dekomponere beregningsresultaterne i de effekter, der skyldes ændringer i henholdsvis kreditudbud og kreditefterspørgsel. For det andet indgår kundernes kreditværdighed ikke som en del af beregningsgrundlaget. En vurdering af spørgsmålet om kreditklemme kræver derfor inddragelse af supplerende information. Bedømt ud fra Danmarks Statistiks konjunkturbarometre er det kun en begrænset del af virksomhederne, der de senere år har angivet finansielle begrænsninger som årsag til produktionsbegrænsninger, især inden for industri samt bygge- og anlægsvirksomhed, jf. figur 5.5. Det taler for, at Finanskrisen ikke har været ledsaget af en generel kreditklemme. Det produktionstab, som Finanskrisen ifølge figur 5.4 har givet anledning til, må derfor i al væsentlighed tilskrives Finanskrisens mere generelle negative indvirkning på samfundsøkonomien. Som eksempel kan nævnes den ekstraordinære effekt, som krisen har haft på husholdningernes og virksomhedernes opsparingsadfærd som følge af knæk i tilliden til banksystemet.

Dette er ikke ensbetydende med, at enkelte virksomheder eller virksomhedssegmenter ikke kan have fundet det vanskeligere at opnå banklån under de senere års finanskriser. Ifølge en undersøgelse fra Danmarks

ANDEL AF VIRKSOMHEDER MED PRODUKTIONSBEGRÆNSNINGER SOM
FØLGE AF FINANSIELLE BEGRÆNSNINGER

Figur 5.5



Kilde: Danmarks Statistik.

Statistik steg andelen af mindre og mellemstore virksomheder, der fik afslag på en låneansøgning, fra 4 pct. i 2007 til 23 pct. i 2010, mens andelen af mindre og mellemstore virksomheder, der kun delvis opnåede den søgte lånefinansiering, steg fra 6 til 24 pct. i samme periode, jf. Danmarks Statistik (2010). Økonomi- og Erhvervsministeriet (2011) har foretaget en nærmere analyse af disse tal ved at koble dem med virksomhedernes regnskabsresultater. Det fremgår heraf, at de virksomheder, der fuldt ud fik imødekommet deres kreditansøgning, var karakteriseret ved en højere overskudsgrad, en højere forrentning af egenkapitalen og en lavere gearing end de virksomheder, der kun delvis eller slet ikke opnåede de søgte kreditter. Danmarks Statistiks undersøgelse af mindre og mellemstore virksomheders adgang til finansiering synes således heller ikke at indikere eksistensen af en generel kreditklemme, hvor kreditværdige låntagere ikke har kunnet opnå lånefinansiering. Den afspejler snarere, at bankerne strammede kreditstandarden under finanskrisen i lyset af den forringelse af kundernes betalingsevne, som den svage konjunkturudvikling forårsagede.

Den danske realøkonomi har såvel før som efter den seneste finanskrise været i en bedre tilstand end i begyndelsen af 1990'erne. Ifølge beregningerne i figur 5.4 har de senere års finanskrise givet anledning til et produktionstab i samme størrelsesorden som det, der var resultatet af bank- og valutakriserne i begyndelsen af 1990'erne. Det dækker over to

modsatrettede effekter. Den finansielle krise i årene 2007-08 og frem var af en helt anden og mere alvorlig karakter end krisen i begyndelsen af 1990'erne. Det opvejes imidlertid af, at de økonomisk-politiske indgreb (herunder bankpakkerne) under den seneste finanskriser var langt mere omfattende end kriseinterventionen i begyndelsen af 1990'erne.

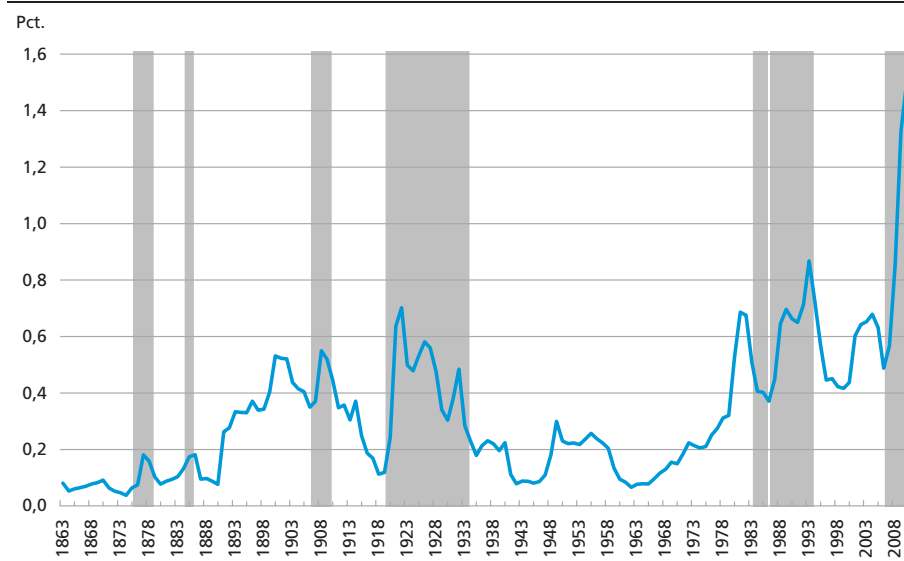
Det fremgår ligeledes af beregningerne, at produktionstabet forårsaget af Finanskrisen fandt sted i begyndelsen af krisen, dvs. i slutningen af 2008 og i 1. halvår 2009, hvorefter udviklingen blev stabiliseret. Det er nærliggende at tilskrive denne stabilisering til en effekt af Bankpakke 1 (generel statsgaranti for indskydere og simple kreditorer i pengeinstitutter) og Bankpakke 2 (offentlige kapitalindskud i kreditinstitutter) i henholdsvis oktober 2008 og februar 2009.

6. BANKFORBINDELSER OG VIRKSOMHEDSKONKURSER UNDER FINANSKRISEN 2007/08 OG FREM

I figur 6.1 er vist konkursraten i det danske erhvervsliv gennem de seneste 150 år. Selv om der er gjort et forsøg på at korrigere for diverse databrud som følge af forskelle i opgørelsesmetoden i de underliggende statistikker, skal man erfaringsmæssigt være varsom med en for håndfast sammenligning af niveauer over tid i en lang tidsrække som denne.

KONKURSRTEN I ERHVERVSLIVET 1863-2010

Figur 6.1



Anm.: De grå markeringer viser perioder med bankkriser, jf. tabel 2.1.

Konkursraten er beregnet som antallet af konkurser i pct. af den samlede virksomhedsbestand.

Virksomhedsbestanden er opgjort på basis af momsstatistikken siden 1969. Før 1969 er virksomhedsbestanden interpoleret ud fra erhvervstællinger, folketællingernes oplysninger om antal hovedpersoner inden for håndværk og mindre industri samt antallet af landbrugsbedrifter. Der er søgt korrigeret for en række databrud.

Kilde: Danmarks Statistik, Hastrup (1979), Johansen (1985) og Olsen (1962)

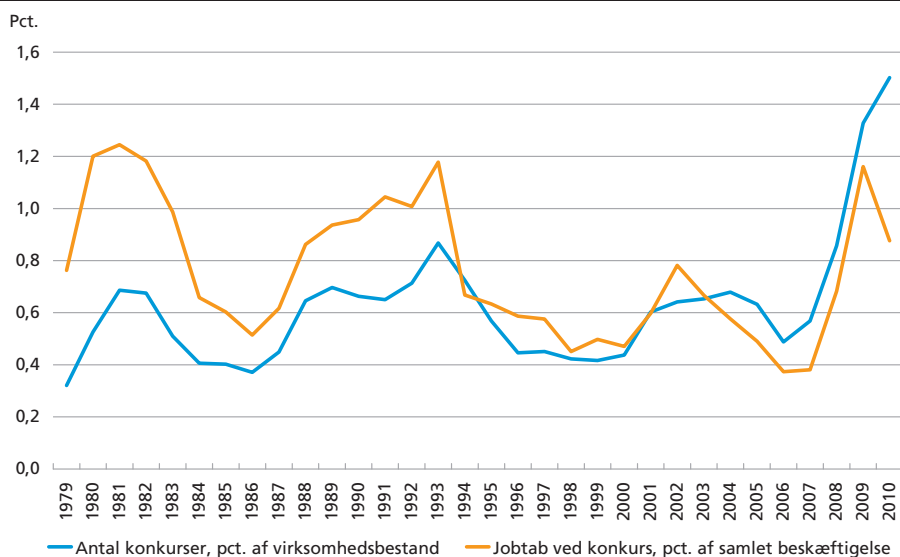
Hertil kommer, at niveauet for konkursraten over tid vil afhænge af udviklingen i erhvervsstrukturen, fx virksomhedernes fordeling på brancher eller ejerskabsformer (personligt ejede virksomheder, aktieselskaber osv.). Det fremgår dog tydeligt, at konkursraten (dvs. antal konkursramte virksomheder i forhold til den samlede virksomhedsbestand) er høj i perioder præget af bankkriser.

De seneste års finanskriser har i høj grad ramt det danske erhvervsliv, som har oplevet de højeste konkursniveauer gennem en længere årrække. Det gælder både når der ses på konkursraten og på antallet af job tabt som følge af virksomhedskonkurser opgjort i forhold til den samlede beskæftigelse (jobtabsandelen), jf. figur 6.2. Jobtabsandelen faldt i 2010 samtidig med, at konkursraten steg. Det skyldes, at de virksomheder, som gik konkurs i 2010, i gennemsnit havde færre ansatte end dem, som gik konkurs i 2009.

Nationalbankens udlånsundersøgelser indikerer, at pengeinstitutterne under den seneste finanskriser har haft behov for at stramme deres kreditpolitik over for især erhvervskunder som tilpasning til konjunkturvendingen, jf. Nielsen (2010). Spørgsmålet er så, om det høje niveau af konkurser i de seneste par år alene skyldes konjunkturudviklingen, eller om en del af stigningen i konkurserne kan henføres til en opstramning af kreditpolitikken og en lavere udlånstilbøjelighed i enkelte banker, som har været under økonomisk pres.

KONKURSRATE OG JOBTABSANDEL VED KONKURS 1979-2010

Figur 6.2



Anm.: Jobtab ved konkurs er målt ved antal lønmodtageranmeldelser til Lønmodtagernes Garantifond.

Kilde: Danmarks Statistik og Lønmodtagernes Garantifond.

I litteraturen findes adskillige studier, som indikerer, at virksomheder med en "svag" bankforbindelse klarer sig dårligere end virksomheder med en "sund" bankforbindelse. Der er eksempelvis lavet studier, som viser, at virksomheder med en "svag" bankforbindelse har færre real-økonomiske investeringer (Gibson (1995, 1997); Minamihashi (2011)), færre direkte investeringer (Klein mfl. (2002); Ushijima (2008)) og en højere konkursrate (Joeveer (2004); Akashi mfl. (2009)) end virksomheder med en "sund" bankforbindelse. En "svag" bankforbindelse kan tænkes at have dårligere muligheder for at imødekomme erhvervskundernes kredit- og likviditetsbehov end en bankforbindelse med en "sund" økonomi, og for den enkelte virksomhed kan det være såvel vanskeligt som omkostningsfuldt at skifte bankforbindelse med kort varsel. Det skyldes, at kendskab til den enkelte virksomhed er vigtig for en bank i forbindelse med kreditgivning. Et sådant kendskab har virksomhedens eksisterende bankforbindelse, men ikke virksomhedens potentielt nye bankforbindelse. I den akademiske litteratur om banker går dette forhold ind under betegnelsen "asymmetrisk information".

I det følgende vil denne problemstilling blive nærmere belyst på basis af analysen i Abildgren, Buchholst og Staghøj (2011), der tager udgangspunkt i en modificeret version af Nationalbankens konkursindikatormodel¹. Det undersøges på grundlag heraf, om danske virksomheder med en "svag" bankforbindelse har haft en højere konkurstilbøjelighed under de seneste års finanskriser end tilsvarende virksomheder med en "sund" bankforbindelse.

Datagrundlaget bag analysen er en database bestående af samtlige offentliggjorte årsregnskaber for ikke-finansielle aktie- eller anpartsselskaber (ekskl. holdingselskaber, landbrug og statsgaranterede enheder) med en balance på over 150.000 kr. indsamlet af Experian A/S. Personligt ejede virksomheder er ikke omfattet af databasen. Omkring 50 pct. af virksomhederne i databasen oplyser deres hovedbankforbindelse, og det er denne del af databasen, der danner grundlag for estimationerne i det følgende. Det giver et datasæt bestående af omkring 550.000 årsregnskaber aflagt af i gennemsnit omkring 37.000 virksomheder for regnskabsårene 1995-2009. Antallet af virksomhedskonkurser, hvor 2009 blev det sidste år for hvilket, der blev aflagt regnskab som aktiv virksomhed, er baseret på en foreløbig opgørelse.²

I grundmodellen beskrives sandsynligheden for, at virksomhed j går konkurs i år t ($PD_{j,t}$) på basis af oplysninger om virksomhedens afkast-

¹ Jf. Danmarks Nationalbank (2003, 2007), Lykke mfl. (2004) og Dyrberg (2004).

² Dette formodes ikke at have nogen væsentlig indflydelse på resultaterne, medmindre fordelingen af virksomhederne på virksomheder med "svage" og "sunde" bankforbindelser for de endnu ikke registrerede virksomhedskonkurser med 2009 som sidste regnskabsår adskiller sig systematisk fra fordelingen for de allerede registrerede virksomhedskonkurser med 2009 som sidste regnskabsår.

ningsgrad, gæld mv. i år $t-1$ ($X_{1,j,t-1}, \dots, X_{k,j,t-1}$). Som forklarende variable indgår endvidere oplysninger om en række af virksomhedens øvrige karakteristika såsom alder, geografisk lokalitet mv. i år t samt branchespecifikke tidsdummy variable, som skal opfange konjunktoren og mere strukturelle udviklingstendenser inden for de enkelte brancher ($Z_{1,j,t}, \dots, Z_{m,j,t}$). Det kan mere formelt skrives som:

$$PD_{j,t} = F \left(b_0 + \sum_{i=1}^k b_i X_{i,j,t-1} + \sum_{i=1}^m a_i Z_{i,j,t} \right), \quad (6.1)$$

hvor b_0 er et konstantled, og $b_1, \dots, b_k, a_1, \dots, a_m$ er parametre. De forklarende variable i grundmodellen er nærmere beskrevet i tabel 6.1.

I analysen anvendes en "bred" definition af begrebet "konkurs". En virksomhed betragtes som konkurs, når den har været udsat for en af følgende hændelser: (a) Er erklæret konkurs eller er under konkursbehandling; (b) er blevet tvangsopløst eller er under tvangsopløsning; (c) har fået gældsnedskrivning ved stadfæstelse af en tvangsakkord eller er under tvangsakkordbehandling; eller (d) har været udsat for en tvangsauktion.

Der skal knyttes en enkelt bemærkning til periodiseringen af konkurser i datagrundlaget bag de i dette afsnit estimerede ligninger. Alle konkurser er henført til året umiddelbart efter udgangen af det sidste år med regnskab aflagt som aktiv virksomhed. Der går imidlertid i gennemsnit omkring 1,5 år mellem aflæggelse af det sidste regnskab som aktiv virksomhed, og til en konkurs er officielt stadfæstet, jf. Lykke mfl. (2004). En del af de konkurser, der i datagrundlaget er henført til år t , vedrører derfor i realiteten efterfølgende år.

Rent økonometrisk estimeres grundmodellen i ligning (6.1) som en logistisk regressionsmodel¹, og resultatet fremgår af tabel 6.2. Responsvariablen er logaritmen til den såkaldte odds-ratio, dvs. sandsynligheden for "at gå konkurs" set i forhold til sandsynligheden for "at fortsætte som aktiv virksomhed". Der er dermed tale om en "relativ konkursrisiko", som dog blot i det følgende omtales som "konkursrisiko".

I lyset af det store antal observationer, kan man argumentere for at vurdere koefficientestimerterne ved et signifikansniveau, som er lavere end de traditionelle fem pct. Alle de viste estimerede koefficienter i grundmodellen er signifikante ved et signifikansniveau på én procent,

¹ Modellen er estimeret med maximum likelihood. Ved estimationen er anvendt en multinomial logistisk regressionsmodel med 4 udfald ("aktiv virksomhed", "konkurs", "frivillig lukning" og "fusion"). Basisudfaldet i modellen er "aktiv virksomhed", jf. Abildgren, Buchholst og Staghøj (2011) for yderligere detaljer.

FORKLARENDE VARIABLE I (6.1)-(6.2)

Tabel 6.1

Forklarende variable	Forventet påvirkning af konkurs-sandsynlighed	Beskrivelse
<i>Indgår med et lag:</i>		
Afkastningsgrad	-	Virksomhedens afkastningsgrad fratrullet median-afkastningsgraden for tilhørende branche. Afkastningsgraden beregnes som årets resultat før renter (primært resultat) i pct. af de samlede aktiver ultimo året.
Gældsandel (kort).....	+	Kort gæld sat i forhold til balancen, ultimo året.
Gældsandel (lang)	+	Lang gæld sat i forhold til balancen, ultimo året.
Størrelse	-	Logaritmen til balancesummen ultimo året deflateret med BNP-deflatoren (med 1995=1).
Reduktion af kapitalgrundlaget	+	Dummy-variablen sættes til 1, hvis virksomheden har haft underskud det seneste år, og hvis en gentagelse heraf vil føre til, at virksomhedens egenkapital kommer under grænsen for det lovmæssige krav til kapitalens størrelse i nye selskaber. Ellers sættes dummy-variablen til 0.
Kritisk revisionsanmærkning	+	Dummy-variablen sættes til 1, hvis årets regnskab har en eller flere kritiske revisionsanmærkninger. Virksomheder uden revisionsanmærkninger udgør referencegruppen, hvor dummy-variablen sættes til 0.
<i>Indgår uden lag:</i>		
Selskabsform	+	Dummy-variablen sættes til 1, hvis virksomheden primo året er et anpartsselskab. Aktieselskaber udgør referencegruppen (med værdi 0). Der er et højere lovmæssigt kapitalkrav til oprettelse af aktieselskaber end til andelsselskaber.
Alder	-	Dummy-variable, der repræsenterer virksomhedernes alder målt i antal hele år primo året. Referencegruppen (med værdi 0) udgøres af nyetablerede virksomheder under 1 år.
Kommunegruppe	-	Dummy-variable, der angiver virksomhedernes hjemsted primo året efter kommunegruppe med hovedstadsområdet som referencegruppe (med værdi 0). Hovedstadsområdet er normalt mere konjunkturfølsomt end provinsen.
Tidsdummyer for hver branche	+/-	Tidsdummy-variable for hver af de 7 brancher i daggrundlaget (fremstillingsvirksomhed er referencekategori). Disse dummy-variable skal opfange såvel konjunkturudviklingen som mere branchespecifikke udviklingstendenser inden for hver branche.

og fortegnene er som forventet, jf. også tabel 6.1. Det fremgår eksempelvis, at jo større en virksomheds afkastningsgrad er og jo mindre en virksomheds gæld er, desto mindre er virksomhedens konkursrisiko.

ESTIMATION AF KONKURSMODEL (6.1) – GRUNDMODELLEN

Tabel 6.2

	Koefficient- estimat	Standardfejl	Ændring i odds-ratio ved en ændring på én enhed i den forklaren- de variabel
Konstantled	-2,816***	0,0857	...
Afkastningsgrad	-0,00125***	0,000205	0,999
Gældsandel (kort)	0,359***	0,0132	1,431
Gældsandel (lang)	0,322***	0,0297	1,380
Størrelse	-0,217***	0,00753	0,805
Kritisk revisionsanmærkning	1,168***	0,0218	3,214
Selskabsform	0,354***	0,0228	1,425
Reduktion af kapitalgrundlag	1,281***	0,0218	3,599

Anm.: Responsvariablen i den estimerede ligning er logaritmen til den såkaldte odds-ratio, dvs. sandsynligheden for "at gå konkurs" divideret med sandsynligheden for "at fortsætte som aktiv virksomhed". Tallene i søjlen "ændring i odds-ratio ved en ændring på én enhed i den forklarende variabel" fremkommer ved at tage antilogaritmen til tallene i søjlen med koefficientestimer.

Ud over de i tabellen viste variable indeholder den estimerede model dummy-variable for kommunegruppe og alder. Hertil kommer tidsdummy-variable for hver branche. Modellen er estimeret på baggrund af 554.425 virksomhedsårs-regnskaber for perioden 1995-2009.

* angiver, at en koefficient er signifikant forskellig fra nul ved et signifikansniveau på 10 pct.

** angiver, at en koefficient er signifikant forskellig fra nul ved et signifikansniveau på 5 pct.

*** angiver, at en koefficient er signifikant forskellig fra nul ved et signifikansniveau på 1 pct.

Kilde: Abildgren, Buchholst og Staghøj (2011).

Tabel 6.2 viser ligeledes ændringen i odds-ratioen ved en ændring på én enhed i den forklarende variabel. Af tabel 6.2 kan man eksempelvis aflæse, at en virksomhed med en kritisk revisionsanmærkning har omkring tre gange højere konkursrisiko end en tilsvarende virksomhed uden en kritisk revisionsanmærkning.

Med henblik på at vurdere, om afhængighed af en "svag" bankforbindelse under finanskrisen har øget en virksomheds konkurssandsynlighed, udvides grundmodellen i ligning (6.1) med en række dummy-variable på følgende vis:

$$PD_{j,t} = F \left(b_0 + \sum_{i=1}^k b_i X_{i,j,t-1} + \sum_{i=1}^m a_i Z_{i,j,t} + d_{04} D04_{j,t} + \dots + d_{10} D10_{j,t} \right). \quad (6.2)$$

I ligning (6.2) er eksempelvis $D10_{j,t}$ en dummy-variable, som er 1 i 2010, hvis virksomheden j primo 2010 havde en "svag" bankforbindelse. For øvrige år er variabelen 0. De øvrige dummy-variable er defineret på tilsvarende vis. En positiv værdi af fx parameteren d_{10} er et udtryk for, at en virksomhed med en "svag" bankforbindelse havde en større sandsynlighed for at gå konkurs i 2010 end en tilsvarende virksomhed med en "sund" bankforbindelse. Parametre til de øvrige dummyvariable for bankforbindelse i ligning (6.2) kan tolkes på samme måde.

Hvis de estimerede parametre til dummy-variablene for bankforbindelse for årene 2007/08 og frem er signifikant forskellige fra nul og posi-

tive, kan det indikere, at virksomheder med en "svag" bankforbindelse har haft en højere konkursrisiko under Finanskrisen end tilsvarende virksomheder med en "sund" bankforbindelse. Som en robusthedskontrol indeholder ligning (6.2) ligeledes en række yderlige dummy-variable for bankforbindelse, som relaterer sig til årene før Finanskrisen. A priori må det forventes, at parametrene til disse dummy-variable ikke er signifikant forskellige fra nul.

En særskilt problemstilling er, hvordan begrebet "svag" bankforbindelse operationaliseres. Det kan gøres på flere forskellige måder.

En mulighed er at tage udgangspunkt i den såkaldte "tilsynsdiamant", som Finanstilsynet har udarbejdet på baggrund af erfaringerne med de fællestræk, som karakteriserede pengeinstitutter i vanskeligheder under den seneste og tidligere bankkriser, jf. Finanstilsynet (2010). Tilsynsdiamanten indeholder en række pejlemærker for, hvad der som udgangspunkt må anses som værende pengeinstitutvirksomhed med forhøjet risiko. Tilsynsdiamantens pejlemærker vedrører udlånsvækst, ejendoms-eksponering, store engagementer, likviditetsoverdækning og funding ratio. På baggrund heraf kunne man vælge at definere en bank som værende "svag", såfremt banken vurderet på baggrund af data fra umiddelbart før den seneste finanskrise (dvs. medio 2007) overskred Finanstilsynets tærskelværdier for fire ud af de fem variable i tilsynsdiamanten. Af de omkring 100 danske banker, som virksomhederne har angivet som bankforbindelse, vil 14 banker blive defineret som "svage" ifølge denne definition, heraf 3 mellemstore og 11 mindre banker.

En anden mulighed er at opfatte en bank som "svag", såfremt banken er blandt de 10 pct. af bankerne, der medio 2007 havde den laveste overskydende solvensprocent (opgjort i forhold til det individuelle kapitalbehov). Af de lidt mere end 100 danske banker, som virksomhederne har angivet som bankforbindelse, vil 11 banker herved blive defineret som "svage" banker, heraf 3 mellemstore. Kun 2 af de 11 banker er de samme som dem, der bliver udpeget som "svage" banker ifølge tilsynsdiamanten. Det kan derfor være nyttigt, at der foretages estimationer af ligning (6.2) med flere alternative definitioner af "svag bank" for at kontrollere robustheden af resultaterne.

Såfremt parameterestimaterne til bankforbindelsesvariablene i ligning (6.2) skal kunne tolkes som et udtryk for, hvordan afhængighed af en "svag" bank påvirker en virksomheds konkurssandsynlighed, må det sikres, at der i modellen tages fuldt højde for forskellene i virksomhedernes kreditkvalitet. I modsat fald kan positive koefficient dummyvariablene for "svag" bankforbindelse blot afspejle, at "svage" banker har en kundeporfølje med en overvægt af urentable virksomheder med høj konkurssandsynlighed. Det må derfor søges at sikres, at de forklarende variable

ENDOGENITETSPROBLEMER I FORHOLD TIL LIGNING (6.2)

Boks 6.1

Omvendt kausalitet

I modellen antages det, at kausaliteten går fra dummy-variablene for "svag" bankforbindelse til konkurssandsynligheden for den enkelte virksomhed - og ikke vice versa - så problemet med omvendt kausalitet ikke bliver aktuelt. Dette forekommer at være en rimelig antagelse, såfremt en individuel virksomheds konkurs ingen indflydelse har på om dens hovedbankforbindelse klassificeres som "svag" eller ej. I hvilken grad antagelsen i praksis er opfyldt, afhænger af den nærmere definition af begrebet "svag" bank. Såfremt en "svag" bank defineres ud fra data fra før finanskrisen vil virksomhedernes konkurssandsynligheder under krisen (som er genstanden for analysen) ikke påvirke definitionen af "svag" bank. Herved undgås problemet med omvendt kausalitet. Det er derimod ikke tilfældet for definitioner af "svag" bank, som baserer sig på data fra under finanskrisen.

Definitionerne af "svag" bank ud fra tilsynsdiamanten eller solvensoverdækningen baseret på data fra før Finanskrisen 2007/08 og frem giver ikke anledning til problemer med omvendt kausalitet. Det skyldes, at virksomhedskonkurser under finanskrisen ved disse definitioner ingen indflydelse har på, om en bank klassificeres som "svag" eller ej.

Skæve parameterestimer (bias) som følge af udeladte variable

En anden problemstilling vedrører risikoen for udeladelse af variable, som er relevante for en virksomheds konkurssandsynlighed, og som samtidig er korreleret med dummy-variablene for "svag" bankforbindelse. Antag eksempelvis, at der er en tendens til, at virksomheder med en høj gældskvot i særlig høj grad er kunder hos "svage" banker. Antag endvidere, at en høj gældskvot øger konkurssandsynligheden for en virksomhed, mens styrken af bankforbindelsen faktisk ingen rolle spiller for virksomhedens konkurrrisiko. Hvis gældskvoten ikke indgår blandt de forklarende variable, vil effekten på konkurrrisikoen af den høje gældskvot ved estimation af ligning (6.2) fejlagtigt blive tilskrevet den "svage" bankforbindelse. Denne risiko for *skæve parameterestimer (bias) som følge af udeladte variable* er søgt imødegået ved, at ligning (6.2) inkluderer alle de variable, som ifølge Nationalbankens konkursindikatormodel har betydning for virksomhedens konkurssandsynlighed. Herved er der søgt kontrolleret for, at eventuelt positive og signifikante parametre til dummy-variablene for "svag" bankforbindelse for årene under finanskrisen i ligning (6.2) ikke blot er et udtryk for, at "svage" banker har "svage" virksomheder med høj konkurssandsynlighed som kunder.

Langt de fleste virksomheder har den samme bankforbindelse år efter år. Blandt de virksomheder, der har skiftet bank over tid, er der en tendens til, at flere virksomheder skiftede til de svage banker i perioden op til Finanskrisen, og at flere virksomheder under Finanskrisen skiftede væk fra de svage banker. Model (6.2) er ikke følsom over for virksomheders skift mellem "sunde" og "svage" banker over tid, såfremt de forklarende variable omfatter alle de virksomhedskarakteristika, som er afgørende for virksomhedens konkurssandsynlighed. Er der udeladt relevante forklarende variable, er der derimod risiko for bias i parameterestimerne som følge af bankskift. Langt de fleste virksomheder har dog haft den samme bankforbindelse både før og under Finanskrisen.

afspejler alle de økonomiske og strukturelle forskelle mellem virksomhederne, som har betydning for den enkelte virksomheds konkurssandsynlighed, så der kontrolleres herfor. Eksempelvis må en virksomhed med en høj gældsgrad forventes at have højere konkurssandsynlighed end en virksomhed med en lav gældsgrad, men det skulle gerne opfanges af de forklarende variable i ligning (6.2), så effekten på konkurssandsynligheden af en høj gæld ikke fejlagtig tilskrives dummyvariablen for bankforbindelsen, jf. diskussionen af endogenitetsproblemer i boks 6.1.

Tabel 6.3 viser en sammenligning af en række nøgletal for virksomheder med "sunde" og "svage" bankforbindelser, hvor svage banker er defineret ud fra henholdsvis tilsynsdiamanten og solvensoverdækningen (begge definitioner opgjort ud fra data fra medio 2007). Virksomheder med en "svag" bank har i årene 2007-09 i gennemsnit haft en højere konkursrate end virksomheder med en "sund" bank, men det gjorde sig også gældende før Finanskrisen, om end i mindre grad. Der er således en tendens til, at "svage" banker har en overvægt af "dårlige" kunder. Der er endvidere flere systematiske forskelle mellem virksomhederne med henholdsvis en "sund" og en "svag" bankforbindelse. Virksomheder med en "svag" bankforbindelse er således generelt mindre end virksomheder med en "sund" bankforbindelse, både når der måles på værdien af de samlede aktiver, egenkapital eller antal ansatte. Virksomheder med "svag" bank er desuden i gennemsnit lidt yngre end virksomheder med en "sund" bank.

Alt i alt understreger tabel 6.3 behovet for at kontrollere for systematiske forskelle mellem virksomhederne, såfremt man skal søge at estimere effekten på virksomhedernes økonomiske præstationer under den seneste finanskrisen af at have en "svag" bankforbindelse frem for at have en "sund" bankforbindelse.

Der fremgår endvidere af tabel 6.3, at den geografiske lokalisering af virksomheder med "svage" banker i høj grad afhænger af, hvordan begrebet "svag" bank er defineret. Anvendes tilsynsdiamanten til afgrænsning af de "svage" banker, vil virksomheder med en "svag" bankforbindelse i høj grad være lokaliseret i de store byer. Ved anvendelse af solvensoverdækningen til afgrænsning af de "svage" banker, vil virksomheder med "svage" banker derimod i høj grad være lokaliseret i landkommunerne. Det understreger behovet for, at der ud fra robusthedshensyn foretages estimationer af modellen (6.2) med flere forskellige definitioner af begrebet "svag" bank.

Resultaterne af estimationer af ligning (6.2) med to forskellige definitioner af "svag" bank fremgår af tabel 6.4. Såfremt "svag" bank defineres ud fra tilsynsdiamanten medio 2007 er parametrene til dummy-vari-

SAMMENLIGNING AF NØGLETAL FOR VIRKSOMHEDER MED "SUND" OG "SVAG" BANKFORBINDELSE

Tabel 6.3

	Gennemsnit 1995-2006				Gennemsnit 2007-09			
	"Svag" bank defineret ud fra tilsynsdiamant		"Svag" bank defineret ud fra solvensoverdækning		"Svag" bank defineret ud fra tilsynsdiamant		"Svag" bank defineret ud fra solvensoverdækning	
	Sund bank	Svag bank	Sund bank	Svag bank	Sund bank	Svag bank	Sund bank	Svag bank
Konkursrate (pct.)	2,5	3,8	2,6	2,8	2,9	4,5	2,9	5,3
Afkastningsgrad (pct.)	5,6	3,8	5,4	6,2	4,8	3,6	4,7	4,8
Primært resultat (mio. kr.) ..	2,1	0,5	2,1	0,8	3,1	0,5	2,9	1,0
Aktiver (mio. kr.)	36,2	12,0	35,3	11,9	67,0	19,4	65,1	16,6
Egenkapital (mio. kr.)	15,4	3,6	15,0	4,1	27,5	6,4	26,7	6,2
Kort gæld i forhold til aktiver (pct.)	54,0	60,2	54,4	52,9	59,8	65,4	60,1	60,1
Lang gæld i forhold til aktiver (pct.)	12,2	12,5	12,2	15,2	10,5	10,7	10,4	13,5
Antal ansatte	25,6	11,2	25,0	12,6	34,0	14,5	33,1	15,8
Virksomhedens alder (år)	17,5	15,3	17,4	16,1	21,2	18,3	21,0	19,5
Reduktion af kapitalgrundlag (andel af virksomheder, pct.)	14,3	18,8	14,5	15,0	16,3	21,3	16,5	18,2
Kritisk revisionsanmærkning (andel af virksomheder, pct.)	7,8	10,1	7,9	9,6	11,0	14,8	11,1	13,5
<i>Geografisk placering af virksomheder (pct.)</i>								
København og Frederiksberg	13,4	28,3	14,5	5,2	12,2	28,4	13,5	4,6
Københavns amt	11,6	23,1	12,5	2,8	10,5	23,0	11,7	1,7
Frederiksborg og Roskilde amter	12,7	24,4	13,7	2,7	11,8	23,2	12,9	3,1
Øvrige bykommuner	19,8	5,3	18,8	21,7	20,8	7,1	19,8	19,6
Landkommuner	42,6	18,9	40,5	67,7	44,7	18,2	42,1	71,1
I alt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>Branchefordeling af virksomheder (pct.)</i>								
Handel mv.	32,3	31,0	32,3	29,8	34,9	32,0	34,9	30,5
Bygge og anlæg	12,4	14,4	12,5	15,3	14,0	15,7	14,1	16,9
Ejendom	23,0	25,8	23,2	21,1	20,5	25,5	20,9	19,0
Fremstilling	18,1	14,7	17,9	19,9	17,6	13,6	17,3	20,3
Transport mv.	5,3	4,2	5,2	4,9	8,9	8,5	8,9	8,0
Øvrige	8,9	9,9	8,9	9,0	4,1	4,5	4,0	5,4
I alt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Antal observationer 430.843 27.662 446.627 11.878 89.435 6.485 93.293 2.627

Kilde: Beregnet af Abildgren, Buchholst og Staghøj (2011) på baggrund af data fra Experian A/S.

blene *D08-D09* signifikant forskellige fra nul på et 1 pct. signifikansniveau, og fortegnet er som forventet. Ifølge beregningerne har virksomheder med en "svag" bankforbindelse alt andet lige har haft en konkursrisiko i årene 2008-09, som var omkring 40 pct. større end for tilsva-

ESTIMATION AF KONKURSMODEL (6.2) MED DUMMYVARIABLE FOR BANKFORBINDELSE

Tabel 6.4

	Koefficientestimat		Standardfejl		Ændring i odds-ratio ved en ændring på én enhed i den forklarende variabel	
	"Svag" bank defineret ud fra					
	Tilsynsdiamant	Solvensover-dækning	Tilsyns-diamant	Solvens-overdæk-ning	Tilsyns-diamant	Solvens-over-dæk-ning
Konstantled	-2,825***	-2,821 ***	0,0857	0,0857	...	...
Afkastningsgrad	-0,00126***	-0,00126 ***	0,000205	0,000205	0,999	0,999
Gældsandel (kort)	0,358***	0,358 ***	0,0132	0,0132	1,431	1,431
Gældsandel (lang) ...	0,322***	0,321 ***	0,0297	0,0297	1,379	1,379
Størrelse	-0,217***	-0,217 ***	0,00753	0,00753	0,805	0,805
Kritisk revisions						
Anmærkning	1,167***	1,167 ***	0,0218	0,0218	3,211	3,214
Selskabsform	0,354***	0,353 ***	0,0228	0,0228	1,424	1,424
Reduktion af kapital-grundlag	1,280***	1,282 ***	0,0218	0,0218	3,596	3,602
D10	-0,00842	0,195	0,170	0,241	0,992	1,216
D09	0,337***	0,763 ***	0,106	0,147	1,400	2,144
D08	0,323***	0,711 ***	0,105	0,152	1,382	2,035
D07	0,302**	0,752 ***	0,128	0,174	1,352	2,122
D06	-0,121	0,268	0,160	0,233	0,886	1,307
D05	0,124	0,219	0,133	0,212	1,132	1,245
D04	0,108	0,011	0,122	0,195	1,114	1,011

Anm.: For en nærmere beskrivelse af de to definitioner af "svag" bank henvises til hovedteksten.

Responsvariablen i den estimerede ligning er logaritmen til den såkaldte odds-ratio, dvs. sandsynligheden for "konkurs" divideret med sandsynligheden for "at fortsætte som aktiv virksomhed". Tallene i søjlen "ændring i odds-ratio ved en ændring på én enhed i den forklarende variabel" fremkommer ved at tage antilogaritmen til tallene i søjlen med koefficientestimer.

Ud over de i tabellen viste variable indeholder den estimerede model dummy-variable for kommunegruppe og alder. Hertil kommer tidsdummy-variable for hver branche. Modellen er estimeret på baggrund af 554.425 virksomhedsårs-regnskaber for perioden 1995-2009.

* angiver, at en koefficient er signifikant forskellig fra nul ved et signifikansniveau på 10 pct.

** angiver, at en koefficient er signifikant forskellig fra nul ved et signifikansniveau på 5 pct.

*** angiver, at en koefficient er signifikant forskellig fra nul ved et signifikansniveau på 1 pct.

Kilde: Abildgren, Buchholst og Staghøj (2011).

rende virksomheder med en "sund" bankforbindelse. Parameterestimerne, som relaterer sig til tiden før Finanskrisen (D04-D06), er derimod ikke signifikant forskellige fra nul, hvilket er i overensstemmelse med det forventede. I årene før Finanskrisen havde virksomhedernes valg af bankforbindelse ingen betydning for virksomhedernes konkurssandsynlighed.

Resultaterne baseret på solvensoverdækningen medio 2007 giver i store træk samme billede, dog med en noget større effekt på konkurssandsynligheden fra bankforbindelsesvariablen. Man kan endvidere bemærke, at der med denne definition af "svag" bank ligeledes fås en effekt

på konkurssandsynligheden i 2007, som er signifikant forskellig fra nul på et 1 pct. signifikansniveau. Det kunne umiddelbart virke som et meget tidligt tidspunkt af Finanskrisen, men effekten skal ses i lyset af, at der som nævnt i gennemsnit går omkring 1,5 år mellem aflæggelse af det sidste regnskab som aktiv virksomhed og til en konkurs er officielt stadfæstet. En del af de konkurer, der i datagrundlaget er henført til 2007 vedrører derfor i realiteten efterfølgende år.

Det er endvidere værd at bemærke, at der ikke er indikationer af, at styrken af en virksomheds bankforbindelse skulle have haft indflydelse på konkurssandsynligheden i 2010. Det gælder uanset valg af definition af "svag" bank. Det er således kun i kriseårene til og med 2009, at der kan spores en effekt af en "svag" bankforbindelse. Det stemmer overens med resultaterne fra afsnit 5, som indikerede, at den negative påvirkning af det reale BNP som følge af Finanskrisen fandt sted i begyndelsen af krisen, hvorefter udviklingen blev stabiliseret parallelt med gennemførelsen af Bankpakke 1 og 2.

Sammenfattende indikerer ovenstående analyse, at virksomheder med en "svag" bankforbindelse har haft en højere konkurrrisiko i årene 2008-09 end tilsvarende virksomheder med en "sund" bankforbindelse. Spørgsmålet er så, hvorledes disse resultater nærmere skal fortolkes. For det første er beregningerne baseret på en antagelse om, at de forklarende variable i konkursmodellen (afkastningsgrad, gældskvote, revisor-anmærkning mv.) er i stand til at tage fuld højde for, at virksomheder med en "dårlig" økonomi har en højere konkurssandsynlighed end virksomheder med en "sund" økonomi. I det omfang det ikke er tilfældet, vil effekten på konkurssandsynligheden af at have en "svag" bankforbindelse blive overvurderet. Det skyldes, at der som nævnt er en tendens til, at de "svage" banker har en overvægt af "dårlige" kunder. Det kan i så fald ikke udelukkes, at beregningsresultaterne blot afspejler, at urentable virksomheder er gået konkurs under finanskrisen, og at disse virksomheder i overvejende grad var kunder hos "svage" banker. For det andet er det i beregningerne antaget, at der er samme effekt på alle virksomheders konkurssandsynlighed af at have en "svag" bankforbindelse. I lyset af, at det som nævnt i afsnit 5 kun er en lille andel af virksomhederne, der de senere år har angivet finansielle begrænsninger som årsag til produktionsbegrænsninger, forekommer det nærliggende at tolke denne effekt som et udtryk for, at afhængighed af en "svag" bankforbindelse kan have haft betydning for konkurssandsynligheden for en mindre andel af virksomhederne, mens bankforbindelsen ikke har haft nogen betydning for konkurssandsynligheden hos det store flertal af virksomheder. For at belyse denne problemstilling nærmere ses der i det følgende afsnit på, om der kan spores en negativ effekt af at have

en "svag" bankforbindelse på afkastningsgraden for det store flertal af virksomhederne, der ikke er gået konkurs under Finanskrisen.

7. BANKFORBINDELSE OG IKKE-KONKURSRAMTE VIRKSOMHEDERS AFKASTNINGSGRAD UNDER FINANSKRISEN 2007/08 OG FREM

Den økonomiske styrke af en virksomheds bankforbindelse kan tænkes ikke alene at have betydning for virksomhedens overlevelse under en finanskrise. Det kan ligeledes tænkes, at bankforbindelsen mere generelt kan påvirke det økonomiske resultat for ikke-konkursramte virksomheder. Som nævnt i afsnit 6 kan en "svag" bankforbindelse tænkes at have dårligere muligheder for at imødekomme en virksomheds kredit- og likviditetsbehov end en bankforbindelse med en "sund" økonomi. Hvis en virksomhed med en "svag" bankforbindelse har vanskeligt ved at få adgang til alternativ finansiering, kan den være nødt til at sænke aktivitetsniveauet, afhænde aktiver eller undlade at gennemføre rentable investeringer. Det kan have en negativ indvirkning på virksomhedens økonomiske resultat, selv om det måske ikke ligefrem medfører virksomhedens konkurs. Mens mangel på kredit på kortere sigt kan tvinge en virksomhed med dårlig likviditet i konkurs, kan man dog muligvis argumentere for, at en eventuel påvirkning af afkastningsgraden for ikke-konkursramte virksomheder først viser sig på lidt længere sigt.

I figur 7.1 er vist afkastningsgraden i industrien gennem de seneste 80 år. Afkastningsgraden måler virksomhedernes primære resultat (dvs. resultat før renter) i pct. af de samlede aktiver. Den er dermed et udtryk for virksomhedens evne til at generere et afkast af aktiverne, som anvendes til at betale skat samt forrente virksomhedens passiver – herunder egenkapitalen.

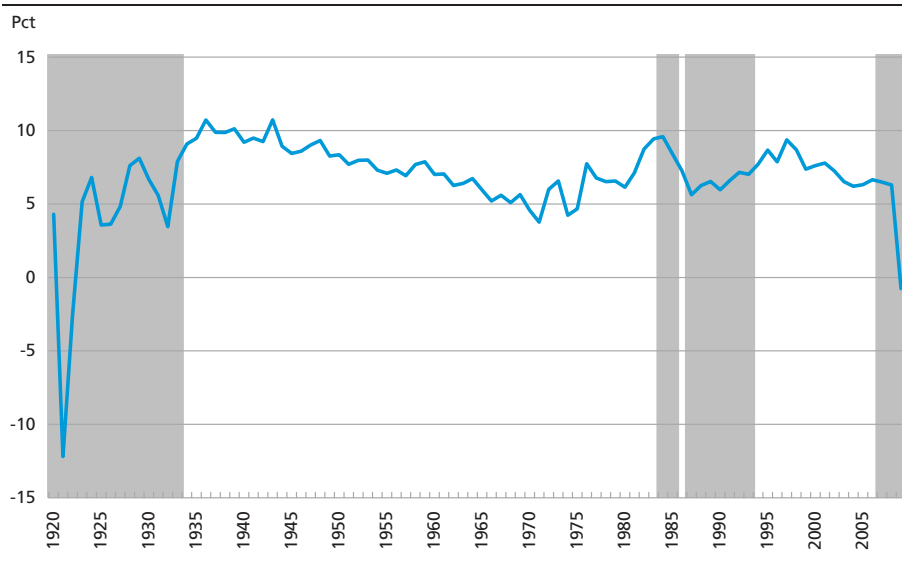
Udviklingen i afkastningsgraden over tid påvirkes ikke alene af konjunkturerne, men ligeledes af strukturelle ændringer i erhvervslivet (fx forskydninger mellem de enkelte brancher inden for industrien). Desuden indebærer skift i de lovfastede regnskabsregler, at man skal være varsom med en for håndfast sammenligning af niveauer over tid.¹

Det fremgår dog af figuren, at afkastningsgraden under den seneste finanskrise har været præget af et usædvanligt stort fald. Spørgsmålet er imidlertid, hvorvidt dette fald alene skyldes konjunkturudviklingen, eller om en del af nedgangen i afkastningsgraden mere direkte kan henføres til en opstramning af kreditpolitikken og en lavere udlånstil-

¹ Den faktisk anvendte regnskabspraksis kan ligeledes vanskeliggøre en sammenligning over tid. Eksempelvis vil der i perioder med høj inflation være en tendens til undervurdering af virksomhedernes afkastningsgrad, såfremt kapitalgevinster på virksomhedens aktiver ikke indregnes fuldt ud i driftsresultatet, jf. Waagstein (1985).

AFKASTNINGSGRAD I INDUSTRIEN 1920-2009

Figur 7.1



Anm.: De grå markeringer viser perioder med bankkriser, jf. tabel 2.1.

Afkastningsgraden er beregnet som resultat for renter ("primært" eller "ordinært" resultat) i pct. af de samlede aktiver ultimo året. Data for perioden 1920-75 er baseret på samtlige industrivirksomheder organiseret som A/S. Data for perioden 1976-89 er baseret på industrivirksomheder (organiseret som A/S og ApS) med mindst 20 beskæftigede. Data for perioden 1990-94 er baseret på samtlige industrivirksomheder (ekskl. olieudvinding) med mindst 20 beskæftigede. Siden 1995 er serien baseret på samtlige industrivirksomheder (ekskl. olieudvinding). Der er søgt korrigeret for diverse databrud.

Kilde: Danmarks Statistik og Experian A/S.

bøjelighed i banker, som har været under økonomisk pres under Finans-krisen.

I det følgende foretages en belysning af denne problemstilling på basis af en analyse i Abildgren, Buchholst og Staghøj (2011). Analysen er baseret på de samme virksomhedsspecifikke data fra Experian A/S, som blev anvendt i forbindelse med konkursanalysen i afsnit 6.

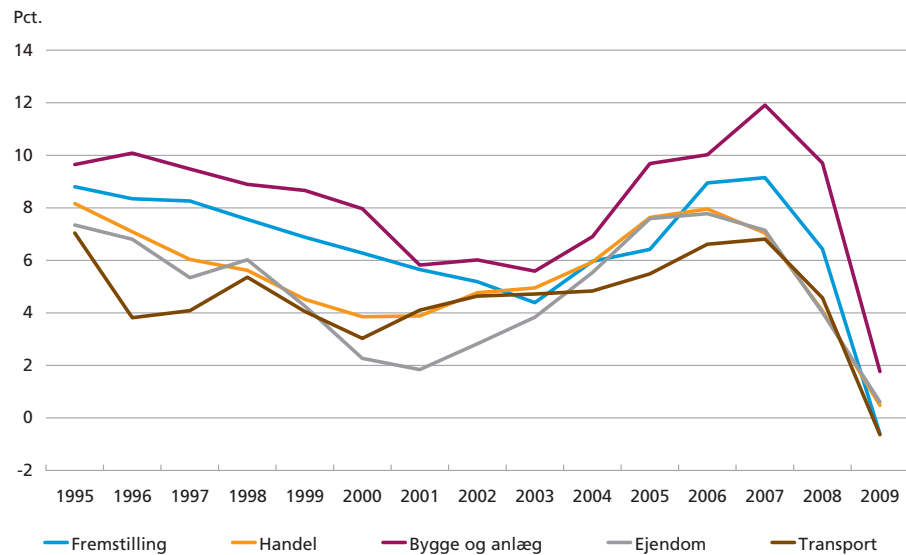
Figur 7.2 viser den gennemsnitlige afkastningsgrad i forskellige brancher for perioden 1995-2009 i datagrundlaget bag analysen. Udviklingen er karakteriseret ved en kraftig nedgang i afkastningsgraden inden for alle brancher i årene 2008-09. Endvidere bemærkes en tendens til niveauforskelle i afkastningsgraden på tværs af brancher. Det kan bl.a. tilskrives branchemæssige forskelle i kapitalintensitet og virksomhedsstruktur.

I analysen fokuseres på regnskaberne for ikke-konkursramte virksomheder.¹ Der estimeres en simpel grundmodel for virksomhed j 's afkastningsgrad i år t , $Y_{j,t}$ på basis af oplysninger om virksomhedens størrelse, gældsandel mv. i år $t-1$ ($X_{1,j,t-1}, \dots, X_{k,j,t-1}$). Som forklarende variable indgår

¹ Regnskaber for virksomheder, som går konkurs, og som aflagde sidste regnskab i år t , indgår i data-materialet med regnskaber til og med år $t-1$.

AFKASTNINGSGRAD I UDVALGTE BRANCHER 1995-2009

Figur 7.2



Anm.: Simpelt gennemsnit af afkastningsgrader for virksomheder i de forskellige brancher. Afkastningsgraden er beregnet som resultat før renter ("primært" eller "ordinært" resultat) i pct. af de samlede aktiver ultimo året.

Kilde: Beregnet på basis af data fra Experian A/S.

endvidere oplysninger om en række af virksomhedens øvrige karakteristika såsom eksportandel og geografiske lokalitet i år t samt branchespecifikke tidsdummy variable, som skal opfange konjunktoren og mere strukturelle udviklingstendenser inden for de enkelte brancher ($Z_{1,j,t}, \dots, Z_{m,j,t}$), jf. ligning (7.1):

$$Y_{j,t} = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i X_{i,j,t-1} + \sum_{i=1}^m a_i Z_{i,j,t}, \quad (7.1)$$

hvor b_0 er et konstantled, og $b_1, \dots, b_k, a_1, \dots, a_m$ er parametre.

Herudover estimeres en udvidet model med dummy-variable for, om virksomhedens bankforbindelse er "svag" eller ej, jf. ligning (7.2):

$$Y_{j,t} = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i X_{i,j,t-1} + \sum_{i=1}^m a_i Z_{i,j,t} + d_{05} D05_{j,t} + \dots + d_{09} D09_{j,t}. \quad (7.2)$$

I ligning (7.2) er $D09_{j,t}$ en dummy-variable, som er 1 i 2009, hvis virksomhed j ultimo 2009 havde en "svag" bankforbindelse. For øvrige år er variabelen 0. De øvrige dummy-variable for bankforbindelse er defineret på tilsvarende vis. En signifikant og negativ værdi af fx d_{09} indikerer, at en virksomhed med en "svag" bankforbindelse har haft en lavere af-

FORKLARENDE VARIABLE I LIGNING (7.1)-(7.2)

Tabel 7.2

Forklarende variable	Beskrivelse
<i>Indgår med et lag:</i>	
Gældsandel (kort)	Kort gæld sat i forhold til balancen, ultimo året.
Gældsandel (lang)	Lang gæld sat i forhold til balancen, ultimo året.
Størrelse	Logaritmen til balancesummen ultimo året deflateret med BNP-deflatoren (med 1995 = 1).
Reduktion af kapitalgrundlaget	Dummy-variablen sættes til 1, hvis virksomheden har haft underskud det seneste år og hvis en gentagelse heraf vil føre til, at virksomhedens egenkapital kommer under grænsen for det lovmæssige krav til kapitalens størrelse for nye selskaber. Ellers sættes dummy-variablen til 0.
<i>Indgår uden lag:</i>	
Kritisk revisionsanmærkning	Dummy-variablen sættes til 1, hvis årets regnskab har én eller flere kritiske revisionsanmærkninger. Virksomheder uden revisionsanmærkninger udgør referencegruppen, hvor dummy-variablen sættes til 0.
Selskabsform	Dummy-variablen sættes til 1, hvis virksomheden ultimo året er et anpartsselskab. Aktieselskaber udgør referencegruppen (med værdi 0). Der er et højere lovmæssigt kapitalkrav til oprettelse af aktieselskaber end til andelsselskaber.
Alder	Dummy-variable, der repræsenterer virksomhedernes alder målt i antal hele år ultimo året. Referencegruppen udgøres af 1 år gamle virksomheder.
Eksportandel	Andelen af virksomhedens omsætning, der går til eksport.
Kommunegruppe	Dummy-variable, der angiver virksomhedernes hjemsted ultimo året efter kommunegruppe med hovedstadsområdet som referencegruppe (med værdi 0). Hovedstadsområdet er mere konjunkturfølsomt end provinsen.
Tidsdummier for hver branche	Tidsdummy-variable for hver af de 7 brancher i datagrundlaget (fremstillingsvirksomhed er referencekategori). Disse dummy-variable skal opfange såvel konjunkturudviklingen som mere branchespecifikke trends inden for hver branche.

kastningsgrad i 2009 end en tilsvarende virksomhed med en "sund" bankforbindelse.

De forklarende variable i (7.1) og (7.2) er anført i tabel 7.2 og søger at kontrollere for forskellene i virksomhedernes karakteristika.¹ Da det i stor udstrækning er de samme variable, som indgår i konkursmodellen i afsnit 6, kontrolleres der herved ligeledes for forskelle i virksomhedens kreditkvalitet. Herved søges det sikret, at en signifikant og negativ vær-

¹ Variablene "gældsandel (kort)", "gældsandel (lang)", "størrelse" og "reduktion af kapitalgrundlag" indgår med et lag i (7.1) og (7.2) for at undgå eventuelle endogenitetsproblemer. I de tre første variable indgår virksomhedens balance, som også anvendes til at udregne afkastningsgraden. Variablen for reduktion af kapitalgrundlag indeholder information om årets resultat og kan derfor ikke indgå samtidigt (dvs. i år t) i en model for afkastningsgraden (i år t).

di af fx d_{09} i model (7.2) ikke blot er et udtryk for, at de "svage" banker har "svage" virksomheder som kunder.

I ligning (7.2) er der ligeledes medtaget en række dummy-variable for bankforbindelse vedrørende perioden før finanskrisen. Disse fungerer som en robusthedskontrol af, om en eventuel forskel på afkastningsgraden forårsaget af en "svag" bankforbindelse alene har haft betydning under krisen, eller om den også var til stede før Finanskrisen.

Det skal endvidere bemærkes, at analysen er baseret på en sammenligning af forskellene i afkastningsgraden hos virksomheder med henholdsvis "svage" og "sunde" bankforbindelser. Analysen søger dermed at identificere en eventuel negativ effekt på afkastningsgraden under bankkrisen af at have en "svag" bankforbindelse i forhold til at have en "sund" bankforbindelse. Denne analysetilgang kan derimod ikke anvendes til at estimere eventuelle negative effekter af en generel opstramning af kreditvilkårene under finanskrisen blandt såvel "svage" som "sunde" banker.

Tabel 7.3 viser resultatet af en estimation af grundmodellen (7.1).¹ Resultaterne viser eksempelvis, at en virksomhed med en kritisk revisorankmærkning har en afkastningsgrad, der er omkring 5 procentpoint lavere end for en tilsvarende virksomhed uden kritisk revisionsankmærkning.

I tabel 7.4 ses resultaterne for model (7.2) for virksomhedernes afkastningsgrad, hvor der er medtaget dummyvariable for bankforbindelse i årene 2005-09. De estimerede parametre for de forklarende variable ændrer sig ikke nævneværdigt, når dummyvariable for "svag" bankforbindelse inddrages i modellen. Modellen er estimeret separat for to forskellige definitioner af "svag" bank baseret på henholdsvis tilsynsdiamanten og solvensoverdækning (begge definitioner opgjort ud fra data fra medio 2007), jf. afsnit 6.

Resultaterne i tabel 7.4 giver ingen indikation af, at ikke-konkursramte virksomheders afkastningsgrad under Finanskrisen har været afhængig af "sundhedstilstanden" hos virksomhedernes bankforbindelse. Det kan afspejle, at ikke-konkursramte virksomheder med en "svag" bankforbindelse ikke har været ramt af en eventuel opstramning af kreditvilkårene under finanskrisen hos de "svage" banker, eller at virksomhederne ikke har haft vanskeligheder med at finde alternative finansieringsmuligheder i det omfang, de "svage" bankforbindelser ikke har kunnet imødekomme virksomhedernes kreditbehov på tilfredsstillende vis.

¹ Modellen er estimeret med pooled mindste kvadraters metode (OLS). Det indebærer, at fejleddet betragtes som værende uafhængigt mellem forskellige observationer, betinget på de forklarede variable. Heterogeniteten mellem virksomheder er søgt modelleret ved at inkludere en lang række forklarende variable.

ESTIMATION AF MODEL (7.1) FOR AFKASTNINGSGRAD – GRUNDMODELLEN

Tabel 7.3

	Koefficient	Standardfejl
Konstant	2,792***	0,484
Kritisk revisionsanmærkning	-4,870***	0,137
Selskabsform	0,582***	0,085
Eksportandel	0,018***	0,002
Størrelse	-0,239***	0,029
Gældsandel (kort)	0,051***	0,001
Gældsandel (lang)	0,033***	0,002
Reduktion af kapitalgrundlag	-13,194***	0,123

Anm.: Responsvariablen i den estimerede ligning er afkastningsgraden beregnet som resultat før renter ("primært" eller "ordinært" resultat) i pct. af de samlede aktiver ultimo året. Ud over de i tabellen viste variable indeholder den estimerede model dummy-variable for kommunegruppe og alder. Hertil kommer tidsdummy-variable for hver branche. Modellen er estimeret på 463.158 virksomheds-års-regnskaber for perioden 1995-2009.

* angiver, at en koefficient er signifikant forskellig fra nul ved et signifikansniveau på 10 pct.

** angiver, at en koefficient er signifikant forskellig fra nul ved et signifikansniveau på 5 pct.

*** angiver, at en koefficient er signifikant forskellig fra nul ved et signifikansniveau på 1 pct.

Kilde: Abildgren, Buchholst og Staghøj (2011).

ESTIMATION AF MODEL (7.2) FOR AFKASTNINGSGRAD MED DUMMYVARIABLE FOR BANKFORBINDELSE

Tabel 7.4

	"Svag" bank defineret ud fra			
	Tilsynsdiamant		Solvensoverdækning	
	Koefficient	Standardfejl	Koefficient	Standardfejl
Konstant	2,811***	0,484	2,791***	0,484
Kritisk revisionsanmærkning	-4,869***	0,137	-4,869***	0,137
Selskabsform	0,583***	0,085	0,583***	0,085
Eksportandel	0,018***	0,002	0,018***	0,002
Størrelse	-0,239***	0,029	-0,239***	0,029
Gældsandel (kort)	0,051***	0,001	0,051***	0,001
Gældsandel (lang)	0,033***	0,002	0,033***	0,002
Reduktion af kapitalgrundlag	-13,194***	0,123	-13,194***	0,123
D09	0,286	0,602	-0,328	0,937
D08	-0,929	0,572	-0,679	0,887
D07	-0,440	0,552	1,474*	0,858
D06	-0,901*	0,539	-0,883	0,838
D05	-0,455	0,532	-0,071	0,824

Anm.: Responsvariablen i de estimerede ligninger er afkastningsgraden beregnet som resultat før renter ("primært" eller "ordinært" resultat) i pct. af de samlede aktiver ultimo året. Ud over ovenstående indeholder den estimerede model dummy-variable for kommunegruppe og alder. Hertil kommer tidsdummy-variable for hver branche. Modellen er estimeret på 463.158 virksomheds-års-regnskaber for perioden 1995-2009.

* angiver, at en koefficient er signifikant forskellig fra nul ved et signifikansniveau på 10 pct.

** angiver, at en koefficient er signifikant forskellig fra nul ved et signifikansniveau på 5 pct.

*** angiver, at en koefficient er signifikant forskellig fra nul ved et signifikansniveau på 1 pct.

Kilde: Abildgren, Buchholst og Staghøj (2011).

Det kan selvfølgelig ikke udelukkes, at en potentiel effekt på afkastningsgraden af at have haft en "svag" bankforbindelse under Finanskrisen først viser sig på lidt længere sigt for de virksomheder, som ikke er gået konkurs i løbet af krisen. En virksomhed, der på grund af begrænset kreditadgang forhindres i at udvide og foretage ønskede investeringer, kan således tænkes at opleve et lavere afkast på lidt længere sigt, uden at det nødvendigvis påvirker afkastningsgraden på kort sigt, som er det, der afdækkes med model (7.2). På den anden side stemmer resultatet om, at styrken af virksomhedernes bankforbindelse ikke har haft betydning for virksomhedernes afkastningsgrad, overens med de i afsnit 5 nævnte konjunkturbarometre fra Danmarks Statistik, som indikerer, at det kun er en begrænset del af virksomhederne, der under Finanskrisen har oplevet produktionsbegrænsning som følge af finansielle begrænsninger.

8. KONSEKVENSER AF BANKKRISER FOR VÆKST OG INDKOMSTNIVEAU PÅ LÆNGERE SIGT

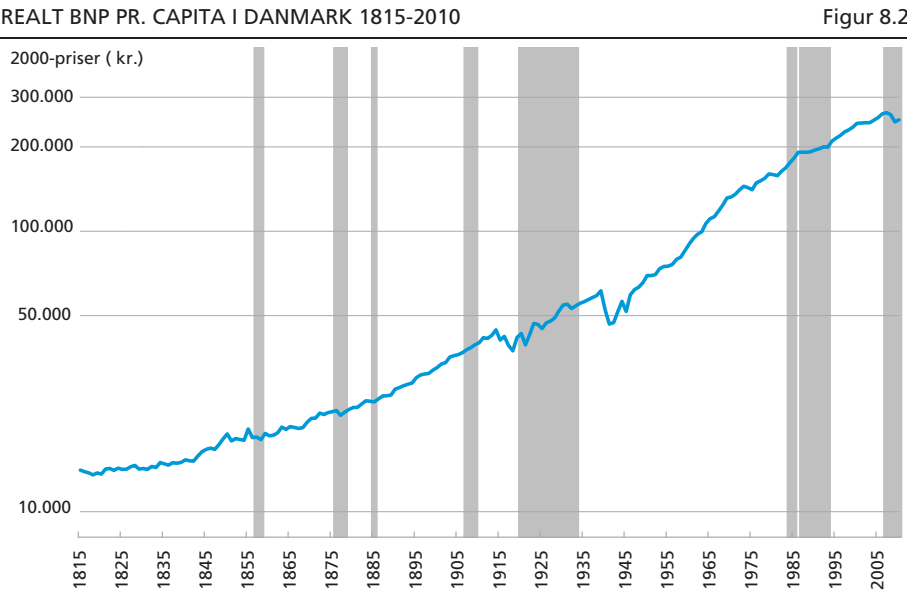
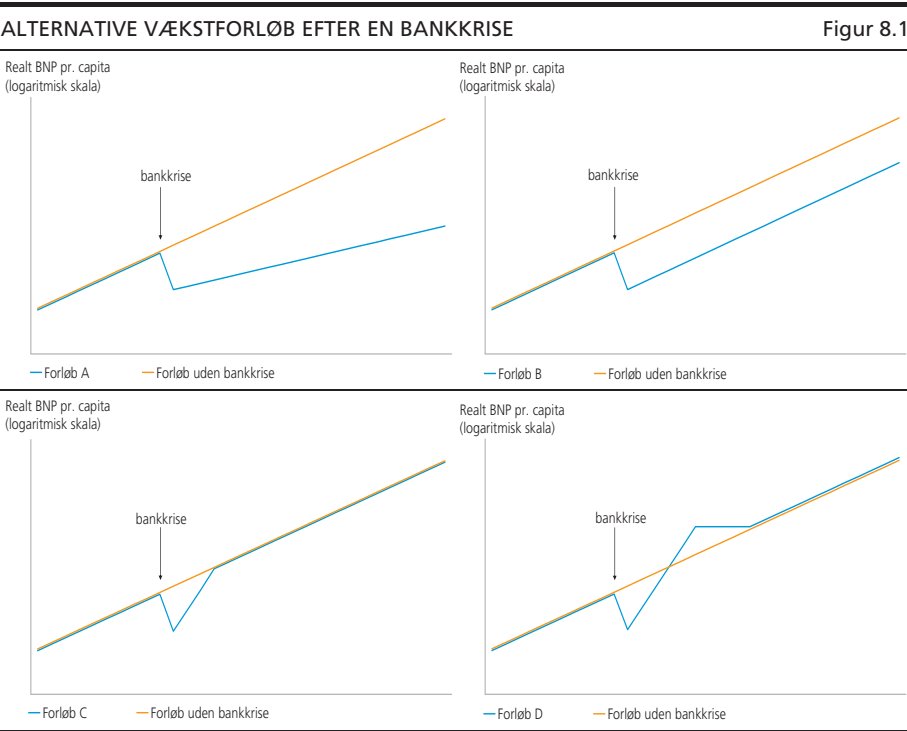
De foregående afsnit har fokuseret på de realøkonomiske konsekvenser af krise i banksystemet på kort og mellemlangt sigt. I dette afsnit behandles spørgsmålet om de mere langsigtede effekter af bankkriser.

Principielt set kan man forestille sig (mindst) fire mulige forløb for udviklingen i det reale BNP pr. capita efter en bankkrise, jf. figur 8.1. I forløb A er den trendmæssige vækst efter bankkrisen permanent lavere end før krisen. Det indebærer ikke alene, at produktionstab under bankkrisen aldrig indhentes igen, men også at tabet bliver større og større over tid sammenlignet med en situation uden bankkrise.

I forløb B vender den trendmæssige vækst efter krisen tilbage til niveauet fra før bankkrisen. Produktionstab under krisen indhentes dog aldrig igen, og indkomstniveauet efter bankkrisen er permanent lavere, end det ville have været i fravær af bankkrise.

I forløb C vender den trendmæssige vækst på langt sigt igen tilbage til førkriseniveauet samtidig med, at væksten i en overgangsperiode er højere end trendvæksten før bankkrisen. Det langsigtede niveau for det reale BNP pr. capita i forløb C er upåvirket af bankkrisen, men der vil stadig have været en periode med produktionstab under bankkrisen.

Endelig illustrerer forløb D et tilfælde, hvor den trendmæssige vækst på langt sigt vender tilbage til førkriseniveauet samtidig med, at væksten i en overgangsperiode er så tilstrækkeligt meget højere end trendvæksten før bankkrisen, så det kan kompensere for det midlertidige indkomsttab under bankkrisen.



Anm.: De grå markeringer viser perioder med bankkriser, jf. tabel 2.1. Der er korrigeret for Sønderjyllands tilbagevenden til Danmark i 1920.
Kilde: Beregnet på basis af data fra Hansen (1983), Hansen og Svendsen (1968), Abildgren (2010a) og Danmarks Statistik.

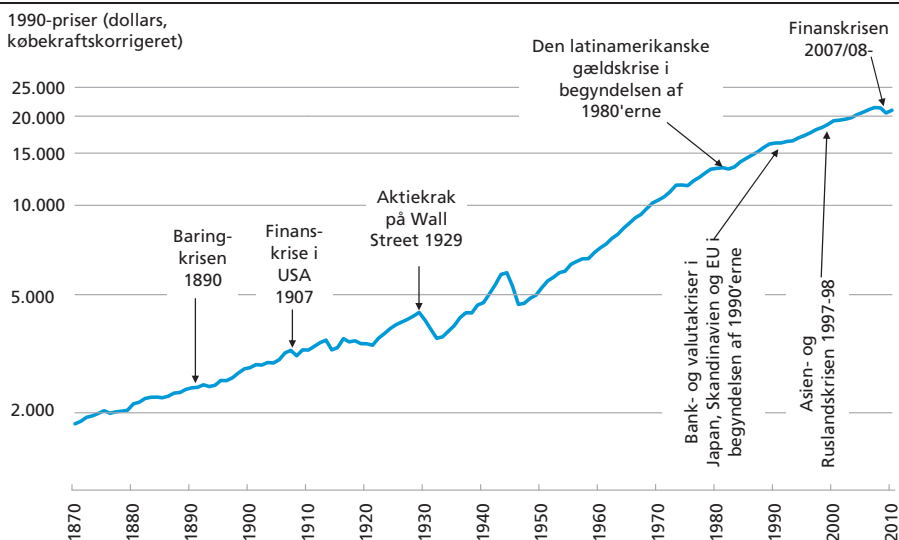
Skal man søge at foretage en empirisk belysning af de langsigtede real-økonomiske konsekvenser af bankkriser kan man tage udgangspunkt i figur 8.2, som viser det reale BNP pr. capita i Danmark for perioden efter 1815. Som det fremgår, er det umiddelbart vanskeligt at spore nogen effekt af bankkriser på økonomiens langsigtede vækstrate eller det langsigtede indkomstniveau pr. capita. Det indebærer selvfølgelig ikke, at bankkriser ikke kan have konsekvenser for økonomiens langsigtede vækstrate eller indkomstniveau. Men figuren antyder, at det er andre faktorer end bankkriser, som spiller den afgørende rolle for økonomiens vækstrate og indkomstniveau på længere sigt.

Det samme indtryk får man ud fra figur 8.3, der viser udviklingen i det reale BNP pr. capita i 22 andre lande siden 1870. De 22 lande tegnede sig for knap halvdelen af produktionen i hele verden i 2008. I lighed med situationen for Danmark er det ligeledes i figur 8.3 vanskeligt at spore nogen effekt af større internationale finansielle kriser på den økonomiske vækst eller indkomstniveauet pr. capita på længere sigt.

En nærmere analyse af, hvorledes de senere års finanskriser har påvirket den potentielle produktion i Danmark, findes i Andersen og Rasmussen (2011).

REALT BNP PR. CAPITA I 22 LANDE 1870-2010

Figur 8.3



Anm.: Omfatter Østrig, Belgien, Finland, Frankrig, Tyskland, Italien, Holland, Norge, Sverige, Schweiz, Storbritannien, Portugal, Spanien, Australien, New Zealand, Canada, USA, Brasilien, Chile, Uruguay, Japan og Sri Lanka.

Kilde: Balakrishnan mfl. (2009), IMF (2010) og Maddison (2010).

10. LITTERATUR

Abildgren, Kim (2008), A 'First Go' on Financial Accounts for Denmark 1875-2005, *Scandinavian Economic History Review*, vol. 56(2).

Abildgren, Kim (2010a), Consumer Prices in Denmark 1502-2007, *Scandinavian Economic History Review*, vol. 58(1).

Abildgren, Kim (2010b), Business cycles, Monetary Transmission and Shocks to Financial Stability - Empirical evidence from a new set of Danish quarterly national accounts 1948-2010, *Danmarks Nationalbank Working Papers*, nr. 71, november.

Abildgren, Kim og Jens Thomsen (2011), En fortælling om to bankkriser, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 1. kvartal, Del 1.

Abildgren, Kim, Bodil Nyboe Andersen og Jens Thomsen (2010), *Dansk pengehistorie 1990-2005*, Danmarks Nationalbank.

Abildgren, Kim, Birgitte Buchholst og Jonas Staghøj (2011), Bank-firm relationships and the performance of non-financial firms during the financial crisis 2008-09 – microeconomic evidence from large-scale firm-level data, *Danmarks Nationalbank Working Papers*, nr. 73, september.

Akashi, Kentaro, Shinichi Fukuda og Munehisa Kasuya (2009), Impaired bank health and default risk, *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 17.

Allen, Franklin og Elena Carletti (2008), Financial system: shock absorber or amplifier? *BIS Working Papers*, nr. 257, juli.

Anari, Ali, James Kolari og Joseph Mason (2005), Bank Asset Liquidation and the Propagation of the U.S. Great Depression, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 37.

Andersen, Asger Lau og Morten Hedegaard Rasmussen (2011), Produktionspotentialet i dansk økonomi, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 3. kvartal, Del 2.

Artis, Michael J., Massimiliano Marcellino og Tommaso Proietti (2003), Dating the euro area business cycle, *CEPR Working Papers*, nr. 3696, januar.

Balakrishnan, Ravi, Petya Koeva Brooks, Daniel Leigh, Irina Tytell og Abdul Abiad (2009), What's the Damage? Medium-Term Output Dynamics after Financial Crises, *IMF World Economic Outlook*, oktober.

Banktilsynet (1945), *Banktilsynet 1920-1945*.

Baxter, Marianne og Robert G. King (1999), Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, *Review of Economics and Statistics*, vol. 81(4).

Bergman, U. Michael, Michael D. Bordo og Lars Jonung (1998), *Historical evidence on business cycles: The international experience*, i Jeffrey C. Fuhrer og Scott Schuh (red.), *Beyond Shocks: What Causes Business Cycles*, *Federal Reserve Bank of Boston Conference Series*, nr. 42, juni.

Berrospide, Jose M. og Rochelle M. Edge (2010), The Effects of Bank Capital on Lending: What Do We Know, and What Does it Mean? *International Journal of Central Banking*, vol. 6.

Bordo, Michael, Barry Eichengreen, Daniela Klingebiel og Maria Soledad Martinez-Peria (2001). Is the Crisis Problem Growing More Severe? *Economic Policy*, vol. 16.

Christensen, Anders Mølller (2011), Makrovirkninger af finansiel regulering, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 1. kvartal, Del 1.

Christiansen, C., Marius Hansen og O. Himmelstrup (1945), *Den Lollandske Landbostands Sparekasse gennem 75 aar*.

Dam, Niels Arne, Tina Saaby Hvolbøl, Erik Haller Pedersen, Peter Birch Sørensen og Susanne Hougaard Thamsborg (2011), Boligboblen der bristede: Kan boligpriserne forklares? Og kan deres udsving dæmpes?, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 1. kvartal, Del 1.

Danmarks Nationalbank (2003), Boks 6: Model til kvantificering af konkurssandsynligheder, *Finansiel stabilitet*.

Danmarks Nationalbank (2007), Konkursindikatormodellen, KIM, *Finansiel stabilitet*.

Danmarks Nationalbank (2009), Seneste økonomiske og monetære udvikling, *Kvartalsoversigt*, 3. kvartal.

Danmarks Statistik (2010), Små og mellemstore virksomheders adgang til finansiering, *TemaPubl*, nr. 1, december.

Dyrberg, Anne (2004), Firms in Financial Distress: An Exploratory Analysis, *Danmarks Nationalbank Working Papers*, nr. 17.

Finanstilsynet (2010), *Finanstilsynet introducerer 'Tilsynsdiamanten' for pengeinstitutter*, 25. juni.

Gibson, Michael S. (1995), Can Bank Health Affect Investment? *Evidence from Japan*, *Journal of Business*, vol. 68(3).

Gibson, Michael S. (1997), More Evidence on the Link between Bank Health and Investment in Japan, *Journal of the Japanese And International Economies*, vol. 11.

Hansen, Per H. (1996), *På glidebanen til den bitre ende. Dansk bankvæsen i krise 1920-1933*, Odense Universitets Forlag.

Hansen, Svend Aage (1969), Kreditmarkedsstatistik, *Danmarks Statistik Statistiske Undersøgelser*, nr. 24.

Hansen, Svend Aage (1983), *Økonomisk vækst i Danmark. Bind II: 1914-1983*, 3. udgave, Akademisk Forlag.

Hansen, Svend Aage og Knud Erik Svendsen (1968), *Dansk pengehistorie 1700-1914*, Danmarks Nationalbank.

Hastrup, Bjarne (1979), *Håndværkets økonomiske historie*, Håndværksrådet Forlag.

Hoggarth, Glenn, Ricardo Reis og Victoria Saporta (2002), Cost of Banking System Instability: Some Empirical Evidence, *Journal of Banking and Finance*, vol. 26(2).

Hoffmeyer, Erik og Erling Olsen (1968), *Dansk pengehistorie 1914-1960*, Danmarks Nationalbank.

IMF (2010), *World Economic Outlook October 2010*.

Joeveer, Karin (2004), Does bank failure affect client firms? Micro evidence from Estonia, *CERGE-EI Working Paper*, nr. 224, maj.

Johansen, Hans Chr. (1985), *Dansk økonomisk statistik 1814-1980*, Gyldendal.

Kannan, Prakash, Marco E. Terrones og Alasdair Scott (2009), From Recession to Recovery: How Soon and How Strong?, *IMF World Economic Outlook*, april.

Klein, Michael W., Joe Peek og Eric S. Rosengren (2002), Troubled Banks, Impaired Foreign Direct Investment: The Role of Relative Access to Credit, *American Economic Review*, vol. 92(3).

Kupiec, Paul H. og Carlos D. Ramirez (2008). Bank Failures and the Cost of Systemic Risk: Evidence from 1900-1930. *CFR Working Papers*, nr. 9, marts.

Laeven, Luc og Fabian Valencia (2008), Systemic Banking Crises: A New Database, *IMF Working Papers*, nr. 224, november.

Lykke, Morten, Kenneth Juhl Pedersen og Heidi Mølgaard Vinther (2004), A Failure-Rate Model for the Danish Corporate Sector, *Danmarks Nationalbank Working Papers*, nr. 16.

Maddison, Angus (2010), *Historical Statistics of the World Economy: 1-2008 AD*, University of Groningen.

Marcucci, Juri og Mario Quagliariello (2008), Is bank portfolio riskiness procyclical? Evidence from Italy using a vector autoregression, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, nr. 18.

Minamihashi, Naoaki (2011), Credit Crunch Caused by Bank Failures and Self-Selection Behavior in Lending Markets, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 43(1).

Mikkelsen, Richard (1993), *Dansk pengehistorie 1960-1990*, Danmarks Nationalbank.

Mogensen, Gunnar Viby (1987), *Historie og økonomi*, Akademisk Forlag.

Monnin, Pierre og Terhi Jokipii (2010), The Impact of Banking Sector Stability on the Real Economy, *Swiss National Bank Working Papers*, nr. 5, april.

Mordhorst, Kirsten (1968), *Dansk pengehistorie. Bilag*, Danmarks Nationalbank.

Nielsen, Torben (2010), Nationalbankens udlånsundersøgelse – de første resultater, *Finans/Invest*, nr. 2.

Olsen, Erling (1962), *Danmarks økonomiske historie siden 1750*, København: GADs Forlag.

Puddu, Stefano (2010), *Real Sector and Banking System: Real and Feedback Effects*. A Non-Linear VAR Approach, paper presented at the IEA Annual Conference, 23-25 April.

Reinhart, Carmen. M. og Kenneth S. Rogoff (2009a), The Aftermath of Financial Crises, *American Economic Review: Papers & Proceedings*, vol. 99(2), 466-472.

Reinhart, Carmen. M. og Kenneth S. Rogoff (2009b), *This Time is Different*, Princeton University Press.

Reinhart, Carmen. M. og Vincent R. Reinhart (2010), *After the Fall*, papir præsenteret ved Federal Reserve Bank of Kansas City 's Jackson Hole Economic Policy Symposium, 26. – 28. august, Jackson Hole, Wyoming.

Schwierz, Christoph (2004), *Economic costs associated with the Nordic banking crisis*, kapitel 4 i: Moe, Thorvald G., Jon A. Solheim og Bent Vale. (red.), *The Norwegian Banking Crisis, Norges Bank Occasional Papers*, nr. 33, maj.

Serwa, Dobromi (2010), Larger crises cost more: Impact of banking sector instability on output growth, *Journal of International Money and Finance*, vol. 29(8).

Waagstein, Thorbjørn (1985), Er industriens afkastningsgrad fejlvurderet?, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, vol. 123.

Ushijima, Tatsuo (2008), Domestic bank health and foreign direct investment, *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 22(3).

Zarnowitz, Victor (1992), Business Cycles: Theory, History, Indicators, and Forecasting, *National Bureau of Economic Research Studies in Business Cycles*, vol. 27, januar.

Österholm, Pär (2010), The effect on the Swedish real economy of the financial crisis, *Applied Financial Economics*, vol. 20(4).

Økonomi- og Erhvervsministeriet (2011), Investeringer og virksomhedernes kreditvilkår, *Økonomisk analyse*, nr. 2, 30. marts.

Produktionspotentiallet i dansk økonomi

Af Asger Lau Andersen og Morten Hedegaard Rasmussen, Økonomisk Afdeling¹

1. INDLEDNING OG SAMMENFATNING

Den økonomiske udvikling er i Danmark såvel som i alle andre lande præget af fluktuationer på kort sigt. Væksten i bruttonationalproduktet, BNP, er i nogle perioder høj, mens andre år byder på lav – og i visse tilfælde endda negativ – vækst.

Et vigtigt spørgsmål i makroøkonomiske analyser er, hvordan man kan adskille disse kortsigtede bevægelser fra den underliggende langsigtede udvikling i økonomiens produktionskapacitet. Begreberne *potentiel produktion* og *produktionsgab* er centrale i denne sammenhæng. Potentiel produktion betegner det produktionsniveau, økonomien kan præstere, uden at der på længere sigt opstår inflationspres. Produktionsgab, ofte også omtalt som outputgab, betegner den faktiske produktions afvigelse fra dette niveau.

Begreberne har relevans for en lang række områder af økonomisk politik. Udviklingen i potentiel produktion ses typisk som et udtryk for de langsigtede tendenser i økonomien og anvendes ofte som en målestok for effekten af strukturpolitiske tiltag. Produktionsgab ses derimod som en sammenfattende indikator for konjunktursituationen og er formentlig det mest benyttede mål herfor. Af denne årsag spiller vurderinger af produktionsgabets størrelse en afgørende rolle i makroøkonomiske prognoser og i tilrettelæggelsen af makroøkonomisk stabiliseringspolitik. Produktionsgab opfattes desuden ofte som en indikator for balancen mellem udbud og efterspørgsel i økonomien og dermed for presset på økonomiens resurser. Et positivt produktionsgab giver således en indikation om en ubalance i økonomien, som vil resultere i inflationspres, og som ikke er holdbar på længere sigt. Denne egenskab er særligt relevant for centralbanker, som anvender produktionsgab som et værktøj til overvågning af udviklingen i inflationen. Endelig spiller produktionsgabets størrelse en vigtig rolle i vurderinger af de langsigte-

¹ Vi har i arbejdet med denne artikel nydt godt af kommentarer og forslag fra Christian Møller Dahl. Synspunkter og konklusioner samt eventuelle fejl og mangler står alene for forfatterens regning.

de perspektiver for den førte finanspolitik, idet det indgår som en central komponent i beregninger af den underliggende stilling på de offentlige finanser.

Den helt centrale udfordring i anvendelsen af begreberne potentiel produktion og produktionsgab er, at der er tale om *teoretiske* koncepter, som i kraft af denne egenskab ikke kan observeres direkte. I modsætning til den *faktiske* produktion er det altså ikke muligt at opgøre størrelsen af den *potentielle* produktion ved systematisk indsamling af statistisk materiale. Potentiel produktion og produktionsgab må i stedet estimeres, og økonomer og økonometrikere har igennem en længere årrække udviklet en række teknikker til netop dette formål.

I denne artikel estimerer vi udviklingen i potentiel produktion og produktionsgab i dansk økonomi siden 1985. Estimationerne tager udgangspunkt i den såkaldte produktionsfunktionsmetode, hvorunder den samlede produktion i økonomien beskrives som et produkt af mængden af kapital, arbejdskraft og produktivitet. Produktionsfunktionsmetoden er blandt de mest benyttede metoder til estimation af potentiel produktion og anvendes af bl.a. OECD, Europa-Kommissionen og Finansministeriet, jf. Beffy mfl. (2006), D'auria mfl. (2010) og Finansministeriet (2004).

Artiklens beregninger, som er baseret på de seneste nationalregnskabstal, viser, at dansk økonomi blev udsat for en kraftig overophedning i årene op til finanskrisen, hvor lav ledighed og stærkt kapacitetspres i virksomhederne medvirkede til, at BNP lå markant over sit potentielle niveau. Som resultat af presset på arbejdsmarkedet voksede lønningerne i denne periode markant hurtigere, end hvad udviklingen i produktiviteten kunne berettige.

Den økonomiske krise, som fulgte i kølvandet på den globale finanskrise i 2008, ledte til en drastisk forstærkning af den afmatning, der ramte dansk økonomi allerede i slutningen af 2007, og resulterede i store negative produktionsgab i 2009 og 2010. Afstanden til det potentielle produktionsniveau er dog siden blevet væsentligt indsnævret, og vi estimerer produktionsgab i 2. kvartal 2011 til -1,6 pct. af potentiel BNP.

Det negative produktionsgab kommer først og fremmest til udtryk via en erhvervsfrekvens, der ligger noget under det strukturelle niveau, mens nettoledigheden vurderes at være tæt på det niveau, der er foreneligt med en stabil løn- og prisudvikling på mellemlangt sigt. For at en eventuel stigning i efterspørgslen af arbejdskraft skal kunne resultere i et holdbart løft i beskæftigelsen, uden et efterfølgende lønpres, er det derfor afgørende, at arbejdsstyrken kan udvides relativt hurtigt. Det store antal af aktiverede og jobsøgende studerende giver forhåbninger

om, at dette er muligt, idet det må formodes, at mange af disse personer vil være både villige og i stand til at genindtræde på arbejdsmarkedet, hvis beskæftigelsesmulighederne forbedres.

Produktiviteten i dansk økonomi, målt ved totalfaktorproduktiviteten, TFP, faldt voldsomt i kølvandet på den finansielle krise i 2008 og 2009. TFP-niveauet har rettet sig en del siden lavpunktet i 2009, men er stadig noget lavere, end da det toppede i 2006. I lyset af, at omfanget af ledig kapacitet i danske virksomheder nu er ved at være tilbage på sit historiske gennemsnit, vurderer vi dog, at produktiviteten er tæt på at være tilbage på sit strukturelle niveau.

Samlet set vurderer vi dermed, at der i den nuværende situation er en beskedent ledig kapacitet i dansk økonomi. Afstanden mellem den faktiske produktion og det potentielle niveau er blevet indsnævret betragteligt siden 2009, og trods udsigten til begrænset vækst i indeværende halvår forventer vi, at denne gradvise lukning af det negative produktionsgab vil fortsætte i de kommende år.

Det er dog vigtigt at bemærke, at produktionsgabets præcise størrelse altid vil være forbundet med stor usikkerhed, og analyserne i artiklen viser, at estimerne kan blive revideret betragteligt senere, når eksisterende nationalregnskabstal revideres, og når nye tal offentliggøres. Det gælder særligt estimerne for de størrelser, der har den største interesse, nemlig produktionsgabets nuværende størrelse og dets udvikling i den nærmeste fremtid. Estimer for produktionsgabets størrelse kan derfor aldrig stå alene i vurderinger af den aktuelle konjunktursituation, men bør indgå som et vigtigt element i den samlede vurdering.

Artiklen fortsætter som følger: I afsnit 2 præsenteres forskellige opfattelser af, hvad begrebet potentiel produktion dækker over, og det præciseres, hvordan begrebet anvendes i denne artikel. I afsnit 3 beskriver vi den overordnede estimationstilgang i denne artikel, produktionsfunktionsmetoden. Herefter præsenterer vi i afsnit 4-6 estimationsmetoder og -resultater for de strukturelle niveauer for hver af underkomponenterne i produktionsfunktionen. Disse resultater sættes i afsnit 7 sammen til estimer for udviklingen i potentiel produktion og produktionsgabets størrelse i dansk økonomi siden 1985. I afsnit 8 diskuteres resultaternes følsomhed over for anvendelsen af alternative mål for ledigheden, mens afsnit 9 fokuserer på den usikkerhed, der er forbundet med estimer for produktionsgabets aktuelle størrelse, når man ikke kender den fremtidige udvikling i økonomien. I afsnit 10 diskuteres vi, hvordan den finansielle krise i 2008 og 2009 kan tænkes at have påvirket det potentielle produktionsniveau i Danmark. Herefter illustrerer vi i afsnit 11 en af de vigtigste anvendelser af estimer for produktionsgabets størrelse, nemlig beregninger af den såkaldte strukturelle saldo for de offentlige finanser. En sammen-

fatning af artiklens resultater og hovedkonklusioner kan findes i del 1 af denne kvartalsoversigt.

2. HVAD ER POTENTIEL PRODUKTION?

Potentiel produktion og produktionsgabet er, for akademiske såvel som praktisk orienterede økonomer, centrale begreber i diskussioner af makroøkonomisk politik. Trods begrebernes centrale placering er det dog ofte ikke helt klart, hvad der præcis menes med dem. Det skyldes, at forskellige økonomer anvender begreberne på forskellige måder. En medvirkende faktor hertil har været udviklingen i makroøkonomisk teori, som har medført adskillige ændringer i opfattelsen af, hvordan potentiel produktion kan og bør defineres. Den seneste nyudvikling er den øgede anvendelse af såkaldte DSGE-modeller, som har muliggjort en række modelbaserede definitioner af begrebet, jf. boks 2.1.

Den oprindelige definition af begrebet potentiel produktion, som kan spores tilbage til Okun (1962), refererede til det produktionsniveau, der kan opnås i en situation med fuld beskæftigelse, hvor sidstnævnte kan fortolkes som en situation med meget lav ledighed. Det følger af denne definition, at den faktiske produktion kun i sjældne tilfælde kan overstige potentiel produktion.

Denne oprindelige karakterisering af begrebet er imidlertid blevet fortrængt. Den mest udbredte opfattelse er i dag, at potentiel produktion betegner det produktionsniveau, som er foreneligt med stabil inflation. I modsætning til Okuns oprindelige karakterisering indebærer denne definition, at faktisk produktion kan og vil afvige fra potentiel produktion i både positiv og negativ retning. Hvis produktionsgabet er positivt igennem længere tid, vil det imidlertid resultere i ukontrollerbare stigninger i inflationen. Det vil i sidste ende skade det fremtidige vækstpotentiale i økonomien, hvormed det faktiske produktionsniveau reduceres. Potentiel produktion er ifølge denne opfattelse altså lig det *holdbare* produktionsniveau, økonomien kan præstere.¹

En anden udbredt opfattelse er, at potentiel produktion kan fortolkes som *trenden* for faktisk produktion. Denne opfattelse indebærer, at det potentielle produktionsniveau kan ses som en indikator for udviklingen i faktisk produktion på længere sigt, fx over en tiårig periode. Tolknin-gen af potentiel produktion som nært forbundet med produktionens

¹ Ifølge Okuns oprindelige fremstilling ville et højt produktionsniveau over tid føre til *høj*, men ikke *stigende* inflation. Teorien om, at der er ét og kun ét produktionsniveau, der er foreneligt med stabil inflation, har sit udspring i to næsten samtidige artikler af Friedman (1968) og Phelps (1967). Disse artikler fokuserede dog på sammenhængen mellem *ledighed* og inflation og ledte til teorien om det *naturlige ledighedsniveau*. Den moderne opfattelse af potentiel produktion kan således også karakteriseres som det produktionsniveau, der opnås, når ledigheden befinder sig på sit naturlige niveau, jf. også Congdon (2008).

POTENTIEL PRODUKTION I NY-KEYNESIANSKES DSGE-MODELLER

Boks 2.1

Udviklingen af såkaldte ny-keynesianske DSGE-modeller (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*) har medført en række nye modelkonsistente definitioner af potentiel produktion, som hver især er beslægtet med de traditionelle definitioner, der er beskrevet i hovedteksten. Der skelnes i DSGE-litteraturen mellem tre definitioner af potentiel produktion, jf. Vetlov mfl. (2011):

Trend-produktionen angiver det niveau, som produktionen ville konvergere mod i fravær af alle midlertidige stød, og svarer til en langsigtet steady state-udvikling. Trend-produktionen udvikler sig i DSGE-modeller som hovedregel stabilt over tid og er formentlig det af de modelkonsistente begreber, som er tættest beslægtet med traditionelle definitioner af potentiel produktion.

Den naturlige produktion er det produktionsniveau, der ville opnås, såfremt alle priser på vare- og arbejdsmarkedene var fuldt fleksible. Da priser og lønninger som følge af nominelle stivheder kun tilpasses langsomt til deres langsigtede ligevægtsværdier i disse modeller, vil det faktiske produktionsniveau som hovedregel afvige fra dette niveau. Begrebet er nært beslægtet med den traditionelle opfattelse af potentiel produktion som et inflationsstabiliserende produktionsniveau: I mange ny-keynesianske modeller er produktionens afvigelse fra det naturlige niveau således afgørende for udviklingen i inflationen, og stabilisering af inflationen kræver, at produktionen stabiliseres på det naturlige niveau. Til forskel fra den traditionelle opfattelse af potentiel produktion er dette naturlige niveau imidlertid volatilt også på kort sigt, idet det påvirkes af en lang række af mulige stød til økonomien. Ændringerne i det naturlige produktionsniveau vil endvidere typisk være positivt korrelerede med ændringer i den faktiske produktion, selv inden for de tidshorisonter vi normalt forbinder med konjunkturcyklens længde. Det betyder, at afvigelsen fra det naturlige niveau er velegnet som en indikator for inflationspresset på kort sigt, men uegnet som mål for konjunktursituationen.¹

Den efficiente produktion er defineret som det produktionsniveau, der ville opnås under fuldt fleksible priser og *fuldkommen konkurrence* på alle markeder. Ud fra en velfærdsmæssig betragtning er dette det optimale produktionsniveau. På grund af markedsimpfektioner vil det faktiske produktionsniveau imidlertid altid ligge under det efficiente niveau, og begrebet er på denne måde beslægtet med Okuns oprindelige definition af det potentielle produktionsniveau som det "bedst opnåelige". Men hvor Okun anså afvigelser fra det potentielle niveau som en konsekvens af utilstrækkelig efterspørgsel, giver DSGE-litteraturen en anden konklusion: Afvigelser mellem det efficiente produktionsniveau og det naturlige produktionsniveau skyldes mangel på konkurrence på vare-, tjeneste- og arbejdsmarkedene og bør derfor adresseres via *strukturpolitik*. Vedvarende forsøg på at presse produktionen op på det efficiente niveau via konjunkturpolitik vil derimod udelukkende resultere i stigende inflation. Konjunkturpolitikken bør derfor ikke tilrettelægges med henblik på at *minimere* afstanden mellem faktisk og efficient produktion, men på at *stabilisere* den.

¹ Konjunkturcyklen tænkes her som en cyklus med varighed mellem to og otte år, hvilket følger den gængse opfattelse i litteraturen.

trendniveau medfører desuden, at *produktionsgab*et, dvs. den relative afvigelse mellem faktisk og potentiel produktion, kan opfattes som et udtryk for konjunktursituationen. Det har medført, at potentiel produk-

tion undertiden også omtales som det produktionsniveau, der opnås under en "normal" konjunktursituation.

Selv om de to sidstnævnte definitioner af potentiel produktion er konceptuelt forskellige, optræder de ofte side om side, jf. fx Arnold (2009). Det afspejler en implicit opfattelse af, at produktionen kun kortvarigt kan afvige fra det holdbare, inflationsneutrale niveau. Hvis dette niveau følger en glat og stabil udvikling over tid, vil det derfor netop være sammenfaldende med trenden for det faktiske produktionsniveau.

I en økonomi præget af hyppige midlertidige udbudsstød vil det inflationsneutrale produktionsniveau imidlertid *ikke* følge en glat og stabil udvikling, og de to koncepter vil dermed ikke nødvendigvis være sammenfaldende. En pludselig kortvarig stigning i olieprisen vil fx lægge et opadgående pres på priserne, og det medfører, at grænsen for, hvor meget økonomien kan producere, uden at der opstår inflationspres, reduceres. Da stigningen er kortvarig, og effekten på produktionen derfor kun midlertidig, vil produktionens *trendniveau* derimod pr. definition ikke ændre sig. For at sikre konsistens mellem de to koncepter defineres potentiel produktion derfor ofte som *det produktionsniveau, der i fravær af midlertidige udbudsstød er foreneligt med stabil inflation*.

Begrebet potentiel produktion anvendes i denne artikel i denne sidstnævnte betydning. Vi fokuserer dermed på potentiel produktion som et fænomen, der som hovedregel udvikler sig jævnt og stabilt over tid. Det indebærer, at de resulterende estimer for produktionsgab kan opfattes som mål for konjunktursituationen. Estimerne er dermed særligt relevante set fra et finanspolitisk synspunkt, jf. bl.a. Basu og Fernald (2009): Udviklingen i de offentlige finanser er på længere sigt nært forbundet til udviklingen i *trenden* i produktionen, og produktionsgab kan – når det udtrykker et mål for afvigelsen herfra – anvendes til at beregne indikatorer for den underliggende stilling på de offentlige finanser, jf. også afsnit 11.

Estimerne for produktionsgab i denne artikel kan endvidere tolkes som indikatorer for inflationspresset i dansk økonomi på *længere sigt*. Vedvarende positive produktionsgab over flere år vil således være en klar indikation af tiltagende risiko for overophedning af økonomien og stigende inflationspres, mens vedvarende negative produktionsgab vil være tegn på faldende inflationspres. Det er imidlertid vigtigt at gøre sig klart, at de estimerede produktionsgab ikke nødvendigvis er retvisende indikatorer for inflationspresset på *kort sigt*, og at de dermed ikke udgør nogen velegnet rettesnor for kortsigtet inflationsstabilisering. En sådan rettesnor ville kræve estimation af et andet koncept for potentiel produktion, som tillod en højere grad af volatilitet på kort sigt, når økonomien rammes af midlertidige udbudsstød.

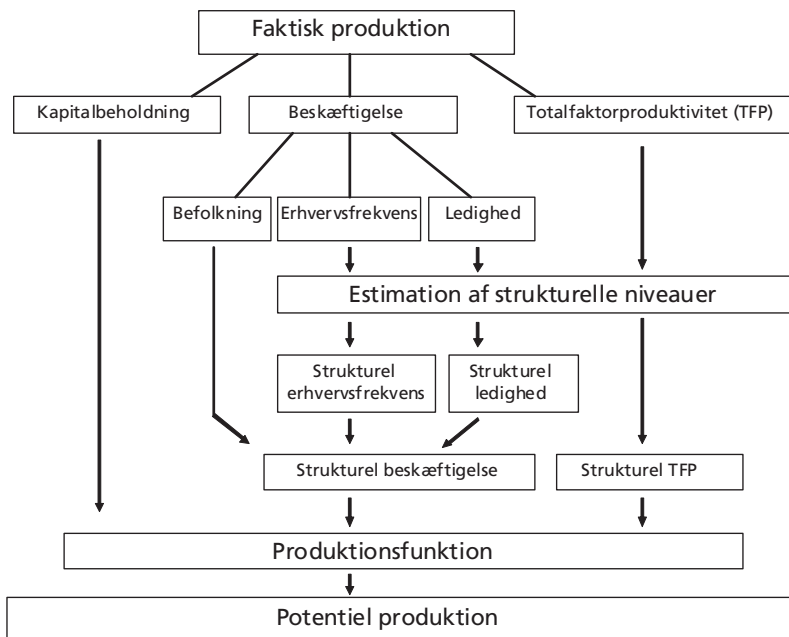
3. ESTIMATION AF POTENTIEL PRODUKTION: PRODUKTIONSFUNKTIONSMETODEN

Det potentielle produktionsniveau i Danmark estimeres i denne artikel ved hjælp af den såkaldte produktionsfunktionsmetode. I denne tilgang modelleres den samlede produktion i økonomien, målt ved BNP, som en konkret funktion af målbare inputfaktorer (typisk kapital og arbejdskraft) samt totalfaktorproduktivitet, TFP. Sidstnævnte er et samlet udtryk for, hvor effektivt produktionsfaktorerne anvendes i produktionsprocessen. Potentiel produktion beregnes da som det produktionsniveau, der opnås, når hver inputfaktor er på sit strukturelle niveau, jf. figur 3.1.

Fordelen ved produktionsfunktionsmetoden er først og fremmest, at den tillader en dekomponering af produktionsgabets på de underliggende produktionsfaktorer afvigelse fra deres strukturelle niveauer. På samme måde kan vækstraten i potentiel produktion dekomponeres på vækstraterne i de strukturelle niveauer for inputfaktorerne. Metoden muliggør dermed en økonomisk fortolkning af udviklingerne i potentiel produktion og produktionsgabets og bidrager til en øget forståelse af økonomiens udbudsside. En sådan forståelse er ikke mulig at opnå med metoder, der estimerer potentiel produktion ved udelukkende at se på udviklingen i BNP, jf. også boks 3.1.

PRODUKTIONSFUNKTIONSMETODEN TIL BEREGNING AF POTENTIEL PRODUKTION

Figur 3.1



ALTERNATIVE METODER TIL ESTIMATION AF POTENTIEL PRODUKTION

Boks 3.1

Produktionsfunktionsmetoden er den mest udbredte metode til estimation af potentiel produktion og produktionsgab, men det er langt fra den eneste. De mest populære metoder kan inddeles i følgende hovedkategorier:

Univariate filtre betegner statistiske metoder, som opdeler BNP i en trendkomponent og en cyklisk komponent alene ved hjælp af mekaniske transformationer af de faktiske BNP-data. Hodrick-Prescott-filteret (Hodrick og Prescott 1997) og Baxter-King-filteret (Baxter og King, 1999) er populære eksempler. Fordelen ved disse metoder er først og fremmest, at de er nemme at anvende. Til gengæld er filtrene sjældent funderet i økonomisk teori, og det kan være uklart, hvad det egentlig er, der estimeres. Metoderne lider desuden under et såkaldt *endepunktsproblem*, som vanskeliggør estimation af trenden nær tidsseriens start- og sluttidspunkter. For Hodrick-Prescott-filterets vedkommende indebærer endepunktsproblemet fx, at estimatet for trenden i tidsseriens sidste periode ofte vil ligge for tæt på den faktiske værdi i denne periode. Det er problematisk, eftersom tidsseriens sidste periode typisk vil være den *nuværende* periode. I tilrettelæggelsen af den økonomiske politik vil det derfor ofte være estimatet for netop den sidste periode i tidsserien, der har den største interesse.

Unobserved Components Models, UCM, betegner en mere kompleks modeltilgang, hvor trenden i BNP estimeres ved inddragelse af information fra andre økonomiske tidsserier ud over selve BNP-serien. Tilgangen baseres på kendte makroøkonomiske sammenhænge, ofte inspireret af økonomisk teori. Det typiske eksempel er en forventningsudvidet phillipskurve, som etablerer en sammenhæng mellem produktionsgab (eller ledighedsgabet) og inflationen på kort sigt. Den grundlæggende ide er, at hvis inflationen er høj og stigende, er det tegn på, at produktionen er over sit potentielle niveau, mens faldende inflation er tegn på det modsatte. I kombination med en fuldt specificeret statistisk model for udviklingen i potentiel produktion kan sådanne sammenhænge anvendes til at estimere det potentielle produktionsniveau ved hjælp af rekursive estimationsmetoder, såsom det ofte benyttede Kalmanfilter. Kuttner (1994) og Apel og Jansson (1999) er eksempler på estimationer af potentiel produktion baseret på UCM-tilgangen. Teoretisk set er UCM-tilgangen væsentligt mere tilfredsstillende end simple univariate filtreringsmetoder. I praksis kan det dog være svært at få metoden til at fungere tilfredsstillende, og resultaterne vil ofte være følsomme over for detaljerede antagelser om de underliggende statistiske processer.

Estimerer baseret på DSGE-modeller er den nyeste type af estimerer for potentiel produktion og produktionsgab og er endnu ikke ret udbredte. Den Europæiske Centralbank, ECB, estimerer potentiel produktion for euroområdet inden for rammerne af den såkaldte *New Area Wide Model*, jf. Vetlov mfl. (2011). DSGE-baserede estimerer er fuldt modelkonsistente og som sådan de teoretisk mest velfunderede. Tilgangen giver endvidere mulighed for en sofistikeret skelnen mellem forskellige teoretiske definitioner af potentiel produktion, jf. også boks 2.1. Ulempen ved tilgangen er først og fremmest, at den kræver udvikling af en fuld DSGE-model, hvilket er særdeles tidskrævende. Estimererne fra en sådan model vil derudover afhænge helt af modellens underliggende egenskaber, og de vil være vanskeligere at kommunikere til udenforstående end estimerer baseret på simple og mere velkendte metoder.

Det er værd at bemærke, at flere af disse estimationsmetoder kan anvendes enten direkte eller i kombination med produktionsfunktionsmetoden. Tidligere var det således en udbredt metode at anvende produktionsfunktionsmetodens ramme til dekom-

FORTSAT	Boks 3.1
ponering af faktisk BNP på henholdsvis kapital, arbejdskraft og TFP, hvorefter HP-filteret anvendtes til konjunkturrensning af hver af disse komponenter. Simpel HP-filtrering vurderes dog i stigende grad at være utilfredsstillende, og det er blevet mere udbredt at anvende mere avancerede teknikker såsom UCM-tilgangen til estimation af de strukturelle komponenter inden for rammerne af produktionsfunktionstilgangen. Det er netop en sådan kombineret tilgang, der anvendes i denne artikel.	

Produktionsfunktionsmetoden lider dog også af visse svagheder: For det første kræver metoden, at man gør konkrete antagelser om produktionsfunktionens form, og disse antagelser har betydning for det endelige estimat for potentiel produktion. For det andet stiller metoden betydelige krav til datagrundlaget, som kan være vanskelige at indfri. Det gælder særligt data for kapitalapparatets størrelse, som typisk er behæftet med en væsentlig usikkerhed.

Endelig er det værd at understrege, at produktionsfunktionsmetoden i sig selv ikke er en egentlig estimationsmetode, men snarere en ramme, der muliggør dekomponering af potentiel produktion og produktionsgabet på underliggende faktorer. Det endelige estimat for potentiel produktion afhænger i sidste ende helt og aldeles af, hvordan de strukturelle niveauer for hver enkelt inputfaktor estimeres. I afsnit 4-6 gives nærmere beskrivelser af, hvordan disse strukturelle niveauer er estimeret i denne artikel.

Produktionsfunktionsmetodens anvendelse i denne artikel

Som aggregeret produktionsfunktion anvender vi i denne artikel en standard Cobb-Douglas-funktion med konstant skalaafkast. Produktionen i kvartal t modelleres altså som:

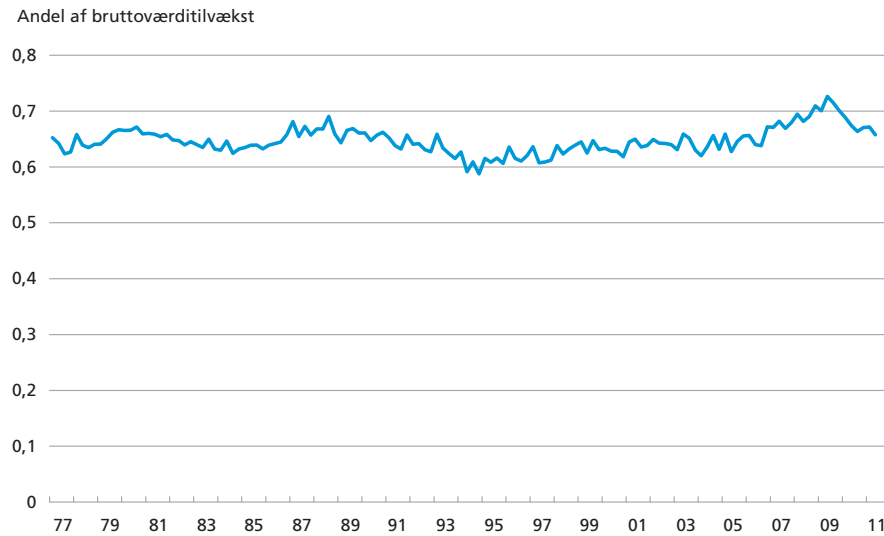
$$Y_t = TFP_t \cdot L_t^\alpha K_t^{1-\alpha}, \quad (3.1)$$

hvor Y er BNP i mængder, K er kapital i mængder, L er arbejdskraftinput, og TFP angiver totalfaktorproduktiviteten.

Valget af Cobb-Douglas-funktionen som aggregeret produktionsfunktion skyldes først og fremmest et ønske om enkelhed. Specifikationen har dog også en række egenskaber, som er i bred overensstemmelse med empiriske makroøkonomiske observationer. Eksempelvis vil en produktionsteknologi som i (3.1) under antagelse om fuldkommen konkurrence og profitmaksimering resultere i, at andelen af den samlede produktion, som går til aflønning af arbejdskraft, er konstant og lig med produktionens elasticitet med hensyn til input af arbejdskraft, α . Det er

LØNKVOTE I PRIVATE BYERHVERV

Figur 3.2



Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

konsistent med det forhold, at lønkvoten over en længere årrække har været relativt konstant, med begrænsede udsving omkring en gennemsnitsværdi på ca. 65 pct., jf. figur 3.2. Ud fra denne betragtning antages parameteren α at være lig 0,65 i alle perioder.

Input af arbejdskraft måles i antal beskæftigede personer og dekomponeres som:

$$L_t = B_t \cdot E_t \cdot (1 - u_t), \quad (3.2)$$

hvor B er antallet af personer i befolkningen i alderen 16-66 år, E er erhvervsfrekvensen, og u er ledighedsgraden. Ledighedsgraden måles her som nettoledigheden, opgjort i fuldtidspersoner, delt med antallet af personer i arbejdsstyrken, hvor arbejdsstyrken defineres som antallet af beskæftigede plus ledige. Erhvervsfrekvensen defineres som antallet af personer i arbejdsstyrken delt med antal personer i befolkningen i alderen 16-66 år.¹

Kapitalapparatets størrelse måles med udgangspunkt i det årlige nationalregnskabs opgørelse af nettobeholdningen af fast realkapital i

¹ Ideelt set burde input af arbejdskraft opgøres i antal præsterede timer frem for i antallet af beskæftigede personer. De tilgængelige tidsserier for antallet af præsterede timer i Danmark er imidlertid plaget af væsentlige måleproblemer, og opgørelser baseret herpå ville derfor være en kilde til støj i estimaterne for strukturel beskæftigelse og potentiel produktion. Når input af arbejdskraft som her opgøres i antal beskæftigede personer, vil fluktuationer i det gennemsnitlige antal præsterede timer pr. beskæftiget til gengæld komme til udtryk via udsving i estimatet for TFP.

2000-priser, kædede værdier.¹ Opgørelsen dækker alle brancher og alle typer af kapital. Tallene omregnes til kvartalsfrekvens ved at kombinere information om omfanget af faste bruttoinvesteringer fra det kvartalsvise nationalregnskab med en antagelse om konstante afskrivningsrater inden for samme år.

TFP-niveauet udregnes residualt ud fra ligning (3.1) og ligning (3.2) som:

$$TFP_t = \frac{Y_t}{K_t^{1-\alpha} (B_t \cdot E_t \cdot (1-u_t))^\alpha}.$$

Det medfører, at alle faktorer, der bidrager til at øge produktionen, ud over kapital og arbejdskraft, regnes som en del af TFP. Eventuelle målefejl i opgørelserne af input af henholdsvis kapital og arbejdskraft vil ligeledes påvirke målet for TFP. Endvidere vil udsving i kapitalapparatets udnyttelsesgrad slå ud i TFP-estimatet, jf. også senere.

Potentiel produktion, Y^* , defineres som det produktionsniveau, der opnås, såfremt alle komponenter i produktionsfunktionen er på deres strukturelle niveau. Der gælder altså, at:

$$Y_t^* = TFP_t^* \cdot (B_t^* \cdot E_t^* \cdot (1-u_t^*))^\alpha (K_t^*)^{1-\alpha}, \quad (3.3)$$

hvor en stjerne på en variabel angiver, at der er tale om variabelens strukturelle niveau.

For antallet af personer i befolkningen i alderen 16-66 år og for kapitalapparatets størrelse defineres de strukturelle størrelser som værende lig med de faktiske. Der gælder altså pr. definition, at $B^* = B$ og $K^* = K$. For befolkningens vedkommende afspejler denne definition, at demografiske ændringer opfattes som fuldt strukturelle og dermed uafhængige af konjunkturcyklen.² For kapitalapparatet afspejler definitionen først og fremmest, at tidsserien for kapitalapparatets størrelse er relativt glat allerede i udgangspunktet, på trods af at investeringer i fast realkapital er meget volatile. Det skyldes, at nettoinvesteringerne i et givet kvartal er meget små i forhold til størrelsen af det akkumulerede

¹ Der skelnes i nationalregnskabet mellem brutto- og nettobeholdning. I bruttobeholdningen opgøres værdien af et kapitalgode som genanskaffelsesprisen. Der ses således bort fra aldersdimensionen, sådan at kapitaludstyr af samme kvalitet, men med forskellig restlevetid, vurderes ens. I opgørelsen af nettobeholdningen tages derimod hensyn til, at værdien af kapitaludstyr forringes over tid som følge af slid og faldende restlevetid. Man kan diskutere, om kapitalapparatets produktive kapacitet måles bedre ved bruttobeholdningen. Af hensyn til sammenlignelighed med Nationalbankens makroøkonometriske model, MONA, anvendes dog her nettobeholdningen.

² Dermed ignoreres mulige effekter af konjunkturcyklen på omfanget af ind- og udvandring. Hvis man omvendt udglattede tidsserien for antallet af personer i alderen 16-66 år, ville man til gengæld fjerne en betragtelig mængde variation i serien, som bør betragtes som strukturelt drevet, nemlig den variation, som kan tilskrives antallet af fødsler og dødsfald.

kapitalapparat. Konceptuelt medfører definitionen $K^* = K$, at estimatet for potentiel produktion bør tænkes som *betinget* på kapitalapparatets aktuelle størrelse. Det endelige resultat for potentiel produktion kan altså opfattes som et estimat for økonomiens bæredygtige produktionsniveau, givet den nuværende mængde kapital, der er til rådighed.¹

Tidsserierne for TFP, erhvervsfrekvens og ledighed er derimod påvirket af cykliske såvel som strukturelle bevægelser, og adskillelse af disse kræver formel estimation. I afsnittene 4-6 beskriver vi, hvordan vi definerer og estimerer hver enkelt af disse strukturelle komponenter.

Produktionsgab, Y^g , er defineret som den relative afvigelse mellem det faktiske produktionsniveau og potentiel produktion. Ved kombination af ligningerne (3.1), (3.2) og (3.3) samt definitionerne $B^* = B$ og $K^* = K$ får vi da, at produktionsgabets approksimativt kan udregnes som:

$$\begin{aligned} Y^g &= \ln Y_t - \ln Y_t^* \\ &\approx \ln TFP_t - \ln TFP_t^* + \alpha \cdot (\ln E_t - \ln E_t^* - (u_t - u_t^*)). \end{aligned} \quad (3.4)$$

Produktionsgabets er altså givet ved summen af et TFP-gab og et erhvervsfrekvensgab, fratrukket et ledighedsgab. De to sidstnævnte vægtes med parameteren α , der som nævnt er fastsat til 0,65.

Ved anvendelse af udtrykkene i (3.3) og (3.4) beregner vi i denne artikel estimater for potentiel produktion og produktionsgab i dansk økonomi for hvert kvartal siden 1985. Begyndelsesåret er valgt ud fra den betragtning, at indførelsen af fastkurspolitikken i efteråret 1982 udgjorde et regimeskift i dansk økonomi, som medførte varige ændringer i centrale økonomiske mekanismer, herunder pris-, løn- og forventningsdannelse. Det er dog overvejende sandsynligt, at overgangen til dette nye regime skete gradvist i løbet af en flerårig periode, og det er derfor rimeligt at vælge 1985 som begyndelsesår for estimationsperioden.

Datagrundlaget for estimationerne udgøres af officielle tal fra Danmarks Statistik dækkende perioden 1. kvartal 1985 til 2. kvartal 2011. Herudover suppleres med tal fra Nationalbankens seneste prognose for udviklingen i dansk økonomi frem til og med udgangen af 2013. Vi inkluderer de prognosebaserede tal af to hensyn: Dels for at beregne skøn for den fremtidige udvikling i produktionspotentialet og produktions-

¹ Denne tolkning har en parallel i den ny-keynesianske DSGE-litteratur: Her skelnes således mellem *conditional potential output* og *unconditional potential output*. Førstnævnte begreb betegner det outputniveau, der ville opnås, såfremt alle nominelle stivheder i økonomien blev ophævet fra og med i dag, mens det sidste begreb betegner det niveau, der ville opnås i fravær af nominelle stivheder i alle fortidige og fremtidige perioder. Forskellen består netop i, at kapitalapparatets størrelse tages for givet i den første definition, mens definitionen af *unconditional potential output* indebærer et potentielt niveau for kapitalapparatet, som kan afvige fra det faktiske.

gabet, dels for at forbedre præcisionen i estimerne for det nuværende produktionsgab, jf. afsnit 9. Selve prognosen er nærmere beskrevet i "Seneste økonomiske og monetære udvikling" i del 1 af denne kvartalsoversigt.

4. STRUKTUREL LEDIGHED

Den strukturelle ledighed er en vigtig komponent i bestemmelsen af potentiel produktion. Begrebet har dog også i høj grad selvstændig interesse, idet teorien om et strukturelt, eller *naturligt*, ledighedsniveau er et centralt element i forståelsen af arbejdsmarkedet og sammenhængen mellem ledighed på den ene side og løn- og prisudviklingen på den anden side.

Den strukturelle ledighed kan generelt defineres som det ledighedsniveau, der er *bæredygtigt* på langt sigt. Begrebet bæredygtighed fortolkes i denne forbindelse typisk som stabil inflation. Det afspejler den dominerende opfattelse, at der på *kort sigt* findes en afvejning mellem ledighed og inflation: Lav ledighed er således forbundet med høj inflation, og omvendt. På *langt sigt* eksisterer en sådan afvejning imidlertid ikke; et lavt ledighedsniveau vil over tid således ikke bare medføre høj, men også *stigende* inflation. Vedvarende stigninger i inflationen er imidlertid ikke holdbare i længden og vil i sidste ende føre til højere ledighed. Den strukturelle ledighed defineres derfor ofte som det ledighedsniveau, der er foreneligt med en stabil inflation. Det har ført til, at den strukturelle ledighed ofte omtales som den såkaldte *NAIRU*, hvilket er en forkortelse for *Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*.

I en lille åben økonomi som Danmark, der fører fastkurspolitik over for en stor valuta, er stabil inflation imidlertid ikke i sig selv et tilstrækkeligt kriterium for bæredygtighed. Også det niveau, som inflationen stabiliseres på, er afgørende. En holdbar fastkurspolitik kræver således, at inflationen ikke vedvarende overstiger inflationen i valutaankeret. Den strukturelle ledighed i Danmark kan derfor defineres som det ledighedsniveau, der sikrer, at prisudviklingen i Danmark på mellemlangt sigt følger prisudviklingen i euroområdet.

Den strukturelle ledighed er, akkurat som potentiel produktion, et teoretisk begreb, som i sagens natur ikke kan observeres direkte, og det medfører usikkerhed om, hvor langt ledigheden kan komme ned, før der opstår inflationspres. Udfordringen forstærkes yderligere af, at dette niveau kan ændre sig over tid. Det kan fx skyldes ændringer i dagpengesystemet (hvor specielt kompensationsgraden anses for at være en vigtig faktor), styrkeforholdet mellem arbejdsmarkedets organisationer, eller matchet mellem de lediges kvalifikationer og de kvalifikationer,

arbejdsgiverne efterspørger. Listen over potentielle forhold, som kan tænkes at påvirke den strukturelle ledighed er imidlertid lang, og det er vigtigt at fastslå, at der er en betragtelig usikkerhed om, præcis hvilke faktorer der bestemmer dens niveau.

Estimationsmetoden i denne artikel

I denne artikel estimeres den strukturelle ledighed ved hjælp af en såkaldt *Unobserved Components Model*, UCM. UCM-tilgangen blev først anvendt til estimation af den strukturelle ledighed i USA af Staiger, Stock og Watson (1996) og Gordon (1997, 1998). Siden da er metoden blevet udbredt og anvendes i dag af bl.a. OECD, Europa-Kommissionen og Finansministeriet.

I UCM-tilgangen behøver man netop ikke at gøre eksplicitte antagelser om, præcis hvilke faktorer der forårsager ændringer i de uobserverbare variable – i dette tilfælde den strukturelle ledighed og ledighedsgabet. I stedet udnyttes formodede sammenhænge mellem de uobserverbare variable og observerbare variable til at udlede information om værdierne af de uobserverbare. Disse observationssammenhænge er typisk inspireret af økonomisk teori. Samtidig opstilles en fuld statistisk model for udviklingerne i de uobserverbare variable, hvor ændringer over tid tilskrives uspecificerede, stokastiske stød. Ud fra den fulde model kan værdierne af de uobserverbare variable så estimeres ved hjælp af Kalmanfilteret, som er en matematisk metode til at udlede information om de sande værdier af variable, der kun kan observeres under indflydelse af målefejl og andre tilfældige påvirkninger.

I UCM-estimationer af den strukturelle ledighed anvendes ofte en forventningsudvidet phillipskurve som den centrale økonomiske relation. Kurven angiver en negativ sammenhæng mellem ledighedsgabet og *ændringen* i inflationen.¹ Tankegangen er, at hvis inflationen er stigende, så er det alt andet lige tegn på, at ledigheden er under sit strukturelle niveau, hvormed ledighedsgabet må være negativt. Er inflationen derimod faldende, så er det tegn på et positivt ledighedsgab. Denne tankegang er oplagt, da den strukturelle ledighed jo ofte netop defineres som det ledighedsniveau, der giver en konstant inflation.

Fremgangsmåden er imidlertid problematisk, når den anvendes på danske kvartalsdata. Det skyldes, at den danske prisudvikling som følge af fastkurspolitikken er forankret i prisudviklingen i euroområdet på mellemlangt sigt. Prisudviklingen er dermed i mindre grad styret af indenlandske forhold, herunder påvirkninger fra arbejdsmarkedet. Hertil

¹ En sådan formulering af den forventningsudvidede phillipskurve hviler på en antagelse om, at den forventede inflation kan approksimeres ved inflationen i sidste periode.

kommer, at prisudviklingen i en lille åben økonomi som den danske på kort sigt er præget af bevægelser i fx energi- og fødevarerpriser, som kan være særdeles volatile. Samlet set resulterer disse forhold i, at den observerede sammenhæng mellem ledighed og inflation ikke er stærk og stabil nok til, at den kan anvendes til at identificere størrelsen af ledighedsgabet i dansk økonomi.

Udviklingen på det danske arbejdsmarked har derimod en afgørende betydning for lønudviklingen. Estimationerne af strukturel ledighed i denne artikel tager derfor i stedet udgangspunkt i en negativ sammenhæng mellem ledighedsgabet og udviklingen i *lønkvoten* i private byerhverv. Hvis ledigheden er under sit strukturelle niveau, vil det resulterende pres på arbejdsmarkedet medføre en højere lønstigningstakt. Da de indenlandske priser som allerede nævnt i høj grad er bundet til prisudviklingen i euroområdet, vil en øget lønstigningstakt resultere i, at reallønnen stiger hurtigere end produktiviteten. Det fører til, at lønkvoten stiger, og profitkvoten falder.

Udviklingen i lønkvoten, som er en observerbar variabel, kan derfor anvendes til at uddrage information om størrelsen af ledighedsgabet: Hvis lønkvoten er høj og stigende, er det alt andet lige tegn på, at ledigheden er under sit strukturelle niveau. Omvendt indikerer en lav og faldende lønkvote, at ledigheden er højere end det strukturelle niveau.

Sammenhængen mellem ledighed og lønkvote giver anledning til følgende ligning :

$$\Delta kvote_t = \sum_{i=1}^4 \left(\delta_i (kvote_{t-i} - kvote^*) \right) - \gamma \cdot u_{t-1}^c + \mathbf{x}_t' \beta + \varepsilon_t, \quad (4.1)$$

hvor *kvote* angiver logaritmen til lønkvoten i private byerhverv, u^c angiver ledighedsgabet, dvs. afvigelsen mellem den faktiske og den strukturelle ledighed, og $\mathbf{x}$ er en vektor af kontrolvariable, der opfanger effekten af midlertidige udbudsstød. Disse omfatter prisstigningstakten for råvarer, ændringen i den effektive kronekurs samt væksten i den gennemsnitlige arbejdsproduktivitet i private byerhverv. Alle kontrolvariable er udtrykt som afvigelser fra deres respektive middelværdier i datasættet og medtages både som samtidige værdier og med ét og to lags. Fejlliddet ε antages at være normalfordelt med middelværdi nul.

Ligning (4.1) beskriver en dynamisk proces for logaritmen til lønkvoten. Ændringen i denne modelleres som en funktion af lønkvotens niveau i de foregående kvartaler, ledigheden i det foregående kvartal samt en række midlertidige udbudsstød. Hvis ledigheden fastholdes på sit strukturelle niveau, således at ledighedsgabet er lig nul, så vil lønkvoten, i fravær af midlertidige udbudsstød, over tid konvergere mod sit

SAMMENHÆNGEN MELLEM LEDIGHEDSGAB OG LØNKVOTEN

Boks 4.1

Lønkvoten er defineret som den andel af værdiskabelsen, der går til aflønning af arbejdskraft, og kan udregnes som lønsum delt med bruttoværditilvækst. Ændringen i logaritmen til lønkvoten kan skrives som:

$$\Delta kvote_t = \Delta w_t - \Delta p_t - \Delta y_t$$

hvor w angiver den gennemsnitlige, nominelle timeløn, p er et mål for prisniveauet (i producentpriser), og y angiver den gennemsnitlige produktivitet pr. arbejdstime, alle opgjort i logaritmer. Den relative ændring i lønkvoten er altså givet ved væksten i reallønnen fratrullet væksten i den gennemsnitlige timeproduktivitet.

På langt sigt vil lønkvoten typisk være bestemt af strukturelle forhold på økonomiens udbudsside, herunder virksomhedernes produktionsteknologi og konkurrenceforhold. Under antagelse om fuldkommen konkurrence og Cobb-Douglas-produktionsteknologi vil virksomhedernes profitmaksimering eksempelvis medføre, at lønkvoten er lig produktionens elasticitet med hensyn til input af arbejdskraft. Antagelsen om en konstant, langsigtet ligevægtsværdi for lønkvoten understøttes af, at lønkvoten i Danmark og en række andre lande har været forholdsvis konstant set over lange tidsperioder, jf. også afsnit 3.

På kort og mellemlangt sigt kan lønkvoten imidlertid afvige fra sin langsigtede ligevægtsværdi. Det kan skyldes en vis forsinkelse i virksomhedernes tilpasning til nye vilkår. Træghed i nominelle priser og lønninger kan eksempelvis medføre, at reallønnen ikke tilpasser sig øjeblikkeligt til konjunkturmæssige udsving i produktiviteten, og sådanne udsving vil derfor medføre en ændret lønkvote. Lønkvoten kan også ændres som følge af midlertidige udsving i faktorer, der kan påvirke virksomhedernes prisfastsættelse. Det gælder fx udsving i prisstigningstakten på råvarer og den effektive kronekurs.

Endelig kan fluktuationer i ledigheden medføre, at lønkvoten afviger fra sit langsigtsniveau. Hvis ledigheden er lav, vil der typisk opstå et opadgående pres på lønningerne. I en lille åben økonomi som den danske, der fører fastkurspolitik over for en stor valuta, vil prisudviklingen i høj grad være bundet til prisudviklingen i valutaankeret, og den højere lønstigningstakt vil derfor have mindre end fuldt gennemslag på prisstigningstakten. For en given produktivitetsstigningstakt betyder det, at lønkvoten øges. Omvendt vil lønkvoten typisk falde, når ledigheden er høj.

Den *strukturelle ledighed* er det ledighedsniveau, som er konsistent med, at lønkvoten på mellemlangt sigt vil konvergere mod sit ligevægtsniveau. Den faktiske ledighed kan på kort og mellemlangt sigt afvige fra dette niveau. Hvis ledigheden er under det strukturelle niveau, således at ledighedsgabet er negativt, vil lønkvoten dog alt andet lige stige, og profitkvoten falde. Det betyder en forringelse af danske virksomheders konkurrenceevne, som på sigt vil resultere i lavere efterspørgsel efter arbejdskraft og højere ledighed, indtil lønkvoten igen er tilbage på et normalt niveau. Ledigheden kan derfor ikke afvige permanent fra sit strukturelle niveau.

Sammenhængen mellem ledighedsgabet og udviklingen i lønkvoten afspejles ved inklusionen af ledighedsgabet på højresiden i ligning (4.1). Herudover tages der i formuleringen af ligningen eksplicit højde for udviklingerne i produktivitet, råvarepriser og effektiv kronekurs, som alle kan påvirke udviklingen i lønkvoten, jf. ovenstående.

FORTSAT	Boks 4.1
Endelig inkluderes laggede værdier af lønkvotens niveau. Det afspejler en såkaldt fejlkorrektionsmekanisme, som skyldes, at udviklingen i timelønnen kan være påvirket af det historiske forhold mellem realløn og produktivitet, jf. fx Blanchard og Katz (1999).	

langsigtet niveau, $kvote^*$, som her antages at være konstant. Tankegangen bag ligningen er nærmere beskrevet i boks 4.1, mens det tekniske appendiks indeholder en mere formel beskrivelse af det teoretiske grundlag.

Lønkvoteligningen i (4.1) kombineres med en statistisk model for udviklingerne i den strukturelle ledighed og ledighedsgabet. Den fulde model estimeres med Kalmanfilteret og en iterativ maximum likelihood-procedure. Modellen og estimationsmetoden er nærmere beskrevet i appendiks.

Estimationsresultater: Strukturel ledighed i Danmark siden 1985

Tabel 4.1 viser estimer for koefficientparametrene i ligning (4.1). Resultaterne viser, at der er en klar og signifikant negativ sammenhæng mellem ændringen i lønkvoten og det estimerede ledighedsgab. En stigning i ledighedsgabet på 1 procentpoint er således alt andet lige forbundet med et relativt fald i lønkvoten på ca. 0,4 pct. i det efterfølgende kvartal. For et givet ledighedsgab ses endvidere, at lønkvoten falder med i gennemsnit 0,6 pct., når vækstraten i den gennemsnitlige arbejdsproduktivitet stiger med 1 procentpoint. Det afspejler en begrænset initial reaktion i reallønnen, hvis vækstrate ikke øges i samme omfang som vækstraten i produktiviteten, når denne stiger. Højere pristigningstakter for råvarer giver ligeledes anledning til fald i lønkvoten, dog med et par kvartalers forsinkelse.

Koefficienterne til de laggede værdier af lønkvoten indikerer en vis persistens, således at effekten af fx en kortvarig stigning i ledigheden påvirker lønkvoten i adskillige kvartaler frem. I fravær af nye stød vil lønkvoten dog over tid konvergere mod sin langsigt sværdi, som her er estimeret til 0,65. Dette er i god overensstemmelse med antagelsen om, at parameteren α i den aggregerede Cobb-Douglas-produktionsfunktion netop er lig 0,65, jf. afsnit 3.

Samlet set har der været tale om et bemærkelsesværdigt fald i den strukturelle ledighed over den betragtede periode, jf. figur 4.1. Mens den strukturelle nettoledighed ved indgangen til 1990'erne udgjorde over 9 pct. af arbejdsstyrken, svarende til over 260.000 personer, estimeres den i dag til ca. 3,4 pct. af arbejdsstyrken, svarende til knap 100.000

ESTIMATIONEN AF LIGNING (4.1)

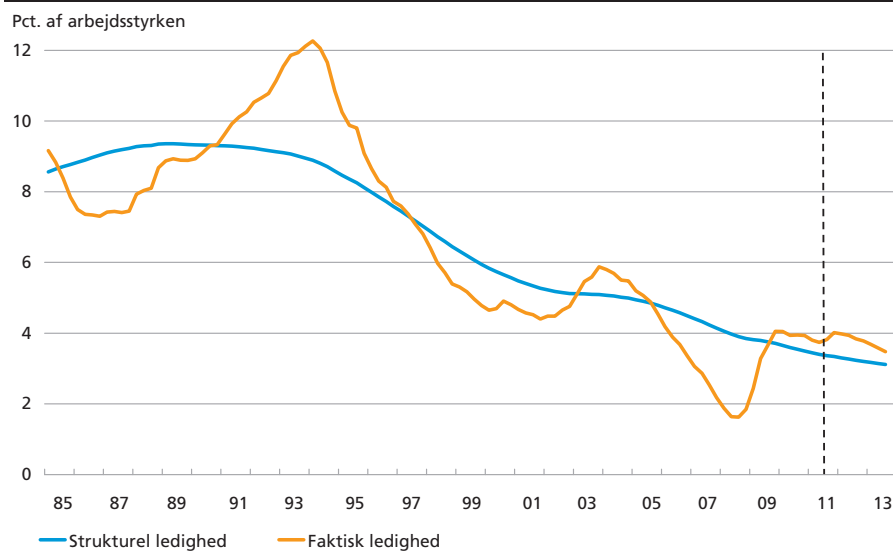
Tabel 4.1

Variabel	Koefficient	Standardfejl
Ledighedsgab (t-1)	-0,40	(0,16)
Lønvotegab (t-1)	-0,67	(0,09)
Lønvotegab (t-2)	0,30	(0,09)
Lønvotegab (t-3)	0,01	(0,09)
Lønvotegab (t-4)	0,26	(0,07)
Råvareprisinflations (t)	-0,03	(0,03)
Råvareprisinflations (t-1)	0,08	(0,03)
Råvareprisinflations (t-2)	-0,10	(0,03)
ΔEffektiv kronekurs (t)	0,02	(0,12)
ΔEffektiv kronekurs (t-1)	0,47	(0,12)
ΔEffektiv kronekurs (t-2)	-0,14	(0,12)
Produktivitsvækst (t)	-0,62	(0,08)
Produktivitsvækst (t-1)	-0,33	(0,10)
Produktivitsvækst (t-2)	-0,05	(0,10)
Lønvotens langsigtsniveau	0,65	

fuldtidspersoner. Udviklingen kan først og fremmest forklares med, at man særligt i 1990'erne gennemførte en række arbejdsmarkedsreformer, som bl.a. forkortede dagpengeperioden og samtidig introducerede en langt mere aktiv arbejdsmarkedspolitik, end man havde ført hidtil. Hvor man før reformerne lagde hovedvægten på at sikre de lediges forsørgelse, blev fokus nu flyttet til at sikre deres tilbagevenden til beskæf-

FAKTISK OG STRUKTUREL LEDIGHED

Figur 4.1

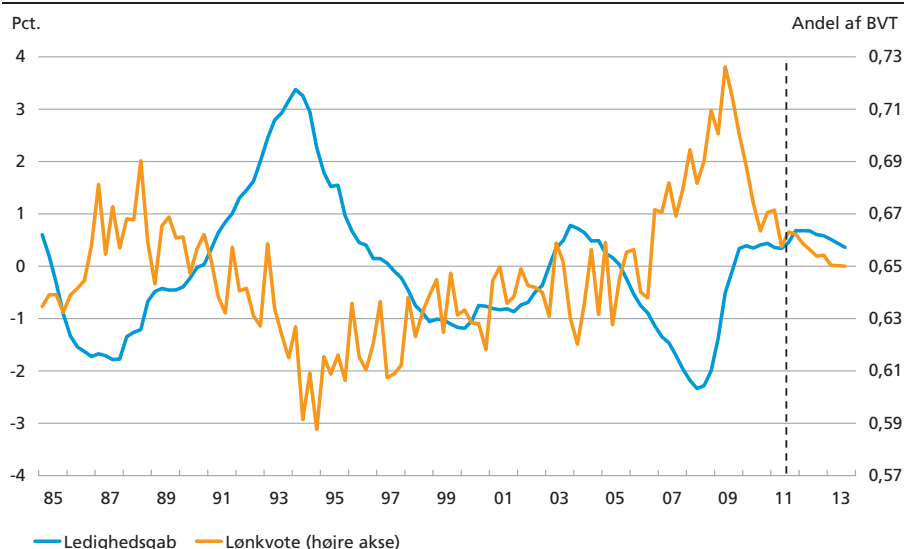


Anm.: Ledigheden er her opgjort ved den registrerede nettoledighed. Arbejdsstyrken er opgjort som antal beskæftigede plus antal nettoledige. Tallene til højre for den stiplede linje er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

LEDIGHEDSGAB OG LØNKVOTE

Figur 4.2



Anm.: Tallene til højre for den stiplede linje er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.
Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

tigelse. Resultatet af denne reformindsats var et mærkbart og langvarigt fald i den strukturelle ledighed.

Sammenholdt med udviklingen i den faktiske ledighed resulterer udviklingen i den strukturelle ledighed i, at ledighedsgabet vurderes at have været positivt gennem en lang periode i 1990'erne, hvorefter det blev negativt lidt før årtusindskiftet, jf. figur 4.2. Lavkonjunktoren i begyndelsen af 2000'erne gav kortvarigt et positivt ledighedsgab, mens den seneste højkonjunktur resulterede i, at ledigheden faldt til langt under sit strukturelle niveau. Under den seneste økonomiske krise steg ledigheden kraftigt, således at gabet blev omtrent lukket. Estimatet for 2. kvartal 2011 indikerer et ledighedsgab på ca. 0,3 pct. af arbejdsstyrken, svarende til knap 8.500 fuldtidspersoner.

Den beskrevne udvikling i ledighedsgabet hænger nøje sammen med udviklingen i lønkvoten, jf. figur 4.2. Under lavkonjunktoren i begyndelsen af 1990'erne faldt lønkvoten fx til et niveau langt under sit historiske gennemsnit. Omvendt medførte den kraftige overophedning af arbejdsmarkedet i 2006-07, at lønkvoten nåede historiske højder, inden den finansielle krise udløste den bratte vending på arbejdsmarkedet.

5. STRUKTUREL ERHVERVSFREKVENNS

Erhvervsfrekvensen er i denne artikel defineret som antallet af personer i arbejdsstyrken delt med antal personer i befolkningen i alderen 16-66

år. Arbejdsstyrken er defineret som summen af antallet af beskæftigede personer og antal registrerede fuldtidsledige. Det betyder, at jobsøgende personer, som ikke indgår i den registrerede ledighed, herunder aktiverede, selvforsørgende ledige og jobsøgende studerende, ikke bliver talt med i arbejdsstyrken.

Når beskæftigelsen falder under et konjunkturtilbageslag, vil det imidlertid ikke kun resultere i et stigende antal registrerede ledige. Antallet af personer i hver af de ovennævnte grupper vil ligeledes stige. Det betyder, at flere forsvinder ud af den registrerede arbejdsstyrke, og erhvervsfrekvensen falder derfor. Omvendt vil erhvervsfrekvensen stige under en højkonjunktur.

Den øgede brug af udenlandsk arbejdskraft i de senere år bidrager også til denne tendens. Det skyldes, at udlændinge ansat i danske virksomheder tælles med i beskæftigelsen, og derfor i arbejdsstyrken, men ikke i befolkningstallet. Eftersom antallet af udlændinge ansat i danske virksomheder er stærkt konjunkturafhængigt, vil dette ligeledes trække i retning af en konjunkturmedløbende erhvervsfrekvens.

Den strukturelle erhvervsfrekvens er det niveau, erhvervsfrekvensen ville være på i fravær af sådanne cykliske udsving. Som i tilfældet med den strukturelle ledighed estimeres den strukturelle erhvervsfrekvens i denne artikel ved hjælp af en Unobserved Components Model. Den centrale observationsligning i modellen er givet ved

$$arb\text{mangel}_t = \eta_0 + \eta_1 \cdot E_t^c + \varepsilon_t, \quad (5.1)$$

hvor *arbangel* er andelen af virksomheder i industrien, som angiver, at de oplever mangel på arbejdskraft (korrigeret for sæsonudsving), E^c er afvigelsen mellem faktisk og strukturel erhvervsfrekvens, og ε er et fejllid, som antages at være normalfordelt med middelværdi nul. Tankgangen bag ligningen er, at når erhvervsfrekvensen er over sit strukturelle niveau, så vil mængden af arbejdskraftreserver i økonomien være begrænset, og flere virksomheder vil opleve mangel på arbejdskraft. Omvendt vil en erhvervsfrekvens under det strukturelle niveau være forbundet med store reserver af potentiel arbejdskraft, og færre virksomheder vil da opleve mangel på arbejdskraft.

Udviklingen i den strukturelle erhvervsfrekvens, E^* , beskrives ved følgende ligning:

$$E_t^* = E_{t-1}^* - \Delta\text{ogy}_t + \mu \cdot \Delta\text{orlov}_t - 0,5 \cdot \Delta\text{and6066}_t + \zeta_t. \quad (5.2)$$

Ligningen angiver, at den strukturelle erhvervsfrekvens specificeres som en random walk med drift. Driften ændres over tid, afhængigt af udviklingen i de observerbare variable Δogy , Δorlov og $\Delta\text{and6066}$. Variab-

lene Δ_{ogy} og Δ_{orlov} angiver ændringerne i antallet af personer på henholdsvis overgangsydelse og orlovsordninger. Disse variable inkluderes for eksplicit at tage højde for effekten af en række arbejdsmarkedspolitiske tiltag, som blev gennemført i 1990'erne, og som resulterede i et brat fald i erhvervsfrekvensen. Et af disse tiltag var indførelsen af overgangsydelse. Denne tilbagetrækningsordning blev indført i 1992 og senere udvidet i 1994, hvorefter antallet af deltagere i ordningen nåede op på knap 47.000. I 1996 blev der lukket for tilgang til ordningen, og beskæftigelsesfrekvensen for den berørte aldersgruppe steg herefter i takt med ordningens udfasning. Variablen Δ_{ogy} angiver fra 1. kvartal 1992 til 1. kvartal 1996 den kvartalsvise ændring i antallet af personer på overgangsydelse, delt med antal personer i alderen 16-66 år. Uden for denne periode antager Δ_{ogy} værdien nul. Koefficienten til Δ_{ogy} er fastsat til -1. Denne restriktion repræsenterer en antagelse om, at for hver person, der går på overgangsydelse, reduceres den strukturelle arbejdsstyrke ligeledes med 1 person.

Et andet arbejdsmarkedspolitisk tiltag i 1990'erne var indførelsen (og den senere udfasning) af orlovsordninger til børnepasning, uddannelse og sabbat. Det samlede antal deltagere i disse ordninger nåede i begyndelsen af 1995 et højdepunkt på godt 87.000 personer. Variablen Δ_{orlov} antager værdien nul frem til 1992, hvor antallet af deltagere i ordningerne registreres for første gang. Herefter angiver Δ_{orlov} ændringen i antallet af deltagere i orlovsordningerne, delt med antal personer i alderen 16-66 år. Koefficienten til Δ_{orlov} pålægges ingen restriktion. Det skyldes, at en del af variationen i antallet af deltagere i orlovsordningerne må formodes at være konjunkturbetinget, således at sammenhængen mellem ændringen i antal deltagere og faldet i den strukturelle arbejdsstyrke er mindre end 1 til 1.

Variablen Δ_{60-66} angiver ændringen i forholdet mellem antal personer i alderen 60-66 år og antal personer i alderen 16-66 år. Denne variabel inkluderes for at tage højde for, at en større andel af 60-66-årige i befolkningen vil give en lavere strukturel erhvervsfrekvens, eftersom 60-66-årige uanset konjunkturforholdene har en lavere erhvervsfrekvens end den øvrige befolkning i den arbejdsdygtige alder. Det skyldes bl.a. muligheden for efterløn. Koefficienten til Δ_{60-66} er fastsat til -0,5, svarende til at den gennemsnitlige forskel i erhvervsfrekvensen for henholdsvis 16-59-årige og 60-66-årige var ca. 50 procentpoint i perioden 1985-2005.

Udviklingen i den cykliske komponent i erhvervsfrekvensen, E^c , beskrives ved ligningen:

$$E_t^c = \phi_1 \cdot E_{t-1}^c + \phi_2 \cdot E_{t-2}^c + \chi \cdot U_{t-1}^c + \kappa_t, \quad (5.3)$$

PARAMETERESTIMATER I MODELLEN FOR STRUKTUREL ERHVERVSFREKVENNS

Tabel 5.1

Parameter	Estimat	Standardfejl
μ	-0,76	(0,36)
φ_1	0,84	(0,11)
φ_2	0,04	(0,11)
χ	-0,04	(0,05)
η_0	0,02	(0,00)
η_1	1,32	(0,55)

Kilde: Egne beregninger.

hvor u^c er ledighedsgabet, og κ er et støjled, som antages at være normalfordelt med middelværdi nul. De laggede værdier af E^c på højresiden opfanger træghed i den cykliske komponent i erhvervsfrekvensen. En sådan træghed kan skyldes, at personer, der på grund af manglende jobmuligheder midlertidigt forlader arbejdsstyrken, bliver optaget af andre aktiviteter, fx som studerende. Når de først har forladt arbejdsstyrken, vil de derfor med en vis sandsynlighed forblive uden for den også i de efterfølgende kvartaler. Ledighedsgabet i det foregående kvartal medtages på ligningens højreside for at opfange en "discouraged worker"-effekt, idet højere ledighed kan føre til, at flere personer opgiver at finde beskæftigelse og forlader arbejdsstyrken. Ledighedsgabet estimeres som beskrevet i foregående afsnit. Herefter behandles det som en eksogen, observerbar variabel i estimationen af den strukturelle erhvervsfrekvens.

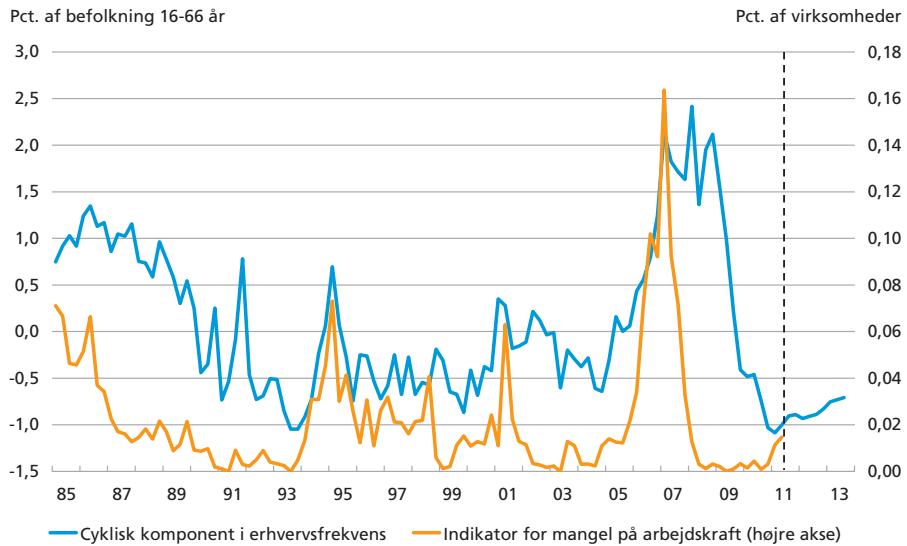
Modellen estimeres med Kalmanfilteret.¹ Samtlige parameterestimer har de forventede fortegn, jf. tabel 5.1. Koefficienten til $\Delta orlov$ i ligning (5.2) er -0,76, svarende til at 76 pct. af bevægelserne ind og ud af 1990'ernes orlovsordninger regnes som strukturelle ændringer i arbejdsstyrken. Koefficienten til ledighedsgabet i ligning (5.3) har det forventede negative fortegn, i overensstemmelse med en discouraged worker-effekt, men er dog ikke statistisk signifikant. Endelig er koefficienten til den cykliske komponent i erhvervsfrekvensen i ligning (5.1) positiv og klart signifikant. Der er således, som forventet, en positiv sammenhæng mellem manglen på arbejdskraft i industrien og den estimerede cykliske komponent i erhvervsfrekvensen, jf. også figur 5.1.

Den estimerede serie for den strukturelle erhvervsfrekvens viser et markant fald i perioden 1992 til 1996, jf. figur 5.2. Dette kan direkte tilskrives den pludselige vækst i antallet af personer på orlovsordninger og overgangsydelse i disse år. Den gradvise afvikling af orlovsordningerne gav herefter anledning til små, stødvise stigninger i den strukturelle

¹ Modellen samt estimationsmetoden og -resultaterne er yderligere beskrevet i appendiks.

CYKLISK KOMPONENT I ERHVERVSFREKVENNS OG MANGEL PÅ ARBEJDSKRAFT I INDUSTRIEN

Figur 5.1

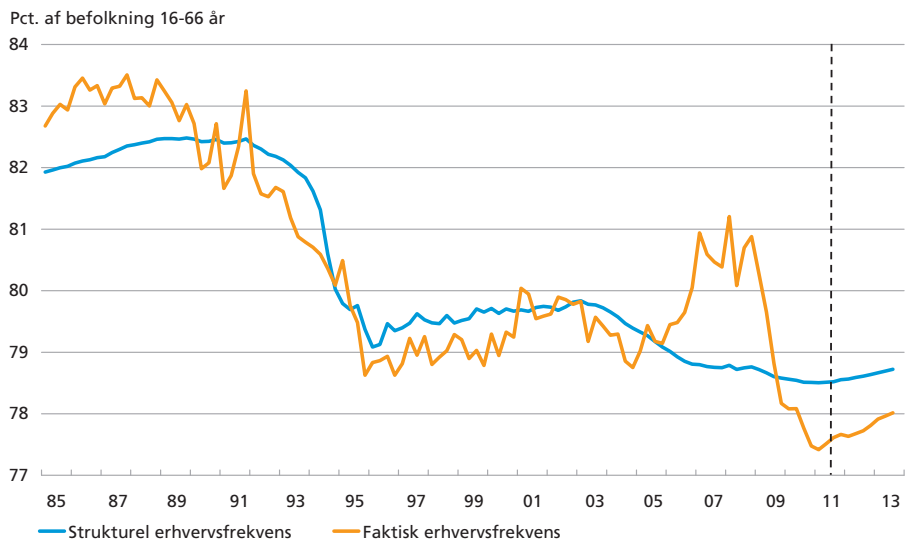


Anm.: Indikatoren for mangel på arbejdskraft angiver andelen af virksomheder i industrien, vægtet med antal ansatte, der rapporterer om mangel på arbejdskraft som en begrænsende faktor for deres produktion. Tallene til højre for den stiplede linje er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

FAKTISK OG STRUKTUREL ERHVERVSFREKVENNS

Figur 5.2



Anm.: Erhvervsfrekvensen er udregnet som antal personer i arbejdsstyrken delt med antal personer i befolkningen i aldersgruppen 16-66 år. Tallene til højre for den stiplede linje er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

erhvervsfrekvens i de efterfølgende år, efterhånden som antallet af deltagere i ordningerne blev reduceret.

Fra 2003 og frem til i dag er den strukturelle erhvervsfrekvens gradvis faldet med i alt godt 1 procentpoint, sådan at den estimeres til 78,5 pct. i 2. kvartal 2011. Faldet kan forklares af en stigende andel af 60-66-årige blandt den samlede befolkning i den arbejdsdygtige alder.

Sammenholdt med den faktiske udvikling i erhvervsfrekvensen resulterer den beskrevne udvikling i den strukturelle erhvervsfrekvens i store positive estimater for den cykliske komponent i erhvervsfrekvensen i perioden mellem 1. kvartal 2006 og 4. kvartal 2008, jf. også figur 5.1. Herefter faldt erhvervsfrekvensen brat, efterhånden som effekten af den økonomiske krise slog igennem, og den estimerede cykliske komponent er kraftigt negativ fra 4. kvartal 2009 og frem. I 2. kvartal 2011 er erhvervsfrekvensen ca. 1 procentpoint under sit strukturelle niveau, svarende til et negativt arbejdsstyrkegap på godt 37.000 personer.

6. STRUKTUREL TOTALFAKTORPRODUKTIVITET

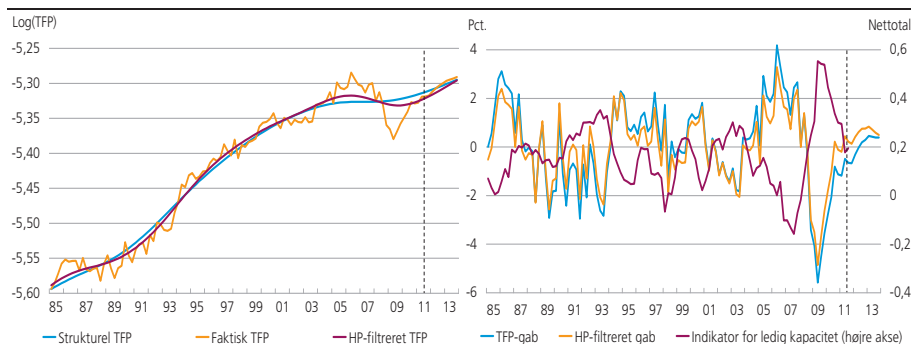
Det strukturelle niveau for TFP estimeres ved brug af et såkaldt udvidet HP-filter. Det udvidede HP-filter er baseret på det almindelige, univariate HP-filter, som estimerer trenden i en tidsserie ud fra en afvejning mellem glathed i den estimerede trend og minimering af afvigelser mellem seriens faktiske værdier og trenden. Men hvor det almindelige HP-filter estimerer trenden alene ud fra udviklingen i den faktiske serie, inddrager det udvidede HP-filter desuden information fra en eller flere eksterne variable. Metoden kan dermed ses som et kompromis mellem HP-filterets enkelhed og den højere kompleksitet i multivariate estimationsmetoder, herunder UCM-tilgangen. I appendiks gives en formel beskrivelse af det udvidede HP-filter.

I estimationen af strukturel TFP udnyttes information om graden af ledig kapacitet i industrien. Rationalet bag denne tilgang er, at virksomhedernes kapacitetsudnyttelse er stærkt konjunkturafhængig. Det skyldes, at der ved konjunkturvendinger typisk går noget tid, inden virksomhederne tilpasser deres input af kapital og arbejdskraft. Under en efterspørgselsdrevet konjunkturopgang vil virksomhederne derfor besvare den øgede efterspørgsel ved fx at lade de ansatte arbejde længere og mere intensivt og ved mere intensiv brug af maskiner og bygninger. Kapacitetsudnyttelsen vil derfor stige. Omvendt vil en konjunkturaftætning typisk være ledsaget af en faldende kapacitetsudnyttelse.

Sådanne fluktuationer i kapacitetsudnyttelsesgraden for inputfaktorerne opfanges imidlertid ikke i tilstrækkelig grad af de anvendte mål for kapital og arbejdskraft. I stedet bliver de afspejlet i estimatet for TFP.

STRUKTUREL TFP OG TFP-GABET

Figur 6.1



Anm.: Indikatoren for ledig kapacitet angiver andelen af virksomheder (vægtet med antal ansatte), som rapporterer, at produktionskapaciteten er mere end tilstrækkelig, minus andelen af virksomheder (vægtet med antal ansatte), som rapporterer, at deres produktionskapacitet er mindre end tilstrækkelig. Tallene til højre for de stiplede linjer er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

Eksempelvis vil en stigning i omfanget af overarbejde alt andet lige resultere i et højere TFP-estimat, når det samlede arbejdskraftinput som her måles i antal personer. TFP-estimatet kan således opfattes som et imperfekt mål for den sande totalfaktorproduktivitet, hvor konjunkturdrevne fluktuationer i kapacitetsudnyttelsen giver anledning til målefejl. Det nødvendiggør en konjunkturrensning af den estimerede TFP-serie, og information om graden af ledig kapacitet kan med fordel inddrages her.

Den estimerede serie for strukturel TFP baseret på det udvidede HP-filter følger den seneste udvikling i faktisk TFP mindre tæt, end tilfældet er for serien baseret på det almindelige HP-filter, jf. figur 6.1. Førstnævnte resulterer således i større positive TFP-gab under den seneste højkonjunktur og numerisk større negative gab under den efterfølgende krise. Det afspejler, at det udvidede HP-filter – i modsætning til det almindelige HP-filter – tager højde for, at kapacitetsudnyttelsen var usædvanligt høj under højkonjunkturerne, hvorefter ekstraordinært mange virksomheder rapporterede om ledig kapacitet under krisen, jf. figur 6.1.¹

På den baggrund kan man argumentere for, at estimerterne for strukturel TFP baseret på det almindelige HP-filter tillægger den faktiske TFP-udvikling for stor vægt, og at udviklingen i den HP-filtrerede serie er mindre troværdig end den tilsvarende udvikling i serien baseret på estimerterne fra det udvidede HP-filter.

¹ Vi har også eksperimenteret med en UCM-tilgang, hvor strukturel TFP bliver estimeret med Kalman-filteret. Den centrale observationsligning i modellen er en positiv sammenhæng mellem TFP-gabet og kapacitetsudnyttelsen i industrien, mens vi har afprøvet en række forskellige antagelser om den statistiske model for strukturel TFP. Kalmanfilterestimerterne resulterer i alle de afprøvede tilfælde i endnu større positive TFP-gab i årene 2005-07 end det udvidede HP-filter.

7. POTENTIEL PRODUKTION OG PRODUKTIONSGAB

Ud fra estimaterne for de strukturelle niveauer for ledighed, erhvervsfrekvens og TFP kan det potentielle produktionsniveau beregnes som beskrevet i afsnit 3. Den resulterende serie er vist i figur 7.1. Det er værd at bemærke, at stigningstakten i potentiel produktion i de senere år har været mindre end i de foregående årtier. Særligt ses en udfladning i kurven i begyndelsen af 2000'erne, hvor væksten i potentiel produktion synes at aftage. Endnu et knæk indtraf i efteråret 2008 i kølvandet på den globale finansielle krise, jf. også afsnit 10.

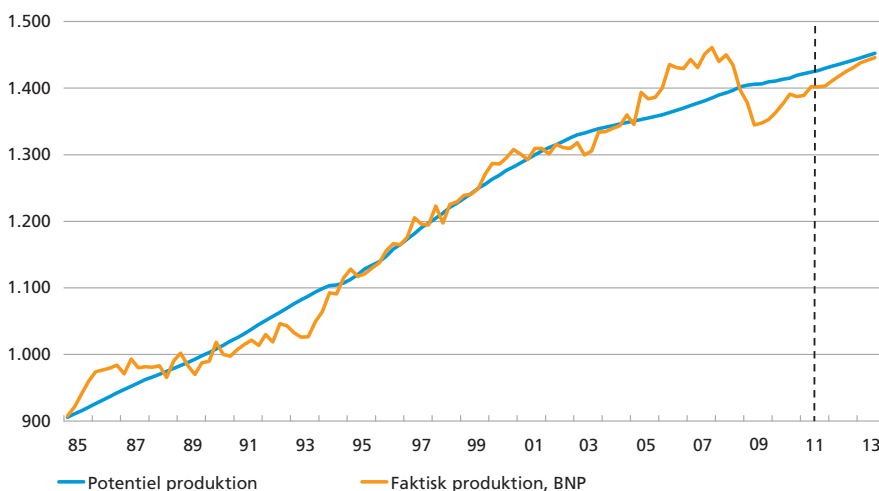
I figur 7.2 dekomponeres vækstraterne i potentiel produktion. Det ses, at den aftagende vækst siden midten af 1990'erne primært kan tilskrives en svagere udvikling i TFP. Et fald i den strukturelle erhvervsfrekvens, kombineret med en langsommere opbygning af kapital, bidrog yderligere til et fald i vækstraten i potentiel produktion omkring 2003. Forøgelse af kapitalapparatet bidrog dog igen væsentligt til væksten i potentiel produktion under den seneste højkonjunktur, men faldt derefter til stort set nul under krisen, da investeringsniveauet kollapsede.

Den estimerede serie for produktionsgabet er vist i figur 7.3 sammen med den estimerede serie for ledighedsgabet. Produktionsgabet og ledighedsgabet er kraftigt negativt korrelerede, og der er endvidere en tendens til, at udviklingen i ledighedsgabet lagger udviklingen i produktionsgabet med et par kvartaler. Det er et velkendt konjunkturfænomen,

FAKTISK OG POTENTIEL PRODUKTION

Figur 7.1

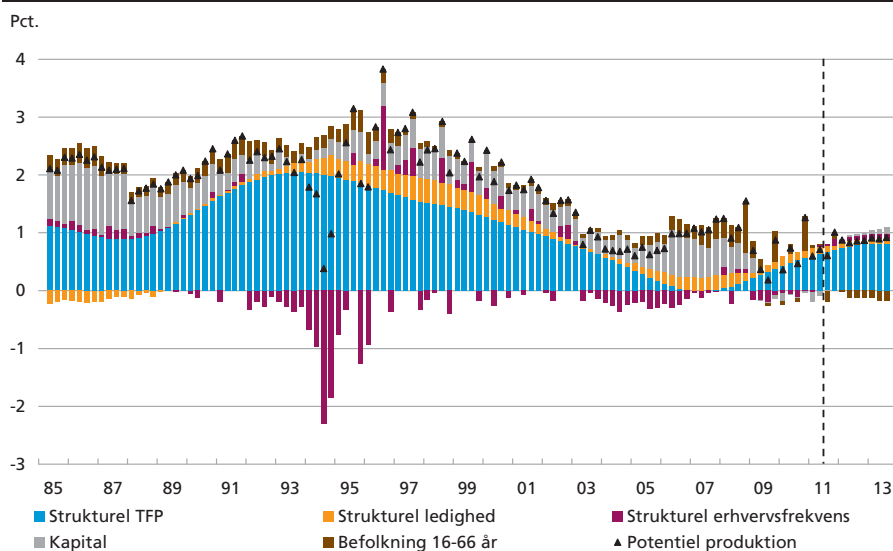
Mia. kr., 2000-priser, kædede værdier



Anm.: Tallene til højre for den stiplede linje er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.
Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

DEKOMPONERING AF VÆKST I POTENTIEL PRODUKTION

Figur 7.2



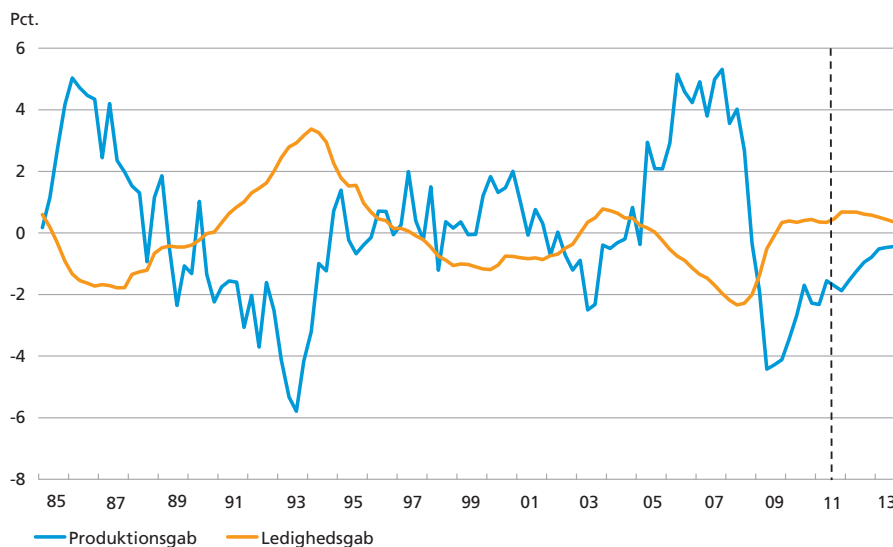
Anm.: Vækstraterne i hvert kvartal er omregnet til årlige vækstrater. Tallene til højre for den stiplede linje er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

som kan forklares med, at virksomhederne i begyndelsen af en efterspørgselsdrevet konjunkturvending reagerer på de ændrede afsætningsmuligheder ved en tilpasning af kapacitetsudnyttelsen og størrel-

PRODUKTIONSGAB OG LEDIGHEDSGAB

Figur 7.3



Anm.: Tallene til højre for den stiplede linje er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

sen af lagrene. Først efter et par kvartaler justerer de efterspørgslen af arbejdskraft, hvilket giver udslag i ledigheden.

Produktionsgabets var ifølge estimerne stort og positivt i begyndelsen af perioden, hvorefter der fulgte en kraftig lavkonjunktur i begyndelsen af 1990'erne. Årtiet blev sluttet af med en betydelig højkonjunktur, som så blev afløst af en kortvarig lavkonjunktur i de første år af 2000'erne. Årene 2005-07 bød på en kraftig højkonjunktur og overophedning af dansk økonomi, som resulterede i produktionsgab på over 4 pct. og betydeligt pres på arbejdsmarkedet. Konjunktursituationen vendte imidlertid i slutningen af 2007, og den begyndende afmatning eskalerede drastisk efter udbruddet af den finansielle krise i 2008 og den efterfølgende pludselige opbremsning i verdensøkonomien. Bunden af lavkonjunktoren blev nået i 2. kvartal 2009, hvor BNP var mere end 4 pct. under sit potentielle niveau.

Niveauet i BNP har dog rettet sig siden de bratte fald i 2008 og 2009. Sammenholdt med beskedne vækstrater i det potentielle produktionsniveau har det medført en betydelig indsnævring af produktionsgabets, som estimeres til -1,6 pct. af potentiel produktion i 2. kvartal 2011. På baggrund af Nationalbankens prognose for udviklingen i dansk økonomi, som er beskrevet i "Seneste økonomiske og monetære udvikling" i del 1 af denne kvartalsoversigt, vurderer vi, at produktionsgabets vil udvides en smule i den resterende del af 2011, hvorefter indsnævringen af gabets ventes at fortsætte i de kommende år.

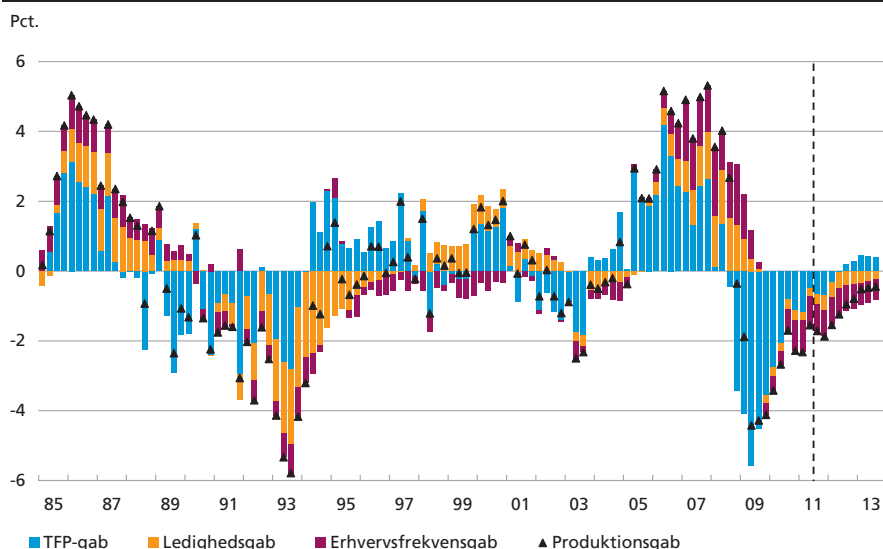
Produktionsgabets kan dekomponeres i bidrag fra TFP, ledighedsgab og erhvervsfrekvensgab, jf. figur 7.4. De store positive produktionsgab i årene 2006-08 tog i første omgang form som store positive TFP-gab. Mod slutningen af højkonjunktoren, umiddelbart inden den finansielle krises udbrud, blev produktionsgabets sammensætning dog forskubbet, idet den kraftige højkonjunktur resulterede i et betydeligt pres på arbejdsmarkedet.

Det bør desuden bemærkes, at de store negative produktionsgab i begyndelsen af 1990'erne primært kom til udtryk via store ledighedsgab. I kontrast hertil har de store negative produktionsgab i 2009 og 2010 først og fremmest taget form af bratte fald i TFP. En medvirkende årsag hertil kan være den pludselighed, hvormed krisen indtraf, idet arbejdsmarkedet som allerede nævnt typisk tilpasser sig skift i konjunkturerne med en vis forsinkelse.

Sammensætningen af produktionsgabets har siden krisens begyndelse da også ændret sig i den forventede retning: TFP-gabet er således blevet numerisk mindre og udgør i 2. kvartal 2011 også relativt set en mindre andel af det samlede produktionsgab end i 2009. Det er dog bemærkelsesværdigt, at ledighedsgabet fortsat udgør et meget beskedent bidrag

DEKOMPONERING AF PRODUKTIONSGAB

Figur 7.4



Anm.: Tallene til højre for den stiplede linje er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.
Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

til produktionsgab; arbejdsmarkedets tilpasning til konjunkturvendingen er således først og fremmest sket via et markant gab i erhvervsfrekvensen.

Denne udvikling tyder på et nyt mønster i arbejdsmarkedets tilpasning til konjunkturbevægelser. Hvor konjunkturskift tidligere først og fremmest kunne aflæses som fluktuationer i ledighedsgabet, er de i de senere år i stigende grad kommet til udtryk via cykliske fluktuationer i arbejdsstyrken (og dermed erhvervsfrekvensen). Det ses ved, at udsvingene i *arbejdsmarkedsgabet*, som udtrykker den samlede størrelse af ledighedsgabet og arbejdsstyrkegabet, har været væsentligt større end de tilsvarende udsving i ledighedsgabet, jf. figur 7.5. En medvirkende årsag hertil kan være et øget omfang af aktivering, idet aktiverede regnes som uden for arbejdsstyrken, når denne opgøres som summen af beskæftigede og nettoledige, jf. også næste afsnit.

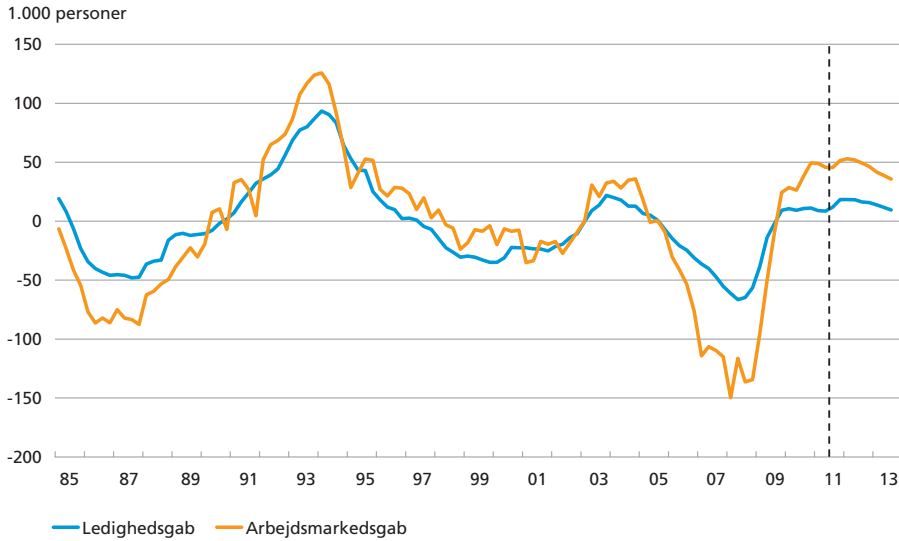
De betragtelige udsving i arbejdsstyrkegabet i de senere år bør ses som en påmindelse om, at det ikke er tilstrækkeligt alene at fokusere på udviklingen i ledighedsgabet, når presset på arbejdsmarkedet skal vurderes.

Sammenligning med estimater fra andre institutioner

De beskrevne estimater for produktionsgab følger i størstedelen af estimationsperioden tilsvarende estimater fra Finansministeriet og OECD forholdsvis tæt, jf. figur 7.6. I store træk fortæller de tre tidsserier således den samme overordnede historie om konjunkturudviklingen i Dan-

LEDIGHEDS- OG ARBEJDSMARKEDSGAB

Figur 7.5

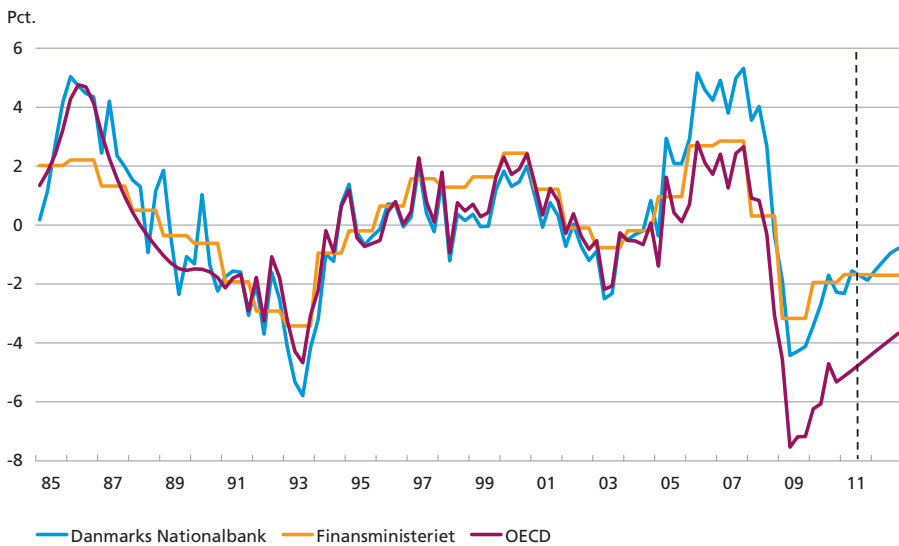


Anm.: Arbejdsmarkedsgabet er defineret som ledighedsgabet minus arbejdsstyrkegabet, hvor sidstnævnte udregnes som erhvervsfrekvensgabet gange antallet af personer i befolkningen i alderen 16-66 år. Et positivt arbejdsmarkedsgab angiver, at det samlede input af arbejdskraft er under det strukturelle niveau. Det kan skyldes, at ledigheden er større end den strukturelle ledighed, eller at arbejdsstyrken er under sit strukturelle niveau. Tallene til højre for den stiplede linje er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

PRODUKTIONSGAB ESTIMERET AF FORSKELLIGE INSTITUTIONER

Figur 7.6



Kilde: Finansministeriet, OECD's *Economic Outlook* og egne beregninger.

mark over de sidste 25 år. Der er dog også væsentlige forskelle mellem de tre tidsserier, ikke mindst i de senere år, hvor estimaterne for produktionsgabets beregnet i denne artikel adskiller sig fra de øvrige institutioners estimater. Beregningerne i de foregående afsnit indikerer således, at overophedningen af dansk økonomi i årene op til finanskrisen var væsentligt kraftigere, end hvad Finansministeriet og OECD vurderer. Det afspejler, at vores estimat for det potentielle produktionsniveau i disse år ligger lavere end de øvrige institutioners. I forhold til OECD's estimat gør denne forskel sig fortsat gældende, og det medfører, at OECD's estimat for produktionsgabets aktuelt er væsentligt mere negativt end det tilsvarende estimat i denne artikel. Finansministeriet vurderer derimod, at det potentielle produktionsniveau faldt mellem 2008 og 2009, og det bringer deres estimat for det nuværende produktionsgab på nogenlunde samme niveau som denne artikels estimat. Forskellene mellem de tre tidsserier illustrerer, at estimater for produktionsgabets størrelse afhænger af det præcise valg af estimationsmetode.

8. ALTERNATIVE LEDIGHEDSBEGREBER

Estimaterne for potentiel produktion og produktionsgabets er som nævnt beregnet med den registrerede nettoledighed som mål for ledigheden. Danmarks Statistik har siden 2010 også offentliggjort tal for et andet ledighedsbegreb, *bruttoledigheden*. Forskellen på de to ledighedsbegreber er, at arbejdsmarkedssparate aktiverede tælles med i opgørelsen af bruttoledigheden, men ikke i nettoledigheden.

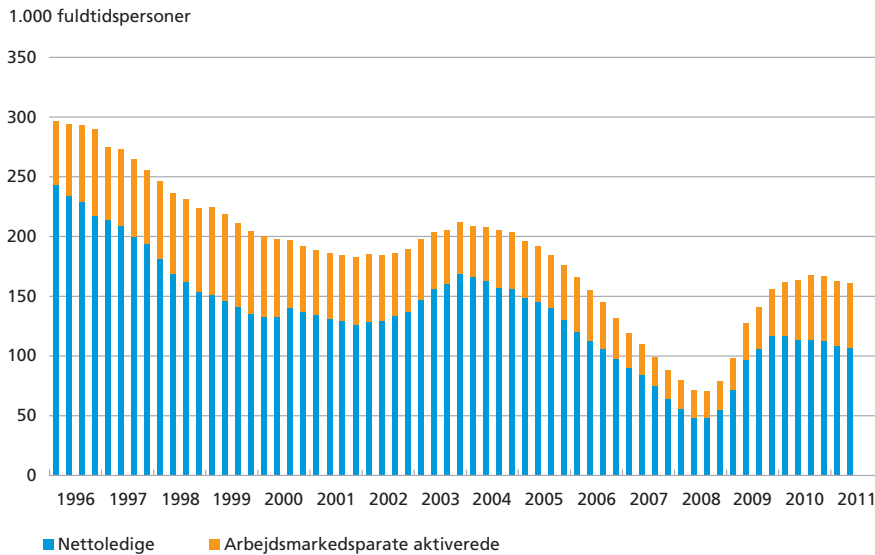
Antallet af arbejdsmarkedssparate aktiverede er steget væsentligt i de senere år, jf. figur 8.1, og udgjorde i 2010 31 pct. af det samlede antal bruttoledige. Det skyldes bl.a. fremrykning af aktiveringstidspunktet for ledige og ændrede refusionsregler for kommunerne, der tilskynder til et øget aktiveringsomfang.

Bruttoledigheden er derfor væsentligt højere end nettoledigheden, og estimaterne for den strukturelle ledighed og ledighedsgabet vil dermed afhænge af, hvilket ledighedsbegreb der benyttes. Det er dog vigtigt at gøre sig klart, at eftersom bruttoledigheden generelt er større end nettoledigheden, vil estimatet for den strukturelle bruttoledighed også være højere end estimatet for den strukturelle nettoledighed. Det betyder dog også, at man ikke på forhånd kan konkludere, at ledighedsgabet, altså forskellen mellem faktisk og strukturel ledighed, vil være tilsvarende større, når bruttoledighedsbegrebet benyttes.

En alternativ definition af ledigheden vil også have betydning for opgørelsen af erhvervsfrekvensen. Med nettoledigheden som ledighedsbegreb regnes de arbejdsmarkedssparate aktiverede således som værende

SAMMENSÆTNING AF SÆSONKORRIGERET BRUTTOLEDIGHED

Figur 8.1



Kilde: Danmarks Statistik, Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase og egne beregninger.

uden for arbejdsstyrken, mens de tælles med i den, når bruttoledigheden benyttes. Valget af ledighedsbegreb påvirker derfor estimaterne for både strukturel ledighed og strukturel erhvervsfrekvens, og den samlede effekt på estimatet for potentiel produktion vil afhænge af ændringerne i begge disse estimater.

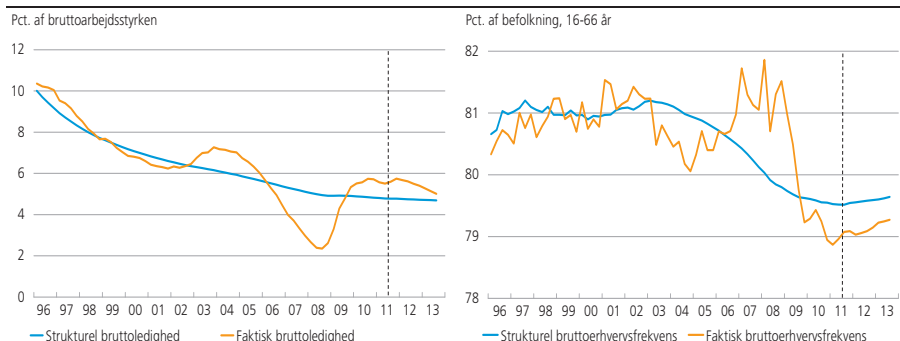
Til illustration af denne pointe har vi estimeret tidsserier for de strukturelle niveauer for ledighed og erhvervsfrekvens, når ledigheden opgøres som antallet af bruttoledige. Estimaterne er beregnet ved samme metoder som beskrevet i afsnit 4 og 5. En væsentlig forskel er dog, at officielle tal for bruttoledigheden kun er tilgængelige tilbage til 2007, mens skønsmæssige tal er tilgængelige tilbage til 1996.¹ Det betyder først og fremmest, at det ikke er muligt at give en beskrivelse af udviklingen i den strukturelle ledighed og i potentiel produktion over en længere tidsperiode, når dette ledighedsbegreb anvendes. Derudover medfører den kortere tidsserie, at estimaterne for de strukturelle niveauer er behæftet med større usikkerhed, hvilket er en medvirkende årsag til, at vi i denne artikel har valgt at fokusere på nettoledigheden som det centrale ledighedsbegreb.

De estimerede tidsserier baseret på bruttoledighedsbegrebet fortæller den samme overordnede historie som i de foregående afsnit, jf. figur 8.2: Den strukturelle ledighed er faldet over hele den betragtede perio-

¹ Danmarks Statistiks tal for bruttoledigheden går tilbage til 2007. Tal fra 1996 til 2006 er skøn baseret på tal fra Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase.

**STRUKTUREL BRUTTOLEDIGHED OG STRUKTUREL
BRUTTOERHVERVSFREKVENS**

Figur 8.2



Anm.: Ledigheden er her opgjort ved den registrerede bruttoledighed. Bruttoarbejdsstyrken er defineret som antal beskæftigede plus antal bruttoledige, mens bruttoerhvervsfrekvensen er udregnet som bruttoarbejdsstyrken delt med antal personer i befolkningen i alderen 16-66 år. Tallene til højre for de stiplede linjer er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.

Kilde: Danmarks Statistik, Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase og egne beregninger.

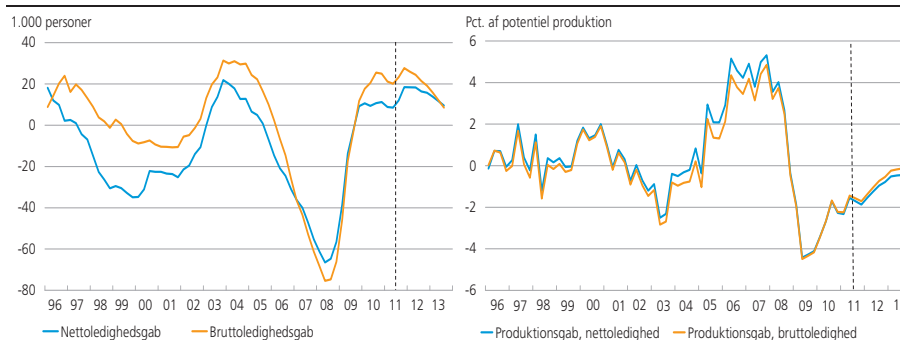
de, dog med aftagende hastighed i de senere år. Den strukturelle erhvervsfrekvens var svagt stigende i begyndelsen af 2000'erne, men er siden faldet betragteligt.

Når det gælder ledighedsgabet målt i personer, er der som forventet forskel på, om man betragter brutto- eller nettoledigheden, jf. figur 8.3. Ledighedsgabet i 2. kvartal 2011 estimeres eksempelvis til godt 20.000 personer, når bruttoledigheden anvendes som ledighedsbegreb. Til sammenligning er nettoledighedsgabet i samme kvartal estimeret til ca. 8.500 personer, jf. afsnit 4.

Det højere bruttoledighedsgab modsvares dog af et numerisk mindre gab i arbejdsstyrken. Arbejdsstyrkegabet i 2. kvartal 2011 estimeres således til blot -20.600 personer, når bruttoledighedsbegrebet anvendes, mod -37.000 personer i afsnit 5. Det samlede arbejdsmarkedsgab, givet

LEDIGHEDSGAB OG PRODUKTIONSGAB MED BRUTTO- OG NETTOLEDIGHED

Figur 8.3



Anm.: Tallene til højre for de stiplede linjer er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.

Kilde: Danmarks Statistik, Beskæftigelsesministeriets forløbsdatabase og egne beregninger.

ved ledighedsgabet minus arbejdsstyrkegabet, bliver dermed ikke meget anderledes, når bruttoledighedsbegrebet anvendes, end når nettoledigheden anvendes. Det resulterer i, at estimatet for produktionsgabet i 2. kvartal 2011 bliver af samme størrelsesorden, uanset om det baseres på bruttoledigheden eller nettoledigheden, jf. figur 8.3. Dette understreger endnu en gang vigtigheden af ikke blot at fokusere på ledighedsgabet, når kapacitetspresset i økonomien skal vurderes.

En tilsvarende pointe gør sig gældende for et tredje ledighedsbegreb, AKU-ledigheden, som opgør antallet af ledige ud fra en kontinuerlig, interviewbaseret undersøgelse af befolkningens tilknytning til arbejdsmarkedet (*Arbejdskraftundersøgelsen*). I opgørelsen af AKU-ledigheden medregnes grupper af jobsøgende, som ikke indgår i de registerbaserede ledighedsbegreber. Det gælder fx jobsøgende studerende og selvforsørgende ledige. Det er i høj grad stigninger i antallet af AKU-ledige inden for disse grupper, der har bidraget til, at AKU-ledigheden siden 2008 er steget væsentligt kraftigere end den registrerede nettoledighed, jf. figur 8.4.¹

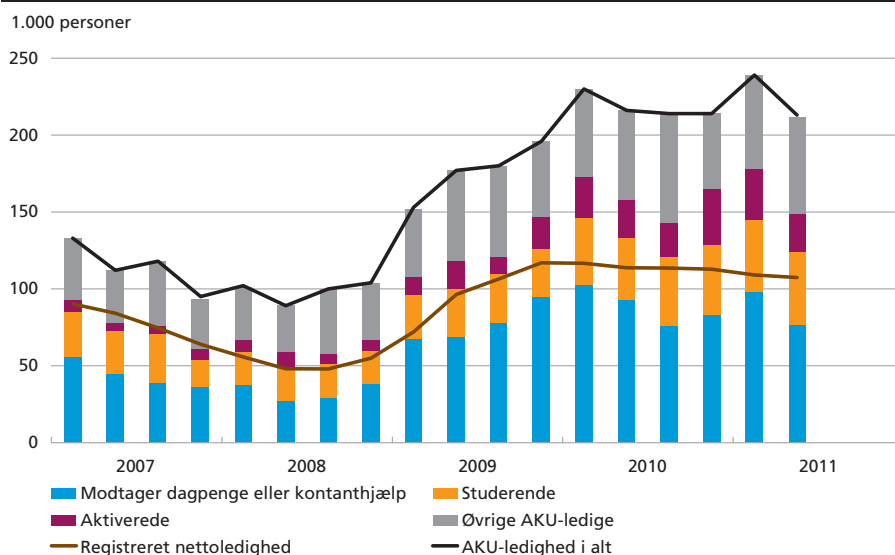
Analysemetoderne anvendt på nettoledigheden i afsnit 4 har vist sig ikke at give tilfredsstillende resultater for AKU-ledigheden, bl.a. som en konsekvens af, at tal for sidstnævnte kun er tilgængelige tilbage til 1995. En formel estimation af den strukturelle ledighed baseret på AKU-ledighedsbegrebet ligger derfor uden for denne artikels rammer. På baggrund af den kraftigere stigning i AKU-ledigheden siden 2008 er det dog nærliggende at konkludere, at vores estimat for det aktuelle ledighedsgab ville have været noget større, hvis vi havde anvendt AKU-ledigheden som mål for ledigheden.

Til gengæld er det også sandsynligt, at vores estimat for erhvervsfrekvensgabet ville have været numerisk mindre, hvis vi havde baseret estimationerne på AKU-ledigheden. AKU-erhvervsfrekvensen - opgjort som antal AKU-ledige plus AKU-beskæftigede delt med antal personer i befolkningen i alderen 16-66 år - er siden 2008 således faldet mindre kraftigt end erhvervsfrekvensen baseret på nettoledighedsbegrebet, jf. figur 8.5. Det kan skyldes, at et stort antal af de personer, der mistede deres job i kølvandet på den finansielle krise, overgik til at være selvforsørgende arbejdssøgende eller arbejdssøgende studerende. I AKU-opgørelsen blev de hermed talt som ledige, mens de i opgørelsen af den registrerede ledighed blev talt som uden for arbejdsstyrken.

¹ Bemærk, at sammenligninger mellem AKU-ledigheden og den registrerede ledighed vanskeliggøres af, at den registrerede ledighed - i modsætning til AKU-ledigheden - opgøres i antal *fuldtidspersoner*. En halvtidsarbejdsløs person vil fx opgøres som 0,5 fuldtidsledig i den registrerede ledighed, men som beskæftiget i AKU-opgørelsen.

AKU-LEDIGHED OG REGISTRERET NETTOLEDIGHED

Figur 8.4

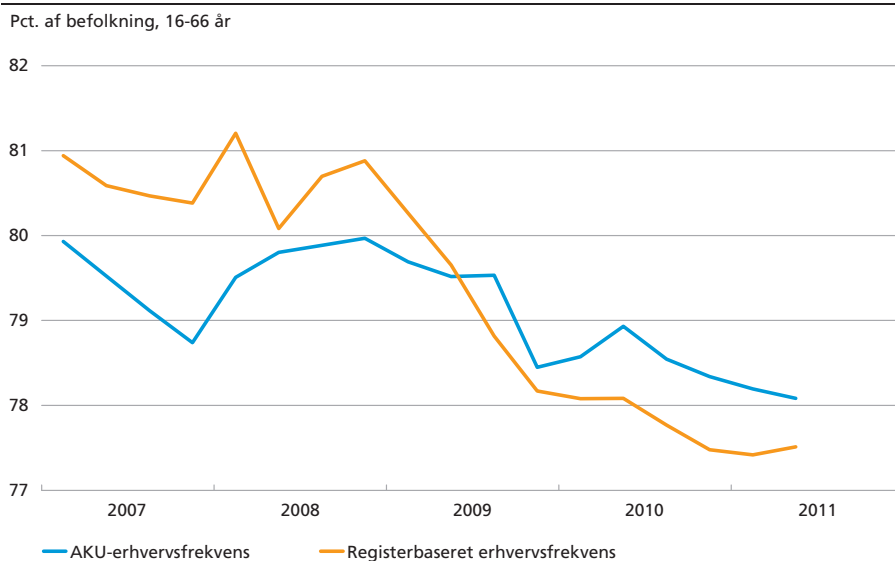


Anm.: Modtagere af dagpenge og kontanthjælp skal her forstås som ikke-aktiverede dagpengemodtagere samt ikke-aktiverede, arbejdsmarkedsparete kontanthjælpsmodtagere i matchkategori 1-3. Det betyder, at disse mennesker ligeledes indgår i den registrerede ledighed.

Kilde: Danmarks Statistik.

AKU-BASERET ERHVERVSFREKVENNS OG REGISTERBASERET ERHVERVSFREKVENNS

Figur 8.5



Anm.: AKU-erhvervsfrekvensen er her udregnet som antallet af AKU-beskæftigede og AKU-ledige i forhold til antal personer i befolkningen i alderen 16-66 år. Den registerbaserede erhvervsfrekvens er udregnet som antal personer i arbejdsstyrken delt med antal personer i befolkningen i aldersgruppen 16-66 år, hvor arbejdsstyrken er opgjort som antal beskæftigede plus antal nettoledige.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

Som opsummering kan vi slå fast, at valget af ledighedsbegreb typisk kun har begrænset betydning for estimaterne for potentiel produktion og produktionsgabets størrelse. Produktionsgabets *sammensætning* vil dog afhænge af, hvilket ledighedsbegreb man benytter: Forskellige ledighedsbegreber vil således resultere i forskellige estimater for den strukturelle ledighed og ledighedsgabet, men de vil samtidig også give forskellige estimater for den strukturelle erhvervsfrekvens og arbejdsstyrkegabet – og forskellene i arbejdsstyrkegabet vil trække i retning af at udligne forskellene i ledighedsgabet. En alternativ opgørelse af ledigheden vil derfor typisk medføre ændringer i dekomponeringen af produktionsgabet, men ikke i dets samlede størrelse.

9. USIKKERHED OG PÅLIDELIGHED I REALTID

Produktionsgabet hører som beskrevet i indledningen til de mest benyttede indikatorer for konjunktursituationen. I tilrettelæggelsen af den makroøkonomiske politik er det naturligt, at interessen først og fremmest knytter sig til det *aktuelle* produktionsgab (samt eventuelle prognoser for den fremtidige udvikling), mens vurderinger af produktionsgabet i tidligere perioder ofte har sekundær interesse.

Estimater for produktionsgabet bør derfor ideelt set være tilgængelige med minimal forsinkelse, således at de politiske beslutningstagere har det bedst mulige informationsgrundlag om det aktuelle kapacitetspres i økonomien. I praksis er det dog velkendt, at tidlige estimater for potentiel produktion og produktionsgabet er præget af stor usikkerhed, og at de ofte bliver udsat for markante revideringer, efterhånden som ny information bliver tilgængelig, jf. fx Orphanides og Van Norden (2002) og Koske og Pain (2008).

Revideringer af estimater for potentiel produktion og produktionsgabet skyldes dels revideringer af *tidligere offentliggjorte* tal for faktisk produktion, ledighed, lønkvote mv., dels offentliggørelsen af *nye* tal for disse størrelser.

Revideringer af eksisterende tal kendetegner især nationalregnskabs-tallene for BNP, mens fx ledighedstallene typisk revideres i mindre omfang. Revideringer i de faktiske BNP-tal vil resultere i revideringer i estimatet for produktionsgabet, både direkte og via revideringer i estimatet for potentiel produktion.

Offentliggørelsen af tal for senere kvartaler kan lede til revideringer af det estimerede produktionsgab via to kanaler: For det første vil de nye datapunkter bidrage med ny information om den aktuelle konjunktursituation, og det kan føre til revurderinger af konjunktursituationen i tidligere kvartaler. Dette er kendt som *endepunktsproblemet*, idet det

først og fremmest er estimererne i enden af samplet, der vil blive revurderet ved tilføjelsen af nye datapunkter. For at mindske dette problem udvides samplet ofte med prognosebaserede tal for udviklingen i fremtidige kvartaler.¹

Tilføjelsen af nye tal kan for det andet føre til ændringer i den model, der anvendes i estimationerne af de uobserverbare variable. Sådanne ændringer vil typisk være i form af opdateringer af centrale parameter-estimer, hvilket vil lede til revurderinger af estimererne for de uobserverbare variable i alle de foregående perioder. Dette problem er særlig relevant for Unobserved Components Models, hvor der typisk estimeres et stort antal parametre.

UCM-tilgangen beskrevet i afsnit 4 giver mulighed for at beregne konfidensintervaller for de uobserverbare variable, og disse kan i princippet illustrere størrelsen af usikkerheden. I beregningen af konfidensintervallerne forudsættes det dog, at både modellens "sande" form samt værdierne af modellens parametre er kendte, og der tages desuden ikke højde for mulige revideringer af det eksisterende datagrundlag. Konfidensintervallerne vil derfor ofte undervurdere den reelle usikkerhed, jf. Orphanides og Van Norden (2002). Endelig giver UCM-tilgangen kun konfidensintervaller for de enkelte delkomponenter, den anvendes på, og man kan ikke uden videre kombinere disse individuelle konfidensintervaller til et samlet konfidensinterval for potentiel produktion eller produktionsgab.

Realtidsestimater for produktionsgab

Som en alternativ illustration af usikkerhedens omfang beregner vi i dette afsnit såkaldte *realtidsestimater* for produktionsgab. Beregningerne resulterer i en tidsserie af estimer for produktionsgab i perioden 1. kvartal 2000 til 2. kvartal 2011. Hvert enkelt element i tidsserien repræsenterer et *samtidigt* estimat for produktionsgab i det pågældende kvartal – eller, mere præcist, det estimat, man ville have opnået ud fra den informationsmængde, der var til rådighed umiddelbart efter den første foreløbige offentliggørelse af nationalregnskabet for det pågældende kvartal. Realtidsestimatet for 1. kvartal 2011 afspejler fx det estimat for produktionsgab i 1. kvartal 2011, som vi ville have op-

¹ Endepunktsproblemet er særligt udtalt for simple statistiske filtreringsmetoder såsom HP-filteret. Årsagen er, at HP-filteret beregner den strukturelle komponent i en tidsserie som et vægtet gennemsnit af variabelens faktiske værdier i både tidligere og efterfølgende perioder. I slutningen af samplet er værdierne i de efterfølgende perioder imidlertid ikke tilgængelige, og algoritmen bag HP-filteret vil derfor lægge ekstra meget vægt på den seneste observation i tidsserien. Resultatet er, at den estimerede strukturelle komponent ofte vil ligge tæt på den faktiske værdi i denne periode, og det estimerede gab vil således ofte være tæt på nul. En ofte anvendt løsning, som også er brugt i denne artikel, er at benytte prognosebaserede tal for de fremtidige perioder, sådan at der ikke lægges overdreven vægt på den sidste observation i tidsserien.

BEREGNING AF REALTIDSESTIMATER

Boks 9.1

Realtidsestimaterne for produktionsgabet er konstrueret i tre trin: I det første trin konstrueres et *realtidsdatasæt* for hvert enkelt kvartal i perioden 1. kvartal 2000 til 2. kvartal 2011. Realtidsdatasættet for et givet kvartal t afspejler den information, der var til rådighed på det tidspunkt, hvor den første foreløbige opgørelse af nationalregnskabet for kvartal t blev offentliggjort. Senere revideringer af tallene er derimod ikke afspejlet i realtidsdatasættene. Ud over de faktiske tal, der var til rådighed på daværende tidspunkt, indeholder hvert realtidsdatasæt desuden prognosebaserede tal for udviklingen i de efterfølgende kvartaler. Prognosetallene er taget fra Nationalbankens egne prognoser fra det daværende tidspunkt, således at det fulde realtidsdatasæt nøje afspejler den samlede informationsmængde, Nationalbanken dengang havde til rådighed.

I andet trin benyttes realtidsdatasættene til at estimere tidsserier for produktionsgabet, som vi her kalder *årgangsserier*. Estimationsmetoden er som beskrevet i afsnit 3-6. Det resulterer i én årgangsserie for hvert realtidsdatasæt. Årgangsserien for realtidsdatasæt t beskriver udviklingen i produktionsgabet fra 1985 frem til kvartal t , som vi ville have vurderet den på daværende tidspunkt, hvis vi havde brugt samme estimationsmetode som i denne artikel. Estimatet for produktionsgabet i kvartal t fra årgangsserie t kaldes *realtidsestimatet* for produktionsgabet i kvartal t .

I tredje og sidste trin dannes ud fra årgangsserierne en *realtidsserie*, som består af samtlige realtidsestimater fra 1. kvartal 2000 til 2. kvartal 2011. Realtidsserien giver dermed et billede af, hvordan de oprindelige estimater for produktionsgabet ville have set ud, hvis vi løbende havde anvendt denne artikels estimationsmetode i hvert kvartal siden 2000.

nået ud fra de data, der var tilgængelige umiddelbart efter den 31. maj 2011, hvor Danmarks Statistik offentliggjorde den første foreløbige opgørelse af nationalregnskabet for 1. kvartal. Metoden bag beregningerne af realtidsestimaterne er beskrevet nærmere i boks 9.1.

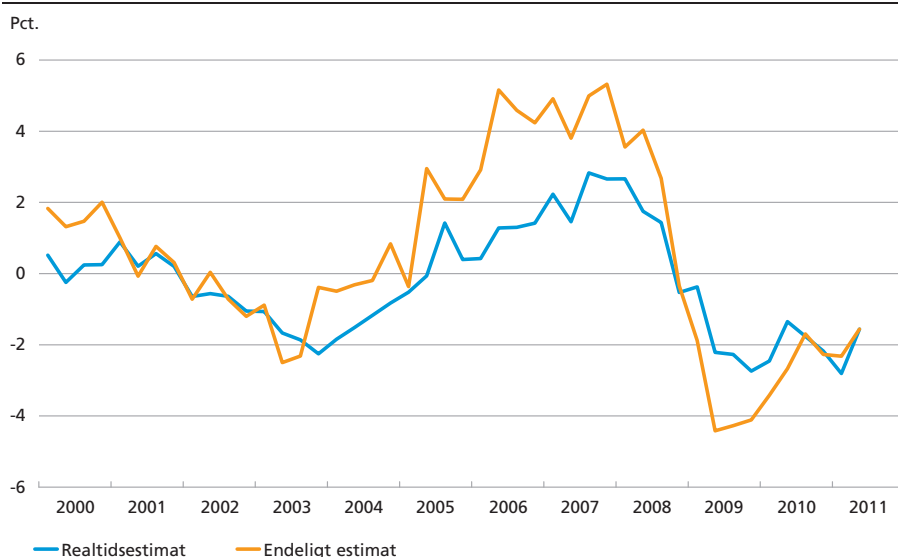
De *endelige* estimater for produktionsgabet er de estimater, vi kan opnå med den fulde mængde information, vi har til rådighed i dag, inkl. revideringer af tidligere offentliggjorte nationalregnskabstal. De endelige estimater svarer således til de estimater, der blev præsenteret i afsnit 7, som er denne artikels hovedresultater.

Ved at sammenligne realtidsestimaterne for produktionsgabet med de endelige estimater, kan vi få et indtryk af, hvor store fremtidige revideringer man kan forvente, når et nyt estimat for produktionsgabet offentliggøres første gang.¹

¹ Man kan dog argumentere for, at resultaterne her overdriver omfanget af revideringer, der kan forventes fremover. I udregningen af realtidsestimaterne tages indholdet af de daværende prognoser således for givet. I realiteten vil en prognose altid være baseret på en række skøn, og vurderinger af produktionsgabet, hvad enten de er formelle eller uformelle, indgår ofte som et vigtigt grundlag for disse skøn. Det er således normalt, at estimater for produktionsgabet og økonomiske prognoser påvirker hinanden gensidigt, og de udarbejdes typisk i en iterativ proces, hvori mange andre indikatorer også spiller ind. Havde Nationalbanken rent faktisk produceret løbende formelle estimater for produktionsgabet, ville disse estimater således sandsynligvis også have været inddraget i udarbejdelsen af de løbende prognoser, som derfor ville have set anderledes ud. Det ville igen have resulteret i andre realtidsestimater for produktionsgabet, som kan tænkes at ville have været tættere på de endelige estimater.

REALTIDSESTIMATER OG ENDELIGE ESTIMATER FOR PRODUKTIONSGABET

Figur 9.1



Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

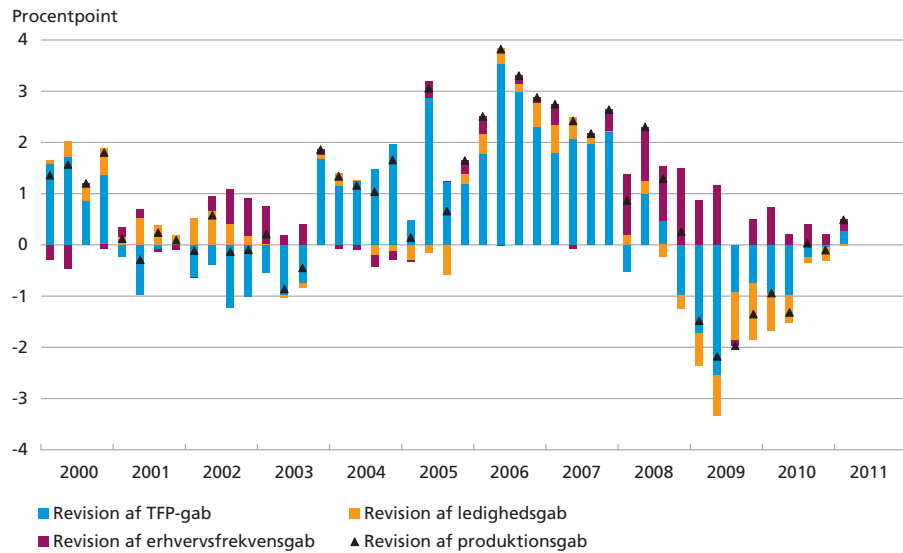
Realtidsestimerne for produktionsgabets er i høj grad korreleret med de endelige estimater (korrelationskoefficienten er 0,91), og de to serier giver i 89 pct. af tilfældene det samme fortegn for produktionsgabets. Realtidsestimerne opfanger desuden skift i konjunkturerne (udtrykt ved skift i produktionsgabets fortegn) med en vis tidsmæssig præcision, jf. figur 9.1.

Når det kommer til *størrelsen* af produktionsgabets, er realtidsestimerne dog behæftet med væsentlig usikkerhed, og de må undertiden revideres kraftigt. Analyserne i denne artikel tyder på, at det særligt gør sig gældende, når udsvingene i produktionsgabets er numerisk store: Realtidsestimerne for produktionsgabets i første halvdel af forrige årti, hvor konjunkturudviklingen var relativt stabil, ligger således forholdsvis tæt på de endelige estimater. Realtidsestimerne i højkonjunkturårene 2006-07 ligger imidlertid markant under de endelige estimater og ville således have ført til en kraftig revidering i opadgående retning. Realtidsestimerne ligger derimod væsentligt over de endelige estimater i kriseårene 2009 og 2010, hvor de ville have udløst en stor efterfølgende nedrevidering af produktionsgabets.

Revideringerne af produktionsgabets kan dekomponeres på revideringer af realtidsestimerne for TFP-gab, ledighedsgab og erhvervsfrekvensgab. Det er først og fremmest revideringer af TFP-gabets, der giver anledning til revideringer af det samlede produktionsgab, jf. figur 9.2. Særligt i højkonjunkturårene 2006-07 er realtidsestimerne for TFP-

DEKOMPONERING AF REVIDERINGER AF REALTIDSESTIMATER FOR PRODUKTIONSGABET

Figur 9.2



Kilde: Egne beregninger.

gabet markant lavere end de endelige estimater, og det kan forklare stort set hele forskellen mellem de tilsvarende estimater for produktionsgabet i denne periode. Revideringer af realtidsestimaterne for ledighedsgabet og erhvervsfrekvensen spiller i sammenligning med TFP-gabet generelt en mindre rolle. Det ses dog, at revideringer af ledighedsgabet er en væsentligt medvirkende faktor til de markante afvigelser mellem realtidsestimaterne og de endelige estimater for produktionsgabet i 2009 og 2010.

Kvasi-realtidsestimater

De markante revideringer af realtidsestimaterne for TFP-gabet kan bl.a. skyldes, at revideringer af eksisterende tal for BNP slår direkte igennem på TFP-serien, som jo beregnes som en residual, jf. afsnit 3. For at belyse betydningen af revideringer af det eksisterende datagrundlag har vi gennemført en såkaldt kvasi-realtidsanalyse. Kvasi-realtidsanalysen følger samme fremgangsmåde som ovenstående realtidsanalyse, dog med den forskel, at vi udelukkende anvender endelige, reviderede tal for de faktiske værdier af BNP, ledighed, lønkvote mv.¹ I forhold til de endelige estimater består forskellen i, at kvasi-realtidsestimaterne kun benytter

¹ I datagrundlaget for kvasi-realtidsestimaterne indgår dog ikke prognosebaserede tal for de efterfølgende kvartaler. Det skyldes, at prognosen i et givet kvartal ville have set anderledes ud, hvis vi på daværende tidspunkt havde haft kendskab til de reviderede nationalregnskabstal. Kvasi-realtidsestimatet for produktionsgabet i kvartal t er således baseret på de endelige, reviderede nationalregnskabstal frem til og med kvartal t .

data frem til og med det pågældende kvartal, mens de endelige estimater udnytter al information i det nuværende datasæt. Kvasi-realtids-estimatet for produktionsgab i et givet kvartal udtrykker altså, hvad vores estimat for produktionsgab ville have været på daværende tidspunkt, hvis vi havde haft kendskab til de endelige nationalregnskabstal for det pågældende kvartal og de foregående kvartaler. Forskellen mellem kvasi-realtidsestimaterne og realtidsestimaterne kan ses som et udtryk for, hvor meget revideringer af det eksisterende datagrundlag bidrager til usikkerheden i realtidsestimater af produktionsgab.

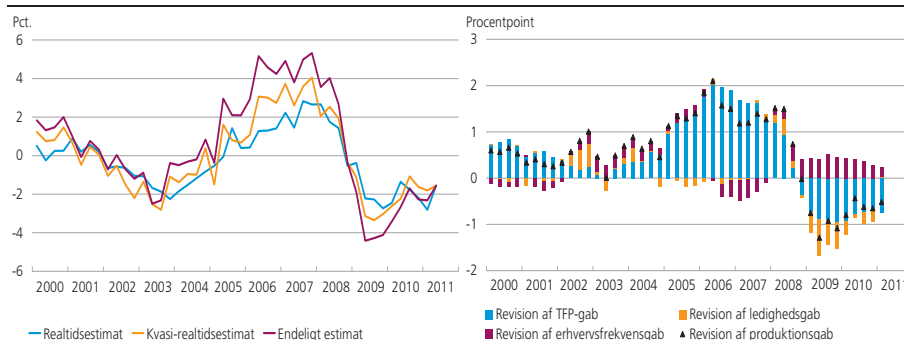
Kvasi-realtidsestimaterne ligger generelt væsentligt tættere på de endelige estimater end realtidsestimaterne gør, jf. figur 9.3. Det vidner om, at usikkerheden i realtidsestimaterne for produktionsgab i høj grad skyldes usikkerhed om det faktiske datagrundlag, og revideringer i de eksisterende tal udgør en betydelig kilde til revideringer af estimater for produktionsgab. Som forventet er det særlig TFP-gabet, der påvirkes af revideringer af datagrundlaget; forskellen til de endelige estimater bliver således betydeligt mindre, når realtidsestimaterne baseres på reviderede data. Det er dog stadig TFP-gabet, der udgør den største kilde til revidering af produktionsgab. Selv hvis nationalregnskabstallene ikke blev revideret, ville realtidsestimaterne for TFP være væsentligt mere usikre end de tilsvarende estimater for ledighedsgab og strukturel erhvervsfrekvens, jf. figur 9.3.

Konsekvenser for økonomisk politik

Den store usikkerhed, der er forbundet med realtidsestimater af outputgab, rejser spørgsmålet om, hvordan politiske beslutningstagere bør forholde sig til sådanne estimater. Det bør i denne sammenhæng

REALTIDSESTIMATER, KVASI-REALTIDSESTIMATER OG ENDELIGE ESTIMATER AF PRODUKTIONSGAB

Figur 9.3



Anm.: Figuren til højre dekomponerer forskellen mellem kvasi-realtidsestimatet og det endelige estimat for produktionsgab på de tilsvarende forskelle for TFP-gab, ledighedsgab og erhvervsfrekvensgab.

Kilde: Egne beregninger.

først og fremmest slås fast, at realtidsestimater for produktionsgabets langt fra er uinformative, hvilket den trods alt stærke korrelation med de endelige estimater da også vidner om.¹ Det bør dog også stå klart, at vurderinger af konjunktursituationen og kapacitetspresset i økonomien ikke bør hvile på realtidsestimater af produktionsgabets alene; det er vigtigt også at se på andre indikatorer.² Realtidsestimaterne fra årene umiddelbart op til den finansielle krise udgør et illustrativt eksempel på denne pointe: Med den daværende informationsmængde ville denne artikels metode have resulteret i positive estimater for produktionsgabets i disse år, hvilket ville have indikeret, at en overophedning var under opsejling. På den anden side er det også klart, at den efterfølgende udvikling har ført til en kraftig opjustering af produktionsgabets i den pågældende periode. Metoden i denne artikel ville derfor næppe have været tilstrækkelig til at afdække overophedningens alvor på det tidspunkt, hvor politiske modforanstaltninger kunne have været iværksat.³

En omfangsrig teoretisk litteratur har analyseret konsekvenserne af usikkerhed om produktionsgabets for den optimale pengepolitik. Studierne inden for denne litteratur gør typisk brug af simple makroøkonomiske modeller og antager, at en centralbanks adfærd kan beskrives ved en simpel pengepolitisk regel (typisk en såkaldt Taylor-regel). Et udbredt resultat fra litteraturen er, at jo større usikkerheden om produktionsgabets størrelse er, jo mindre vægt bør centralbanken lægge på produktionsgabets i udformningen af den pengepolitiske regel.⁴

I Danmark er pengepolitikken imidlertid dedikeret til opretholdelsen af fastkurspolitikken, og makroøkonomisk konjunkturpolitik må derfor udføres via finanspolitikken. Set i det lys er det uheldigt, at konsekvenserne af usikkerhed om produktionsgabets for finanspolitisk stabiliseringspolitik hidtil ikke har fået meget opmærksomhed i litteraturen. Ét finanspolitisk aspekt har dog tiltrukket sig opmærksomhed, nemlig konsekvenserne for beregninger af den såkaldte strukturelle saldo. Da produktionsgabets indgår som en afgørende komponent i disse beregninger, jf. afsnit 11, vil usikkerhed om dets størrelse nødvendigvis også forplante sig til estimatet for den strukturelle saldo, jf. Koske og Pain (2008). Det bør derfor tilstræbes, at beregninger af den strukturelle saldo ledsages af kvalificerede skøn for usikkerhedens omfang. For at undgå overopti-

¹ Dette synspunkt deles af bl.a. Koske og Pain (2008), mens fx Orphanides og Williams (2002) indtager en noget mere kritisk holdning. Sidstnævnte anbefaler, at økonomisk-politiske beslutninger baseres på observerbare ændringer i den faktiske produktion og ledighed, frem for på estimater for de uobserverbare produktions- og ledighedsgab.

² Af andre indikatorer kan nævnes væksten i faktisk produktion, spørgeskemabaserede undersøgelser af kapacitetspres og inflationsforventninger, udviklingen i nominelle lønninger og priser, mv.

³ Denne udlægning understøttes af, at Finansministeriet i maj 2006 estimerede produktionsgabets for samme år til 1,5 pct. (*Økonomisk Redegørelse*, maj 2006), mens deres seneste estimat for 2006 angiver et produktionsgab på 2,7 pct (*Økonomisk Redegørelse*, august 2011).

⁴ En oversigt over denne litteratur kan findes i Koske og Pain (2008).

mistiske vurderinger af den underliggende stilling på de offentlige finanser, kan man endvidere argumentere for, at der bør lægges særlig vægt på de beregninger af den strukturelle saldo, som er baseret på "forsigtige" estimater for produktionsgabet, jf. også D'auria mfl. (2010).

10. POTENTIEL PRODUKTION FØR OG EFTER DEN FINANSIELLE KRISE

Uroen på de finansielle markeder, som begyndte i 2007 og eskalerede drastisk i efteråret 2008, medførte et voldsomt fald i den økonomiske aktivitet i Danmark. De realøkonomiske konsekvenser af krisen er analyseret i Abildgren mfl. (2011). De makroøkonomiske analyser heri fokuserer dog på konsekvenserne for *faktisk* produktion, mens den underliggende trend i BNP som hovedregel tages for givet. I dette afsnit anlægger vi den modsatte synsvinkel, idet vi fokuserer på krisens konsekvenser for *potentiel* produktion. Afsnittet komplementerer således analyserne i Abildgren mfl. (2011).

Vi har gennem hele denne artikel taget udgangspunkt i en opfattelse af begrebet potentiel produktion som et stabilt, langsomt skiftende underliggende niveau for den faktiske produktion, jf. afsnit 2. Denne opfattelse er rimelig, i det omfang udviklingen i faktisk produktion følger "normalen", hvor midlertidige stød til økonomien resulterer i fluktuerende, men dog afdæmpede udsving i de årlige vækstrater i BNP. Det er dog mere tvivlsomt, om karakteriseringen af potentiel produktion som et relativt stabilt underliggende niveau også holder i en situation som den i 2008 og 2009, hvor BNP i løbet af få kvartaler faldt med ca. 8 pct. i forhold til toppunktet i 2007. Det er overvejende sandsynligt, at et stød af denne størrelsesorden vil have længerevarende konsekvenser også på økonomiens udbudside, og man kan således forestille sig en mere abrupt udvikling i det potentielle produktionsniveau i denne periode, som ikke nødvendigvis bliver opfanget af den tidligere beskrevne estimationsmetode.¹

I det følgende gennemgår vi, hvordan den finansielle krise kan tænkes at have påvirket det potentielle produktionsniveau. I forlængelse af artiklens overordnede tilgang tager vi udgangspunkt i produktionsfunktionsmetodens dekomponering af potentiel produktion på kapital, befolkning, erhvervsfrekvens, ledighed og TFP.

¹ Denne udlægning understøttes af den empiriske litteratur om konsekvenserne af finansielle kriser for *faktisk* produktion: De historiske erfaringer fra en række lande viser således, at finansielle kriser ofte medfører permanente, eller i hvert fald meget langvarige, produktionstab, jf. bl.a. Cerra og Saxena (2008), IMF (2009), Cecchetti mfl. (2009) og Reinhart og Rogoff (2009). Se også analyserne af de realøkonomiske konsekvenser af danske bankkriser i Abildgren mfl. (2011) i denne kvartalsoversigt.

Kapital

Den mest oplagte kanal, hvorigennem krisen har påvirket produktionspotentialet i dansk økonomi, går via dens negative effekt på investeringsniveauet. Omfanget af investeringer er stærkt konjunkturfølsomt og falder derfor på kort sigt, når økonomien rammes af kraftige negative stød. De strammere kreditvilkår, der typisk følger med en finansiel krise, forstærker denne kortsigtseffekt. Krisen kan også tænkes at påvirke investeringsomfanget på længere sigt som følge af øget usikkerhed om økonomiens fremtidsudsigter. En sådan øget usikkerhed kan resultere i højere risikopræmier og dermed dæmpe investeringslysten. Investeringsniveauet har været særligt hårdt ramt under den nuværende krise, hvilket har medført, at kapitalakkumulationen i dansk økonomi er gået helt i stå, jf. figur 10.1. Kapitalapparatet er således mindre i dag, end det var før krisens udbrud, og det har bidraget til en lavere vækst i det potentielle produktionsniveau.

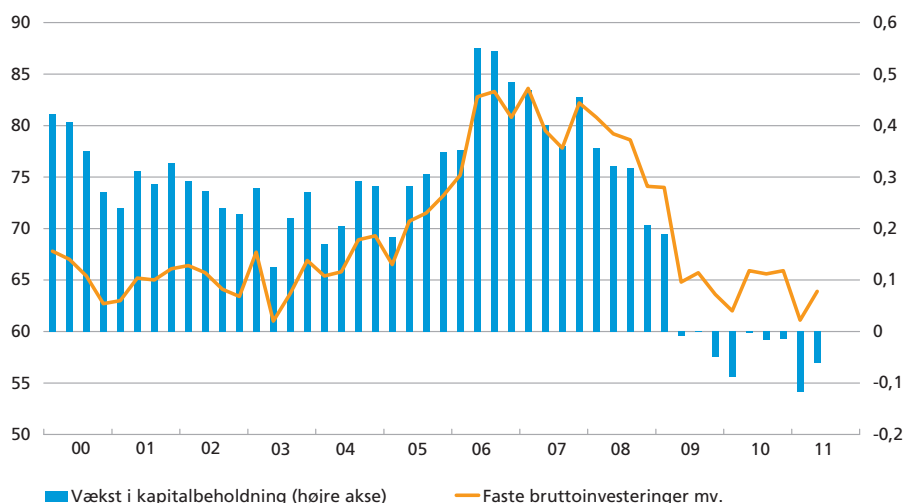
Som et groft overslag over effektens størrelsesorden kan vi sammenligne den faktiske udvikling i kapitalapparatet med udviklingen i årene 2000-08, som resulterede i en gennemsnitlig vækstrate på 0,32 pct. i kvartalet: Havde denne udvikling fortsat også efter 2008, ville kapitalapparatet i dag have været 3,3 pct. større, end tilfældet er. Under den sædvanlige antagelse om, at produktionens elasticitet med hensyn til

FASTE BRUTTOINVESTERINGER OG VÆKST I KAPITALAPPARAT

Figur 10.1

Mia. kr., 2000-priser, kædede værdier

Pct., kv.-kv.



Anm.: Kvartalsvise tal for kapitalapparatet er beregnet ved at kombinere årlige tal fra nationalregnskabet med kvartalsvise nationalregnskabstal for faste bruttoinvesteringer, sammenholdt med en antagelse om konstante afskrivningsrater inden for samme år.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

kapital er 0,35, kan denne forspildte kapitalakkumulation oversættes til et tab i potentiel produktion på godt 1 pct.

I tillæg til investeringskanalen kan krisen have haft en negativ effekt på kapitalapparatets størrelse via ekstraordinære afskrivninger af eksisterende kapitaludstyr. Mange virksomheder er således gået konkurs, og det er endvidere sandsynligt, at der også blandt de tilbageværende virksomheder er et stort behov for omstruktureringer. Det kan betyde, at en del af det eksisterende kapitalapparat er blevet overflødigt, eller i hvert fald har fået en stærkt forringet værdi. Det er imidlertid meget vanskeligt at måle omfanget af sådanne ekstraordinære værdiforringelser, og det er tvivlsomt, om de anvendte tal for kapitalapparatets størrelse opfanger effekten heraf. Der er derfor en reel risiko for målefejl i opgørelsen af kapitalapparatets størrelse, og sådanne målefejl vil blive registreret i opgørelsen af TFP. Et ikke-målbart fald i kapitalapparatet vil således trække det målte TFP ned, jf. senere.

Strukturel ledighed og strukturel erhvervsfrekvens

Den finansielle krise medførte en brat stigning i den faktiske ledighed i 2009 efter de historisk lave niveauer i 2007 og 2008. En sådan stigning i den faktiske ledighed kan tænkes at påvirke udviklingen i den strukturelle ledighed gennem såkaldte *hysteresis*-effekter: Hvis personer, der går uden job i længere tid, ikke formår at holde deres kvalifikationer ved lige, vil de blive sværere at genbeskæftige, og den strukturelle ledighed vil da stige, jf. Blanchard og Summers (1986) og Blanchard (1991).

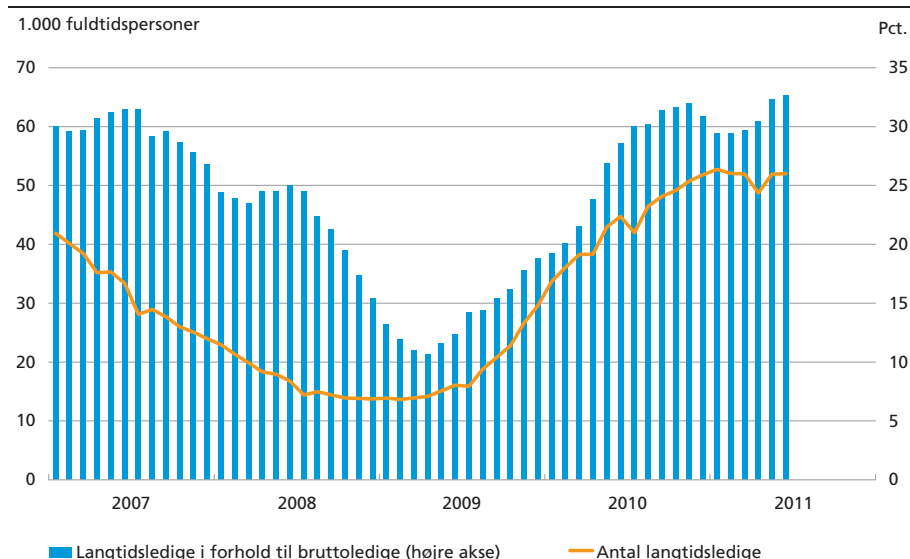
Risikoen for hysteresis er særligt stor, hvis stigningen i den faktiske ledighed resulterer i et øget antal langtidsledige, jf. Ball (2009). Langtidsledigheden steg i perioden fra marts 2009 til januar 2011 med knap 40.000 personer, jf. figur 10.2, og det giver isoleret set anledning til en vis bekymring for konsekvenserne for den strukturelle ledighed på længere sigt. Det må dog bemærkes, at der i en vis forstand er tale om en tilbagevenden til "normalen", og de langtidsledige udgør i dag nogenlunde samme andel af det samlede antal bruttoledige som i begyndelsen af 2007.

Resultaterne i afsnit 4 tyder da heller ikke på, at den strukturelle ledighed er steget, siden krisen brød ud. Ledigheden er steget, men har foreløbig stabiliseret sig tæt på det niveau, som også før krisen ansås for at være i overensstemmelse med en stabil løn- og prisudvikling. Lønkvoten befinder sig trods stigningen i ledigheden stadig noget over sit historiske gennemsnit, jf. figur 4.2, men er dog faldet betragteligt siden toppunktet i 2009.

Alt i alt tyder den foreløbige udvikling således på, at stigningen i ledigheden i kølvandet på finanskrisen kan karakteriseres som en lukning

LANGTIDSLEDIGHED SIDEN 2007

Figur 10.2



Anm.: Antallet af langtidsledige er opgjort som antallet af bruttoledige personer på a-dagpenge eller kontant- og starthjælp i matchgruppe 1, omregnet til fuldtidspersoner, der har været ledige/aktiverede i minimum 80 pct. af tiden inden for de seneste 52 uger.

Kilde: Jobindsats.dk

af et stort, negativt ledighedsgab, mens der ikke er tegn på, at den strukturelle ledighed er steget. En medvirkende årsag hertil kan være nedsættelsen af den maksimale dagpengeperiode fra fire til to år, som blev vedtaget med dagpengereformen i maj 2010, og som må forventes at trække i retning af en lavere strukturel ledighed.

Finanskrisens effekt på den strukturelle erhvervsfrekvens kan teoretisk set gå begge veje: Ringere beskæftigelsesmuligheder kan på kort sigt få flere til at trække sig ud af arbejdsmarkedet som følge af en "discouraged worker"-effekt, jf. afsnit 5. Omvendt kan de fald i aktiekurser og boligpriser, som prægede finanskrisens tidlige stadier, have gjort det vanskeligere at trække sig tilbage fra arbejdsmarkedet, og det kan have medvirket til en højere erhvervsfrekvens for særligt den ældre del af befolkningen. Begge disse kortsigtseffekter kan have betydning for den strukturelle erhvervsfrekvens på mellemlangt sigt, idet det kan være vanskeligt at vende tilbage til arbejdsmarkedet, når man først har trukket sig ud af det.

Den faktiske udvikling i erhvervsfrekvensen siden efteråret 2008 indikerer, at den første af de ovennævnte effekter har været den dominerende. Det er i denne sammenhæng værd at bemærke, at faldet i erhvervsfrekvensen i højere grad end under tidligere recessioner kan tilskrives en stigning i antallet af studerende, jf. også afsnit 8. Det er sandsynligt, at en del af denne gruppe vil være villig til at vende tilbage til

arbejdsmarkedet, når konjunkturerne normaliseres, hvilket taler for en begrænset negativ effekt på den strukturelle erhvervsfrekvens.

Det skal dog understreges, at dette ikke betyder, at erhvervsfrekvensen vil vende tilbage til niveauet fra 2007: Overophedningen af dansk økonomi resulterede i, at erhvervsfrekvensen i dette år lå væsentligt over det strukturelle niveau, jf. afsnit 5, og en tilbagevenden til en sådan situation vil således ikke være holdbar.

Strukturel TFP

Den finansielle krises effekt på TFP er teoretisk set den mest uklare. Det afspejler en generel usikkerhed om, hvad TFP-residualen egentlig måler, og hvilke faktorer der bestemmer dens størrelse. På den negative side kan man argumentere for, at konjunkturedgangen, de strammere kreditvilkår og mindre risikovillighed vil mindske omfanget af investeringer i forskning og udvikling i den private sektor, og det vil på langt sigt resultere i lavere TFP-vækst. Kreditbegrænsninger kan endvidere sinke nødvendige, men kapitalkrævende omstruktureringer i økonomien, hvormed resurser bliver fastlåst i mindre produktive erhverv. På den anden side kan en kraftig recession også tænkes at have en "renselseseffekt", som tynder ud blandt økonomiens mindst produktive virksomheder og frigiver resurser til de mere produktive.¹

Resultaterne i afsnit 6 og 7 indikerer, at væksten i strukturel TFP har været usædvanligt lav efter den finansielle krise, men denne tendens begyndte ifølge estimaterne her allerede, *inden* krisen indtraf. De laveste vækstrater i strukturel TFP findes således i 2006 og 2007. Sammenholdt med udviklingen i faktisk TFP resulterer det i store positive TFP-gab umiddelbart inden krisen og tilsvarende store negative gab i 2009 og 2010. Tolkningen af dette forløb er, at dansk økonomi var udsat for en markant overophedning i årene op til den finansielle krise, og udløsningen af finanskrisen resulterede som følge heraf i en "boom-bust"-udvikling omkring et ellers stabilt potentielt niveau. Den usædvanligt høje kapacitetsudnyttelse i industrien inden krisen understøtter i et vist omfang denne udlægning, jf. også afsnit 6.

Man bør imidlertid holde sig for øje, at resultaterne for TFP-gabet i høj grad afhænger af de antagelser, vi har gjort, og særligt af vores syn på potentiel produktion som et niveau, der nok kan ændres over tid, men som ikke springer voldsomt fra kvartal til kvartal. Ved anvendelse af det udvidede HP-filter vil det bratte fald i faktisk TFP i 4. kvartal 2008 således ikke blot reducere estimaterne for strukturel TFP i de efterfølgende kvartaler; også estimaterne for de *foregående* kvartaler bliver trukket ned.

¹ Denne effekt betegnes ofte som "kreativ destruktion", jf. Schumpeter (1942).

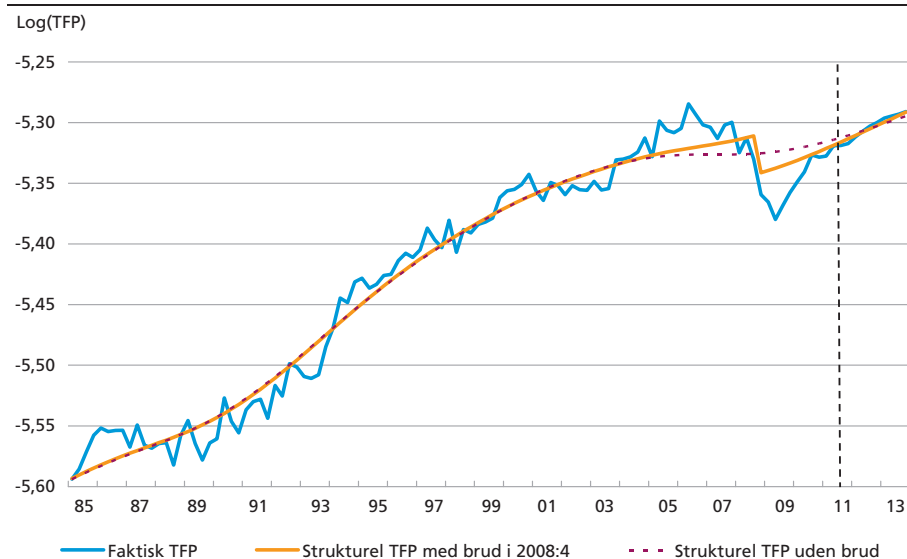
Som nævnt i dette afsnits indledning er det imidlertid ikke oplagt, at det potentielle produktionsniveau og dets komponenter, herunder strukturel TFP, fulgte en stabil og glat udvikling i slutningen af 2008 og begyndelsen af 2009. Ekstraordinære værdiforringelser af kapitaludstyr, som med ét blev overflødiggjort, kan fx have medført et pludseligt, enkeltstående fald i det potentielle produktionsniveau, og det vil som forklaret ovenfor med stor sandsynlighed vise sig som et fald i det *målte* TFP-niveau.

Som et alternativ til estimerterne i afsnit 6 har vi derfor gennemført en estimation af strukturel TFP, hvori der tillades et enkeltstående strukturelt brud i 4. kvartal 2008. Bruddets størrelse er estimeret ved inklusion af en simpel dummy-variabel i det udvidede HP-filter. Denne tilgang resulterer i, at den estimerede serie for strukturel TFP springer nedad med 3 pct. i 4. kvartal 2008, jf. figur 10.3. I forhold til estimerterne uden et strukturelt brud betyder det som forventet, at estimerterne for strukturel TFP bliver højere under højkonjunktoren umiddelbart inden bruddet, men lavere under kriseårene efter bruddet.

I kombination med udviklingerne i kapital, befolkning, strukturel ledighed og strukturel erhvervsfrekvens resulterer det pludselige fald i strukturel TFP i, at det potentielle produktionsniveau falder med 2,7 pct. i 4. kvartal 2008. I forhold til estimationerne uden strukturelt brud medfører det, at udsvingene i produktionsgabene omkring årsskiftet 2008/09

STRUKTUREL TFP MED BRUD I 4. KVARTAL 2008

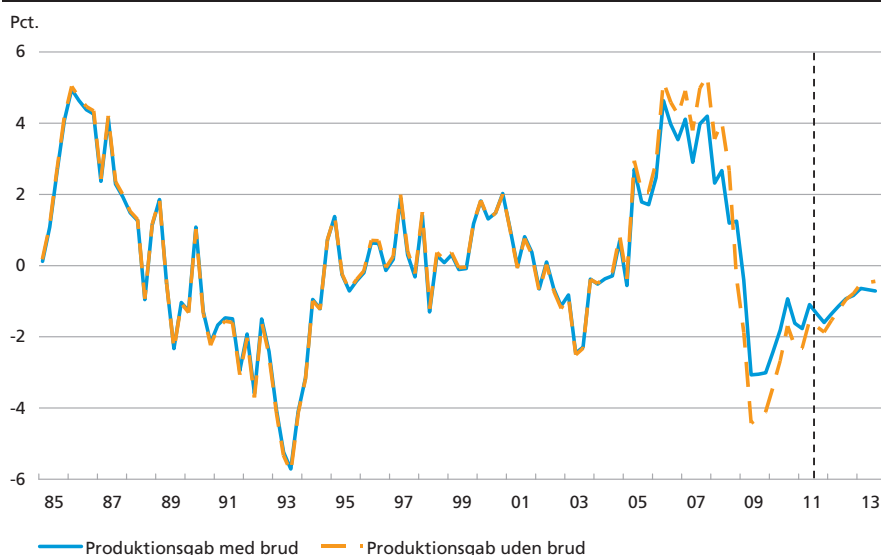
Figur 10.3



Anm.: Tallene til højre for den stiplede linje er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.
Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

PRODUKTIONSGAB MED OG UDEN STRUKTURELT BRUD I 4. KVT. 2008

Figur 10.4



Anm.: I estimationen med et brud i strukturelt TFP falder det potentielle produktionsniveau med 2,7 pct. i 4. kvartal 2008. I estimationen uden brud stiger det med 0,4 pct. i samme kvartal. Tallene til højre for den stiplede linje er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

bliver noget mindre, jf. figur 10.4. Det afspejler, at det estimerede potentielle produktionsniveau nu i højere grad følger den faktiske BNP-udvikling. Det er dog bemærkelsesværdigt, at produktionsgabene i 2005-07 stadig er usædvanligt store.

Estimationen med det strukturelle brud lægger op til en lidt anderledes tolkning af begivenhederne i de seneste år: Ifølge denne tolkning var væksten i produktionspotentialet i højkonjunkturårene 2005-07 vel nok afdæmpet, men dog ikke usædvanligt lav, indtil et pludseligt kollaps i verdensøkonomien i efteråret 2008 medførte et enestående fald i produktionspotentialet i dansk økonomi. Selv under denne tolkning er det imidlertid umuligt at komme udenom, at dansk økonomi var udsat for et alvorligt kapacitetspres i årene op til den finansielle krise.

11. FRA PRODUKTIONSGAB TIL STRUKTUREL SALDO

De offentlige finanser i Danmark er meget afhængige af konjunkturerne. I en højkonjunktur forbedres de offentlige finanser automatisk, da øget produktion, indkomst, forbrug og beskæftigelse giver højere indtægter fra skatter og afgifter og lavere udgifter til overførselsindkomster. Omvendt sker der automatisk et fald i indtægterne og en stigning i udgifterne, når der er lavkonjunktur. Denne følsomhed over for kon-

junktursituationen gør, at den faktiske saldo ikke giver et retvisende mål for den underliggende stilling på de offentlige finanser.

I dette afsnit illustrerer vi, hvordan estimater for produktionsgabet kan anvendes til beregning af en *strukturel* budgetsaldo. Den strukturelle saldo renser den faktiske budgetsaldo for cykliske og midlertidige udsving og giver derfor et mere retvisende billede af de offentlige finansers stilling på mellemlangt sigt. En række økonomiske institutioner beregner estimater for den strukturelle budgetsaldo i Danmark, og opgørelsen indgår i deres vurdering af de offentlige finanser og den aktuelle finanspolitik. Specielt i EU-samarbejdet har den strukturelle balance stor betydning, da den indgår som en central størrelse, når Europa-Kommissionen vurderer, om et land opfylder kravene i stabilitets- og vækstpagten.

Den strukturelle saldo beregnes med udgangspunkt i den faktiske saldo ved følgende fremgangsmåde:

$$\text{Strukturel saldo} = \text{Faktisk saldo} - \text{Cyklisk komponent} - \text{Særlige poster}$$

Den *cykliske komponent* angiver effekten af konjunktursituationen på den faktiske saldo. Estimater for produktionsgabets størrelse er et centralt element i beregningen af denne komponent. Første led i at identificere den cykliske komponent består således i at finde ud af, hvordan konjunktursituationen afviger fra det normale, og produktionsgabet måler netop fortegnet og størrelsen på denne afvigelse.

I beregningen af den cykliske komponent er det desuden nødvendigt at vide, hvor følsom saldoen er over for udsving i produktionsgabet. Følsomheden kan udtrykkes ved en såkaldt budgetfaktor, som angiver, hvor meget den offentlige saldo i procent af BNP ændres, når produktionsgabet øges med 1 procentpoint. Budgetfaktoren beregnes i denne artikel ved hjælp af simulationer i Nationalbankens makroøkonometriske model for dansk økonomi, MONA. Simulationerne beskriver, hvordan en række offentlige indtægts- og udgiftsposter ændres, når BNP øges som følge af en højere aggregeret efterspørgsel, og opsummerer resultaterne i en samlet budgetfaktor, jf. boks 11.1. Det cykliske bidrag til den faktiske budgetsaldo i et givet år findes herefter ved at gange budgetfaktoren med produktionsgabet for det pågældende år.

Det sidste element i beregningen af den strukturelle saldo består i at korrigere for en række *særlige poster*. Disse er budgetposter, som på grund af midlertidige forhold kan svinge meget fra år til år, og som derfor kan have stor indflydelse på den faktiske saldo i et enkelt år, men hvis udsving ikke er knyttet systematisk til konjunkturcyklen. Det gælder for det første indtægterne fra pensionsafkastskatten, som i høj grad er

BEREGNING AF BUDGETFAKTOR I MONA

Boks 11.1

Den cykliske komponent i et givet år beregnes ud fra formlen:

$$\text{Cyklisk komponent}_t = \varepsilon_t \cdot \text{produktionsgab}_t.$$

Produktionsgabets er her omregnet til årsniveau, baseret på kvartalstallene fra de foregående afsnit. Parameteren ε er den såkaldte budgetfaktor. Den er defineret som:

$$\varepsilon_t \equiv \frac{d(B_t / (P_t \cdot Y_t))}{dY_t / Y_t^*},$$

hvor B er den offentlige budgetsaldo, P er BNP-deflatoren, og Y er real BNP. Budgetfaktoren angiver, hvor meget den offentlige saldo målt i procent af nominelt BNP ændres, når real BNP ændres med 1 pct. af potentiel BNP. Udtrykket for budgetfaktoren kan omskrives til:

$$\varepsilon_t = \left[\sum_i \left(e_{B^i, Y} \cdot \frac{B_t^i}{P_t \cdot Y_t} \right) - \frac{B_t}{P_t \cdot Y_t} \right] \frac{Y_t^*}{Y_t}, \quad (11.1)$$

hvor notationen $e_{B^i, Y}$ angiver elasticiteten af budgetpost i med hensyn til real BNP.¹

Udtrykket inden for den kantede parentes i ligning (11.1) angiver effekten på saldoen i procent af BNP, når BNP stiger med 1 pct. Den består for det første af summen af ændringer i de enkelte budgetposter.² For en given budgetpost kan denne findes ved at gange budgetpostens elasticitet med hensyn til real BNP med budgetpostens andel af nominel BNP i det pågældende år. Elasticiteterne antages her at være konstante, mens budgetposternes andele af nominel BNP kan variere fra år til år. Det kan give anledning til variation i budgetfaktoren over tid, jf. figur 11.1. Det andet led i den kantede parentes repræsenterer effekten af, at saldoen i procent af nominel BNP alt andet lige bliver numerisk mindre, når BNP øges. Udtrykket i den kantede parentes ganges endelig med forholdet mellem potentiel BNP og faktisk BNP i det pågældende år, hvormed der tages højde for, at produktionsgabets er udtrykt i procent af *potentiel* BNP.

Elasticiteterne for de enkelte budgetposter og for BNP-deflatoren estimeres ved hjælp af simulationer i MONA. I simulationerne undersøges effekterne på de offentlige finanser af et stød til modellens private efterspørgselskomponenter, som øger real BNP med 1 pct. i forhold til et tilsvarende forløb uden stød.

I modelleringen af efterspørgselsstødet er det nødvendigt at tage stilling til, hvilken efterspørgselskomponent der driver stigningen i BNP. Dette valg har stor betydning for effekten på de enkelte budgetposter, og dermed for størrelsen af den samlede budgetelasticitet. Det afspejler bl.a., at de forskellige efterspørgselskomponenter beskattes forskelligt. Eksempelvis har det private forbrug et højt indhold af indirekte skatter og afgifter, mens eksportvarer omvendt har et meget lavt indhold. Ideelt set burde budgetfaktoren dermed være forskellig, alt efter hvilke typer af stød der må anses for at være årsag til produktionsgabets størrelse i det pågældende år. Estimerne for produktionsgabets, som de er beregnet i denne artikel, indeholder imidlertid ingen information om de bagvedliggende årsager til produktionsgabets størrelse.³

FORTSAT

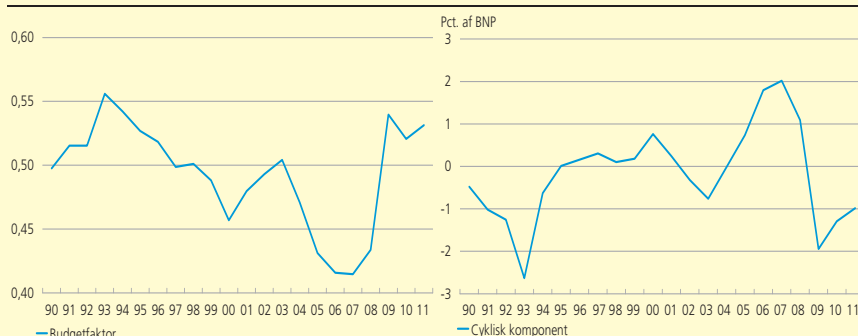
Boks 11.1

Stigningen i BNP modelleres derfor ved hjælp af et proportionalt stød til privat forbrug, private investeringer og nettoeksport. Den beregnede budgetfaktor kan dermed opfattes som et udtryk for de offentlige financers følsomhed over for "gennemsnitlige", efterspørgselsdrevne konjunkturudsving.

Budgettets følsomhed over for ændringer i BNP afhænger desuden af den valgte tidshorisont. Det skyldes, at beskæftigelse, priser og lønninger alle tilpasser sig med en vis træghed. Eksempelvis vil beskæftigelsen i MONA først øges et par kvartaler efter stigningen i efterspørgslen, og påvirkningen af de offentlige finanser sker derfor med en vis forsinkelse. For at tage højde for dette beregnes den endelige elasticitet for hver budgetpost som et gennemsnit af elasticiteterne i de første tre år efter stødet til efterspørgslen.

BUDGETFAKTOR BEREGNET I MONA OG CYKLISK KOMPONENT

Figur 11.1



Anm.: Den cykliske komponent er udregnet ved at gange budgetfaktoren for det pågældende år med produktionsgab i det samme år.

Kilde: MONAs databank og egne beregninger.

Den beregnede budgetfaktor svinger mellem 0,42 og 0,56 med et gennemsnit på 0,49. Det er en noget lavere budgetfølsomhed, end andre institutioner finder for dansk økonomi. Finansministeriet finder således, at det offentlige budget ændres med 0,79 pct. af BNP, når produktionsgabets ændres 1 procentpoint (Skaarup, 2005), mens det tilsvarende tal ifølge OECD er 0,59 pct. af BNP (André og Girouard, 2005). Forskellene bunder bl.a. i forskellige estimationstilgange. OECD beregner budgetfaktoren ud fra økonometriske estimationer af elasticiteter for et begrænset antal budgetposter, jf. André og Girouard (2005), mens Finansministeriet anvender en anden makroøkonometrisk model, ADAM, end vi gør. Trods store ligheder er de to modeller ikke ens, og beregningerne resulterer derfor i forskellige budgetfaktorer. Eksempelvis er der i ADAM taget højde for progressiviteten i indkomstbeskatningen, mens MONA anvender en gennemsnitlig indkomstkattesats for alle indkomstniveauer. Det kan medvirke til, at budgetfaktoren bliver lavere, når den beregnes i MONA.

¹ I udledningen af udtrykket i ligning (11.1) er det antaget, at BNP-deflatoren P er eksogen. Dermed ses bort fra, at en efterspørgselsdrevet ændring i BNP også vil medføre en ændring i prisniveauet. På kort sigt er ændringen dog begrænset, og vi ser derfor bort fra denne effekt i udregningen af budgetfaktoren.

² I denne forbindelse regnes udgiftsposter som negative budgetposter, mens indtægtsposter regnes som positive.

³ Bemærk, at produktionsgabets naturligvis kan dekomponeres på TFP-gab, ledighedsgab og erhvervsfrekvensgab, jf. tidligere afsnit. En sådan dekomponering viser, *hvordan* produktionsgabets kommer til udtryk på økonomiens udbudsside, men ikke *hvorfor* det har den pågældende størrelse.

påvirket af udviklingen i aktie- og obligationskurser. Vi korrigerer desuden provenuet fra selskabsskat, ekskl. indtægter fra Nordsø-produktionen, da udsvingene i den finansielle sektors selskabsskat ikke nødvendigvis følger konjunkturcyklen. Nordsø-indtægterne korrigeres særskilt, da disse i høj grad påvirkes af udsving i olieprisen. Bilkøbet følger kun til dels konjunkturerne, og der renses derfor særskilt for indtægterne fra registreringsafgiften. Desuden korrigerer vi for, at de offentlige renteudgifter kan variere fra år til år som følge af midlertidige udsving i renteniveauet, ligesom en række særlige budgetposter såsom overførsler til EU, Grønland og Færøerne, førtids- og folkepension til danskere i udlandet, mv. heller ikke følger konjunkturerne og derfor også korrigeres særskilt. Vi anvender i denne artikel Finansministeriets korrektioner af disse særlige poster.¹

Den strukturelle budgetsaldo i Danmark 1990-2011

Der har været store udsving i den strukturelle saldo siden 1990, jf. figur 11.2. Det skyldes i høj grad effekterne af strukturpolitikken, men også en aktiv brug af finanspolitikken. I begyndelsen af 1990'erne blev den strukturelle saldo forværret. Særlig udtalt var svækkelsen i 1994, hvilket kan henføres til lempelsen af finanspolitikken i forbindelse med den såkaldte kickstart. Fra 1996 og frem til årtusindskiftet blev den strukturelle saldo forbedret fra et markant underskud til overskud. Det skal ses i sammenhæng med, at den strukturelle beskæftigelse steg i samme periode som følge af det markante fald i den strukturelle ledighed, der dog til dels blev modvirket af en lavere erhvervsfrekvens. Desuden blev lempelserne i forbindelse med kickstarten gradvist rullet tilbage, efterhånden som konjunktursituationen blev forbedret, og det bidrog også til en styrkelse af den strukturelle saldo.

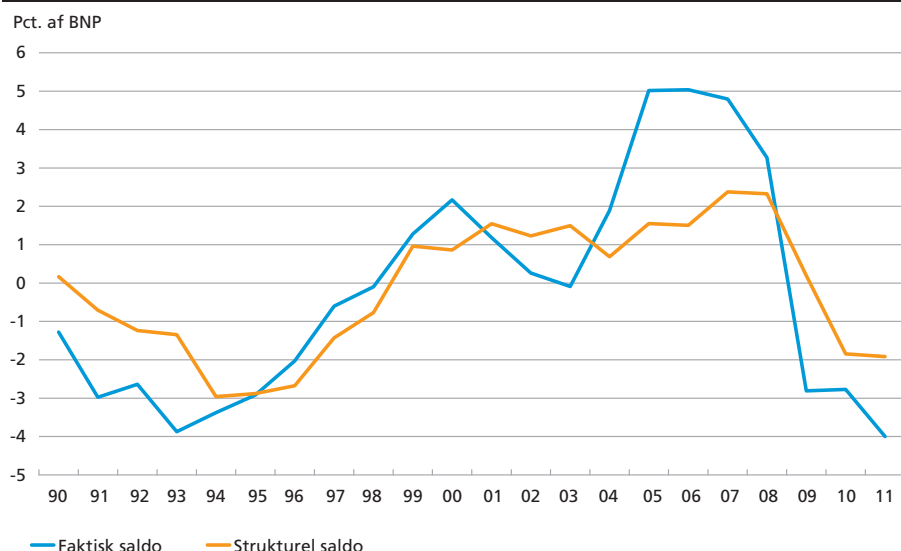
Fra 2000 og frem til den finansielle krises udbrud i slutningen af 2008 udviste den strukturelle saldo et stabilt overskud. Lempelserne i finanspolitikken i form af bl.a. skattelettelserne i 2004 og øget offentligt forbrug blev modvirket af lavere strukturel ledighed, lavere renteudgifter og desuden specielt fra 2005-08 af et ekstraordinært højt investeringsniveau, der øgede den potentielle produktion.

I 2009-10 indtraf en betragtelig forværring af den strukturelle saldo. Det skyldtes den kraftige lempelse af finanspolitikken som reaktion på det hårde økonomiske tilbageslag, der fulgte i kølvandet af finanskrisen. Den efterfølgende konsolideringsindsats, i form af bl.a. genopretningsaftalen fra maj 2010, har medvirket til, at denne forværring nu er ophørt. Det strukturelle underskud for 2011 er estimeret til 1,9 pct. af BNP.

¹ Se Skaarup (2005) og Økonomisk Redegørelse, august 2011, for en beskrivelse af, hvordan de respektive poster er korrigeret.

DEN STRUKTURELLE SALDO I DANMARK 1990-2011

Figur 11.2



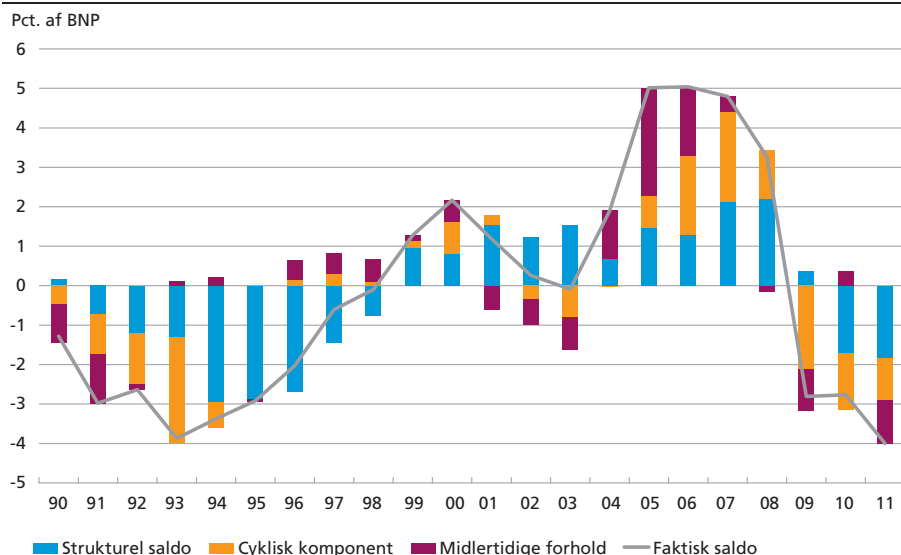
Anm.: Tal for 2011 er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.

Kilde: Danmarks Statistik, Finansministeriet og egne beregninger.

Den kraftige diskretionære lempelse i 2009 og 2010 blev suppleret af virkningen af de automatiske stabilisatorer, som spiller en stor rolle for det offentlige budget i Danmark. Således er den cykliske komponent en afgørende størrelse for udviklingen i den faktiske saldo, jf. figur 11.3. I

DEKOMPONERING AF FAKTISK BUDGETSALDO 1990-2011

Figur 11.3



Anm.: Tal for 2011 er baseret på Nationalbankens seneste prognose for dansk økonomi.

Kilde: Danmarks Statistik, Finansministeriet og egne beregninger.

perioden 2005-08 bidrog den cykliske komponent således betydeligt til overskuddet på den faktiske budgetsaldo, mens den omvendt i 2009-11 kraftigt reducerede den faktiske saldo.

TEKNISK APPENDIKS

Teoretisk grundlag for ligning (4.1)

Den teoretiske baggrund for specifikationen i ligning (4.1) tager udgangspunkt i følgende simple model for løn- og prisudviklingen i en lille åben økonomi:

$$\Delta w_t = \Delta p_t + \eta \cdot \Delta y_t - \theta(w - p - y)_{t-1} - \gamma \cdot u_{t-1} + a_{t-1} + \varepsilon_t^w \quad (\text{A.1})$$

$$\Delta p_t = \lambda(\Delta w_t - \Delta y_t - \omega(1 - (w - p - y)_{t-1} - q^*)) + (1 - \lambda)\pi_t^* + \varepsilon_t^\pi. \quad (\text{A.2})$$

Ligning (A.1) angiver, at den relative ændring i den nominelle løn afhænger af prisinflation (Δp), produktivitetsvækst (Δy), ledigheden i foregående kvartal (u) samt et midlertidigt støjled (ε^w). Variablen a dækker over tidsvarierende strukturelle forhold, der påvirker løndannelsen. Det kan fx være dagpengesystemets kompensationsgrad, men også andre faktorer, som kan være vanskelige at observere eller måle, kan tænkes at indgå i a . Hvis parameteren θ er positiv, påvirkes lønudviklingen desuden af en error-correction-mekanisme via forholdet mellem realløn ($w-p$) og produktivitet (y) i sidste kvartal. Hvis produktiviteten approksimeres ved den gennemsnitlige arbejdsproduktivitet, svarer dette forhold til lønkvoten. Der er empirisk belæg for, at en sådan error-correction-mekanisme er et udbredt fænomen i løndannelsen på europæiske arbejdsmarkeder, jf. Blanchard og Katz (1999).

Ligning (A.2) angiver, at den indenlandske inflation afhænger af indenlandske forhold, udenlandsk inflation (π^*) samt midlertidige prisstød (ε^π). De indenlandske forhold afhænger for det første af udviklingen i omkostningerne pr. produceret enhed, udtrykt ved reallønsvæksten minus produktivitetsvæksten. Derudover antages det, at inflationen afhænger positivt af lønkvoten i sidste periode. Det skyldes, at virksomhederne vil sigte mod at opnå en bestemt profitkvote, q^* . Bliver lønkvoten for høj, og profitkvoten dermed for lav, vil de derfor forsøge at modvirke dette ved at øge priserne mere, end hvad udenlandsk inflation og udviklingen i enhedsomkostningerne ville tilsige.

En langsigtet ligevægt defineres som en situation uden midlertidige stød, hvor produktivitetsvæksten er lig sin langsigtede trendværdi, Δy^* , og hvor reallønnen vokser i samme takt som produktiviteten. I en lille åben økonomi med fastkurspolitik må inflationen i en langsigtetligevægt desuden være lig inflationen i udlandet. Ved kombination af ligningerne (A.1) og (A.2), samt indsættelse af $\varepsilon^w = \varepsilon^\pi = 0$, $\Delta y = \Delta y^*$, $\Delta w - \Delta p = \Delta y$ og $\Delta p = \pi^*$, fås den strukturelle ledighed i periode $t-1$ da som:

$$u_{t-1}^* = \frac{1}{\gamma} (a_{t-1} - \theta(1 - q^*) - (1 - \eta)\Delta y^*).$$

Ligning (A.1) kan dermed omskrives til

$$\Delta kvote_t = -\theta(kvote_{t-1} - kvote^*) - \gamma \cdot (u_{t-1} - u_{t-1}^*) - (1 - \eta)(\Delta y - \Delta y^*) + \varepsilon_t^w, \quad (\text{A.3})$$

hvor $kvote \equiv w - p - y$ kan approksimeres med lønkvoten, og $kvote^* \equiv 1 - q^*$ er ligevægtslønkvoten. Det bør bemærkes, at ligningerne (4.1) og (A.3) stort set er

identiske. Eneste forskel er således, at der i (4.1) medtages flere lags af lønkvoten og produktivitetsvæksten på højresiden, og at der i ligning (4.1) inkluderes flere kontrolvariable, som kan tænkes at have midlertidig indflydelse på ændringen i lønkvoten.

Teknisk beskrivelse af modellen for strukturel ledighed

Modellen består af følgende ligninger:

$$u_t = u_t^* + u_t^c \quad (\text{A.4})$$

$$\Delta u_t^* = \rho \cdot \Delta u_{t-1}^* + \zeta_t, \quad \zeta \sim N(0, \sigma_\zeta^2) \quad (\text{A.5})$$

$$u_t^c = \alpha_1 u_{t-1}^c + \alpha_2 u_{t-2}^c + \kappa_t, \quad \kappa \sim N(0, \sigma_\kappa^2) \quad (\text{A.6})$$

$$\Delta \text{kvote}_t = \sum_{i=1}^4 \left(\alpha_i (\text{kvote}_{t-i} - \text{kvote}^*) \right) - \gamma \cdot u_{t-1}^c + \mathbf{x}_t' \beta + \varepsilon_t, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad (\text{A.7})$$

hvor u angiver den registrerede nettoledighed i procent af arbejdsstyrken. Denne dekomponeres i ligning (A.4) i en strukturel komponent, u^* , samt en cyklisk komponent, u^c .

Ligning (A.5) modellerer ændringen i den strukturelle ledighed som en autoregressiv proces, uden at der tages stilling til, hvilke konkrete faktorer der driver ændringerne. Parameteren ρ angiver persistensen i processen. I specialtilfældet $\rho = 1$ vil ændringen i u^* følge en random walk, hvormed $u^* \sim I(2)$. I specialtilfældet $\rho = 0$ vil u^* selv følge en random walk og dermed være $I(1)$.

Udviklingen i den cykliske komponent antages i ligning (A.6) at kunne beskrives ved en AR(2)-proces. De autoregressive parametre α_1 og α_2 bør opfylde stationaritetsbetingelserne $|\alpha_2| < 1$, $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$ og $\alpha_2 - \alpha_1 < 1$. Denne formulering fanger, at konjunkturmæssige fluktuationer i ledigheden nok er persistente, men dog af midlertidig karakter. Ligningen implicerer således, at den faktiske ledighed set over længere tidsperioder vil fluktuere omkring den strukturelle ledighed.

Ligning (A.7) beskriver en sammenhæng mellem den cykliske komponent i ledigheden og ændringen i lønkvoten, Δkvote , betinget på sidstnævntes tidligere afvigelse fra ligevægtsværdien, kvote^* , og en række kontrolvariable. Kontrolvariablenes sammensætning er givet ved:

$$\begin{aligned} \mathbf{x}_t' \beta = & \beta_1 (\Delta \text{raa}_t - \overline{\Delta \text{raa}}) + \beta_2 (\Delta \text{raa}_{t-1} - \overline{\Delta \text{raa}}) + \beta_3 (\Delta \text{raa}_{t-2} - \overline{\Delta \text{raa}}) \\ & + \beta_4 (\Delta \text{efkrks}_t - \overline{\Delta \text{efkrks}}) + \beta_5 (\Delta \text{efkrks}_{t-1} - \overline{\Delta \text{efkrks}}) + \beta_6 (\Delta \text{efkrks}_{t-2} - \overline{\Delta \text{efkrks}}) \\ & + \beta_7 (\Delta \text{prod}_t - \overline{\Delta \text{prod}}) + \beta_8 (\Delta \text{prod}_{t-1} - \overline{\Delta \text{prod}}) + \beta_9 (\Delta \text{prod}_{t-2} - \overline{\Delta \text{prod}}) \end{aligned}$$

hvor raa angiver råvareprisindekset, efkrks er den effektive kronekurs, og prod er timeproduktiviteten i private byerhverv, alle i logaritmer. En streg over en variabel angiver, at der er tale om variabelens gennemsnitsværdi i samplet. Ligning (A.7) svarer til ligning (4.1) og er yderligere beskrevet i afsnit 4.

Støjleddene ζ , κ og ε antages at være normalfordelte, uafhængigt og identisk fordelte over tid og indbyrdes ukorrelerede.

PARAMETERESTIMATER I ESTIMATIONEN AF STRUKTUREL LEDIGHED

Tabel A.1

Parameter	Estimat	Standardfejl
Koefficienter til variable i ligning (A.7):		
Ledighedsgab (t-1)	-0,40	(0,16)
Lønvote (t-1)	-0,67	(0,09)
Lønvote (t-2)	0,30	(0,09)
Lønvote (t-3)	0,01	(0,09)
Lønvote (t-4)	0,26	(0,07)
Råvareprisinflations (t)	-0,03	(0,03)
Råvareprisinflations (t-1)	0,08	(0,03)
Råvareprisinflations (t-2)	-0,10	(0,03)
ΔEffektiv kronekurs (t)	0,02	(0,12)
ΔEffektiv kronekurs (t-1)	0,47	(0,12)
ΔEffektiv kronekurs (t-2)	-0,14	(0,12)
Produktivitetsvækst (t)	-0,62	(0,08)
Produktivitetsvækst (t-1)	-0,33	(0,10)
Produktivitetsvækst (t-2)	-0,05	(0,10)
Lønvotens ligevægtsværdi, <i>kvote</i> [*]	0,65	
Øvrige parametre:		
α_1	1,719	(0,073)
α_2	-0,752	(0,071)
ρ	0,898	(0,051)
σ_ε	0,052	(0,185)
σ_κ	0,007	(0,024)
σ_ζ	0,002	

Kilde: Egne beregninger.

De uobserverbare variable og modellens parametre estimeres ved maximum likelihood og det dobbeltsidede "udglattende" Kalmanfilter. For en grundig indføring i estimationsmetoden henvises til fx Hamilton (1994, kapitel 13). Det er velkendt, at maximum likelihood-metoden lider af et potentielt stabilitetsproblem, som kan resultere i, at varianserne for de uobserverbare variable estimeres til nul. For at undgå dette problem estimeres modellen under den restriktion, at varianserne σ_ε^2 og σ_κ^2 fastlåses i forholdet 1/15. Forholdet er valgt på en sådan måde, at glatheden i den resulterende serie for den strukturelle ledighed svarer til vores forventninger, som foreslået af Gordon (1997). Alle øvrige parametre, herunder lønvotens ligevægtsværdi, estimeres uden restriktioner. Det fulde antal parameterestimerer er rapporteret i tabel A.1.

Teknisk beskrivelse af modellen for strukturel erhvervsfrekvens

Modellen består af følgende ligninger:

$$E_t = E_t^* + E_t^c \quad (\text{A.8})$$

$$E_t^* = E_{t-1}^* - \Delta \log y_t + \mu_1 \cdot \Delta \text{orlov}_t + \mu_2 \cdot \Delta \text{and6066}_t + \zeta_t, \quad \zeta \sim N(0, \sigma_\zeta^2) \quad (\text{A.9})$$

$$E_t^c = \phi_1 \cdot E_{t-1}^c + \phi_2 \cdot E_{t-2}^c + \chi \cdot u_{t-1}^c + \kappa_t, \quad \kappa \sim N(0, \sigma_\kappa^2) \quad (\text{A.10})$$

$$\text{arbbek}_t = \eta_0 + \eta_1 \cdot E_t^c + \varepsilon_t, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (\text{A.11})$$

PARAMETERESTIMATER I MODELLEN FOR STRUKTUREL
ERHVERVSFREKVENNS

Tabel A.2

Parameter	Estimat	Standardfejl
Koefficientparametre:		
μ	-0,76	(0,36)
φ_1	0,84	(0,11)
φ_2	0,04	(0,11)
χ	-0,04	(0,05)
η_0	0,02	(0,00)
η_1	1,32	(0,55)
Variansparametre:		
σ_K	0,002	(0,003)
σ_E	0,015	(0,020)
σ_ζ	0,001	

Kilde: Egne beregninger.

Ligning (A.8) angiver, at erhvervsfrekvensen, E , kan dekomponeres i en strukturel komponent, E^* , samt en cyklisk komponent, E^c . De resterende ligninger er beskrevet detaljeret i afsnit 5. Som i modellen for den strukturelle ledighed antages det, at alle støjled er normalfordelte, uafhængigt og identisk fordelte over tid og indbyrdes ukorrelerede.

Modellen estimeres med Kalmanfilteret og maximum likelihood under en restriktion, der låser varianserne σ_ζ^2 og σ_K^2 i forholdet 1/15. Alle øvrige parametre estimeres frit. Samtlige parameterestimater er rapporteret i tabel A.2.

Det udvidede HP-filter og strukturel TFP

I den udvidede HP-filtrering af TFP specificeres logaritmen til faktisk TFP som summen af en strukturel komponent, en cyklisk komponent og et støjled, der repræsenterer ikke-cykliske, stokastiske stød. Samtidig postuleres en ukendt, lineær sammenhæng mellem den cykliske komponent og en ekstern indikator, her indikatoren for ledig kapacitet. De estimerede serier for strukturel TFP og TFP-gabet findes da ved løsning af følgende minimeringsproblem:

$$\min_{\{tfp_t^*, tfp_t^c\}_{t=1}^T, \beta_0, \beta_1} \left(\lambda \sum_{t=3}^T \left(\Delta tfp_t^* - \Delta tfp_{t-1}^* \right)^2 + \sum_{t=1}^T \left(tfp_t - tfp_t^* - tfp_t^c \right)^2 + \sum_{t=1}^T \left(tfp_t^c - \beta_0 - \beta_1 \cdot ledkap_t \right)^2 \right), \tag{A.12}$$

hvor tfp_t angiver logaritmen til observeret TFP i kvartal t , tfp_t^* er det estimerede niveau for logaritmen til strukturel TFP, tfp_t^c er estimatet for logaritmen til den cykliske komponent, og $ledkap_t$ er indikatoren for ledig kapacitet. Sidstnævnte er skaleret således, at værdien nul svarer til gennemsnitsværdien i samplet. Parameteren λ er den velkendte vægtningsparameter fra HP-filteret, som her sættes til standardværdien 1600 for kvartalsdata.

OLS-REGRESSION AF CYKLISK TFP-KOMPONENT PÅ INDIKATOR FOR LEDIG KAPACITET

Tabel A.3

Variabel	Koefficient	Standardfejl
Ledig kapacitet	-0,10	(0,00)
Konstant	-0,00	(0,00)
R ²	0,83	
Observationer	119	

Kilde: Egne beregninger.

Parametrene β_0 og β_1 beskriver sammenhængen mellem indikatoren for ledig kapacitet og den estimerede cykliske komponent i TFP. De estimeres begge simultant med serierne for strukturel og cyklisk TFP, og estimererne svarer til de parameterestimer, man opnår ved en OLS-regression af den estimerede serie for den cykliske komponent på indikatoren. I forhold til det velkendte HP-filter medtager det udvidede HP-filter således et ekstra kriterium i objektivfunktionen i (A.12), nemlig summen af de kvadrerede residualer fra en sådan regression.

I tabel A.3 ses regressionsoutput fra den estimerede sammenhæng mellem den cykliske TFP-komponent og indikatoren for ledig kapacitet. Koefficienten til indikatoren for ledig kapacitet er negativ og klart signifikant. Højere kapacitetsudnyttelse er altså forbundet med en større cyklisk TFP-komponent, og minimering af summen i (A.12) vil derfor resultere i et større estimat for den cykliske komponent i TFP i de kvartaler, hvor kapacitetsudnyttelsen er høj.

LITTERATUR

Abildgren, Kim, Birgitte Vølund Buchholst, Atef Qureshi og Jonas Stag-høj (2011), Realøkonomiske konsekvenser af bankkriser, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 3. kvartal, Del 2.

André, Christophe og Nathalie Girouard (2005), Measuring cyclically-adjusted budget balances for OECD countries, *OECD Working Papers*, nr. 434.

Apel, Mikael og Per Jansson (1999), System estimates of potential output and the NAIRU, *Empirical Economics*, vol. 24.

Arnold, Robert W. (2009), The Challenges of Estimating Potential Output in Real Time, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 91(4).

Ball, Laurence M. (2009), Hysteresis in Unemployment: Old and New Evidence, *NBER Working Paper Series*, nr. 14818.

Beffy, Pierre-Olivier, Patrice Ollivaud, Pete Richardson, Franck Sédillot, New OECD Methods for Supply-side and Medium-term Assessments – A Capital Services Approach, *OECD Economics Department Working Papers*, nr. 482.

Baxter, Marianne og Robert G. King (1999), Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, *Review of Economics and Statistics*, vol. 81(4).

Basu, Susanto og John G. Fernald (2009), What Do We Know (And Not Know) About Potential Output?, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 91(4).

Blanchard, Olivier (1991), Wage Bargaining and Unemployment Persistence, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 23.

Blanchard, Olivier og Lawrence F. Katz (1999), Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence, *American Economic Review*, vol. 89(2).

Blanchard, Olivier og Lawrence Summers (1986), Hysteresis and the European Unemployment Problem, i Stanley Fischer, *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 1.

Cechetti, Stephen G., Marion Kohler og Christian Upper (2009), Financial crises and economic activity, *NBER Working Papers*, nr. 15379.

Cerra, Valerie og Sweta C. Saxena (2008), Growth Dynamics: The myth of economic recovery, *American Economic Review*, vol. 98(1).

Congdon, Tim (2008), Two Concepts of the Output Gap, *World Economics*, vol. 9(1).

D'auria, Francesca, Cécile Denis, Karel Havik, Kieran McMorrow, Christophe Planas, Rafal Raciborski, Werner Röger og Alessandro Rossi (2010), The production function methodology for calculating potential growth rates and output gaps, Europa-Kommissionen, *Economic Papers*, nr. 420, juli.

Finansministeriet (2004), *Finansredegørelse*.

Friedman, Milton (1968), The Role of Monetary Policy, *American Economic Review*, vol. 58(1).

Gordon, Robert J. (1997), The time-varying NAIRU and its implications for economic policy, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11(1).

Gordon, Robert J. (1998), Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU, *Brookings Papers on Economic Activity*, nr. 2.

Hodrick, Robert and Edward C. Prescott (1997), Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1).

Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

IMF (2009), What's the Damage? Medium-term Output Dynamics After Financial Crises, *World Economic Outlook*, oktober 2010.

Koske, Isabell og Nigel Pain (2008), The Usefulness of Output Gaps for Policy Analysis, *OECD Economics Department Working Papers*, nr. 621.

Kuttner, Kenneth N. (1994), Estimating Potential Output as a Latent Variable, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 12(3).

Okun, Arthur M. (1962), Potential GNP: Its Measurement and Significance, *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, 1962.

Orphanides, Athanasios og Simon Van Norden (2002), The Unreliability of Output Gap Estimates in Real Time, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 84(4).

Orphanides, Athanasios og John C. Williams (2002), Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates, *Brookings Papers on Economic Activity*, nr. 2.

Phelps, Edmund S. (1967), Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time, *Economica*, vol. 34.

Reinhart, Carmen M. og Kenneth S. Rogoff (2009), International aspects of financial-market imperfections – The aftermath of financial crises, *American Economic Review*, vol. 99(2).

Schumpeter, Joseph A. (1942), *Capitalism, Socialism and Democracy*, Harper & Brothers.

Skaarup, Michael (2005), Beregning af den strukturelle saldo, Finansministeriet, *Arbejdspapirer*, nr. 17.

Staiger, Douglas, James H. Stock og Mark W. Watson (1996), How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment, *NBER Working Paper Series*, nr. 5477.

Vetlov, Igor, Tibor Hlédik, Magnus Jonsson, Henrik Kucsera og Massimiliano Pisani (2011), Potential Output in DSGE Models, *European Central Bank Working Papers*, nr. 1351, juni.

Winther, Ann-Louise (2011), Konjunkturudsving og offentlige finanser, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 1. kvartal, Del 1.