



FINANSMINISTERIET

# Finansministeriets beregning af gab og strukturelle niveauer

November 2020

# 2020

Finansministeriets beregning af gab og strukturelle niveauer  
November 2020

I tabeller kan afrunding medføre,  
at tallene ikke summer til totalen.

Denne publikation er udarbejdet af  
Finansministeriet  
Kontor for Økonomisk Politik  
Christiansborg Slotsplads 1  
1218 København K  
Telefon 33 92 33 33

Elektronisk publikation:  
ISBN: 978-87-93531-99-4

Publikationen kan hentes på  
Finansministeriets hjemmeside  
[fm.dk](http://fm.dk)

# Finansministeriets beregning af konjunkturgab og strukturelle niveauer

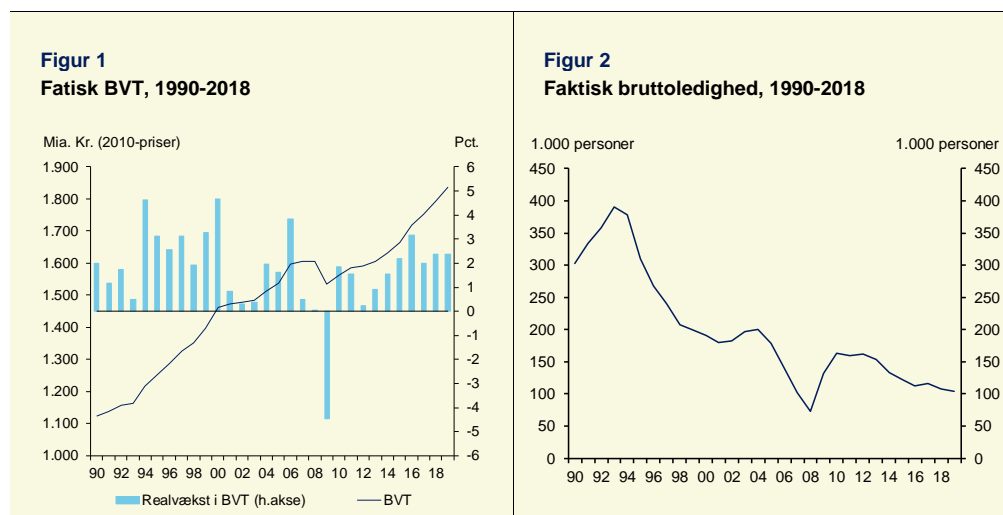
Indværende notat indeholder en samlet beskrivelse af Finansministeriets metoder til beregning af konjunkturgab. Notatet indeholder følgende afsnit:

1. Overblik over estimationstilgang
2. Estimation af ledighedsgabet
3. Strukturel arbejdsstyrke, arbejdsstyrkegabet og beskæftigelsesgabet
4. Estimation af outputgab og strukturel BVT
5. Robusthed af skøn for konjunkturgab

Den samlede beskrivelse af Finansministeriets tilgang til beregning af konjunkturgab er oprindeligt offentliggjort i 2012, efterfulgt af en opdatering i 2015. Dette opdaterede notat af november 2020 erstatter tidligere versioner.

## 1. Indledning og overblik over estimationstilgang

Produktionen (opgjort ved bruttoværditilvæksten, BVT) har overordnet set været stigende siden starten af 1990'erne, *jf. figur 1*. Det afspejler grundlæggende en fremgang i produktivitet og beskæftigelse i perioden. Bruttoledigheden har i samme periode generelt været faldende, hvilket i høj grad kan tilskrives de strukturreformer, der er gennemført på arbejdsmarkedet de sidste 20-30 år, *jf. figur 2*. De faktiske niveauer for både BVT og ledighed er ligeledes påvirket af konjunkturer, hvilket ses som udsving i den årlige vækstrate for økonomien og i fluktuationer i ledighedsraten.



Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

For at kunne vurdere konjunktursituationen og kapacitetspresset i økonomien er det centralt at have et kvantitativt mål for, hvor langt eksempelvis ledigheden eller produktionen skønnes at befinde sig fra deres strukturelle niveauer – dvs. de

niveauer, som svarer til en ”neutral” konjunktursituation. Afvigelsen fra det strukturelle niveau afspejler konjunkturkomponenten i en given tidsserie og benævnes ofte ”gabet”.

Ved at opdele fx produktionen og ledigheden i en konjunkturkomponent og en strukturkomponent kan det belyses, hvordan konjunkturerne svinger omkring en underliggende trend, også kaldet det strukturelle niveau.

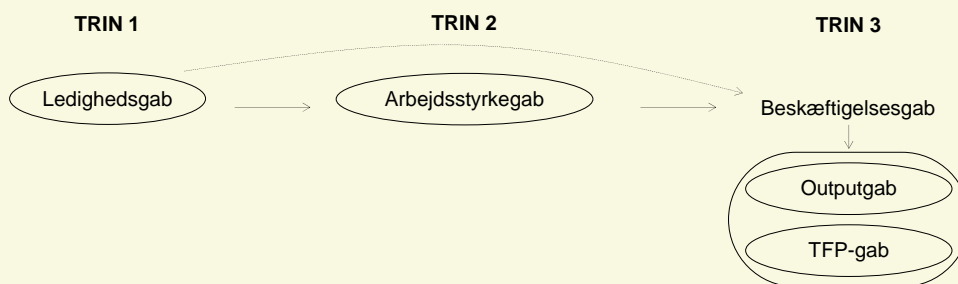
De underliggende, strukturelle niveauer kan ikke observeres direkte, men må estimeres. Det betyder, at der er usikkerhed forbundet med de kvantitative mål for konjunkturudsvingene. Finansministeriets valg af metode søger bl.a. at inddrage realtidsindikatorer og mindske indflydelsen fra kortsigtet datastøj for at mindske usikkerheden omkring skønnene og give så robuste indikatorer for konjunktursituationen som muligt. Det skal understøtte, at de økonomisk-politiske beslutninger, herunder i forhold til tilrettelæggelsen af finanspolitikken, træffes på et så solidt grundlag som muligt.

Finansministeriet anvender en estimationsmetode, hvor der opstilles en såkaldt tilstandsmodel, som estimeres med Kalman-filteret for at fastlægge de strukturelle niveauer. Finansministeriets metode til beregning af gabene udgøres overordnet set af tre tilstandsmodeller, som beregnes sekventielt i tre trin, som tager udgangspunkt i ledighedsgabet, *jf. figur 3*. Metoderne er indrettet således, at det beregnede bruttoledighedsgab indgår som input og derved som rettesnor i beregningen af arbejdsstyrke- og outputgab.

Først estimeres således (1) den strukturelle bruttoledighed og det tilhørende bruttoledighedsgab på baggrund af indikatorer for presset på arbejdsmarkedet (fx pris- og lønudvikling og kapacitetsudnyttelsen i industrien og serviceerhvervene). Sammen med bruttoledighedsgabet beregnes et gab i antal aktiverede ved et HP-filter. Når gabet i aktiverede fratrækkes bruttoledighedsgabet, fås et nettoledighedsgab. Dernæst estimeres (2) den strukturelle arbejdsstyrke og arbejdsstyrkegab, hvorved beskæftigelsesgab fremkommer som forskellen mellem arbejdsstyrkegab og nettoledighedsgabet. Endelig estimeres (3) outputgab på baggrund af resultater fra de to første modeller.

**Figur 3**

**Fra bruttoledighedsgab til outputgab**

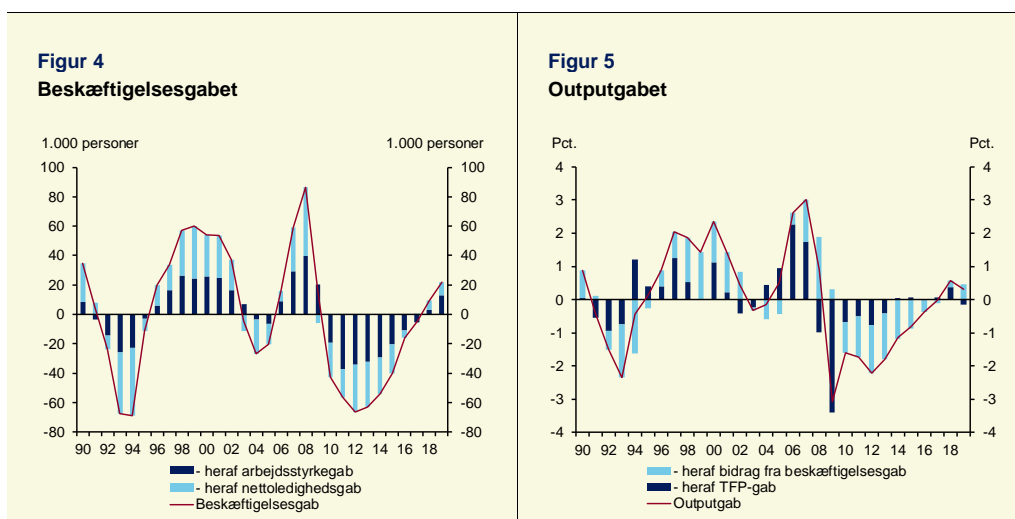


Beregningen af gab og strukturelle niveauer udgør en central del af den løbende vurdering af konjunkturerne og indgår dermed som et vigtigt grundlag for planlægningen af finanspolitikken. Beskæftigelses- og outputgabene er begge mål for konjunktursituationen i økonomien og danner blandt andet grundlag for konjunkturrensning af den faktiske offentlige saldo til beregning af den strukturelle offentlige saldo.

Finansministeriets overordnede vurdering af kapacitetspresset i økonomien bygger ud over de estimerede gab på en bred vifte af indikatorer, herunder blandt andet indikatorer for produktionsbegrænsende faktorer i erhvervene og diverse arbejdsmarkedsindikatorer, inflationsdata mv.

Både beskæftigelses- og outputgabene har udvist betydelige udsving siden 1990'erne, jf. figur 4 og figur 5. De mest positive gab optræder under overophedningen af dansk økonomi i årene op til finanskrisen og de mest negative gab dels i starten af 1990'erne, dels i forbindelse med den globale finanskrisen og den efterfølgende statsgældskrise i dele af EU.

Beskæftigelsesgabene kan dekomponeres i et bidrag fra arbejdsstyrken og et bidrag fra nettoledigheden. Tilsvarende kan outputgabene opdeles i et bidrag fra beskæftigelsesgabene og et bidrag fra totalfaktorproduktiviteten (TFP). Empirisk gælder, at produktionen typisk reagerer hurtigere på konjunkturudsving end beskæftigelsen. Finansministeriets modeller opfylder denne "stylized fact", hvilket afspejles i, at outputgabene "leder" beskæftigelsesgabene. Det indebærer, at outputgabene i starten af en høj/lavkonjunktur primært afspejler TFP-gabene, mens det senere i forløbet i højere grad udgøres af beskæftigelsesgabene.



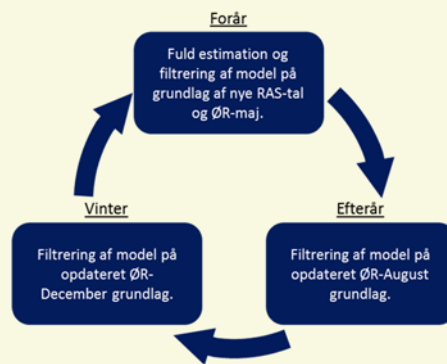
Kilde: Danmarks Statistik, *Økonomisk Redegørelse*, august 2020 og egne beregninger.

Finansministeriet skønner generelt over konjunkturgabene tre gange årligt i forbindelse med de økonomiske redegørelser (maj, august og december), jf. figur 6. I maj-vurderingerne genestimeres konjunkturmodellernes parameterestimater på baggrund af nye historiske år for bl.a. nationalregnskabet og den registerbaserede

arbejdsstyrkestatistik (RAS). Disse parameterestimater anvendes i alle de tre årlige redegørelser som basis for skøn for konjunkturgabene i skønsårene. Årshjulet er illustreret i figur 6.

I foråret 2020 er der således eksempelvis for første gang modtaget foreløbige nationalregnskabstal for 2019 samt RAS-tal for 2018. På den måde indarbejdes virkningen af nye data, der blandt andet vil afspejle virkningen af gennemførte tiltag på fx arbejdsmarkedsområdet, løbende i modellernes parameterestimater.

**Figur 6**  
Årshjul for estimation af strukturelle niveauer



Der findes en række metoder til at dekomponere makroøkonomiske tidsserier i et konjunkturbidrag og et strukturbidrag, og dermed gabet. Finansministeriet benytter sig af en modeltype, der estimerer ikke-observerbare tilstande ved hjælp af Kalman-filteret *jf. boks 1*.

Finansministeriets metode til beregning af konjunkturgab har i bred forstand været uændret siden Finansredegørelse 2004, men der er med mellemrum gennemført metodejusteringer og opdateringer, når der har været anledning til det, herunder i forlængelse af hovedrevisionen af nationalregnskabet i 2014 samt senest i forbindelse med *Økonomisk Redegørelse*, august og december 2019 og maj 2020 hvor der er gennemført en gennemgang af beregningsmetoderne<sup>1</sup>, herunder i forbindelse med genestimering på nyeste historiske data.

Finansministeriets estimationstilgang er overordnet set på linje med den, der benyttes af EU, OECD og DØRS. Der er dog også metodeforskelle på tværs af institutionerne, *jf. boks 2*. Finansministeriets metode adskiller sig fra f.eks. EU's og

<sup>1</sup> Der er her tale om eftersyn af datagrundlag samt mindre metodemæssige justeringer. Der er blandt andet foretaget eftersyn af databrud i det underliggende statistikgrundlag samt af opgørelsen af aktiveringsomfanget i bruttoledigheden. Desuden er der foretaget en justering af inputdata for løn og indikatoren for kapacitetsudnyttelse i estimationen af ledighedsgab. Metodejusteringerne vedrører primært variansbindinger i estimationsmodellerne, specifikations-tests og håndtering af endepunktsusikkerhed.

OECD's metode ved at estimere outputgab og TFP-gab simultant i samme model. Desuden adskiller Finansministeriets metode sig til dels ved at inddrage Okun's lov, der beskriver sammenhængen mellem output- og beskæftigelsesgab.<sup>2</sup> Sammen med inddragelsen af Danmarks Statistiks indikator for kapacitetsudnyttelsen bidrager det til at øge robustheden af Finansministeriets skøn.

#### Boks 1

##### Metoder til dekomponering af økonomiske tidsrækker

En i den akademiske litteratur ofte anvendt tilgang til at estimere den underliggende trend i økonomiske tidsrækker, som fx potentielt output eller den strukturelle ledighed, tager udgangspunkt i at "filtrere" de faktiske tidsrækker. Dvs. at tidsrækkerne udglattes og dermed dekomponeres i et konjunkturbidrag og et strukturbidrag. Forskellen mellem trenden og den faktisk observerede værdi udgør gabet i en given serie. Der findes flere filtreringsmetoder til at bestemme den underliggende trend.

Den simpleste variant er et såkaldt univariat filter, hvor der alene anvendes data fra tidsserien selv til at bestemme trenden. Et populært eksempel er HP-filteret (efter Robert Hodrick og Edward C. Prescott).

Multivariate filtre, herunder eksempelvis Kalman-filteret, anvender derimod data fra flere tidsrækker til at bestemme trenden i en given serie. I Finansministeriets beregning opsplitter Kalman-filteret tidsrækkerne i en trend, et konjunkturbidrag og en støj-komponent. Metoden vurderes at have en række fordele. Generelt er metoden mindre følsom over for endepunktsproblemer end fx HP-filteret, hvilket giver mere robuste estimater over tid. Hertil kommer, at anvendelsen af økonomiske sammenhænge og teori i beregningerne styrker informationsgrundlaget og reducerer endepunktsproblemerne yderligere.

Som eksempel anvendes der i Finansministeriets beregninger vha. Kalman-filteret både signaler fra beskæftigelsen og kapacitetsudnyttelsen i industrien og serviceerhvervene til at bestemme potentielt output. Blandt andet støj-komponenten er af betydning i dansk sammenhæng, da der kan være forholdsvis store udsving i kvartalsvist BNP/BVT-data. Det er fx HP-filteret ikke i stand til at udskille fra outputgab.

Det har i Danmark længe været den grundlæggende vurdering, at inflationspresset i en lille åben økonomi som den danske især bør vurderes ud fra tilstanden på arbejdsmarkedet og lønudviklingen. Beregningsmetoderne er derfor bygget op om en (forventningsudvidet) løn-Phillipskurve, hvor fx OECD og en række nationalbanker i analytiske sammenhænge ofte anvender en pris-Phillipskurve. I de senere år peger en række analyser på, at pris-Phillips-kurver i forskellige lande er blevet mindre stabile efter finanskrisen,<sup>3</sup> mens løn-Phillipskurver overordnet set ud til at være mere stabile.<sup>4</sup>

<sup>2</sup> Okun's lov, der er indbygget som en del af den samlede model, beskriver i sin oprindelige udgave sammenhængen mellem output og ledighed. Idet også arbejdsstyrken udviser betydelige konjunkturmæssige udsving, vurderes det mere retvisende at beskrive sammenhængen mellem output og arbejdskraftsinputtet ved hjælp af beskæftigelsesgab. På den baggrund indgår beskæftigelsesgab i Okun's lov frem for ledighedsgab, jf. også *Opdatering af finansministeriets beregning af konjunkturgab og strukturelle niveauer (februar 2015)*. Ud fra den historiske sammenhæng er det forudsat, at produktion (BVT) leder beskæftigelsen, jf. også afsnit 4. Forsinkelsen mellem beskæftigelse og BVT vurderes gennemsnitligt at være ca. 2 kvartaler.

<sup>3</sup> Jf. eksempelvis Bobeica, E. and A. Sokol (2019), "Drivers of underlying inflation in the euro area over time: a Phillips curve perspective," *ECB Economic Bulletin*, Issue 4/2019,

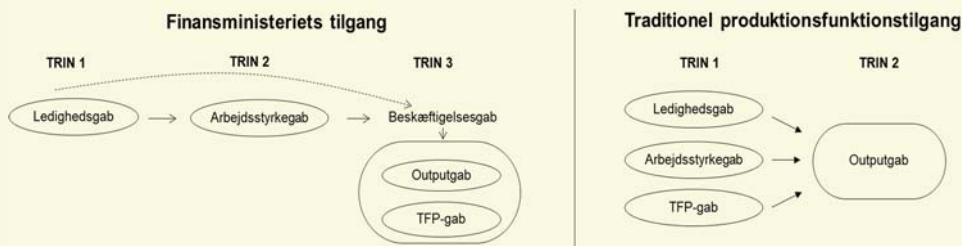
<sup>4</sup> Jf. eksempelvis Hahn, E. (2020), "The wage-price pass through in the euro area: does the growth regime matter?" *ECB Working Paper Series*, No. 2485/October 2020.

**Boks 2****Estimationstilgange på tværs af institutioner**

Finansministeriets metode til estimation af ledighedsgabet bygger på en økonomisk model med den forventningsudvidede Phillipskurve som det bærende grundlag. Denne tilgang er grundlæggende den samme i EU, OECD og DØRS. Finansministeriet, EU og DØRS anvender reallønnen som venstreside-variabel i Phillipskurven, imens OECD anvender forbrugerprisinflationen. DØRS, EU og OECD benytter alle – på linje med Finansministeriet - Kalman filteret til estimation af den strukturelle ledighed.

Estimation af outputgabet i Finansministeriet tager generelt udgangspunkt i produktionsfunktions-tilgangen og er således konsistent med gængs økonomisk litteratur og anvendt teori. Potentielt output er afhængig af input-faktorerne (arbejdsudbud og kapitalapparat) og det teknologiske niveau (totalfaktorproduktiviteten, TFP).

EU, OECD og DØRS anvender overordnet også produktionstilgangen, men der er en række forskelle i tilgangene. EU og OECD bruger HP-filteret til at estimere nogle af delkomponenterne i beregningerne, hvor Finansministeriet i højere grad bruger Kalman-filteret. Desuden adskiller Finansministeriets beregninger sig ved at inddrage Okun's lov i estimationsmodellen og ved at estimere outputgab og TFP-gab simultant i samme model. Erfaringer med skønnene for dansk økonomi foretaget siden 2004 peger på, at Finansministeriets metoder ofte leder til mere robuste skøn for Danmark end tilsvarende skøn foretaget af fx de internationale institutioner.

**Figur a**

Finansministeriets estimationsmodeller for de enkelte konjunkturgab gennemgås nærmere i de næste afsnit (2-4) sammen med en oversigt over robustheden af skøn (afsnit 5). For Finansministeriets seneste skøn for konjunkturgabene henvises til de løbende økonomiske redegørelser.

## 2. Estimation af ledighedsgabet

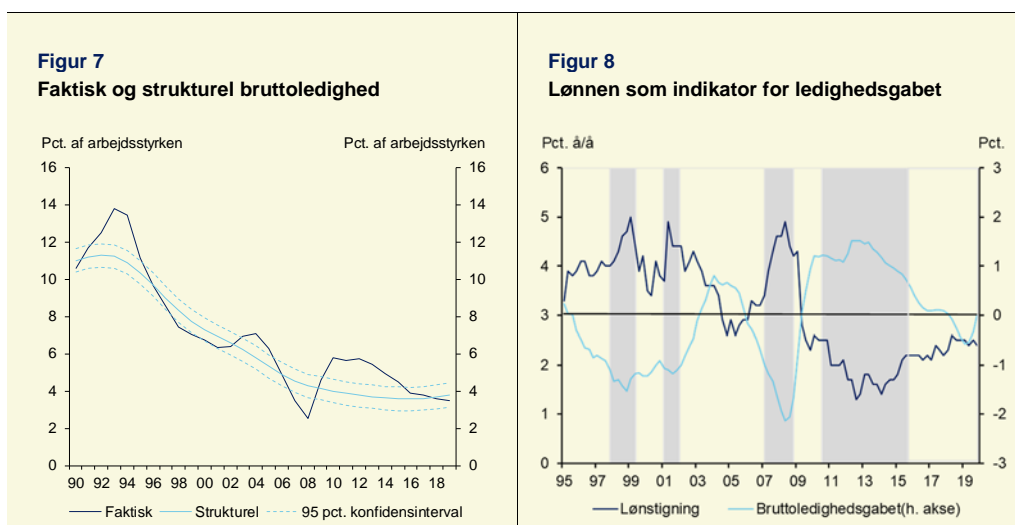
Det centrale mål for presset på arbejdsmarkedet er ledighedsgabet, dvs. forskellen mellem faktisk og strukturel bruttoledighed. Typisk fortolkes ledighedsgabet som et mål for det løn- og inflationsskabende pres, der kommer fra arbejdsmarkedet. Den strukturelle ledighed er dermed det ledighedsniveau, som er foreneligt med en stabil pris- og lønudvikling på nogle års sigt.

Den strukturelle ledighed vil således være afhængig af de grundlæggende strukturer på arbejdsmarkedet, herunder bl.a. arbejdskraftens uddannelsesniveau, alders- og herkomstfordeling, overenskomstforhold, regler for adgang til indkomsterstøttede ydelser mv. Det estimerede strukturelle niveau for bruttoledigheden



fremgår af figur 7.<sup>5</sup> Den strukturelle bruttoledighed er faldet markant siden starten af 1990'erne, hvor den udgjorde omkring 11-12 pct. af arbejdsstyrken, og vurderes aktuelt til ca. 3,8 pct. af arbejdsstyrken. Den faktiske ledighed har fulgt udviklingen i den strukturelle ledighed, som blandt andet afspejler reformer på arbejdsmarkedet siden starten af 1990'erne.

Det tilhørende ledighedsgab er i vidt omfang en genspejling af lønstigningstakten. Når ledighedsgabet er negativt, er lønstigningstakten høj og modsat. Eksempelvis peger ledighedsgabet på et betydeligt pres på arbejdsmarkedet under højkonjunktoren i 2006-2008, hvor dansk økonomi var præget af lønpres og markant færre ledige ressourcer end i en normal konjunktursituation, jf. figur 8.



Anm.: De grå felter i figur 8 viser de perioder, hvor lønstigningstakten afviger mere end én standardafvigelse fra middelværdien i mindst tre på hinanden følgende kvartaler. Det svarer til perioder, hvor lønindikatoren giver et relativt tydeligt signal om enten pres på arbejdsmarkedet eller ledig kapacitet.

Kilde: Danmarks Statistik, *Økonomisk Redegørelse*, august 2020 og egne beregninger.

Det data, der ligger til grund for Finansministeriets beregning af ledighedsgabet er ud over den faktiske ledighed baseret på pris- og lønudviklingen samt Danmarks Statistiks indikatorer for kapacitetsudnyttelsen i industrien og serviceerhvervene. Det er data, som er pålidelige og robuste i og med, at de sjældent revideres bagud i tid, og som er tilgængelig relativt hurtigt efter periodens afslutning. Det bidrager til, at ledighedsgabet er en relativt robust indikator for det umiddelbare pres på arbejdsmarkedet. Af samme grund er ledighedsgabet et centralt element i Finansministeriets beregning af de øvrige gab og fungerer som indikator for arbejdsstyrkegapet og outputgapet i de øvrige modeller.

<sup>5</sup> I forbindelse med estimationen af den strukturelle bruttoledighedsserie foretages en teknisk korrektion vedr. jobparate integrationsydelsesmodtagere. Dette skal ses i lyset af den markante stigning i antallet af asylansøgere i midten af 2014 samt beslutningen om at klassificere nytilkomne flygtninge og familiesammenførte som job- eller uddannelsesparate (i forbindelse med topartsaftalerne i 2016). Dette har isoleret set medført en stigning i det klassificerede antal af jobparate og dermed også i bruttoledigheden. Ledige integrationsydelsesmodtagere vurderes ikke at påvirke lønpresset på arbejdsmarkedet i samme omfang som andre ledige. Der korrigeres skønmæssigt herfor, så størstedelen af ændringen betragtes som strukturel.

### Tilstandsmodel for ledighedsgabet

Modellen til estimation af ledighedsgabet er bygget op omkring en model af den forventningsudvidede Phillipskurve, hvor udviklingen i reallønnen afhænger af udviklingen i reallønnen i sidste periode, den faktiske og forventede inflation samt ledighedsgabet. Det ligger grundlæggende på linje med den tilgang, som anvendes i EU, OECD og DØRS.

Ledighedsgabet estimeres med udgangspunkt i en såkaldt tilstandsmodel, hvor der både er observerede og uobserverede tilstande. Strukturledigheden og ledighedsgabet er de uobserverede tilstande, som skal estimeres. Modellens parametre og de uobserverede tilstande estimeres med Kalman-filteret.

Phillipskurven i modellen har følgende form:<sup>6</sup>

$$\Delta w_t - \Delta p_t = \alpha_1 + \alpha_2(\Delta w_{t-1} - \Delta p_{t-1}) + \alpha_3(\Delta p_t^e - \Delta p_t) + \beta_1 \mu_t^c + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

hvor  $\Delta w - \Delta p$  er reallønstigningstakten,  $\mu^c$  er ledighedsgabet,  $\Delta p_t^e - \Delta p_t$  er forskellen mellem forventet og faktisk inflation (dvs. de økonomiske aktørers forventningsfejl) og  $\alpha_1$  afspejler trend-produktiviteten. Stigningstakten i reallønnen,  $\Delta w - \Delta p$ , indgår således som en central indikator for presset på arbejdsmarkedet. Perioder med høj (lav) stigningstakt i reallønnen vil således være et signal om, at den faktiske ledighed,  $\mu$ , ligger under (over) sit strukturelle niveau,  $\mu^*$ , og ledighedsgabet,  $\mu^c = \mu - \mu^*$ , vil dermed være negativt (positivt).

Ledighedsgabet er defineret som forskellen mellem den faktiske og strukturelle ledighed:

$$\mu_t^c = \mu_t - \mu_t^* \quad (1.2)$$

Herudover specificeres tidsserieprocesser for de to uobserverede tilstande, hhv. konjunktorelementet i den faktiske ledighed samt udviklingen i den strukturelle ledighed. Ledighedsgabet antages at følge en anden ordens autoregressiv tidsserieproces (AR(2)-proces). Ændringen i den strukturelle ledighed specificeres som en AR(1)-proces, som karakteriserer en tidsserie uden alt for store udsving fra periode til periode.

$$\mu_t^c = \lambda_1 \mu_{t-1}^c + \lambda_2 \mu_{t-2}^c + \lambda_{CU} CU_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

$$\Delta \mu_t^* = \rho \Delta \mu_{t-1}^* + \varepsilon_t^* \quad (1.4)$$

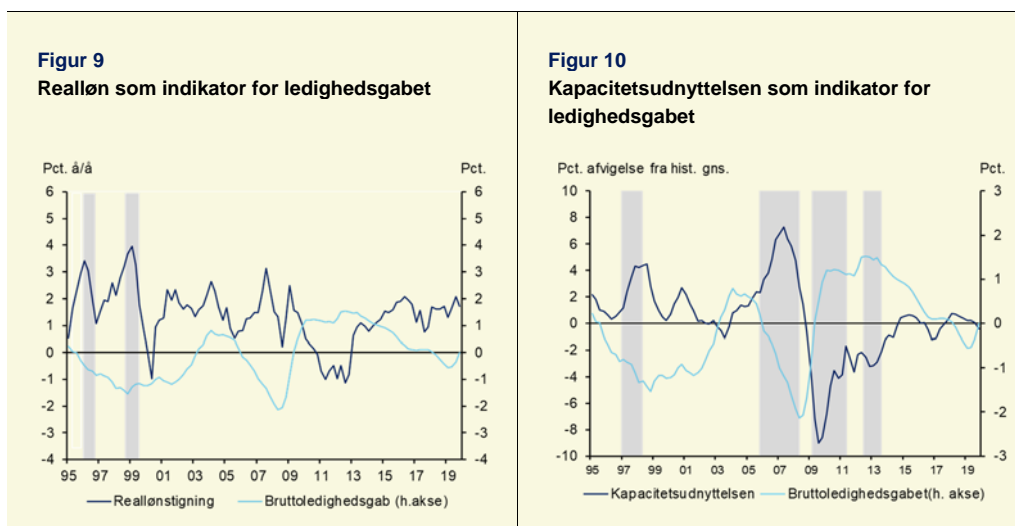
Beregningen er samlet set baseret på pris- og lønudviklingen samt Danmarks Statistiks ledighedsstatistik og spørgeskemabaserede mål for kapacitetsudnyttelsen i industrien og serviceerhvervene (CU). Den forventede inflation er specificeret som væksten i de HP-filtrerede priser.

---

<sup>6</sup> Det bemærkes, at andre specifikationer af Philipskurven er blevet testet, herunder en version af Calvo-modellen med kvadratiske justeringsomkostninger samt en specifikation baseret på en antagelse om træghed i forventningsdannelsen. Estimationsresultaterne blev dog ikke vurderet substantielt forskellige eller overlegne i forhold til den nuværende model. På baggrund heraf er der således ikke fundet anledning til at ændre modelspecifikationen.

Bevægelser i kapacitetsudnyttelsen fungerer som ledende indikator for ledighedsgabet. Indikatoren for kapacitetsudnyttelsen styrker robustheden af det estimerede ledighedsgab. Det skal ses i sammenhæng med, at reallønsstigningstakten i visse perioder ikke er en særlig præcis indikator for presset på arbejdsmarkedet, *jf. figur 9*. Det skyldes bl.a., at perioder med fx høje energi- og fødevarerprisstigninger kan dæmpe reallønsstigningen, uden at det afspejler mindre pres på arbejdsmarkedet (og omvendt). Desuden kan flerårige overenskomster bidrage til, at løneffekten af ændringer på arbejdsmarkedet forsinkes. Det er derfor vigtigt at inddrage andre variable og korrigere for midlertidige prisudsving, som ellers risikerer at skygge for det signal, reallønnen sender om presset på arbejdsmarkedet.

Indikatoren for kapacitetsudnyttelsen hjælper i modellen til at identificere perioder med positivt og negativt ledighedsgab og ikke mindst til at udpege vendepunkter i ledighedsgabet, *jf. figur 10*. Samtidig vil sammenfald af de to indikatorer som under højkonjunktoren i 2008 og det efterfølgende tilbageslag bidrage til at mindske usikkerheden på estimatet for ledighedsgabet.



Anm.: De grå felter i figurerne viser de perioder, hvor reallønnen hhv. kapacitetsudnyttelsen afviger mere end en standardafvigelse fra middelværdien i mindst tre på hinanden følgende kvartaler. Det svarer til perioder, hvor der ifølge indikatorerne enten er pres på arbejdsmarkedet eller ledig kapacitet. Kapacitetsudnyttelsen tager primært afsæt i indikatoren fra industrien, men er fra 2013 og frem suppleret med en vægtning inkl. udviklingen for serviceerhvervene.

Kilde: Danmarks Statistik, DA's KonjunkturStatistik og egne beregninger.

Tilstandsmodellen estimeres ved bayesiansk estimation, som kræver startværdier for de enkelte koefficienter i modellen samt de uobserverede tilstande med henblik på at mindske endepunktsproblematikker.<sup>7</sup> Estimationsresultaterne fremgår af *tabel 1*.

<sup>7</sup> Startværdierne sættes ud fra generelle økonomiske betragtninger, herunder hensyn til stabilitet og fortolkelighed af de endelige resultater. I estimationen sættes fx startværdien for den strukturelle ledighed til gennemsnittet af den faktiske ledighed fra 1. kvartal 1980 til 4. kvartal 1986, og startværdien for ledighedsgabet sættes til forskellen mellem første ledighedsobservation og dette gennemsnit.

**Tabel 1**  
**Parameterestimer i ledighedsmodellen**

	Koefficient	Std. afv.
<b>Modelkoefficienter</b>		
$\alpha_1$	0,006***	0,002
$\alpha_2$	0,505***	0,052
$\alpha_3$	0,706***	0,084
$\beta_1$	-0,412***	0,119
$\rho$	0,931***	0,038
$\lambda_1$	1,672***	0,059
$\lambda_2$	-0,730***	0,051
$\lambda_{CU}$	-0,009	0,007
<b>Standardafvigelse på fejlede</b>		
$\sigma^{wp}$	0,007***	0,000
$\sigma^{\mu^c}$	0,001***	0,000

Anm: Koefficienten lambdaCU er ikke signifikant med den anvendte sample-periode. I lyset af erfaringer fra tidligere genestimationer beholdes variabelen i modellen.

Kilde: Egne beregninger.

#### Fortolkning af estimerne i modellen i steady-state

I *steady-state* er den strukturelle ledighed lig den faktiske ledighed, og ledighedsgabet er derfor nul. Ligeledes vil fejleddene være nul, der er ingen forventningsfejl og reallønstigningen er konstant.

Fra modelligningerne kan det således udledes, at *steady-state* reallønsstigningen  $\Delta w - \Delta p = \frac{\alpha_1}{1-\alpha_2}$ . Indsættes parameterestimerne fra estimationen fås  $\Delta w - \Delta p = \frac{0,006}{1-0,505} = 0,012$ , dvs. en årlig reallønsstigning på ca. 1,2 pct. Med en steady-state inflationstakt på 1,8 pct. svarer det til en steady state nominel lønstigningstakt på 3 pct. om året.

På baggrund af ovenstående kan løn-Phillipskurven ovenfor også skrives som:

$$\Delta w_t - \Delta p_t = (1 - \alpha_2)(\Delta w - \Delta p) + \alpha_2(\Delta w_{t-1} - \Delta p_{t-1}) + \alpha_3(\Delta p_t^e - \Delta p_t) + \beta_1\mu_t^c + \epsilon_t^1$$

$$\Delta w_t = (1 - \alpha_2)(\Delta w - \Delta p) + \alpha_2(\Delta w_{t-1} - \Delta p_{t-1}) + \alpha_3\Delta p_t^e + (1 - \alpha_3)\Delta p_t + \beta_1\mu_t^c + \epsilon_t^1$$

Den nominelle lønstigning kan således siges at forklares i modellen ved et sammenvejet reallønsled, et sammenvejet inflationsled samt ledighedsgabet (hvortil kommer fejleddet, der fanger midlertidige udsving). Reallønsdelen svarer (med de angivne parameterestimer og ved et ledighedsgab på nul) til at lægge en vægt på ca. 0,5 på trend-reallønsstigningen og ca. 0,5 på den laggede reallønsfremgang.

Det sammenvejede inflationsled, som indgår i den nominelle lønstigning, lægger en vægt på ca. 0,7 på trend-inflationen og ca. 0,3 på den faktiske inflation. Dette kan opfattes som en forventet inflation kombineret med en vis løntilpasning til den aktuelle inflation.

**Boks 3****Undersøgelse af mulige hysteresis-effekter i den strukturelle ledighed i modellen**

Hysteresis er en betegnelse for, at tilbageslag i økonomien kan have langvarige negative virkninger på arbejdsmarkedet. Hysteresiseffekter afspejler grundlæggende, at strukturel ledighed ud over den underliggende indretning af arbejdsmarkedet også kan afhænge af den aktuelle tilstand på arbejdsmarkedet. Et midlertidigt tilbageslag, som fører til større ledighed, kan således være årsag til en mere varig forværring af strukturerne i økonomien.

Det skyldes blandt andet såkaldte *varighedseffekter*, hvor længerevarende ledighedsperioder kan have negativ virkning via både udbuds- og efterspørgselsiden på arbejdsmarkedet. Længere ledighedsperioder kan reducere sandsynligheden for at komme i beskæftigelse, hvis faglige kvalifikationer eller motivation for jobsøgning forringes. Desuden kan arbejdsgivere anvende længden af ledighedsforløbet som målestok for den jobsøgendes kvalifikationer. En stigning i langtidsledigheden vil på den måde have en mindre løndæmpende effekt end en tilsvarende stigning i ledigheden i øvrigt. Som konsekvens heraf kan større ledighed isoleret set medføre øget strukturel ledighed – især i lande med mindre fleksible arbejdsmarkeder og lav jobsøgningshastighed, hvor længerevarende ledighed ikke ledsages af aktivering eller rådighedskrav, der understøtter høj jobsøgning og vedligeholdelse af faglige kvalifikationer.

I det følgende er det illustrativt afsøgt, hvorvidt der skulle være *tegn på hysteresiseffekter* i ledigheden ud fra de input mv., der indgår i gabspecifikationerne. I det anvendte model-setup er der testet for hysteresiseffekter ved at tilføje forskellen mellem den faktiske og strukturelle ledighed i ligningen, der beskriver dynamikken i den strukturelle ledighed. Der kan være tegn på hysteresis, hvis en faktisk ledighed, der overstiger det strukturelle niveau i sidste periode, medfører højere strukturel ledighed i indværende periode.

Modellen til at teste for hysteresis består dermed af følgende fire ligninger (hvor ændringen gælder ligning 1.4):

$$\Delta w_t - \Delta p_t = \alpha_1 + \alpha_2(\Delta w_{t-1} - \Delta p_{t-1}) + \alpha_3(\Delta p_t^c - \Delta p_t) + \beta_1 \mu_t^c + \epsilon_t^1 \quad (1.1)$$

$$\mu_t^c = \mu_t - \mu_t^* \quad (1.2)$$

$$\mu_t^c = \lambda_1 \mu_{t-1}^c + \lambda_2 \mu_{t-2}^c + \lambda_{CU} CU_{t-2} + \epsilon_t^2 \quad (1.3)$$

$$\mu_t^* = (1 + \rho)\mu_{t-1}^* + (\rho - \varphi)\mu_{t-2}^* + \varphi\mu_{t-2} + \epsilon_t^3 \quad (1.4)$$

Hvis koefficient  $\varphi$  til den faktiske ledighed i ligning 1.4 er signifikant positiv kan det være tegn på hysteresis. I model-estimationen er  $\varphi$  er insignifikant, og en hypotese om generelle hysteresis-effekter kan således ikke påvises i dette model set-up. Som nævnt er der dog også generelle problematikker med en sådan tilgang til påvisning af hysteresiseffekter. I Finansredegørelse 2014 er der imidlertid også set på mulige effekter på baggrund af forskellige mikrodata. Her konkluderes, at "omfanget af og risikoen for hysteresiseffekter på det danske arbejdsmarked efter alt at dømme er meget begrænset".

**Tabel a****Parameterestimer for model med test for hysteresis**

Parameter	Koefficient	Standard afvigelse
$\alpha_1$	0,009***	0,002
$\alpha_2$	0,406***	0,052
$\alpha_3$	0,609	0,055
$\beta_1$	-0,468***	0,147
$\rho$	0,955***	0,028
$\lambda_1$	1,671***	0,079
$\lambda_2$	-0,731***	0,064
$\lambda_{CU}$	-0,009	0,007
$\varphi$	-0,005	0,008

Anm.: Testet for hysteresis er også forsøgt i et model-setup, hvor *niveauer* for den strukturelle ledighed indgår frem for *ændringen* i sidste periode. I denne model opnås ligeledes insignifikant værdi for  $\varphi$ . Kilde: Finansredegørelse (2014) og egne beregninger.

Det har været undersøgt, om modelspecifikationen kunne forbedres ved at til-lade et element af persistens eller hysteresis i ledigheden svarende til, at konjunk-turel høj ledighed kunne sætte sig i en mere vedvarende højere ledighed. Det er der imidlertid ikke fundet grundlag for i modellen, *jf. boks 3*.

#### *Variansbinding i modellen for ledighedsgabet*

Det er nødvendigt at indføre en variansbinding i modellen. Det skyldes, at meto-den i sig selv kan have svært ved at allokere forklaringskraft mellem uobserve-rede tilstande (strukturel ledighed og ledighedsgab, hvor både parametre og tids-serie er ukendte) og observerbare størrelser, som pris- og lønudviklingen.

Det er en velkendt problemstilling for estimationer af strukturel ledighed og le-dighedsgab med Kalman-filteret, at det kan være nødvendigt at binde signal-støj forholdet for at opnå fortolkelige resultater, *jf. boks 4*.

#### **Boks 4**

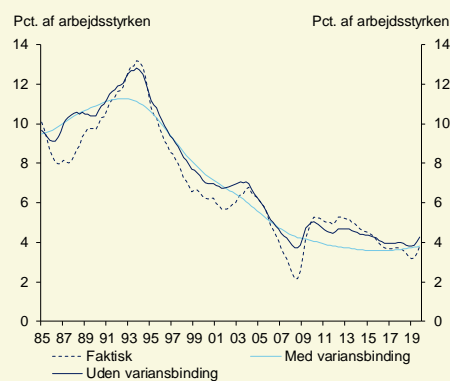
##### **Betydning af variansbinding for estimation af ledighedsgabet.**

For at understøtte fortolkelige resultater er der indført en variansbinding mellem fejleddet for den strukturelle ledighed og fejleddet i ledighedsgabet i modellen. Således bliver støj i modellen placeret med en bestemt ratio mellem de to uobserverbare tilstande.

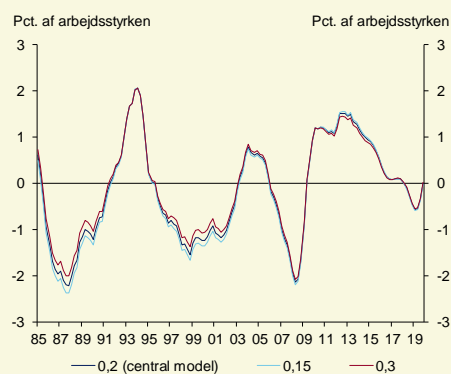
Et naturligt udgangspunkt er, at udviklingen i den strukturelle ledighed vil være mere træg end udviklingen i den faktiske ledighed. I en fri estimation, dvs. uden en variansbinding i modellen, følger den strukturelle ledighed den faktiske ledighed forholdsvis tæt, *jf. figur a*. Det skyldes, at der – i fravær af binding – placeres mere støj i ligningen for den strukturelle ledighed, hvilket også ses ved større kvartalsvise udsving. Tilsvarende indsnævres ledighedsgabet i en fri estimation, og der er således relativt små udsving i ledighedsgabet henover konjunkturerne.

Indføres der en bunden varians i modellen er den strukturelle ledighed mere udglattet, i overensstemmelse med det forventede. Signal-to-noise forholdet er sat således, at standardafvigelsen på fejleddet i den strukturelle ledighed udgør 0,20 af standardafvigelsen på fejleddet i ledighedsgabet. I figur b vises illustrativt ledighedsgabet med alternative specifikationer for variansbindingen. Ledighedsgabet er forholdsvis robust i forhold til de viste alternative antagelser.

**Figur a**  
**Strukturel ledighed med og uden variansbindinger**



**Figur b**  
**Ledighedsgab med alternative variansbindinger**

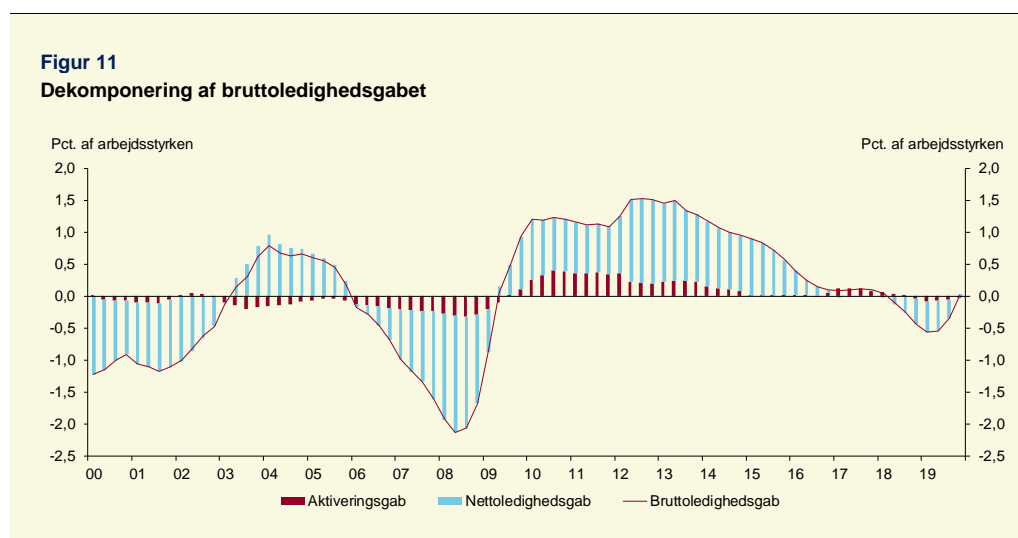


Kilde: Danmarks Statistik, *Økonomisk Redegørelse*, august 2020 og egne beregninger.

### Dekomponering af bruttoledighedsgabet - beregning af nettoledighedsgab og aktiveringsgab

Bruttoledighedsgabet kan opdeles i et nettoledighedsgab og et gab i aktiverede bruttoledige. Aktiveringsgabets beregnes ved at opgøre andelen af aktiverede i den samlede bruttoledighed og på baggrund heraf udregne et strukturelt niveau herfor ved hjælp af et HP-filter.

Brutto- og nettoledighedsgabet har overordnet set udviklet sig på samme måde over de sidste tyve år og dermed givet samme indtryk af konjunkturudviklingen, jf. figur 11. Aktiveringsgabets udgør generelt en relativt beskednen del af det samlede ledighedsgab.



Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

## 3. Strukturel arbejdsstyrke og arbejdsstyrkegabet

Den faktiske arbejdsstyrke svinger ligesom ledigheden med konjunkturerne. Det er primært i de yngre aldersgrupper, der er konjunkturbetingede udsving i erhvervsdeltagelsen – fx fordi flere vælger uddannelse, når jobmulighederne er mindre gode, og særligt, at der i sådanne perioder er færre studerende, der har job ved siden af studierne (og omvendt i perioder med gode jobmuligheder).

Modellering af gabet for arbejdsstyrken er nedenfor knyttet tæt op på udviklingen i bruttoledighedsgabet og tager udgangspunkt i en såkaldt ”discouraged worker” effekt (se fx *Ehrenberg and Smith: "Modern Labor Economics: Theory and Public Policy"*, 13. ed.) – dvs. at erhvervsdeltagelsen i et givet år kan afhænge af konjunkturbetingede udsving i jobmulighederne.

Det strukturelle niveau for arbejdsstyrken (målt ved erhvervsfrekvensen for de 15-64-årige) bestemmes ligesom strukturledigheden med udgangspunkt i en tilstandsmodel. Til estimationen anvendes standardiserede erhvervsfrekvenser fra den registerbaserede arbejdsstyrkestatistik (RAS). Ved at standardisere erhvervs-

frekvenserne fjernes indflydelsen af ændringer i den demografiske sammensætning. Datagrundlaget korrigeres derudover for databrud i RAS-statistikken, som gør sig gældende mellem 2001 og 2002 samt 2007 og 2008, *jf. boks 5*.

### Boks 5

#### Brudkorrektion i RAS-statistikken

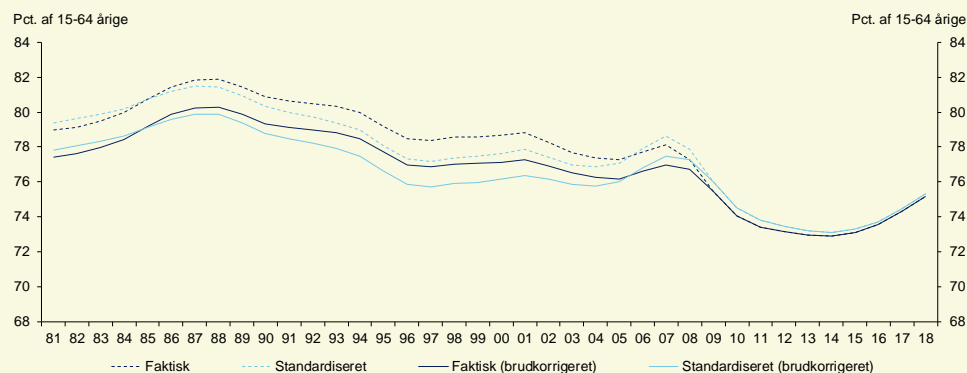
Siden 2002 har der været to større databrud og et dateringsskifte i RAS-statistikken. I 2008 overgik RAS til at bruge elndkomst-registeret frem for oplysningssedler fra SKAT. Der er ikke noget overlap mellem den gamle og den nye datakilde, så bruddets faktiske betydning for niveauet i RAS kan ikke vurderes herudfra. I april 2015 overgik RAS til at bruge Arbejdsmarkeds-regnskabet (AMR) frem for elndkomst-registeret. Ændringen påvirker RAS-data fra 2008 og frem. Isoleret set betød overgangen til AMR ifølge Danmarks Statistik, at beskæftigelsen steg med 20.000-25.000 personer (i forhold til elndkomst-registeret).

I datagrundlaget for estimationen af den strukturelle arbejdsstyrke korrigeres grundlaget skønsmæssigt tilbage i tid via en beregnet brudkorrektion mhp. en sammenhængende serie. Korrektionen for databruddet i 2007/2008 (ny datering) beregnes ved at anvende beskæftigelsesvæksten i nationalregnskabet mellem 2007 og 2008 for at føre RAS-statistikken hen over bruddet. Væksten i RAS-statistikken fra 2007 og 2008 sættes dermed til nationalregnskabet, hvilket indebærer en relativ brudkorrektion på ca. 1,7 pct. point for erhvervsfrekvensen i 2002-2007, *jf. figur a*.

En yderligere korrektion foretages for databruddet i 2002. Da der i perioden 1996-2007 generelt er mindre klar overensstemmelse mellem beskæftigelsesvæksten i RAS og nationalregnskabet, end der er i årene 2008-2016, foretages korrektionen med afsæt i en ligelig vægtning af de to statistikkers beskæftigelsesvækst fra 2001 til 2002. Korrektionen svarer til en yderligere reduktion i beskæftigelsesfrekvensen på ca. 0,4 pct.-point i årene frem til 2001.

**Figur a**

#### Faktiske og standardiserede erhvervsfrekvenser med og uden brudkorrektion, 15-64 årige



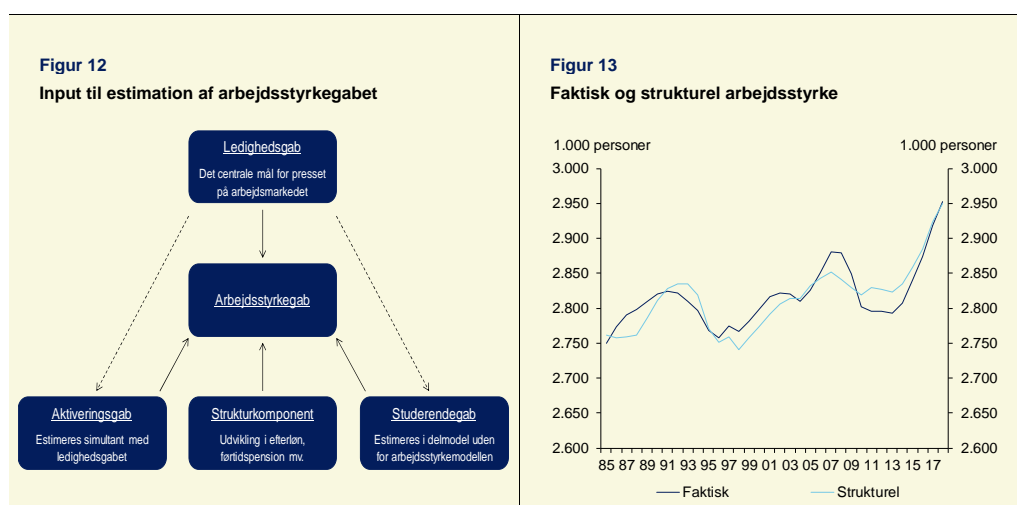
Kilde: Danmarks Statistik, *Økonomisk Redegørelse*, august 2020 og egne beregninger

Finansministeriet estimerer arbejdsstyrkegabet på baggrund af RAS-data for historiske år. Tilstandsmodellen er beskrevet nærmere nedenfor. I prognoseårene anvendes de filtrerede modelresultater samt en skønnet udvikling baseret på befolkningsregnskabet arbejdsstyrkefremskrivning samt de skøn for antal overførselsmodtagere mv., som indgår i de økonomiske redegørelser.



Modellen er specificeret som en samlet model for hele arbejdsstyrken, men inkorporerer konjunkturgab for en række udvalgte grupper uden for arbejdsstyrken, der vurderes at have et konjunkturfølsomt arbejdsudbud. Det gælder gabet i aktiverede og studerende, som beregnes i særskilte modeller. Dermed er der grundlæggende tale om en *top-down-model*, men hvor aktiverede og studerende uden for arbejdsstyrken indgår som *bottom-up* elementer i estimationen, jf. figur 12.

Derudover indeholder modellen for den strukturelle arbejdsstyrke en hjælpevariabel, som opfanger visse strukturelle bevægelser ind og ud af arbejdsstyrken.<sup>8</sup> I modellen anvendes ledighedsgabet og ændringen i beskæftigelsesfrekvensen som indikatorer for jobmulighederne og konjunktursituationen.



Kilde: *Økonomisk Redegørelse*, august 2020.

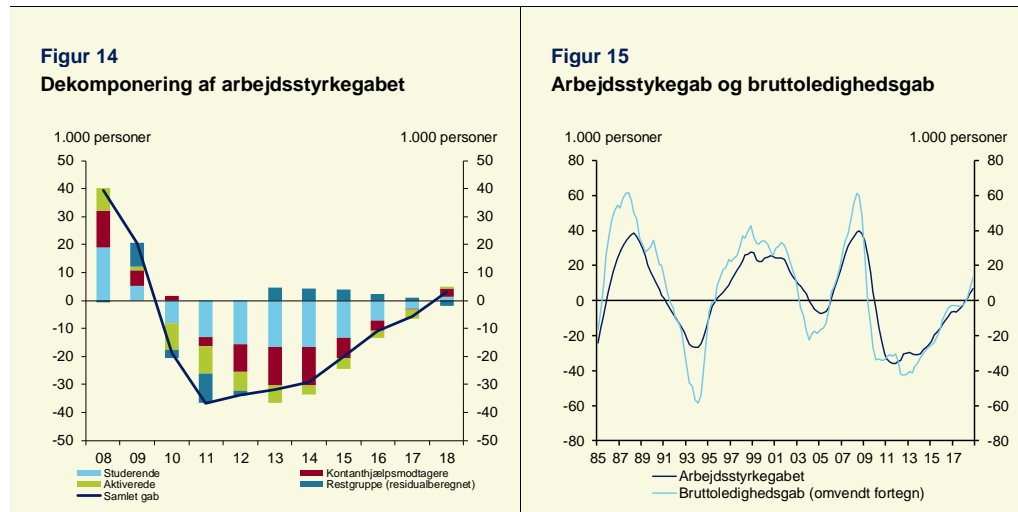
Estimationsresultaterne for den strukturelle arbejdsstyrke samt gab opfanger de konjunkturudsving, som den danske økonomi historisk har været påvirket af, jf. figur 13 og figur 15. Den strukturelle arbejdsstyrke har siden midten af 1990'erne generelt været stigende, hvilket sammen med en faldende strukturledighed har betydet en kraftig stigning i den strukturelle beskæftigelse.

Estimationen viser, at arbejdsmarkedet efter 2009 er i en konjunkturgenopretning, hvor det faktiske niveau ligger under det strukturelle, mens forskellen indsnævres frem mod 2017. Ud fra delmodellerne, som indgår i bestemmelsen af arbejdsstyrkemodellen, samt en hjælpemodel vedr. de passive kontanthjælpsmodtagere<sup>9</sup>, kan bevægelserne i arbejdsstyrkegabet tentativt dekomponeres i undergrupper, jf. figur 14. Det ses af konjunkturudsvingene ikke mindst kan henføres til udsving i gruppen af studerende.

<sup>8</sup> Hjælpevariablen kontrollerer for udviklingen i antal førtidspensionister og efterlønsmodtagere (fremadrettet også tidlig pension).

<sup>9</sup> Hjælpemodellen anvendes primært til dekomponeringen og er beskrevet nærmere i bilag 1.

Der er desuden en tæt sammenhæng mellem bruttoledighedsgabet (med omvendt fortegn) og arbejdsstyrkegabet, hvor modellen har opfanget, at bruttoledigheden generelt reagerer lidt før arbejdsstyrken ift. konjunkturtilpasninger.



Anm: Arbejdsstyrkegabet angiver gabet i den traditionelle arbejdsstyrke, der er defineret som nationalregnskabsbeskæftigelsen og nettoledigheden.

Kilde: *Økonomisk Redegørelse*, august 2020.

### Tilstandsmodel for arbejdsstyrken

Den samlede tilstandsmodel estimeres frem til seneste år, hvor der foreligger RAS-data. Efter sidste år med RAS-data filtreres modellen med skøn fra seneste Økonomisk Redegørelse. Modellen er opbygget omkring en såkaldt observationsligning, som opsplitter den faktiske observerede erhvervsfrekvens for de 15-64-årige i et strukturelt niveau,  $ua^*$  og et konjunkturbidrag,  $ua^c$ , jf. ligning 2.1:

$$ua_t = ua_t^* + ua_t^c \quad (2.1)$$

Udviklingen i de to uobserverede tilstande,  $ua^*$  og  $ua^c$ , bestemmes af tre tilstandsligninger. Det strukturelle niveau for erhvervsfrekvensen,  $ua^*$  antages at følge en random walk. Samtidig er udviklingen i det strukturelle niveau bestemt af ændringen i frekvensen for efterlønnere, førtidspensionister, tidlig pensionister, udviklingsforløb/ressource-forløb og barsel (som antages at være upåvirket af konjunkturudviklingen), illustreret ved  $\Deltastruktur_t$ , jf. ligning 2.2. Det betyder, at hvis fx omfanget af førtidspensionister falder, øges den strukturelle erhvervsfrekvens tilsvarende.

$$ua_t^* = ua_{t-1}^* - \Deltastruktur_t + \varepsilon_t^1 \quad (2.2)$$

Konjunktorelementet i erhvervsfrekvensen,  $ua^c$ , er modelleret med henblik på at afspejle udviklingen i de konjunkturafhængige grupper uden for arbejdsstyrken (med modsat fortegn). Dette gøres ved at inkludere særskilt estimerede gab i studerende uden for arbejdsstyrken,  $US^c$ , aktiverede uden for arbejdsstyrken,  $a^c$ , samt det restende konjunktorelement  $r^c$ , jf. ligning 2.3. Som beskrevet beregnes

konjunktorelementet i aktiverede uden for arbejdsstyrken under estimationen af bruttoledigheden ved hjælp af et HP-filter. Metoden til estimation af gabet i studerende er baseret på en tilstandsmodel, *jf. nærmere nedenfor*. Det resterende konjunktorelement indeholder således alle øvrige konjunkturafhængige grupper uden for arbejdsstyrken, herunder selvforsørgende, som er personer, der hverken er i beskæftigelse eller modtagere af overførselsindkomster.

$$ua_t^c = -(US_t^c + a_t^c + r_t^c) \quad (2.3)$$

Det resterende konjunktorelementet i arbejdsstyrken,  $r_t^c$ , estimeres simultant og antages at følge en AR(1)-proces, *jf. ligning 2.4*. Bruttoledighedsgabet,  $\mu_{t-4}^c$ , indgår med et lag på fire kvartaler og den kvartalsvise ændring i beskæftigelsesfrekvensen,  $\Delta b_{t-2}$ , indgår med et lag på to kvartaler.

$$r_t^c = \lambda_1 r_{t-1}^c + \lambda_2 \mu_{t-4}^c + \lambda_3 \Delta b_{t-2} + \varepsilon_t^2 \quad (2.4)$$

Restgabet kan fortolkes som den del af konjunkturvariationen i arbejdsstyrken, som ikke kan forklares af udsving i studerende og aktiverede.

### Estimationsresultater for arbejdsstyrkegabet tilstandsmodel

Estimationen foretages vha. Kalman-filteret med kvartalsserier for arbejdsstyrken og bruttoledighedsgabet og kvartalsvise ændringer i beskæftigelsesfrekvensen. Estimationen starter i første kvartal 1985 med slut i sidste år for RAS-statistikken. RAS statistikken offentliggøres med større forsinkelse end nationalregnskabet og eksempelvis er der i 2020 offentliggjort RAS-statistik for 2018.

**Tabel 2**  
Parameterestimer for arbejdsstyrkegab

	Estimat	Standardfej
<b>Modelkoefficienter</b>		
$\lambda_1$	0,752***	0,213
$\lambda_2$	0,018	0,03
$\lambda_3$	-0,212**	0,106
<b>Standardafvigelse på fejlede</b>		
$\sigma_1$	0,001***	0,000
$\sigma_2$	0,0002	-

Anm.: Forholdet mellem varianserne på de to fejlede  $\varepsilon_1$  og  $\varepsilon_2$  er bundet med en restriktion på 0,18. Det medfører at  $\sigma_2 = \sigma_1 * 0,18$ . \* = 10 pct. signifikansniveau, \*\* = 5 pct. signifikansniveau, \*\*\* = 1 pct. signifikansniveau.

Kilde: Egne beregninger.

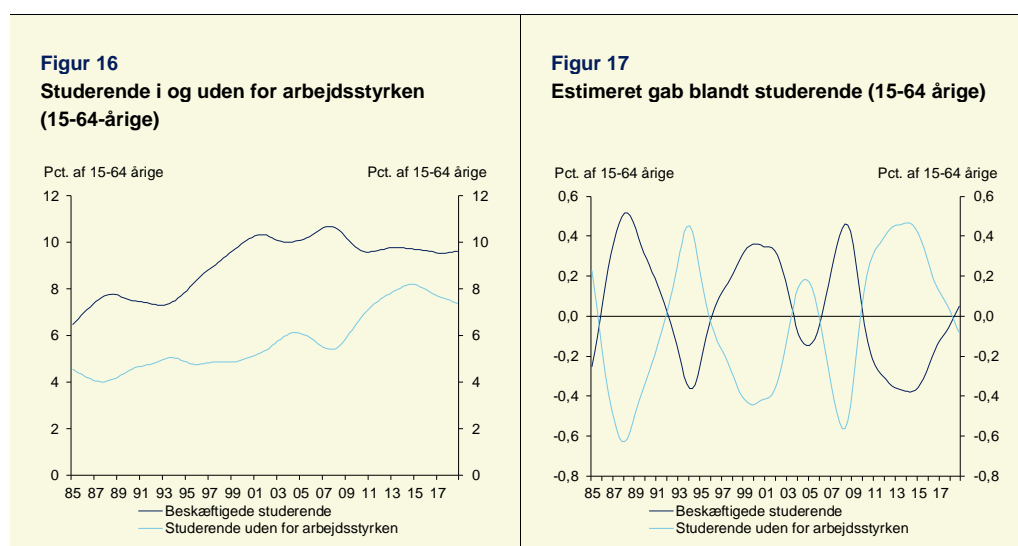
De estimerede parameterverdier for  $\lambda_1$  og  $\lambda_3$  er signifikante og har de forventede fortegn, *jf. tabel 2*. Koefficienten på bruttoledighedsgabet,  $\lambda_2$ , har ligeledes det forventede fortegn, men er ikke signifikant (i det aktuelle sample). På baggrund

af tidligere erfaringer beholdes bruttoledighedsgabet i modellen, men altså med en lille koefficient. Eksempelvis øges gabet i arbejdsstyrken en smule, når bruttoledighedsgabet reduceres. Samtidig øges gabet i arbejdsstyrken i takt med, at beskæftigelsesfrekvensen stiger.

### Delmodel for studerende

Konjunktur-elementet for studerende uden for arbejdsstyrken er et input til den samlede tilstandsmode for arbejdsstyrken og estimeres særskilt. Samtidig estimeres et gab for studerende i beskæftigelse.

Der har generelt været en stigende tendens i det samlede faktiske antal studerende både i og uden for arbejdsstyrken. Særligt efter finanskrisen i 2009 er der sket en stor stigning i studerende uden for arbejdsstyrken og kun et mindre fald i beskæftigede studerende, *jf. figur 16*. De to grupper bevæger sig i høj grad modsat af hinanden, om end der er en tendens til, at studerende uden for arbejdsstyrken er lidt mere konjunkturfølsom end studerende i beskæftigelse, *jf. figur 17*.



Kilde: *Økonomisk Redegørelse*, august 2020.

Estimationsmodellen for studerende består af seks ligninger; to observationsligninger og fire tilstandsligninger.

De to *observationsligninger* opsplitter henholdsvis den faktiske frekvens af studerende uden for arbejdsstyrken,  $US$ , og den faktiske frekvens af studerende i beskæftigelse,  $ES$ , i et strukturelt niveau ( $US_t^*$  og  $ES_t^*$ ) og et konjunkturbidrag ( $US_t^c$  og  $ES_t^c$ ):

$$US_t = US_t^* + US_t^c \quad (3.1)$$

$$ES_t = ES_t^* + ES_t^c \quad (3.2)$$

*Tilstandsligningerne* beskriver udviklingen i de fire uobserverbare tilstande  $US^*$ ,  $ES^*$ ,  $US^c$  og  $ES^c$ . Udviklingen i de to strukturelle niveauer antages at følge en random walk:

$$US_t^* = US_{t-1}^* + \varepsilon_t^2 \quad (3.3)$$

$$ES_t^* = ES_{t-1}^* + \varepsilon_t^3 \quad (3.4)$$

Den konjunkturelle del af antallet af studerende uden for arbejdsstyrken,  $US^c$ , antages at afhænge af jobmulighederne modelleret vha. bruttoledighedsgabet. Dvs. at i perioder med dårlige jobmuligheder, da vil omfanget af studerende uden for arbejdsstyrken overstige det strukturelle niveau. Konkret er gabet i de studerende uden for arbejdsstyrken specificeret som en AR(1) proces, hvor bruttoledighedsgabet indgår med et lead på to kvartaler:

$$US_t^c = \lambda_1 US_{t-1}^c + \beta_u \mu_{t-2}^c + \varepsilon_t^4 \quad (3.5)$$

Den konjunkturelle del af antallet af beskæftigede studerende,  $ES^c$ , antages at være knyttet (med modsat fortegn) til gabet i antallet af studerende uden for arbejdsstyrken,  $US^c$ :

$$ES_t^c = \gamma US_t^c + \varepsilon_t^5 \quad (3.6)$$

Parameteren  $\gamma$  angiver sammenhængen mellem  $US^c$  og  $ES^c$ . Estimationen giver de forventede fortegn for alle parametre. Eksempelvis betyder reducerede jobmuligheder via større bruttoledighedsgab, at gabet i studerende uden for arbejdsstyrken stiger, *jf. tabel 3*.

**Tabel 3**  
Estimationsresultater for studerende modellen

	Estimat	Standardfejl
<b>Modelkoefficienter</b>		
$\lambda$	0,749***	0,041
$\beta$	0,083***	0,011
$\gamma$	-0,816***	0,112
<b>Standardafvigelse på fejlede</b>		
$\sigma_{US}^2$	0,041	.
$\sigma_{ES}^3$	0,050	.
$\sigma_{US}^4$	0,039***	0,003
$\sigma_{ES}^5$	0,035***	0,003

Anm.: Standardafvigelserne på  $\sigma_{US}^2$  og  $\sigma_{ES}^3$  er bundet til fejledelets varians for konjunktorelementerne. Det gælder at  $\sigma_{US}^2 = 1,05 * \sigma_{US}^4$  og  $\sigma_{ES}^3 = 1,45 * \sigma_{ES}^5$ .

Kilde: Egne beregninger.

#### 4. Estimation af outputgab og strukturel BVT

Outputgab er defineret som den procentvise afvigelse mellem faktisk BVT og potentielt/strukturelt BVT. Potentielt BVT er et mål for det underliggende produktionspotentiale baseret på økonomiens produktionsfaktorer, herunder arbejdskraft, demografi, kapitalapparat og teknologi.

Finansministeriets beregning af outputgab tager udgangspunkt i produktionsfunktionstilgangen, hvor væksten i potentiel BVT bestemmes ud fra udviklingen i kapitalapparatet, den strukturelle udvikling i beskæftigelsen samt totalfaktorproduktiviteten (TFP) – dvs. de produktionsfremskridt som kan henføres til teknologi mv. – ud fra følgende produktionsfunktion:

$$Y = TFP \cdot L^\alpha \cdot K^{1-\alpha} \quad (4.1)$$

hvor Y er output (BVT),<sup>10</sup> L er arbejdskraft (i antal personer) og K er kapitalapparat. Hensigten med outputgab er bl.a. at vurdere inflationspresset ved den aktuelle produktionskapacitet, og der skelnes derfor ikke mellem det faktiske kapitalapparat og det strukturelle kapitalapparat.<sup>11</sup> Antagelsen om kapitalapparatet er på linje med andre institutioners regnemethoder, fx DØR, EU, OECD og IMF.

Heraf følger, at outputgab bestemmes ud fra et produktivitetsgab (målt ved gabet i totalfaktorproduktiviteten, TFP) samt beskæftigelsesgab (hvor  $\alpha$  er lønkvoten):

$$\text{Outputgab} = \text{produktivitetsgab} + \overbrace{\alpha(\text{arbejdsstyrkegab} - \text{ledighedsgab})}^{\text{Beskæftigelsesgab}}$$

I estimationen ses der bort fra råstofudvindingen. Det skyldes, at størstedelen af aktiviteten i denne sektor finder sted i Nordsøen, hvor aktiviteten ikke på samme måde er knyttet til konjunkturudsving i Danmark. Udviklingen i Nordsøproduktionen kan derfor i høj grad fortolkes som strukturelle bevægelser. Samtidig er relativt få personer beskæftiget i sektoren.

<sup>10</sup> Finansministeriets model for outputgab går således på BVT og der er ikke opstillet et egentlig model for konjunkturvariationerne i BNP. Der udarbejdes dog i forbindelse med de økonomiske redegørelser og mellemfristede fremskrivninger en skønsmæssig serie for udviklingen i strukturelt BNP. Det bemærkes i relation hertil, at der principielt bør være forskel mellem outputgab beregnet på BVT og BNP, idet der er tegn på konjunkturbetingede udsving i forholdet mellem de to, således at BNP gabet ofte er lidt større (nummerskilt) end BVT-gabet. Forskellen mellem BNP og BVT består hovedsageligt af indirekte afgifter.

<sup>11</sup> Fx vil kapitalapparatet efter nogle år med lavkonjunktur (og lave investeringer) være lavere end i en neutral konjunktursituation, og omvendt efter nogle år med højkonjunktur. Alternativt kunne det ”potentielle” kapitalapparat beregnes ud fra en antaget normal profil for investeringerne. Outputgab vil da ikke måle det aktuelle kapacitetspres, men i stedet gabet i forhold til den kapacitet der ”kunne have været”. Skøn for det ”potentielle” kapitalapparat vil øge usikkerheden i beregningen af outputgab samt øge risikoen for fejl – især ved større strukturelle skift i økonomien.

### Tilstandsmodel for outputgab

Produktionsfunktionen kan omskrives så outputgab gives ved:

$$y^c = f^c + \alpha \cdot q^c \quad (4.2)$$

Hvor små bogstaver angiver logaritmer af store bogstaver,  $\alpha$  er lønkvoten og toptegn c angiver gab.

Modellen estimerer outputgab ( $y$ ) og TFP-gabet ( $f$ ) simultant i en såkaldt tilstandsmodel, hvor de potentielle niveauer og gab estimeres med Kalman-filteret.

Beskæftigelsesgab er eksogent givet i estimationen af outputgab. Beskæftigelsesgab er som nævnt beregnet med udgangspunkt i arbejdsstyrken og ledigheden målt i antal personer. I det omfang, der er konjunkturvariation i arbejdstiden per beskæftiget, vil det som udgangspunkt fanges i TFP-gabet, ligesom varige ændringer i arbejdstiden vil opfanges i det strukturelle niveau for TFP.<sup>12</sup>

$$y_t = y_t^* + y_t^c + \varepsilon_t^y \quad (4.3)$$

$$f_t = f_t^* + f_t^c + \varepsilon_t^f \quad (4.4)$$

I modellen er outputgab,  $y^c$ , og beskæftigelsesgab,  $q^c$ , endvidere forbundet gennem en version af Okun's lov, der beskriver sammenhængen mellem beskæftigelsesgab og outputgab:

$$q^c = \lambda_1 q_{t-1}^c + \lambda_2 q_{t-2}^c + \lambda_y y_{t-2}^c + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

På baggrund af den historiske sammenhæng er det antaget, at produktionen (BVT) "leader" beskæftigelsen, *jf. boks 6*. Det er i overensstemmelse med *stylized facts* om såkaldt "labour hoarding".

Den sammenvejede kapacitetsudnyttelse i industrien og serviceerhvervene ( $CU$ ) inkluderes som indikator for TFP-gabet.

$$CU_t = \theta_1 CU_{t-1} + \theta_2 f_t^c + \varepsilon_t^{CU} \quad (4.6)$$

TFP-gabet kan derved fortolkes som de konjunkturmæssige udsving i udnyttelsen af kapital,  $K$ , (mere effektiv/intensiv brug af virksomhedens kapitalapparat) og arbejdskraft,  $L$  (fx overarbejde).

---

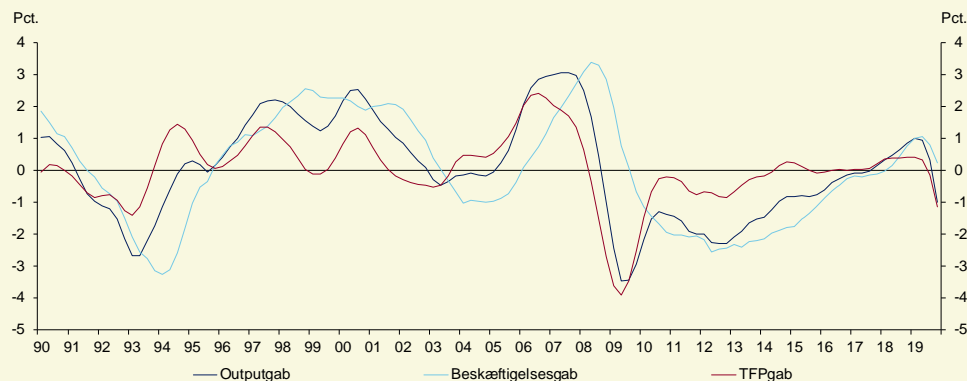
<sup>12</sup> Omfanget af konjunkturvariation i arbejdstiden er blevet undersøgt via en tilstandsmodel, som opsplitter arbejdstiden i et konjunkturbidrag og et strukturbidrag samt et fejled, som opfanger støj. Konjunkturbidraget estimeres overordnet set til at være ganske småt set i forhold til støjen i de kvartalsvise nationalregnskabsdata for arbejdstiden. På grund af støjen i data, og fordi data erfaringsmæssigt kan være udsat for betydelige revisioner, indgår ikke et eksplicit gab i arbejdstiden i systemet. Eventuelle konjunkturudsving i arbejdstiden indgår dermed implicit i TFP-gabet.

**Boks 6****Overensstemmelse med stylized facts - BVT leader beskæftigelsesgab**

Forsinkelsen mellem beskæftigelsesgab og outputgab er fastlagt på baggrund af tidsserieanalyser af sammenhængen mellem ændringen i den faktiske beskæftigelse og BVT (opgjort ekskl. råstofproduktion). Disse peger sammenstemmende på, at ændringen i BVT lagget med to kvartaler er mest signifikant som forklarende variabel for ændringen i beskæftigelsen. Relationen lægger dermed en restriktion på lagstrukturen mellem gabene, således at TFP-gabet leader outputgab, som igen leader beskæftigelsesgab, *jf. figur a*.

Sammenhængen mellem ændringer i beskæftigelsen og produktionen er i overensstemmelse med *stylized facts* om såkaldt "labour hoarding," dvs. virksomhedernes tilbageholdenhed i forbindelse med at justere arbejdskraften i begyndelsen af et konjunkturomslag. Der kan være betydelige faste omkostninger forbundet med at justere arbejdskraften, herunder eksempelvis i relation til ansættelse og oplæring af nye medarbejdere samt udbetaling af fratrædelsesgodtgørelse ved afskedigelse. Det kan derfor være rentabelt for en virksomhed at være lidt tilbageholdende med at henholdsvis ansætte eller afskedige medarbejdere, når der usikkerhed om en given frem- eller tilbagegang i produktionen. Ændringer i produktionen slår således ofte igennem i beskæftigelsen med en vis forsinkelse.

Som alternativ til at justere i arbejdskraften kan virksomhederne i første omgang vælge at justere på de eksisterende medarbejders arbejdstid. Virksomhederne reagerer eksempelvis ofte på øget efterspørgsel ved først at øge arbejdsproduktiviteten, dvs. produktiviteten per beskæftigede, og sidenhen selve beskæftigelsen. Denne tendens afspejles i en fremgang (tilbagegang) i arbejdsproduktiviteten under økonomiske opsving (tilbageslag), hvilket også er en af forklaringerne på, at TFP-gabet til en vis grad leader outputgab.

**Figur a****Udvikling i beskæftigelses- output- og TFP-gab**

Kilde: ECB, Danmarks Statistik, *Økonomisk Redegørelse*, august 2020 og egne beregninger.

Potentielt BVT og TFP er modelleret som en random walk. Potentielt BVT er modelleret med en stokastisk trend, mens TFP er modelleret med en konstant trend. Fejleddet i trenden på potentielt BVT indebærer, at den potentielle vækst periodevis kan variere fra den estimerede trend.

$$y_t^* = \rho_t + y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y^*}, \rho_t = \rho_{t-1} + \mu_t^\rho \quad (4.7)$$

$$f_t^* = \gamma_t + f_{t-1}^* + \varepsilon_t^{f^*}, \gamma_t = \gamma_{t-1} \quad (4.8)$$

Outputgab bestemmes af gabene for arbejdsstyrke, beskæftigelse og TFP, *jf. ovenfor*. TFP-gabet modelleres med en AR(2)-proces.



$$y_t^c = f_t^c + \alpha \cdot q_t^c \quad (4.9)$$

$$f_t^c = \psi_1 f_{t-1}^c + \psi_2 f_{t-2}^c + \varepsilon_t^{f^c} \quad (4.10)$$

De estimerede parameterverdier fremgår af tabel 4.

<b>Tabel 4</b>		
<b>Parameterestimer for outputgab og TFP-gab</b>		
	<b>Estimat</b>	<b>Standardfejl</b>
<b>Modelkoefficienter</b>		
$\lambda_1$	1,613***	0,072
$\lambda_2$	-0,702***	0,060
$\lambda_y$	0,084***	0,025
$\theta_1$	0,745***	0,047
$\theta_2$	0,821***	0,098
$\psi_1$	1,624***	0,062
$\psi_2$	-0,736***	0,057
<b>Standardafvigelse på fejledd</b>		
$\sigma^{f^c} = 0,357 * \sigma^f$	0,002	-
$\sigma^{f^*}$	0,004***	0,001
$\sigma^{y^*} = \sigma^{q^c}$	0,002	-
$\sigma^\rho$	0,001***	0,000
$\sigma^f$	0,007***	0,001
$\sigma^y$	0,007***	0,001
$\sigma^{q^c}$	0,002***	0,000
$\sigma^{CU}$	0,005***	0,000

Kilde: Egne beregninger.

### *Variansbinding i modellen*

Der er i modellen indlagt to variansbindinger mellem fejleddene i modellen til estimationen af outputgab. Den ene variansbinding er på forholdet mellem variansen i fejleddet i potentielt BVT og Okun's lov, og den anden variansbinding er på forholdet mellem varianserne på TFP-gabet og fejleddet (inkl. støj/målefejl) for den faktiske TFP-serie. Variansbindingerne bidrager til den overordnede robusthed ved den problematik, der kan være i sådanne modeller ift. at adskille støj i datagrundlaget fra innovationerne i de uobserverede tilstande. Variansbindingerne har imidlertid kun meget begrænset betydning for estimationsresultaterne, *jf. boks 7*.

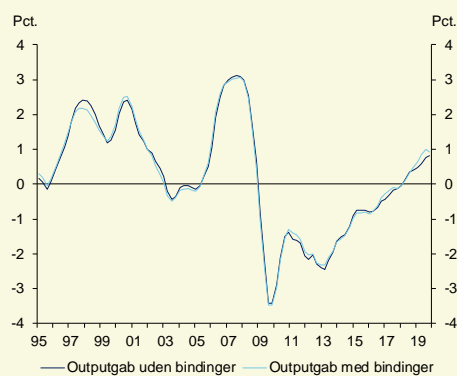
**Boks 7**

**Betydning af variansbindinger for estimation af outputgab**

I modellen er variansen på fejleddet i Okun's lov bundet til variansen på potentiel BVT. Hertil kommer en binding på forholdet mellem varianserne på TFP-gabet og støj-leddet for den faktiske TFP-serie. Variansbindingerne mindsker risikoen for, at støjen fra kvartalsvise udsving i BVT sætter sig i skønnet for outputgab, men virkningerne er begrænsede, jf. figur a og b. Figur a viser outputgab med og uden variansbindinger og figur b viser tilsvarende den faktiske BVT og strukturelt BVT med og uden variansbindingerne.

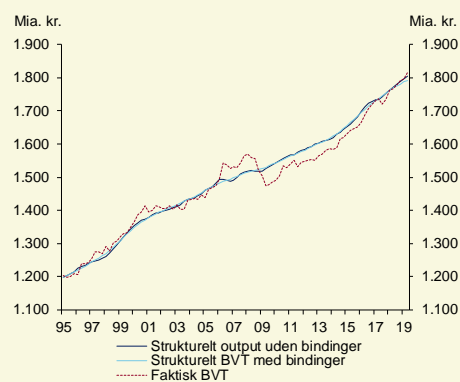
**Figur a**

**Outputgab med og uden variansbindinger**



**Figur b**

**Faktisk og strukturel BVT med og uden variansbindinger**

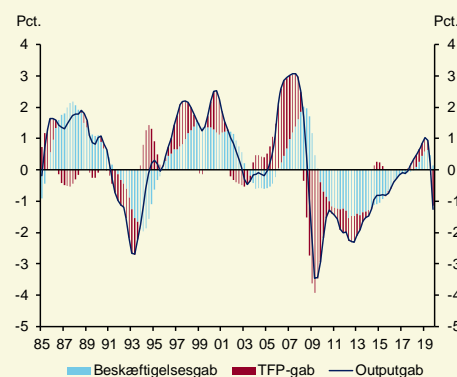


Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

Det estimerede outputgab kan dekomponeres i bidrag fra beskæftigelsesgab og TFP-gabet, jf. figur 18. Modellen har den egenskab (jf. også ovenfor), at TFP reagerer først ved konjunkturvendinger, så tilbageslag/opsving først efter nogle kvartaler slår igennem på beskæftigelsen.

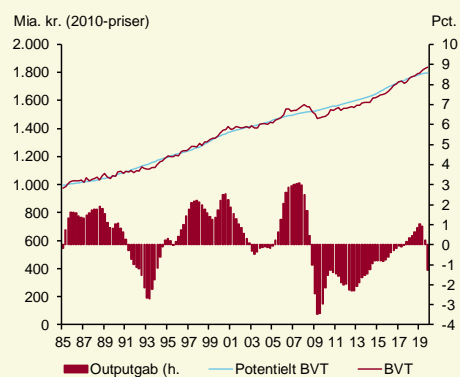
**Figur 18**

**Outputgab – bidrag fra TFP og beskæftigelse**



**Figur 19**

**Faktisk og potentiel BVT og outputgab**



Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

Forskellen mellem faktisk og potentiel BVT vækst afspejler ikke nødvendigvis ændringer i outputgab. Det skyldes, at modellen udover at opsplitte BVT i en struktur- og konjunkturkomponent også inddrager en støjkomponent. Metoden

medfører en relativt glat kvartalsvis udvikling i outputgabets og strukturelt BVT, *jf. figur 19*.

## 5. Robusthed af skøn for konjunkturgab

Som mål for konjunktursituationen er konjunkturgabene et vigtigt input i forhold til tilrettelæggelsen af finanspolitikken. Ligeledes indgår konjunkturgabene i beregningen af den strukturelle saldo, hvor den faktiske saldo skønsmæssigt korrigeres for de udsving, der vurderes at følge af bl.a. konjunktursituationen.

Derfor er det også et vigtigt hensyn, at Finansministeriets metode til beregning af konjunkturgab så vidt som muligt resulterer i gab, som er pålidelige i realtid. Det er en vigtig pointe, at det i den sammenhæng er mere afgørende at have stabile skøn for gabene end for de strukturelle niveauer.

Robustheden af skønnene for gabene kan bl.a. vurderes ved at betragte, hvor meget skønnet i et givent år ændrer sig, når der kommer ny information om den efterfølgende udvikling, navnlig når året er gået, og der ikke længere er forecast-usikkerhed. Usikkerheden, målt ved root-mean-square error, er relativt beskedent for ledighedsgabet, mens den er lidt større på beskæftigelses- og outputgabets. Skønnene har for alle tre gab vist mest usikkerhed i årene omkring 2008-2010, *jf. tabel 5*.

**Tabel 5**  
Usikkerhed på konjunkturgab efter et år er gået

RMSE	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Ledighedsgab	0,09	0,10	0,13	0,08	0,08	0,08	0,11	0,10	0,10	0,10	0,11	0,10	0,02
Beskæftigelsesgab	0,23	0,18	0,24	0,23	0,19	0,13	0,12	0,16	0,15	0,18	0,25	0,02	0,01
Outputgab	0,16	0,23	0,16	0,22	0,18	0,12	0,16	0,24	0,18	0,12	0,12	0,19	0,06
Antal skøn	37	34	31	28	25	22	19	16	13	10	7	4	2

Anm.: Usikkerheden er målt ved RMSE (Root-Mean-Square Error) og måler forskellen mellem modellens værdier fra år til år. Der er regnet usikkerhed på baggrund af historiske år. Eksempelvis er usikkerheden i skønnet for gabene i 2017 målt på baggrund af skøn fra 2018 og fremefter. Idet der ikke blev offentliggjort en Økonomisk Redegørelse i foråret 2019, bygger skønnet for konjunkturgabene i 2018 kun på Økonomisk Redegørelse, august 2019 og efterfølgende redegørelser.

Kilde: Danmarks Statistik og egne beregninger.

Finansministeriets metode er således generelt relativt robust over for ny information. Dog kan metodejusteringer påvirke estimater tilbage i tid, *jf. også nærmere nedenfor*. De metoder, der anvendes i en række andre institutioner (fx EU og OECD) er derimod ofte kendetegnet ved at give større revisioner tilbage i tid. Skøn, som foretages umiddelbart efter et år er gået, kan således revideres ganske betragteligt, efterhånden som information om de efterfølgende års BNP-udvikling bliver tilgængelig. For at illustrere robustheden af skønnene på tværs af institutioner, er skøn for outputgabets over tid vist i tabel 6. Finansministeriets skøn

er væsentligt mere stabile over for ny information sammenlignet med skøn fra EU-Kommissionen og OECD.

**Tabel 6**  
**Estimater for outputgab i 2007, 2009, 2011, 2013, 2015 og 2017 over tid**

	Forårsprognoser					Samlet revision, pct.-point
	2008	2009	2010	2011	2012	
<b>2007</b>						
Finansministeriet	3.1	2.9	3.2	2.8	3.0	-0.1
EU	0.7	2.4	2.6	3.1	3.3	2.6
OECD	2.1	2.4	2.1	2.2	4.6	2.5
<b>2009</b>	2010	2011	2012	2013	2014	
Finansministeriet	-2.9	-3.2	-2.9	-3.0	-2.9	0.0
EU	-5.1	-5.6	-5.0	-4.7	-4.7	0.4
OECD	-6.5	-6.6	-4.2	-3.6	-3.6	2.9
<b>2011</b>	2012	2013	2014	2015	2016	
Finansministeriet	-1.9	-1.9	-1.7	-2.4	-2.4	-0.5
EU	-3.1	-3.5	-3.6	-2.6	-2.5	0.6
OECD	-3.2	-2.2	-2.2	-1.1	-1.4	1.8
<b>2013</b>	2014	2015	2016	2017	2018	
Finansministeriet	-2.8	-2.9	-2.6	-2.3	-2.3	0.5
EU	-4.8	-4.3	-3.7	-2.6	-2.7	2.1
OECD	-3.3	-3.1	-2.7	-2.7	-2.2	1.1
<b>2015</b>	2016	2017	2018	2019	2020 <sup>1)</sup>	
Finansministeriet	-1.4	-1.0	-1.2	-1.3	-0.8	0.6
EU	-2.8	-1.5	-1.7	-1.5	-1.5	1.3
OECD	-1.7	-1.8	-1.3	-0.6	-	1.1
<b>2017</b>	2018	2019	2020 <sup>1)</sup>			
Finansministeriet	-0.2	-0.3	0.0			-0.1
EU	-0.7	-0.1	-0,3			0.4
OECD	0.2	0.3	-			0.1

Anm.: Tabellen viser estimater for 2007, 2009, 2011, 2013, 2015 og 2017 i forårsprognoserne i de efterfølgende 3-5 år. Idet der ikke blev offentliggjort en forårsprognose i 2019, bygger skønnene i 2019 på prognosen fra august 2019.

1) OECD har pga. udvidet arbejde med COVID-19 scenarier ikke offentliggjort samtlige tidsserier, herunder gab.

Kilde: OECD, EU-Kommissionen og Finansministeriets egne beregninger.

Der er flere grunde til, at Finansministeriet opnår mere stabile estimater for outputgab end andre institutioner. For det første lægger Finansministeriets metode vægt på at sikre robuste skøn for outputgab frem for stabile skøn for den potentielle vækst. For det andet er modellen opstillet således, at ledigheds- og arbejdsstyrkegab estimeres i separate tilstandsmodeller med Kalman-filteret, hvorefter outputgab og TFP-gab estimeres simultant i en tilstandsmodel.

Denne tilgang understøtter robuste skøn, herunder i forhold til revisioner af data for BNP og BVT. Således lægger metoderne, for det tredje, størst vægt på data, der er robuste og pålidelige i realtid og som sjældent revideres efterfølgende. Det gælder blandt andet data for ledigheden, hvorfor ledighedsgabet indgår som pejlemærke for de øvrige gab.

I estimationsmodellerne er der desuden fokus på at rense så meget støj fra gabene som muligt, og i stedet placere støjen i modellens fejllid. Det bidrager til, at selv relativt betydelige datarevisioner kun i mindre grad påvirker skønnene for gabene, *jf. også boks 8 med erfaringer ifm. revisionen af nationalregnskabet i 2016.*

#### Boks 8

##### Revision af Nationalregnskabet i efteråret 2016

Danmarks Statistik offentliggjorde den 15. november 2016 en revision af det årlige nationalregnskab for perioden 1966-2015. Revisionen var et resultat af indarbejdelse af nye kilder og påvirkede bl.a. opgørelsen af BNP og beskæftigelse. Herudover blev der efter vanlig praksis indarbejdet nyt kildemateriale for de foregående tre år (2013-2015).

Revisionerne medførte, at både BNP-niveau og BNP-væksten blev opjusteret væsentligt, særligt i de seneste år. I perioden 2010-2015 blev BNP-væksten opjusteret med i gennemsnit ca. ½ pct.-point hvert år. For arbejdsmarkedet medførte revisionen et betydeligt højere antal beskæftigede. Samtidig blev antallet af præsterede timer nedjusteret, hvorfor den gennemsnitlige arbejdstid blev lavere. Revisionen skyldtes overgangen fra at bruge arbejdstidsregnskabet til at bruge arbejdsmarkedsregnskabet som kilde for nationalregnskabet.

Den potentielle vækst i BVT blev opjusteret ganske betydeligt i de historiske år som følge af revisionerne, *jf. tabel a.* Omvendt blev outputgabet kun påvirket i mindre grad. Historisk set er outputgabet dermed meget stabilt trods den store revision.

Tabel a	2010	2011	2012	2013	2014	2015	Gns.
Outputgab, aug. 16	-2,8	-2,4	-2,6	-2,6	-1,7	-1,2	
Outputgab, dec. 16	-2,7	-2,4	-2,7	-2,4	-1,6	-1,0	
<b>Revision af outputgab</b>	<b>0,1</b>	<b>0,0</b>	<b>-0,1</b>	<b>0,2</b>	<b>0,1</b>	<b>0,2</b>	<b>0,1</b>
Potentiel BVT-vækst, aug. 16	0,8	0,6	0,1	0,0	0,1	0,2	
Potentiel BVT-vækst, dec. 16	1,1	1,0	0,8	0,6	0,8	0,7	
<b>Revision af potentiel BVT-vækst</b>	<b>0,3</b>	<b>0,4</b>	<b>0,7</b>	<b>0,6</b>	<b>0,7</b>	<b>0,5</b>	<b>0,5</b>

Som nævnt vurderes Finansministeriets estimationsmetode generelt at give pålidelige skøn for outputgabet allerede i den førstkommande forårsprognose, hvor et år er overgået til at være historisk. Det ses ved, at skønnene for et givent år ændres relativt lidt over tid – idet der dog blandt andet kan ske efterfølgende justeringer i forbindelse med metodejusteringer mv., som kan påvirke estimerne også længere tilbage i tid. I tabel 7 er vist et samlet overblik over Finansministeriets skøn for outputgabet over en længere periode.

De grå felter angiver skønnet for det pågældende år første gang, der er modtaget foreløbige nationalregnskabstal. Eksempelvis blev der således i Økonomisk Redegørelse, maj 2008 – hvor der for første gang forelå foreløbige nationalregnskabstal for 2007 – skønnet et outputgab for 2007 på 3,1 pct. Til sammenligning blev der i forbindelse Økonomisk Redegørelse, maj 2020 (dvs. 12 år efter) skønnet et outputgab for 2007 på 3,0 pct.

For nogle år er der tale om større justeringer. Der er dog en tendens til, at justeringerne primært kan henføres til vurderinger, hvor der er gennemført metodejusteringer og opdateringer – primært i forlængelse af hovedrevisionen af nationalregnskabet i 2014 og opdateringerne i 2019/2020. Justeringerne af datagrundlaget i forlængelse af revisionen af nationalregnskabet i 2016 har til gengæld kun mindre betydning for skønnet for outputgabets historisk.

**Tabel 7**  
**Finansministeriets skøn for outputgabets over tid**

Forårsprognoser i år x (nedad) / skøn for år x (udad)	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
2008		3,1											
2009	2,9	1											
2010	3,2	0,6	-2,9										
2011	2,8	0,3	-3,2	-1,9									
2012	3,0	0,9	-2,9	-2,0	-1,9								
2013	3,0	0,7	-3,0	-1,8	-1,9	-2,9							
2014	3,1	0,8	-2,8	-1,7	-1,7	-2,6	-2,5						
<i>Revision af nationalregnskabet samt modeljustering</i>													
2015	3,3	1,6	-3,2	-2,5	-2,3	-2,7	-2,8	-2,2					
2016	3,3	1,4	-3,4	-2,7	-2,3	-2,6	-2,6	-1,7	-1,4				
<i>Revision af nationalregnskabet</i>													
2017	3,3	1,4	-3,3	-2,6	-2,3	-2,7	-2,3	-2,3	-1,5	-1			
2018	3,5	1,5	-3,3	-2,5	-2,4	-2,7	-2,3	-1,7	-1,2	-0,9	-0,2		
<i>Metodeeftersyn og afledte opdateringer foretaget i 2019 og 2020</i>													
2019 <sup>1)</sup>	2,9	1,3	-3,3	-2,4	-2,1	-2,7	-2,4	-1,9	-1,3	-0,6	-0,3	0,1	
2020	3,0	0,9	-3,1	-1,6	-1,7	-2,2	-1,8	-1,1	-0,8	-0,4	0,0	0,6	0,2
<b>Revision, pct.-point</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,2</b>	<b>-0,3</b>	<b>-0,2</b>	<b>-0,7</b>	<b>-0,7</b>	<b>-1,1</b>	<b>-0,6</b>	<b>-0,6</b>	<b>-0,2</b>	<b>-0,5</b>	<b>-</b>

Anm.: Revisionen angiver ændringen fra det første til det seneste skøn.

1) Skønnene i 2019 bygger på Økonomisk Redegørelse, august 2019, idet der ikke blev offentliggjort en Økonomisk Redegørelse i foråret 2019.

Kilde: Løbende Økonomiske Redegørelser og egne beregninger.

## Bilag 1. Estimation af gab i passive kontanthjælpsmodtagere

I det følgende gennemgås metodegrundlaget for *passive kontanthjælpsmodtagere*, der indgår som en hjælpermiddel til den skønsmæssige dekomponering af konjunkturbevægelserne i arbejdsstyrken. Delmodellens funktion består primært i et konsistentstykke med det aggregerede arbejdsstyrkegab. Derudover anvendes delmodellens estimerede gab til de mellemfristede fremskrivninger, hvor de lukker afstanden mellem de faktiske niveauer og de strukturelle niveauer efter konjunkturskiftene.

### *Model for passive kontanthjælpsmodtagere.*

For at estimere struktur- og konjunkturelementet i antallet af passive kontanthjælpsmodtagere opstilles en tilstandsmiddel. Modellen består af tre ligninger; en observationsligning og to tilstandsligninger.

*Observationsligningen* er en opsplittning af den faktiske frekvens af kontanthjælpsmodtagere,  $kthj_t$ , i et strukturelt niveau,  $kthj_t^*$ , og et konjunkturbidrag,  $kthj_t^c$  :

$$kthj_t = kthj_t^* + kthj_t^c \quad (5.1)$$

*Tilstandsligningerne* beskriver udviklingen i de to uobserverbare tilstande  $kthj_t^*$ , og  $kthj_t^c$ . Udviklingen i det strukturelle niveau antages at følge en AR(1) proces udtryk i kvartalvise ændringer (angivet ved " $\Delta$ "). Det konjunkturrelle element antages at afhænge af jobmulighederne modelleret vha. bruttoledighedsgabet. Konkret er gabet specificeret som en AR(2) proces, hvor bruttoledighedsgabet indgår med et lag på to kvartaler:

$$\Delta kthj_t^* = \rho \Delta kthj_{t-1}^* + \epsilon_t^* \quad (5.2)$$

$$kthj_t^c = \lambda_1 kthj_{t-1}^c + \lambda_2 kthj_{t-2}^c + \beta_u \mu_{t-2}^c + \epsilon_t^c \quad (5.3)$$

Valget af to perioders lag for bruttoledighedsgabet skal ses i lyset af, at der er en hvis træghed i gruppens reaktion på konjunkturfremdringer.

Modellen estimeres ved brug af en kvartalsserie for befolkningsstandardiserede frekvenser, som starter i 1995 og dækker over de 15-64 årige. Estimationen slutter i 2018K4.

Estimation af modellen giver signifikante estimater for alle parametre på nær  $\beta_u$ , som er insignifikant på et 10 pct. signifikansniveau, jf. bilagstabel 1.

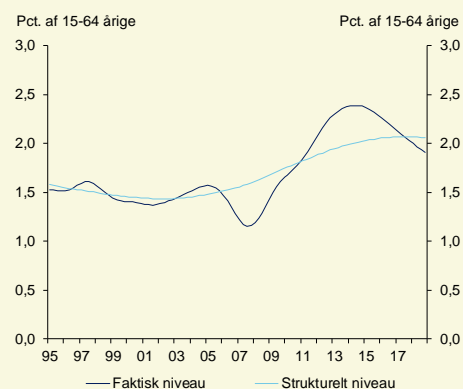
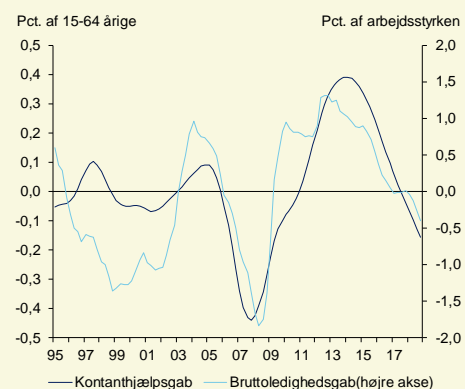
Fortegnene er forventeligt for alle parametre. Det højere faktiske antal passive kontanthjælpsmodtagere i perioden 2010-2018, sammenlignet med tidligere, trækker i modellen isoleret set op i det strukturelle niveau frem mod 2018, hvor gabet samtidig er negativt, jf. figur B.1 og figur B.2.

**Bilagstabel 1****Parameterestimer med ændret modelligning**

Parameternavn	Parameterestimat	Standardafvigelse
$\rho$	0,984***	0,38
$\lambda_1$	1,971***	0,037
$\lambda_2$	-0,999***	0,043
$\beta_u$	0,001***	0,002
$\sigma^*$	0,002***	0,000
$\sigma^c$	0,007	.

Anm.: Stjerner indikere signifikansniveauet. Tre stjerner er 1% signifikans niveau mens ingen stjerner er mindre signifikant end 10%. Varianserne på de to fejlede  $\epsilon_t^*$  og  $\epsilon_t^c$  er bundet med en restriktion på 3,7. Det medfører at  $\sigma^c = \sigma^* * 3,7$ .

Kilde: Egne beregninger.

**Figur B.1****Strukturelt antal passive kontanthjælpsmodtagere****Figur B.2****Gab i passive kontanthjælpsmodtagere**

Kilde: *Økonomisk Redegørelse*, august 2020.





fm.dk