

## **Fastlæggelse af strukturel arbejdsstyrke** **Dokumentationsnotat til *Dansk Økonomi, Forår 2013***

**For at kunne vurdere økonomiens langsigtede vækstpotentiale og underliggende saldoudvikling og for at kunne vurdere det aktuelle kapacitetspres med henblik på at tilrettelægge en hensigtsmæssig stabiliseringspolitik, er det afgørende at kende det strukturelle (langsigtede) niveau for bl.a. arbejdsstyrken. Det Økonomiske Råds Sekretariat har udviklet en ny metode til bestemmelse af den strukturelle arbejdsstyrke. Dette notat dokumenterer dette arbejde.**

### **1. Introduktion**

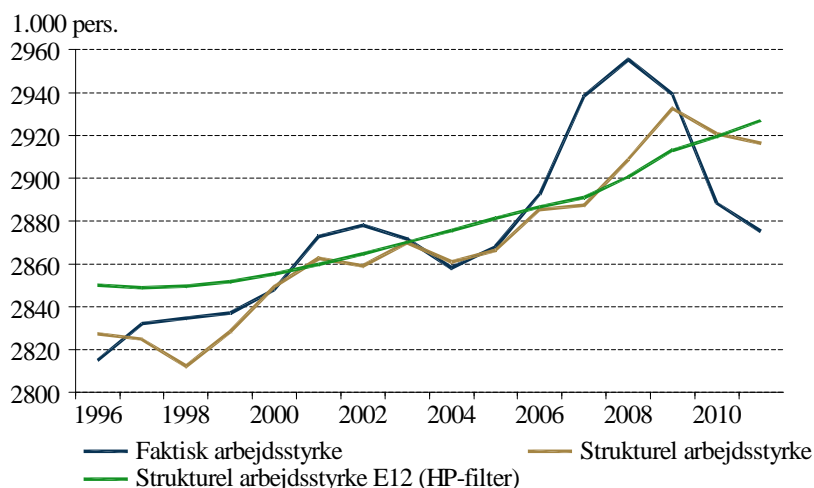
Hidtil har Det Økonomiske Råds Sekretariat (DØRS) anvendt et Hodrick-Prescott (HP) filter til udglatning af den faktiske arbejdsstyrke, når den strukturelle arbejdsstyrke skulle vurderes. En ulempe ved denne tilgang er imidlertid, at denne type af udglatning ikke kan adskille ændringer i den faktiske arbejdsstyrke, der skyldes konjunkturskift, fra ændringer, der skyldes strukturelle ændringer.

Eksempelvis må man formode, at udfasningen af arbejdsmarkedsorlovsordningen i årene op mod årtusindeskiftet og efterlønsreformen fra 2008 vil give anledning til øget erhvervsfrekvens på særligt de sene alderstrin og dermed øget strukturel arbejdsstyrke. I modsat retning trækker eksempelvis forlængelsen af barselsorloven i 2003 og ændringen i folkepensionsalderen fra 67 til 65 år i 2004, ligesom et generelt forstærket ønske om mere uddannelse blandt unge vil føre til et fald i den strukturelle arbejdsstyrke.

Forskellene mellem den faktiske arbejdsstyrke og to bud på strukturel arbejdsstyrke ses af Figur 1. Den faktiske arbejdsstyrke ses at være ganske volatil over tid, og det noteres særligt, at arbejdsstyrken i årene op til krisen steg særligt kraftigt, og at den efterfølgende faldt markant. De to bud på en strukturel arbejdsstyrke viser en langt mere flad ud-

vikling over tid, fordi væsentlige dele af stigningen og af det efterfølgende fald netop er udtryk for først en god og siden hen dårlig konjunktursituation. Bevægelserne siger således ikke meget om den underliggende udvikling i arbejdsstyrken. Figuren viser også, at udviklingen baseret på HP-filtreringen er meget stabil over tid, mens der er mere bevægelse i den strukturelle arbejdsstyrke baseret på den metode, som nærværende notat dokumenterer.

Figur 1. Arbejdsstyrken 1996-2011



Kilde: ADAM's og UADAM's databanker og egne beregninger.

DØRS' nye beregning af den strukturelle arbejdsstyrke bygger på en såkaldt *bottom up*-tilgang. Erhvervsfrekvensen fastlægges ved at se på den samlede befolkning og de grupper af personer, som står uden for arbejdsmarkedet. Ved at identificere konjunkturbidrag hhv. strukturbidrag i grupperne uden for arbejdsmarkedet, bestemmes konjunkturbidrag hhv. strukturbidrag i erhvervsfrekvensen.

## 2. Metode til fastlæggelse af strukturel arbejdsstyrke

Befolkningen på hvert alderstrin  $j$ ,  $U_j$ , består af folk i arbejdsstyrken,  $Ua_j$ , og folk på indkomstoverførsler (uden for arbejdsstyrken),  $Ux_j^i$ , hvor  $i$  angiver, hvilken ordning, der er tale om – f.eks. efterløn eller førtidspension. Desuden arbejdes der med en restgruppe,  $Ur$ , der angiver folk uden for arbejdsstyrken, som ikke umiddelbart kan placeres i nogen specifik ordning.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Se Tabel 1 nedenfor for at få et overblik over de konkrete ordninger, der sondres mellem i beregningerne.

## 2.1. Fastlæggelse af det strukturelle antal overførselsmodtagere

Det gælder dermed, at antallet af personer i arbejdsstyrken og antallet af personer uden for arbejdsstyrken, herunder antallet af personer i restgruppen, på hvert alderstrin summerer til den samlede befolkning:

$$(1a) \quad Ua_j + \sum_i Ux_j^i + Ur_j = U_j.$$

Hermed er det muligt, at omskrive (1a) til andele ift. befolkningen på de respektive alderstrin:

$$(1b) \quad \frac{Ua_j}{U_j} + \sum_i \frac{Ux_j^i}{U_j} + \frac{Ur_j}{U_j} = 1$$

Bemærk, at første led i (1b) angiver erhvervsfrekvensen for aldersgruppen  $j$ . I (1b) er der tale om de faktiske størrelser for personer i arbejdsstyrken, men sammenhængen holder også, hvis der i stedet ses på de tilsvarende strukturelle størrelser:

$$(1c) \quad \frac{Ua_j^*}{U_j} + \sum_i \frac{Ux_j^{i*}}{U_j} + \frac{Ur_j^*}{U_j} = 1.$$

Her angiver  $Ua_j^*$ ,  $Ux_j^{i*}$  og  $Ur_j^*$  de strukturelle niveauer for  $Ua_j$ ,  $Ux_j^i$  hhv.  $Ur_j$ , mens den samlede befolkning pr. antagelse altid er strukturel (svarende til  $U_j^* = U_j$ ).

Ud fra (1c) kan den strukturelle erhvervsfrekvens skrives som

$$(2) \quad \frac{Ua_j^*}{U_j} = 1 - \sum_i \frac{Ux_j^{i*}}{U_j} - \frac{Ur_j^*}{U_j}.$$

Sondringen mellem de faktiske og strukturelle niveauer for antallet af overførselsmodtagere beror på en konjunkturrensning. Som udgangspunkt<sup>2</sup> benyttes for alle disse ordninger  $Ux^i$  følgende estimationsligning:

$$(3) \quad \frac{Ux_j^i}{U_j} = \underbrace{\beta_j^{i,0} + \beta_j^{i,1} \cdot trend}_{strukturel} + \underbrace{\varepsilon_j^i + \beta_j^{i,2} \cdot K}_{konjunktur},$$

hvor *trend* er en lineær trend, og *K* er et sæt af variable, der anvendes til konjunkturrensning af erhvervsfrekvensen, jf. afsnit 3. Det bemærkes, at residualen i ovenstående tages som udtryk for strukturelle ændringer i frekvensen. I praksis er bevægelser i  $Ux^i/U$  udtryk for skift i konjunktursituationen og for institutionelle ændringer. Sidstnævnte er af strukturel karakter, men kan ikke som det konjunkturbetingede bidrag identificeres. Derfor er det valgt at betragte bevægelser i residualen som udtryk for strukturelle ændringer.

Hermed er det muligt at fratække det konjunkturmæssige bidrag til denne frekvens og herved få et bud på det strukturelle niveau for  $Ux_j^{i,*}$ :

$$(4a) \quad \frac{Ux_j^{i,*}}{U_j} = \frac{Ux_j^i}{U_j} - \frac{Ux_j^{i,K}}{U_j} = \beta_j^{i,0} + \beta_j^{i,1} \cdot trend + \varepsilon_j^i,$$

hvor  $Ux_j^{i,K}/U_j$  er det konjunkturmæssige bidrag, der blev fundet i (3), dvs.

$$(4b) \quad \frac{Ux_j^{i,K}}{U_j} = \beta_j^{i,2} \cdot K.$$

---

<sup>2</sup> Der tages endvidere højde for diverse reformer af de enkelte ordninger (f.eks. nedsat pensionsalder, forlænget barselsorlov og lignende). Derfor er (3) estimationsligningen for den enkelte ordning, såfremt der ikke har været reformer, som menes at have påvirket tilgangen til ordningen. Den konkrete variant af (3), som estimeres, gennemgås nedenfor for hver af de enkelte grupper.

## 2.2. Fastlæggelse af den strukturelle erhvervsfrekvens

Den faktiske erhvervsfrekvens antages at bestå af tre komponenter: strukturel erhvervsfrekvens,  $Ua_j^*/U_j$ , konjunkturbidrag,  $Ua_j^K/U_j$ , og øvrige midlertidige forhold,  $Ua_j^\varepsilon/U_j$

$$(5a) \quad \frac{Ua_j}{U_j} = \frac{Ua_j^*}{U_j} + \frac{Ua_j^K}{U_j} + \frac{Ua_j^\varepsilon}{U_j}$$

Tilsvarende antager vi, at også restgruppen består af de tre dele

$$(5b) \quad \frac{Ur_j}{U_j} = \frac{Ur_j^*}{U_j} + \frac{Ur_j^K}{U_j} + \frac{Ur_j^\varepsilon}{U_j},$$

og på baggrund af (1b), (4a) og (5a-b) kan erhvervsfrekvensen skrives som

$$(6) \quad \frac{Ua_j}{U_j} = 1 - \sum_i \left( \frac{Ux_j^{i,*}}{U_j} + \frac{Ux_j^{i,K}}{U_j} \right) - \left( \frac{Ur_j^*}{U_j} + \frac{Ur_j^K}{U_j} + \frac{Ur_j^\varepsilon}{U_j} \right).$$

For hvert alderstrin foretages derfor en estimation for erhvervsfrekvensen for alder  $j$  givet ved

$$(7) \quad \frac{Ua_j}{U_j} = 1 - \left( \underbrace{\sum_i \frac{Ux_j^{i,*}}{U_j}}_{Ux_j^*/U_j} + \underbrace{\sum_i \frac{Ux_j^{i,K}}{U_j}}_{Ux_j^K/U_j} \right) - \left( \underbrace{\alpha_j^0 + \alpha_j^1 \cdot trend}_{Ur_j^*/U_j} + \underbrace{\alpha_j^2 \cdot K}_{Ur_j^K/U_j} + \underbrace{\varepsilon_j}_{Ur_j^\varepsilon/U_j} \right),$$

hvor de strukturelle og konjunkturbetingede frekvenser  $Ux_j^{i,*}/U_j$  hhv.  $Ux_j^{i,K}/U_j$  er bestemt i (3).

Denne estimation er analog til estimationen, der foretages for hver af ordningerne uden for arbejdsstyrken, jf. (3) ovenfor.<sup>3</sup> I forhold til ovenstående er der dog den forskel, at residualen her betragtes som værende af ikke-strukturel karakter. Det er vurderet, at de strukturelle bidrag inden for de respektive overførselsgrupper er håndteret ovenfor, så derfra betragtes residualen som udtryk for midlertidige forhold.

Af (7) ses det, at konjunkturbidraget i erhvervsfrekvensen er opdelt i to konjunkturbidrag fra hhv. restgruppen og grupperne uden for arbejdsstyrken. En konjunkturbetinget stigning i disse frekvenser vil således give et negativt konjunkturbidrag til arbejdsstyrken

$$(8) \quad \frac{Ua_j^K}{U_j} = - \left( \sum_i \frac{Ux_j^{i,K}}{U_j} + \frac{Ur_j^K}{U_j} \right).$$

Da bestemmelsen af antallet af personer på ordninger uden for arbejdsstyrken er foretaget som en ren konjunkturrensning af det faktiske antal personer (og residualen hermed blev betragtet som værende af strukturel karakter), vil det gælde at alle personer, der af midlertidige grunde er uden for arbejdsstyrken nødvendigvis befinder sig i restgruppen. Med andre ord haves

$$(9) \quad \frac{Ua_j^\varepsilon}{U_j} = - \frac{Ur_j^\varepsilon}{U_j}.$$

Ligeledes følger det strukturelle niveau for restgruppen af de estimerede parametre i (7) og kan skrives som

$$(10a) \quad \frac{Ur_j^*}{U_j} = \alpha_j^0 + \alpha_j^1 \cdot trend.$$

Den trend, der findes i erhvervsfrekvenserne (efter der er korrigeret for strukturel trend i grupperne uden for arbejdsmarkedet ved konjunkturrensningen af  $Ux_j^{i,*}/U_j$ ) går igen med modsat fortegn i restgruppen uden for arbejdsstyrken. Den underliggende trend i

---

<sup>3</sup> I praksis foretages der en konjunkturrensning af andelen i restgruppen, idet der jf. (1b) gælder

$$\frac{Ur_j}{U_j} = 1 - \frac{Ua_j}{U_j} - \sum_i \frac{Ux_j^i}{U_j}.$$

erhvervsfrekvenserne, som ikke skyldes trend i grupperne på indkomstoverførsel, skyldes således trend i restgruppen.

I ligning (7), hvor erhvervsfrekvensen regresseres på konjunkturindikatorerne  $K$ , svarer det resterende bidrag fra  $K$  til konjunkturbidraget fra restgruppen, dvs.

$$(10b) \quad \frac{Ur_j^K}{U_j} = \alpha_j \cdot K.$$

Herfra kan det strukturelle *antal* personer i aldersgruppe  $j$  findes ved at multiplicere de strukturelle erhvervsfrekvenser på hvert alderstrin med den tilhørende befolkningsstørrelse på dette alderstrin.

$$(11a) \quad Ua_j^* = U_j - (\alpha_j^0 + \alpha_j^1 \cdot trend) \cdot U_j - \sum_i Ux_j^{i,*},$$

og tilsvarende kan den samlede strukturelle arbejdsstyrke findes ved at summe hen over alle aldersgrupper

$$(11b) \quad Ua^* \equiv \sum_j Ua_j^*.$$

Op gennem 2000'erne er der kommet flere grænsearbejdere til Danmark, dvs. arbejdere, som indgår i den samlede arbejdsstyrke, men ikke i befolkningsgrundlaget. Der findes ikke aldersopdelte tal for disse grænsearbejdere, men Nationalregnskabet opgør antallet af udenlandske beskæftigede i Danmark. I datagrundlaget, som anvendes i disse beregninger, er grænsearbejdere derfor en del af restgruppen. Grænsearbejdere håndteres særskilt, og der er i årene 2006-08 lagt 25.000 ind som en stigning i den strukturelle arbejdsstyrke, fordelt jævnt på de 20-60-årige, jf. afsnit 5.1.

### 3. Datagrundlaget

Datagrundlaget for nærværende analyser er UADAM, som er en befolkningsmodel og formodel til ADAM. Databanken indeholder data om befolkningen fordelt på arbejdsstyrke og personer uden for arbejdsstyrken (børn, alderspensionister, indkomstoverførsler). I alderen 15-70 foreligger data på etårs alderstrin, mens der for er tale om én samlet aldersopgørelse for børn under 14 og ét for personer ældre end 70.

Datasættet er konstrueret, idet der anvendes frekvenser fra RAS (den registerbaserede arbejdsstyrke statistik) til at skabe databanken. Disse frekvenser er opgjort medio året i den forstand, at f.eks. 2011-observationen er beregnet som gennemsnittet af RAS primo 2011 (som er fra november 2010) og RAS primo 2012 (som er fra november 2011). Dermed er 2011 den seneste observation i UADAM. Tabel 1 giver et overblik over de grupper, der indgår i UADAM

Tabel 1. UADAM

		1996	2004	2011
	Variabel	----- 1.000 pers.-----		
<b>Samlet befolkning</b>	<b>U</b>	<b>5263</b>	<b>5405</b>	<b>5571</b>
Børn	Ub	941	1046	1025
Pensionister udenfor arbejdsstyrken	Upfp + Upt	664	673	852
<b>Arbejdsduelige</b>	<b>Uw</b>	<b>3658</b>	<b>3686</b>	<b>3694</b>
<b>Arbejdsstyrke</b>	<b>Ua</b>	<b>2829</b>	<b>2868</b>	<b>2886</b>
Beskæftigelse	Q	2598	2707	2778
<i>heraf</i>				
- folkepensionister	Qpfp	51	51	93
- førtidspensionister	Qpfo	32	25	17
- sygedagpenge	Qms	28	40	47
- løntilskud	Qlt	35	64	85
- kommunal aktivering	Qak	9	4	9
Ledige	Ul	231	161	108
<i>heraf</i>				
- dagpengemodtagere	Uld	181	134	90
- kontanthjælpsmodtagere	Ulk	50	27	19
<b>Udenfor arbejdsstyrke</b>	<b>Uwxa</b>	<b>829</b>	<b>818</b>	<b>808</b>
Uddannelsessøgende	Uuxa	131	140	213
Aktiveringsydelse (dagpenge)	Uad	<b>19</b>	<b>16</b>	<b>22</b>
Revalidering	Ury	25	22	12
Feriedagpenge	Ulf	13	8	6
Sygedagpenge	Ums	26	35	36
Barselsdagpenge	Umb	38	60	56
Arbejdsmarkedsorlov	Umo	65	4	0
Efterløn	Upef	121	180	114
Overgangsydelse	Upov	46	7	0
Førtidspension	Upfo	227	225	217
Kontanthjælp	Ukr	49	83	76
Kommunal aktivering	Uak	12	26	44
Ledighedsydelse	Uly	0	8	16
Øvrige (restgruppe)	Uq	58	4	-4

Anm.: I UADAM er det flere restgrupper, som tager højde for forskellige forhold, bl.a. overgangen fra RAS til ADAM, dobbelttælling af ledige i ledighedsstatistikken, grænsearbejdere etc. UADAM's restgrupper indgår i tabellen som en samlet restgruppe.

Kilde: UADAM's databank.



Konjunkturkomponenten  $K$ , der jf. (3) anvendes ved konjunkturrensningen af erhvervsfrekvenserne består af to variable. Den ene variabel er DØRS's ledighedsgap ( $ul\_gap$ ) fra efteråret 2012. Den anden variabel er Danmarks Statistiks indikator for kapacitetspresset (kapacitetsbegrænsninger) i industrien ( $kap$ ). Sidstnævnte omregnes som afvigelser fra gennemsnittet i estimationsperioden. Ledighedsgap er valgt, idet det er den variabel, der umiddelbart bedst beskriver presset på arbejdsmarkedet. Imidlertid har der de senere år været en tendens til, at arbejdsstyrken er reduceret væsentligt mere, end ledigheden er steget. Et omtrent uændret ledighedsgap i år, hvor der er store bevægelser i arbejdsstyrken, som må formodes at være delvist konjunkturbetinget, risikerer derfor at give en utilstrækkelig konjunkturrensning. Derfor er indikatoren for industriens kapacitetsbegrænsninger medtaget som yderligere forklarende konjunkturvariabel.

#### **4. Beregning af den strukturelle arbejdsstyrke**

Som præsenteret i afsnit 2 er første skridt i beregningen af den strukturelle arbejdsstyrke at fastlægge de strukturelle niveauer for frekvenserne af personer uden for arbejdsstyrken på de ordninger, der er opgivet i tabel 1. Dernæst benyttes disse som inputs til beregningen af det strukturelle niveau for erhvervsfrekvenserne. Slutteligt er det muligt at bestemme det strukturelle *antal* personer i arbejdsstyrken.

Estimationerne er foretaget over perioden 1996-2011.

##### **4.1. Overførselsordninger uden for arbejdsstyrken**

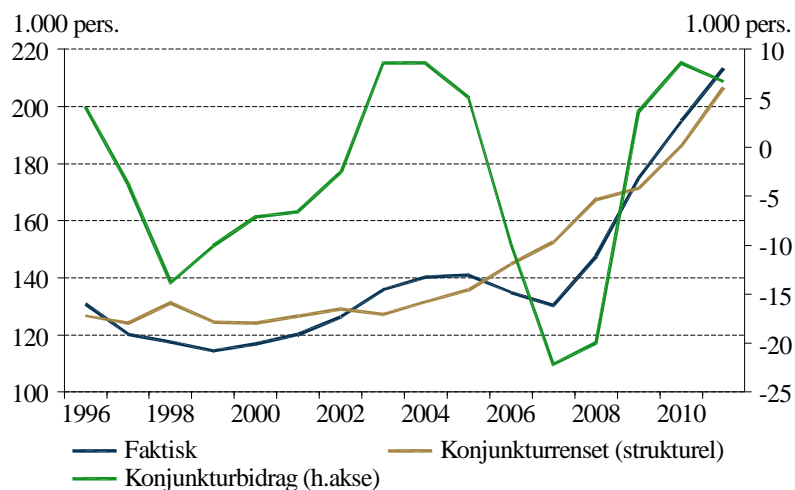
Estimationen af konjunkturbidrag hhv. strukturbidrag i bestandsfrekvenser for personer på ordninger uden for arbejdsstyrken tager udgangspunkt i (3) ovenfor. I det følgende vises resultaterne for hver ordning, og hver af disse ordninger gennemgås i det følgende.

###### *4.1.1 Uddannelsessøgende*

Uddannelsessøgende uden beskæftigelse ( $Uuxa$ ) er i UADAM ikke defineret ud fra en modtaget ydelse, men ud fra et kriterium om uddannelsesaktivitet. Dermed indgår såvel beskæftigede som ikke-beskæftigede SU-modtagere i gruppen, ligesom ikke-beskæftigede studerende, der har opbrugt alle deres SU-klip samt ikke-beskæftigede studerende ved uddannelse, der ikke giver adgang til SU, er inkluderet. Bestandsfrekvensen for studerende er ikke overraskende størst for de yngre årgange og nærmest neglignibel for de ældre. Der er derfor kun beregnet et konjunkturbidrag for alderstrinne-

ne op til 45 år. Endvidere er der siden 2008 sket en markant stigning i antallet af studerende (uden bibeskæftigelse), jf. Figur 2.

Figur 2. Uddannelsessøgende uden for arbejdsstyrken



Anm.: Den blå kurve viser den faktiske bestand af uddannelsessøgende uden for arbejdsstyrken, mens den brune kurve er den faktiske bestand renset for konjunkturbidraget. Konjunkturbidraget til antallet af uddannelsessøgende er vist med grøn (højre akse).

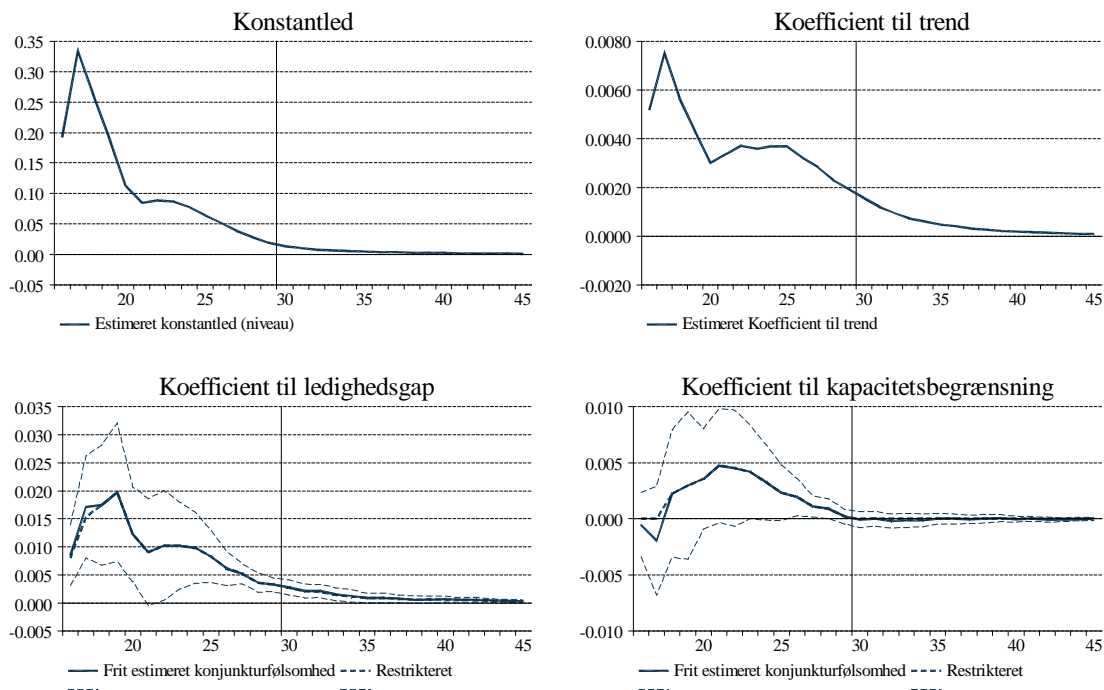
Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

For hvert alderstrin blandt de 16-45-årige er følgende relation estimeret

$$\frac{U_{uxa_j}}{U_j} = \beta_j^{udd,0} + \beta_j^{udd,1} \cdot trend + \varepsilon_j^{udd} + \beta_j^{udd,2} \cdot ul\_gap + \beta_j^{udd,3} \cdot kap, \quad j = 16, \dots, 45.$$

Dette svarer således til at betragte alle studerende, der er ældre end 45 år som værende strukturelle. Gruppen er imidlertid meget lille, og der er ikke fundet anledning til konjunkturrensning. De estimerede koefficienter er vist i Figur 3.

Figur 3. Estimerede koefficienter, uddannelsessøgende



Anm.: De estimerede koefficienter er vist aldersfordelt. De stiplede, smalle linjer i de to nederste figurer angiver 1,96 gange standardafvigelsen. I højre panel er koefficienten til industriens kapacitetsbegrænsning restrikeret til 0 i den fede, stiplede kurve for de 15-17-årige. I venstre panel viser den fede, stiplede kurve den estimerede koefficient til ledighedsgap, når der er på restriktion på koefficienten til kapacitetsbegrænsning.

Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

De estimerede koefficienter til de to konjunkturvariabler giver anledning til konjunkturbidraget, der er angivet som den grønne kurve i Figur 2. Det ses, at i årene 2006-08 var antallet af ikke-beskæftede studerende 15-20.000 under det konjunkturrensede niveau, ligesom den aktuelt ligger forholdsvist højt. Denne gruppe reagerer således ganske kraftigt på konjunktursituationen.

#### 4.1.2 Kontanthjælpsmodtagere uden for arbejdsstyrken (matchgruppe 3)

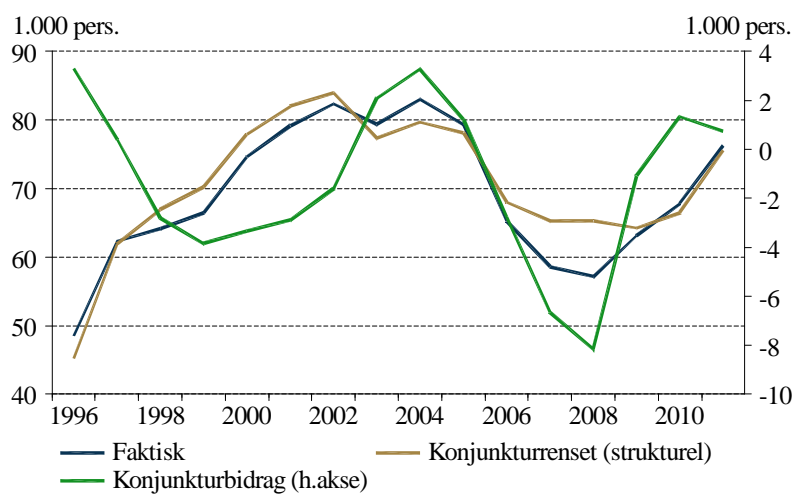
Kontanthjælpsmodtagere i matchgruppe 3 (*Ukr*) vurderes ikke at være arbejdsmarkedsparate, og regnes ikke for en del af arbejdsstyrken. Her benyttes (3) kun for de 18-64-årige, selvom der *er* ældre (men ganske få) kontanthjælpsmodtagere, der stammer fra ordningen i tiden før folkepensionsalderen i 2004-05 blev nedsat. Det antages således, at alle 65+-årige kontanthjælpsmodtagere altid er strukturelle.

Konkret er følgende estimeret:

$$\frac{Ukr_j}{U_j} = \beta_j^{kont,0} + \beta_j^{kont,1} \cdot trend + \beta_j^{kont,2} \cdot ul\_gap + \beta_j^{kont,3} \cdot kap + \varepsilon_j^{kont}, \quad j = 18, \dots, 64.$$

Resultaterne fremgår af Figur 4.

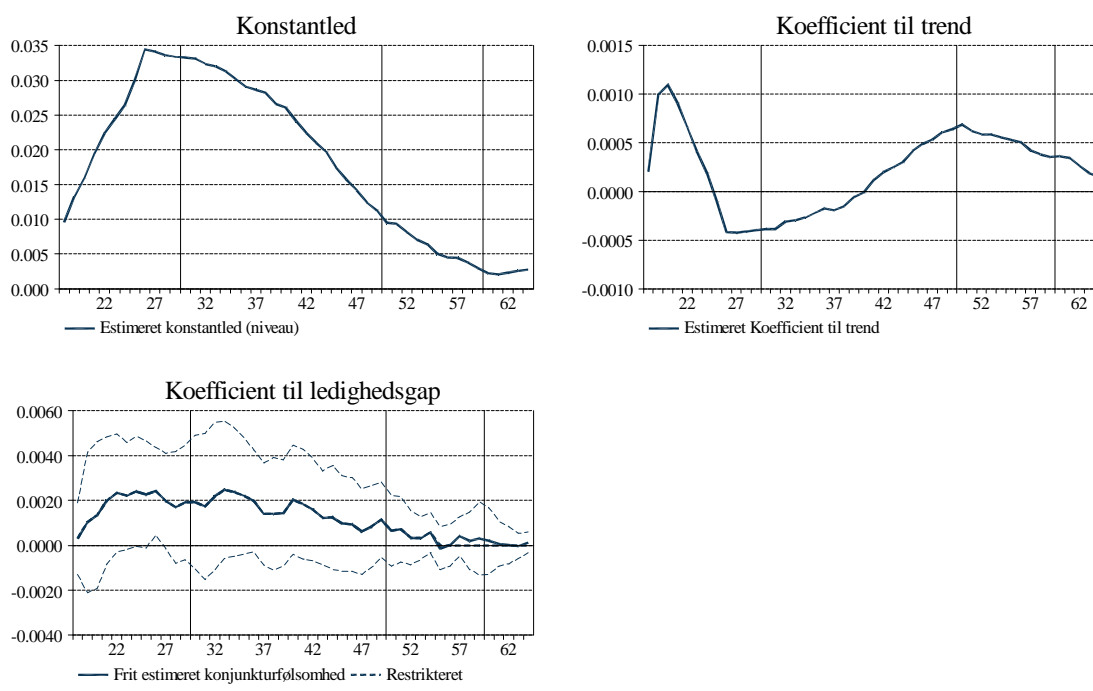
Figur 4. Kontanthjælpsmodtagere uden for arbejdsstyrken



Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

De estimerede koefficienter er vist i Figur 5.

Figur 5. Estimerede koefficienter, kontanthjælpsmodtagere



Anm.: De estimerede koefficienter er vist aldersfordelt. De stiplede, smalle linjer i den tredje figur angiver 1,96 gange standardafvigelsen.

Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

Den estimerede trend i relationen viser, at der over perioden 1996-2011 har været tendens til en faldende frekvens for de 25-40-årige (dette ses ved, at koefficienten til *trend* for de 25-40-årige er negativ), mens andelen af kontanthjælpsmodtagere for de yngre og de ældre er stigende. Det estimerede konstantled, viser dog at den generelle bestandsfrekvens for de 25-40-årige er noget højere end for de ældre. Der er ikke fundet et konjunkturbidrag fra indikatoren for industriens kapacitetsbegrænsning, så koefficienten  $\beta_j^{kont,3}$  er her restrikeret til 0 i estimationerne. Det estimerede bidrag fra ledighedsgap er generelt heller ikke signifikant. Dog udviser det størst konjunkturfølsomhed for de yngre årgange, som så aftager gradvist med alderen, hvilket man ville forvente, og bidraget fra ledighedsgap medtages derfor alligevel. For de 55+-årige bindes koefficienten til ledighedsgappet endvidere til 0, og alle kontanthjælpsmodtagere fra 55 år og derover antages dermed at være af strukturel karakter.

Til trods for den svage signifikans, udgør antallet af konjunkturelle kontanthjælpsmodtagere et forholdsvist stort antal, jf. Figur 4 (grøn kurve). Dette er bemærkelsesværdigt i

betragtning af, at matchgruppe-inddelingen burde være uafhængig af konjunktursituationen.

#### 4.1.3 Aktivering

Der er to typer af aktiverede i befolkningsregnskabet. Det drejer sig om aktiverede dagpengemodtagere ( $Uad$ ) og aktiverede kontanthjælpsmodtagere ( $Uak$ ), som ikke står til rådighed for arbejdsmarkedet. De to grupper af aktiverede er vist i Figur 6.

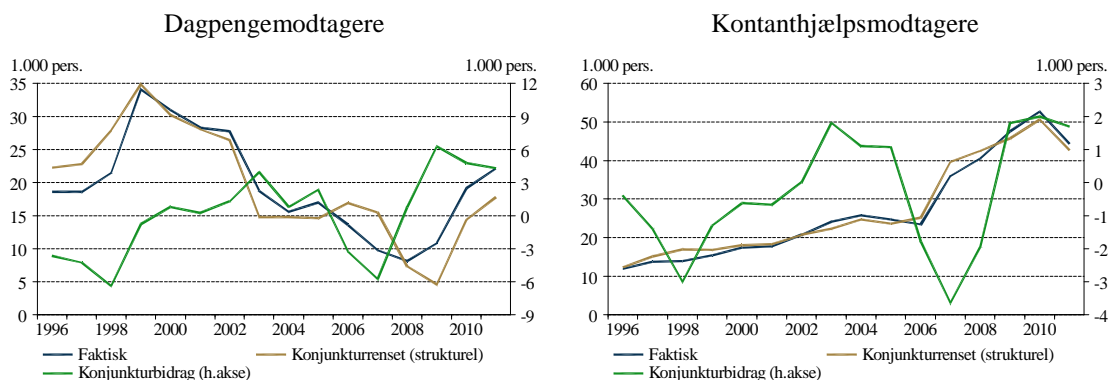
For disse to grupper estimeres følgende

$$\frac{Uad_j}{U_j} = \beta_j^{akt dp,0} + \beta_j^{akt dp,1} \cdot trend + \beta_j^{akt dp,2} \cdot ul\_gap + \beta_j^{akt dp,3} \cdot kap + \varepsilon_j^{akt dp}, \quad j = 18, \dots, 64.$$

$$\frac{Uak_j}{U_j} = \beta_j^{akt kt,0} + \beta_j^{akt kt,1} \cdot trend + \beta_j^{akt kt,2} \cdot ul\_gap + \beta_j^{akt kt,3} \cdot kap + \beta_j^{akt kt,4} \cdot \delta^{2007} \cdot trend + \varepsilon_j^{akt kt}, \quad j = 18, \dots, 64.$$

For de kontanthjælpsaktiverede tillades endvidere en knækket trend fra 2007 for at modellere øget tilgang til ordningen de seneste år.<sup>4</sup> Begge grupper af aktiverede estimeres for alderstrinnene fra 18-64, svarende til at de få 65+-årige, der er i aktivering, antages at være strukturelle.

Figur 6. Aktiverede dagpenge- og kontanthjælpsmodtagere



Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

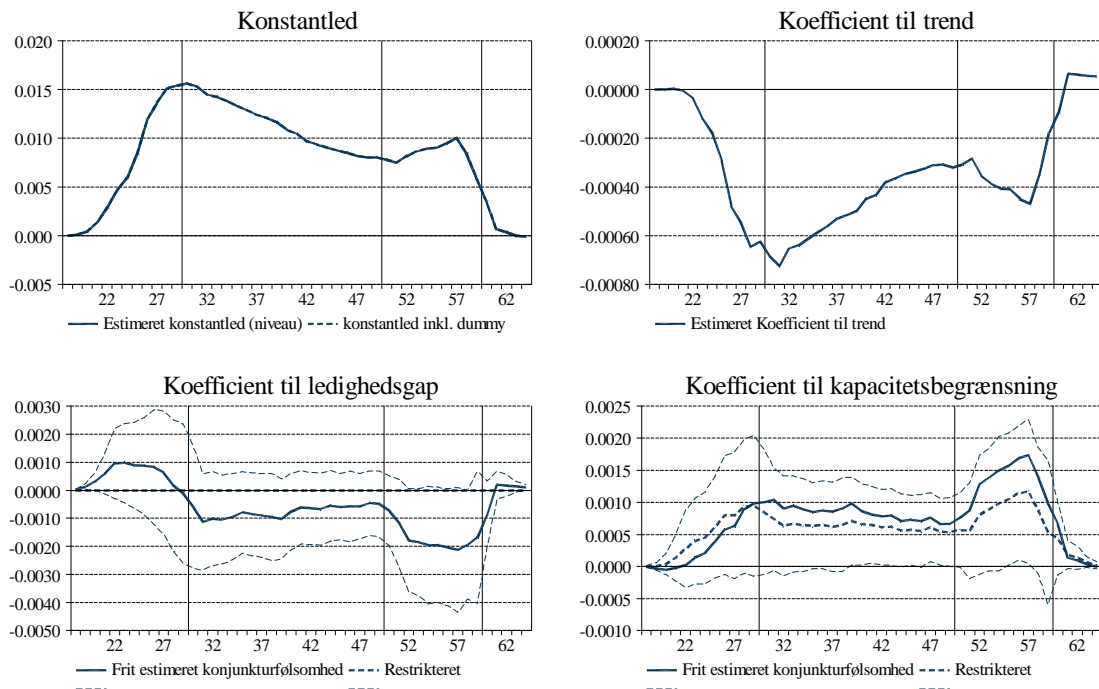
For de dagpengeaktiverede findes ikke et bidrag fra ledighedsgap, men kun fra industriens indikator for kapacitetsbegrænsning. For de kommunalt aktiverede findes et kon-

<sup>4</sup> Dummyen  $\delta^{2007}$  er 0 i årene 1996-2006 og 1 i årene 2007-11.

junkturbidrag fra såvel industriindikatoren for kapacitetsbegrænsning for alle alderstrin som fra ledighedsgap for de 18-30-årige.

De estimerede koefficienter er vist i Figur 7 og Figur 8.

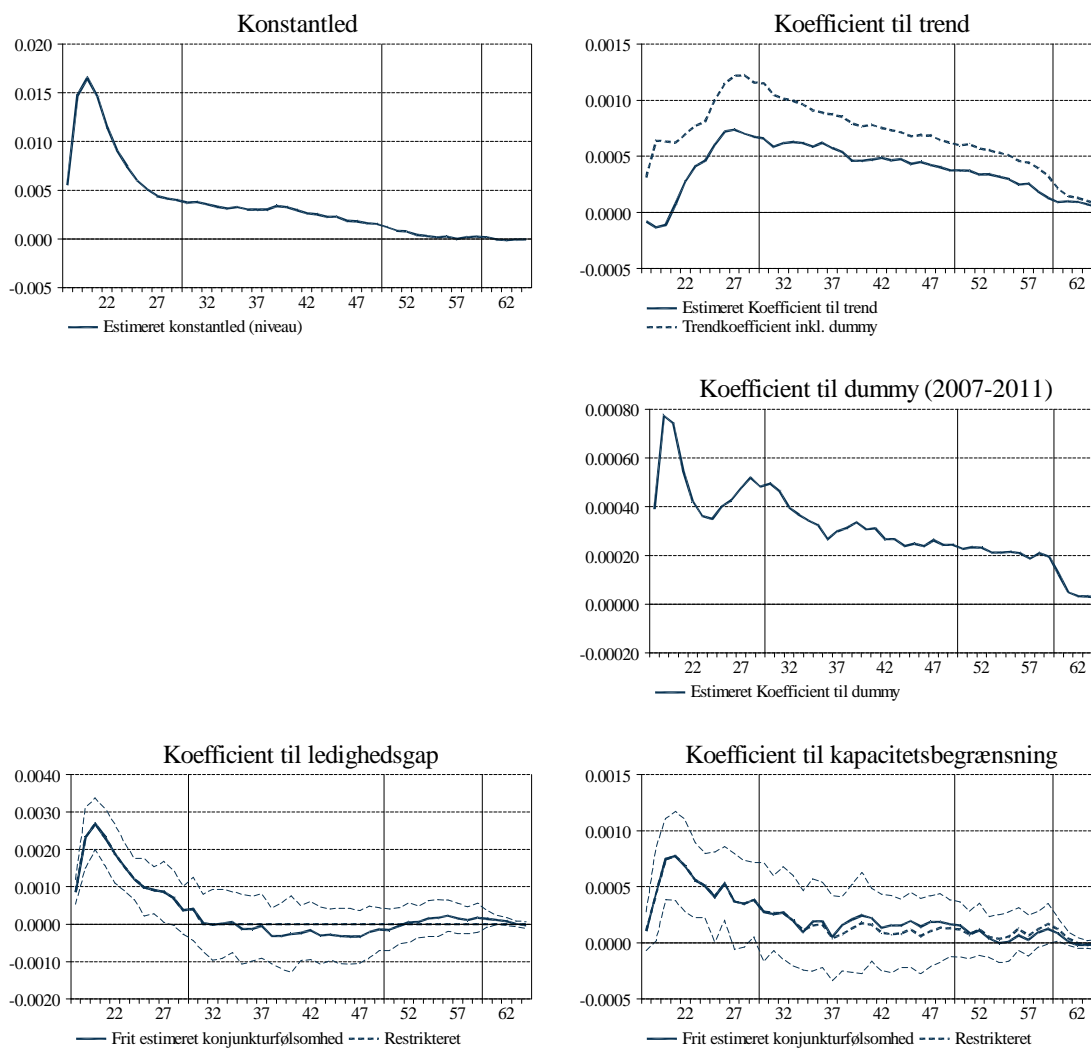
Figur 7. Estimerede koefficienter, aktiverede dagpengemodtagere



Anm.: De estimerede koefficienter er vist aldersfordelt. De stiplede, smalle linjer i figuren nederst til venstre angiver 1,96 gange standardafvigelsen. I nederste højre figur angiver den fuldt optrukne linje de estimerede koefficienter når koefficienten til ledighedsgap er frit estimeret, mens den fede stiplede viser den estimerede koefficient når koefficienten til ledighedsgap er bundet til 0. Konfidensbåndet er beregnet ud fra koefficienterne i estimationen, hvor kun industriindikatoren indgår.

Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

Figur 8. Estimerede koefficienter, aktiverede kontanthjælpsmodtagere



Anm.: Se Figur 7.

Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

Konjunkturbidraget er vist i Figur 6 ovenfor, hvor det ses, at der under krisen fra 2007-09 er kommet ca. 12.000 flere dagpengeaktiverede og godt 5.000 flere kontanthjælpsaktiverede, som følge af konjunkturerne (de grønne kurver).

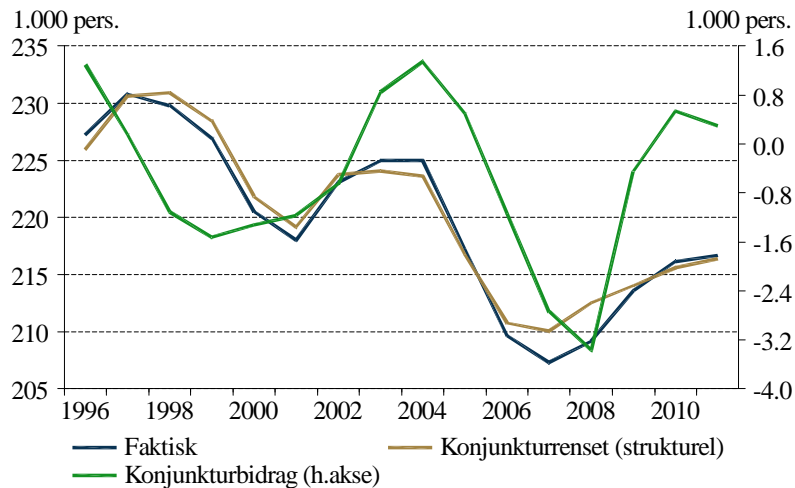
#### 4.1.4 Førtidspensionister uden beskæftigelse

Førtidspensionister udgør en af de helt store grupper udenfor arbejdsmarkedet, der modtager indkomstoverførsler. Figur 9 viser udviklingen i antallet af førtidspensionister siden 1996. Bemærk, at førtidspension er en "permanent" ordning i den forstand, at de



der før tilkendt førtidspension næppe i stort omfang forlader ordningen for at overgå til andre ordninger før de når folkepensionsalderen. En del af den faldende tendens i antallet af førtidspensionister siden 1996 kan givetvis tilskrives den lavere folkepensionsalder fra reformen i 2004-05.

Figur 9. Førtidspensionister uden beskæftigelse



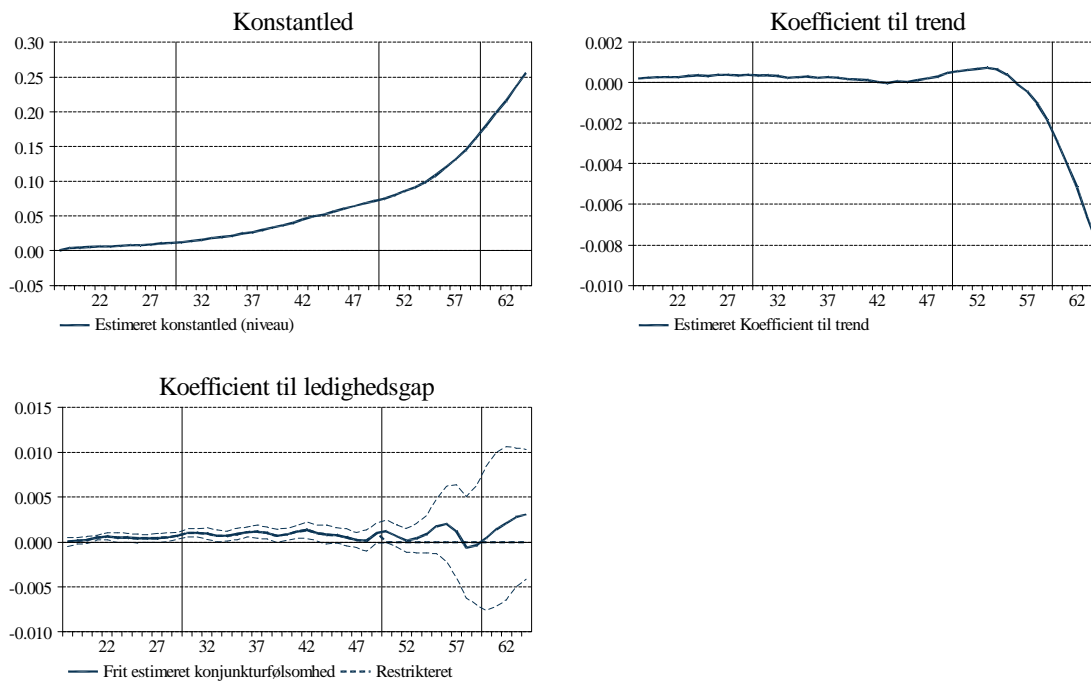
Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

Den estimerede ligning for bestandsfrekvensen af førtidspensionister uden beskæftigelse er givet ved

$$\frac{Upfo_j}{U_j} = \beta_j^{foep,0} + \beta_j^{foep,1} \cdot trend + \beta_j^{foep,2} \cdot ul\_gap + \beta_j^{foep,3} \cdot kap + \varepsilon_j^{foep}, \quad j = 18, \dots, 64$$

Der er ikke fundet et bidrag fra indikatoren for industriens kapacitetsbegrænsning, og bidraget fra ledighedsgap er da også begrænset, men er for de 30-45-årige alligevel signifikant, selvom den enkeltes sandsynlighed for at blive førtidspensioneret ikke burde afhænge af den aktuelle konjunktursituation. Det samlede konjunkturbidrag er dog – fraset perioden 2006-2009 – relativt beskedent, jf. Figur 9.

Figur 10. Estimerede koefficienter, førtidspensionister uden for arbejdsstyrken



Anm.: De estimerede koefficienter er vist aldersfordelt. De stiplede, smalle linjer i figuren nederst angiver 1,96 gange standardafvigelsen.

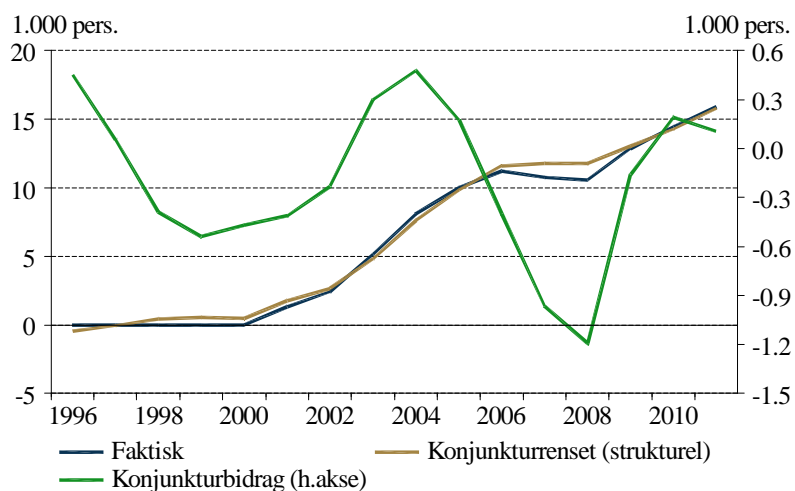
Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

For de 50+-årige udvides konfidensbåndet betydeligt med alderen, og koefficienten til ledighedsgap bindes til 0 for disse alderstrin, jf. Figur 10. Den estimerede konstant viser ikke overraskende, en stigende tendens over alderen. Det skyldes i vid udstrækning, at førtidspension er en tilstand, der sjældent forlades, før man når folkepensionsalderen. Således består af bestanden af eksempelvis de 45-årige førtidspensionister ikke blot af de 45-årige, der netop er blevet tilkendt førtidspension, men også af alle de 45-årige, der tidligere i livet fik tilkendt førtidspension, og som aldrig har forladt ordningen.

#### 4.1.5 Ledighedsydelse

Ledighedsydelse er en særlig ydelse for dem, der er visiteret til et fleksjob, men som er ledige. Ordningen blev indført i 2001, og siden da har der været en kraftig stigning i antallet af personer på ordningen, jf. Figur 11. Sammenlignet med de fleste øvrige ordninger, er gruppen ikke desto mindre forholdsvis lille.

Figur 11. Ledighedsydelse



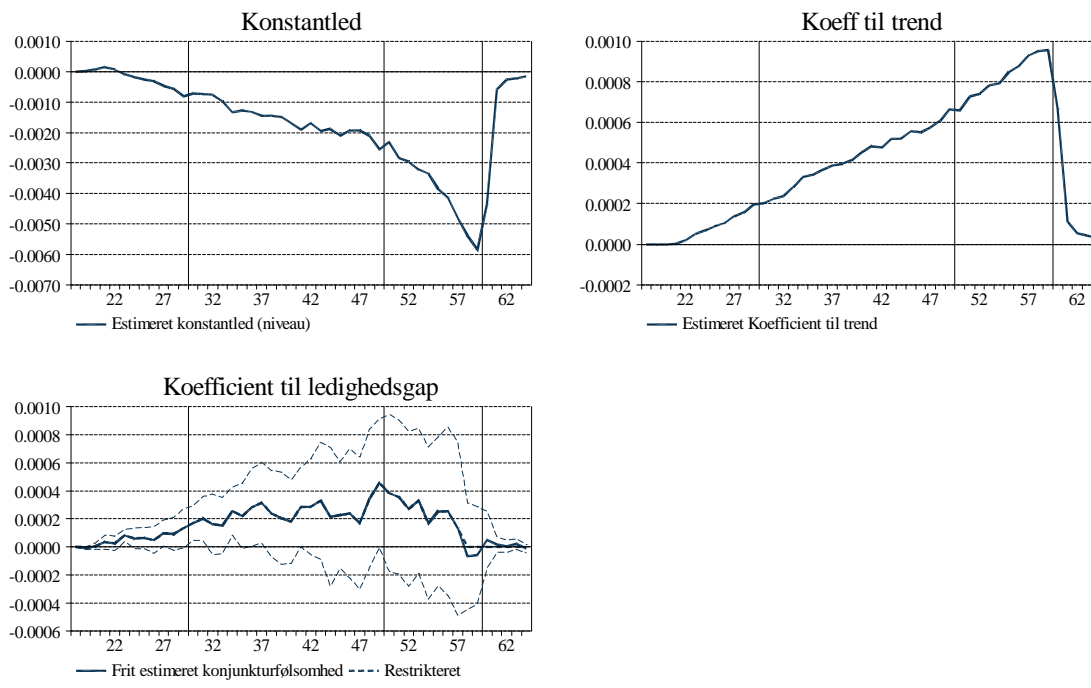
Anm.: Konjunkturbidraget skal naturligvis bindes til 0 før 2001, hvilket også er skat i rensningen af erhvervsfrekvensen.

Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

For andelen af personer på ledighedsydelse er der estimeret følgende ligning

$$\frac{Uly_j}{U_j} = \beta_j^{ledig,0} + \beta_j^{ledig,1} \cdot trend + \beta_j^{ledig,2} \cdot ul\_gap + \varepsilon_j^{ledig}, \quad j = 18, \dots, 64$$

Figur 12. Estimerede koefficienter, ledighedsydelse



Anm.: Konjunkturbidraget skal naturligvis bindes til 0 før 2001, hvilket også er skat i rensningen af erhvervsfrekvensen.

Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

Der er ikke fundet et bidrag fra industriindikatoren for kapacitetsbegrænsning.

#### 4.1.6 Øvrige grupper uden for arbejdsstyrken

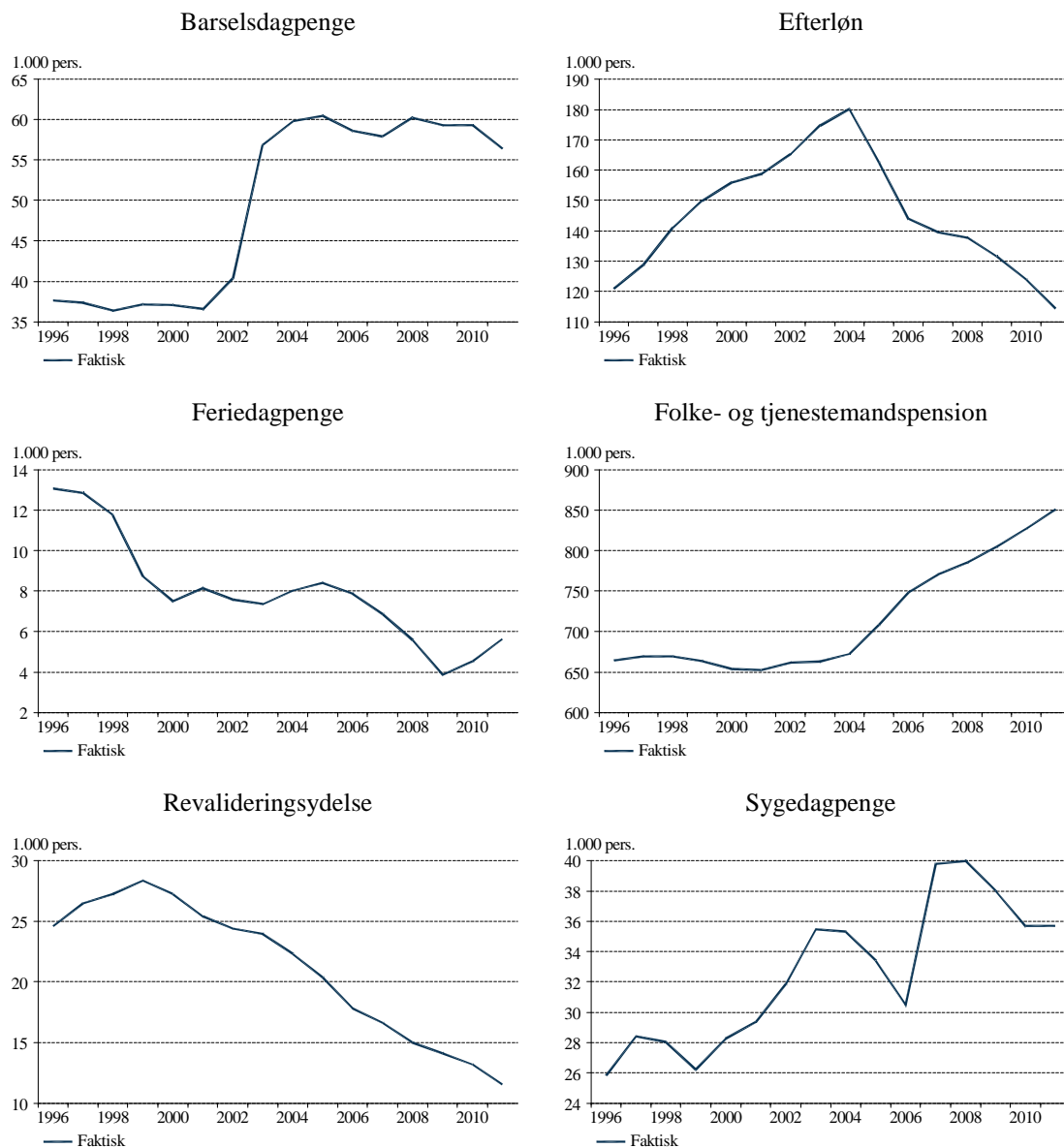
Der er foretaget tilsvarende estimationer baseret på (3) for andre grupper af modtagere af indkomstoverførsler. Her er der imidlertid ikke fundet et signifikant eller entydigt konjunkturbidrag. Det antages derfor at antallet af personer i disse grupper altid er strukturelle. Disse grupper omfatter:

- ikke-beskæftigede modtagere af sygedagpenge (*ums*)
- barseldagpenge (*umb*)
- feriedagpenge (*ulf*)
- ikke-beskæftigede efterlønsmodtagere (*upef*)
- modtagere af revalideringsydelse (*ury*)
- overgangsydelse (*upov*)
- personer på arbejdsmarkedsorlov (*umo*)
- folke- og tjenestemandspensionister uden beskæftigelse (*upfp* hhv. *upt*).

Om disse ordninger gælder det, at overgangsydelsen og diverse arbejdsmarkedsorlovsregler er afskaffet og udfaset gennem de seneste 10-15 år. For disse gruppers vedkommende vil bestanden således falde fremadrettet og helt bortfalde. Reformen af barselsorloven i 2003 har betydet, at betydeligt flere personer står uden for arbejdsstyrken (eller samme antal står uden for arbejdsstyrken længere), og samlet set har det givet anledning til et permanent dræn i arbejdsstyrken på godt 20.000 personer.

Figur 13 herunder viser for hver af ordningerne det samlede antal personer på ordningen i estimationsperioden. Det store fald i antallet af efterlønsmodtagere skyldes altovervejende nedsættelse af folkepensionsalderen i 2004-06.

Figur 13. Øvrige befolkningsgrupper. Altid strukturelle.



Anm.: Personer på ordninger uden for arbejdsstyrken, hvor der ikke er identificeret et konjunkturbidrag.  
Kilde: UADAM.

## 5. Strukturel arbejdsstyrke

Baseret på estimationerne beskrevet ovenfor har vi nu mulighed for at beregne dels det strukturelle, dels det konjunkturrelle bidrag i ligningerne (4a-c). De kendte (navngivne) grupper uden for arbejdsstyrken i UADAM's databank, som er vist i Tabel 1, er håndteret ovenfor. Det udestår nu at bestemme den strukturelle hhv. den konjunkturrelle/midlertidige variation i restgruppen, jf. (7).

## 5.1. Grænsearbejdere

Af Nationalregnskabet fremgår det imidlertid, at der i Danmark eksisterer et større antal grænsearbejdere, dvs. arbejdere, som indgår i arbejdsstyrken, men ikke i befolkningen. Disse vil befinde sig i restgruppen. Over perioden 2006-08 har der været tale om en stigning i antallet af grænsearbejdere på ca. 40.000 personer, jf. Figur 14. Her antages det, at 25.000 af disse er strukturelle, og at de fordeler sig jævnt over de 20-60-årige.

Figur 14. Grænsearbejdere, 2004-12



Kilde: Danmarks Statistik, Nationalregnskabet.

Konkret indregnes de 25.000 grænsearbejdere ved at konstruere en dummy for årene 2006-08. Koefficienten til denne dummy bindes til en ensartet værdi for de 20-60-årige, således at bidragene summer til 25.000 personer. Med andre ord modificeres (7) til

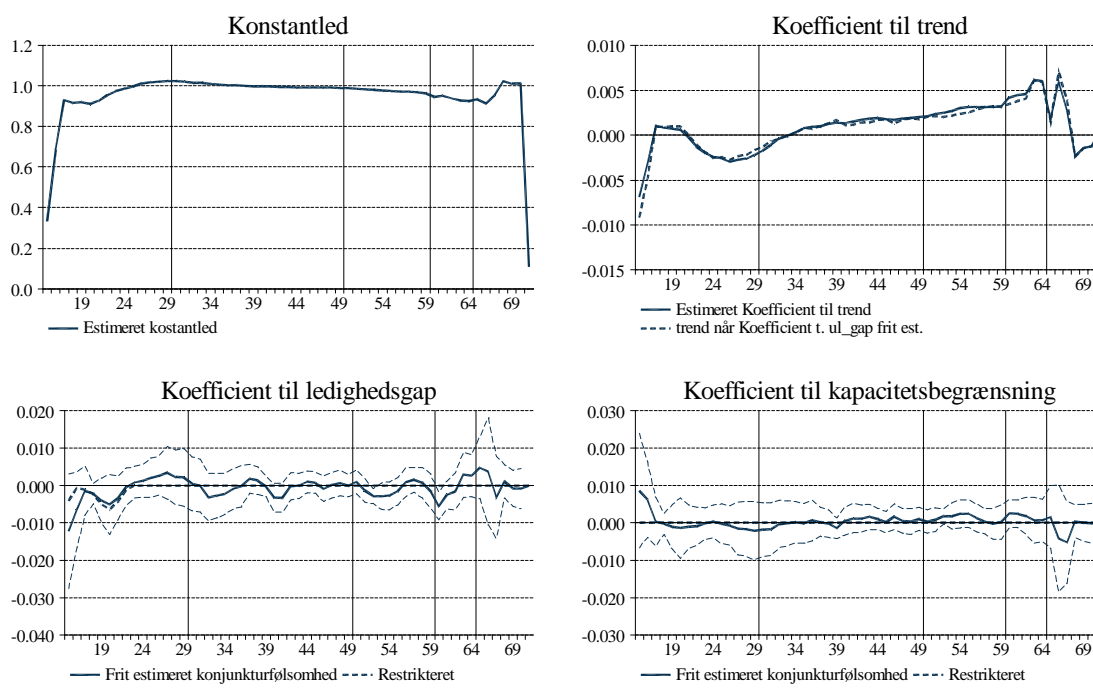
$$(11) \quad \frac{Ua_j}{U_j} = -\sum_i \frac{Ux_j^{i,*}}{U_j} - \sum_i \frac{Ux_j^{i,K}}{U_j} + \alpha_j^2 ul\_gap + 1 - \alpha_j^0 + \alpha_j^1 \cdot trend + \alpha^2 \cdot graense + \varepsilon_j,$$

$$j = 15, \dots, 70,$$

hvor *graense* er en dummy for grænsearbejdere, som er ligeligt fordelt i årene 2006-08 antages at tilgå den danske arbejdsstyrke.

De to første bidrag på højresiden af (11) summer til bestandsfrekvensen for hver af ordningerne. Rent teknisk indgår disse i estimationen med koefficienter restrikeret til 1. De øvrige estimerede parametre er gengivet i Figur 15.

Figur 15. Estimerede parametre, arbejdsstyrken



Anm.: Det estimerede konstantled er 1 minus alfa fra ligningen.

Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

Erhvervsfrekvensen er estimeret for alle i alderen 15-70 samt for gruppen af 71+-årige. Som det fremgår af de estimerede koefficienter til ledighedsgap hhv. indikator for kapacitetsbegrænsning, er der ikke meget konjunkturvariation tilbage i restgruppen, efter der er rensset for diverse ordninger uden for arbejdsstyrken. Koefficienten til kapacitetsbegrænsningen restrikeres til 0, og som konjunkturbidrag fra ledighedsgap medtages det estimerede bidrag kun for de 15-23-årige. Det vil sige, at de øvrige alderstrin altid betragtes som strukturelle (restgruppe/selvforsørgede).

Ved at summere de strukturelle (konjunkturrensede) bidrag fra ordningerne uden for arbejdsstyrken, som det er beskrevet i afsnit 3, med det strukturelle bidrag i (7), kan den strukturelle arbejdsstyrke, der er vist i Figur 1, beregnes.

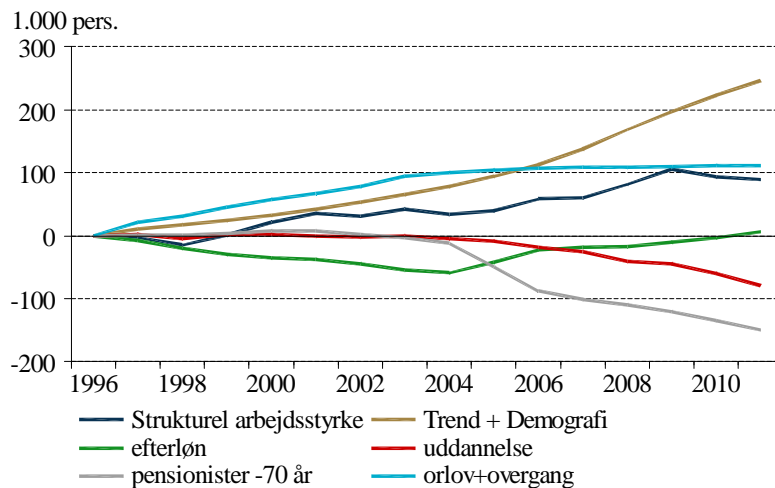
## 5.2. Udviklingen i den strukturelle arbejdsstyrke 1996-2011

I Figur 16-Figur 18 vises de strukturelle bidrag til arbejdsstyrken fra forskellige kilder.



Af Figur 16 ses det, at der fra 2004-2006 skete et fald i antallet af folkepensionister, men at denne udvikling omtrent modsvarer af en stigning i antallet af efterlønnere. Dette skyldes alene, at folkepensionsalderen (og dermed også længden af efterlønsperioden) er sænket fra 67 til 65 år. Udfasningen af orlovs- og overgangsydelserne har bidraget med omkring 100.000 personer til arbejdsstyrken fra 1996-2003.

Figur 16. Dekomponering af udvikling i strukturel arbejdsstyrke, 1996-2011

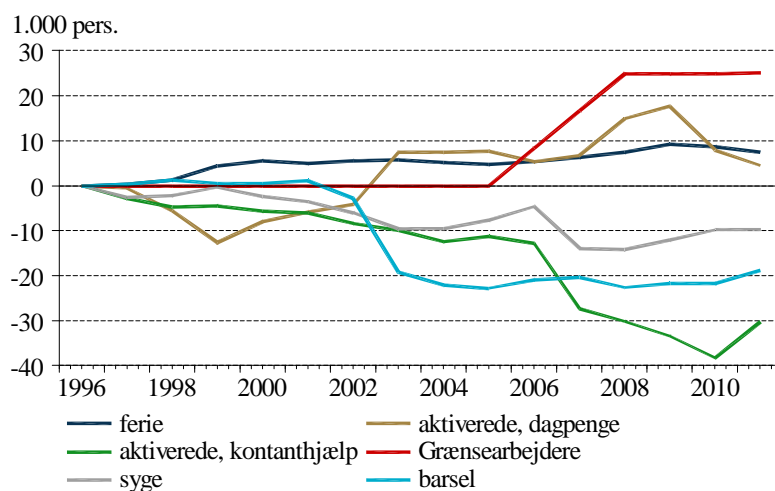


Anm.: Både orlovs- og overgangsydelse er ordninger, der nu er fuldt udfaset. Grafen viser udviklingen i antallet af folke- og tjenestemandspensionister op til 70 år.

Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

Af Figur 17 fremgår det, at barselsreformen i 2003 har reduceret arbejdsstyrken strukturelt med omkring 20.000 personer. Omvendt giver en tilgang af grænsearbejdere en strukturel stigning, idet der pr. antagelse er lagt 25.000 grænsearbejdere ind fra 2006-08. Derudover har et øget aktiveringsomfang af kontanthjælpsmodtagere drænet arbejdsstyrken for omkring 30.000 personer.

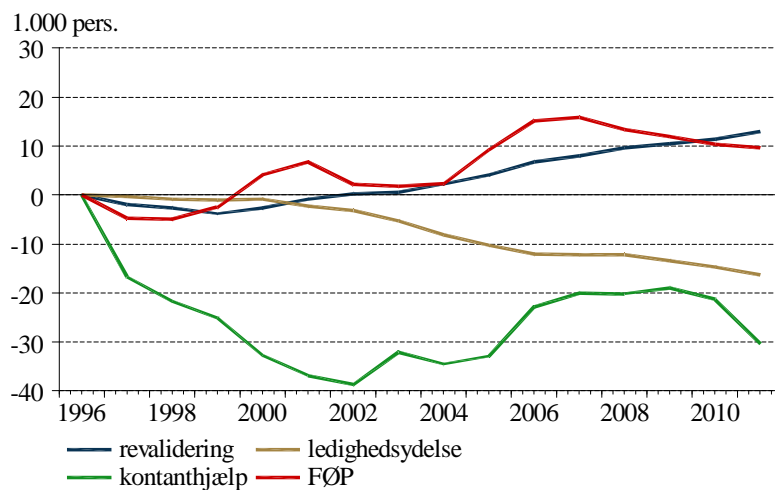
Figur 17. Dekomponering af udvikling i strukturel arbejdsstyrke, 1996-2011



Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.

Af Figur 18 bemærkes det, at der har været en markant strukturel stigning i antallet af ikke-arbejdsmarkedsparate kontanthjælpsmodtagere, mens der er strukturelt færre førtidspensionister og revalidender.

Figur 18. Dekomponering af udvikling i strukturel arbejdsstyrke, 1996-2011



Kilde: UADAM, Danmarks Statistik, Statistikbanken og egne beregninger.