

## Om ny lønrelation til ADAM

### Resumé:

*Efterårets revision af tallet for ledige dagpengemodtagere reducerede den implicitte gennemsnitlige dagpengesats, og dermed faldt den gennemsnitlige kompensationsgrad (dagpenge/løn) i de reviderede år. Det påvirker lønrelationen, hvor kompensationsgradens rolle er at forklare den underliggende (strukturelle) udvikling i ledigheden.*

*Med den nye kompensationsgrad bliver lønrelationens koefficient til ledigheden numerisk mindre. Det gør lønrelationen mindre konjunkturfølsom, og så tager det længere tid at tilpasse lønnen og fortrænge beskæftigelseseffekten af stød, der udløser et nyt ligevægtsniveau for lønnen.*

*En mindre konjunkturfølsom lønrelation vil samtidig reducere tendensen til, at lønnen overreagerer (overshooter) og svinger omkring sit ligevægtsniveau. Så hvis stødet til modellen ikke ændrer lønnens ligevægtsniveau, forlænger det ikke tilpasningen, hvis lønrelationen er mindre konjunkturfølsom. Tværtimod, kan det lette tilpasningen at slippe for nogle udsving i lønnen.*

*Påvirkningen af modellens ligevægtsløn (langsigtet lønniveau) afspejler ofte stødets påvirkning af de offentlige finanser. Hvis en udvidelse af det offentlige forbrug er lånefinansieret vokser ligevægtslønnen. For når finansieringen ikke reducerer det private forbrug, må eksporten falde for at gøre plads til det større offentlige forbrug. Hvis udvidelsen af det offentlige forbrug er finansieret af en skatteforøgelse, reduceres det private forbrug, og så er der ingen nævneværdi langsigts effekt på lønnen. På den måde øger en mindre konjunkturfølsom lønrelation behovet for en finanspolitisk reaktionsfunktion i ADAM.*

*I næreværende papir estimeres lønrelationen på de nye tal. Derefter afprøves den nye lønrelation ved at øge det offentlige forbrug, både i den officielle ADAM (Okt18) og i ADAM med en finanspolitisk reaktionsfunktion, der reagerer på en ADAM-beregnet strukturel budgetsaldo.*

---

DKN01D18

Nøgleord: Lønrelation, estimation, ADAM, finanspolitisk reaktion

*Modelgruppepapirer er interne arbejdsrapporter. De konklusioner, der drages i papirerne, er ikke endelige og kan være ændret inden opstillingen af nye modelversioner. Det henstilles derfor, at der kun citeres fra modelgruppepapirerne efter aftale med Danmarks Statistik.*

## 1. Indledning

ADAM's lønrelation anvender dagpengenes kompensationsgrad som forklarende variabel ved siden af ledigheden. Både ledighed og lønstigning er lavere i dag, end de var i 1983, som er første år i lønrelationens sample. Det kan kompensationsgraden bidrage til at forklare, for den er lavere i dag end den var i 1983.

Den seneste revision af kompensationsgraden påvirker den estimerede lønrelation, som bliver mindre konjunkturfølsom, fordi koefficienten til ledigheden falder. Desuden inddrages dagpengeperioden som forklarende variabel.

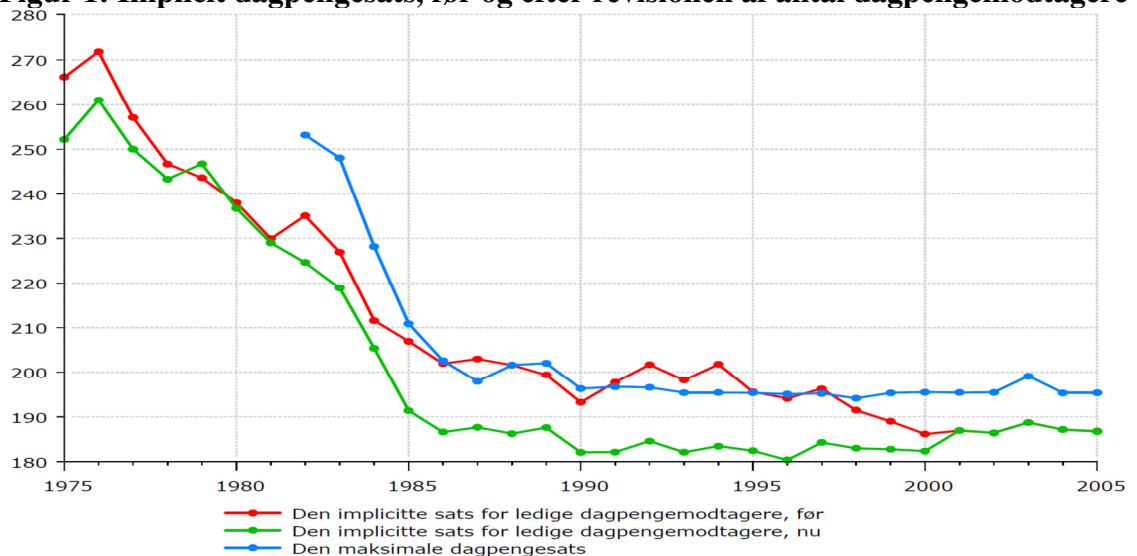
Lønrelationen er den vigtigste enkeltrelation i ADAM, hvor den afbalancerer arbejdskraftefterspørgslen med udbuddet. Afprøvningen af den mindre konjunkturfølsomme lønrelation i ADAM er kombineret med afprøvningen af en finanspolitisk reaktionsfunktion. Dermed kan lønrelationen ses i et lidt større perspektiv.

Afsnit 2 illustrerer ændringen af kompensationsgraden. Afsnit 3 illustrerer og diskuterer nogle nye estimationer af lønrelationen. Afsnit 4 afprøver en ny lønrelation i ADAM vha. en offentlig forbrugsudvidelse med og uden finanspolitisk reaktion, og afsnittet fokuserer på løn- og beskæftigelseseffekt. Afsnit 5 illustrerer nogle flere effekter af den finanspolitiske reaktionsfunktion.

## 2. Ændringen af kompensationsgraden

Den implicite dagpengesats beregnes ved at dividere den samlede dagpengeudgift med antallet af dagpengemodtagere. Den gamle og den nye reviderede implicite sats for ledige forsikrede dagpengemodtagere er sammenholdt med hinanden og med den maksimale dagpengesats i figur 1, der er taget fra Britt og Tonys modelgruppepapir fra oktober 2018. Figuren viser, at revisionen af antal dagpengemodtagere har flyttet den implicite dagpengesats en del i perioden før 2001, fra rød til grøn kurve.

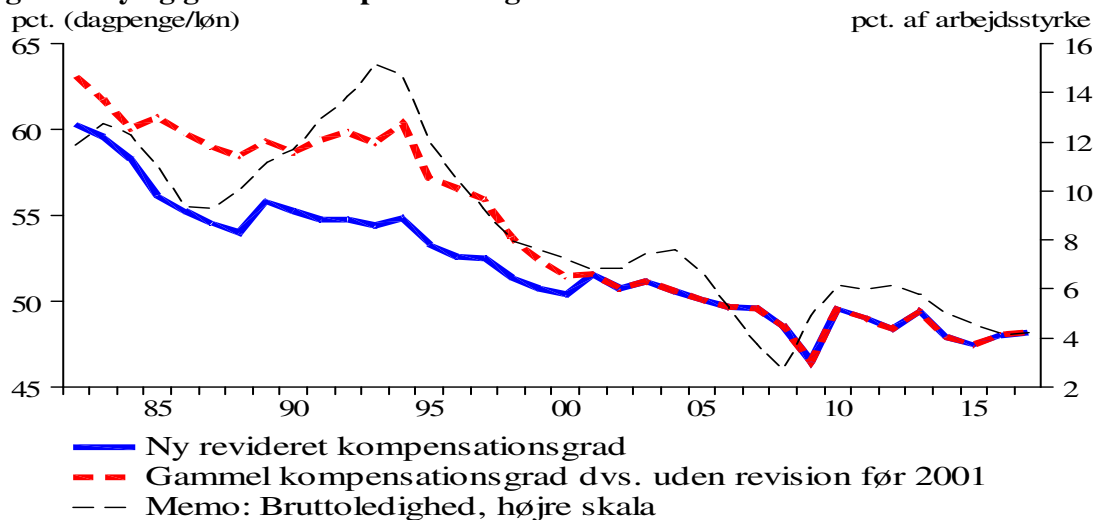
**Figur 1: Implicit dagpengesats, før og efter revisionen af antal dagpengemodtagere**



Når man reviderer den implicitte dagpengesats, reviderer man også den tilsvarende kompensationsgrad, dvs. forholdet mellem dagpenge og løn. Det er illustreret i figur 2, hvor den nuværende kompensationsgrad er blevet kædet med dens forgænger i 2001. Den kædede kompensationsgrad repræsenterer en gammel urevideret kompensationsgrad, og den er i figuren sammenholdt med den nye. Et plateau efterfulgt af et forholdsvis brat fald midt i 90'erne (rød stiplede kurve) er med de nye tal afløst af et mere gradvist fald (blå kurve).

Den gamle kompensationsgrads forløb mindede lidt mere om forløbet i ledigheden, der er med i figur 2 som memo. Så revisionen af kompensationsgraden betyder, at en lidt mindre del af det faktiske ledighedsforløb fremstår som underliggende og langsigtet, og man får let en anden koefficient til gabet mellem faktisk og langsigtet ledighed.

**Figur 2: Ny og gammel kompensationsgrad**



Den nye kompensationsgrad er nemmere at tolke end den gamle, fordi den nye implicitte dagpengesats er mindre end den maksimale sats i alle år. Det er dog ikke ensbetydende med, at det bliver nemmere at tolke lønrelationen.

### 3. Den nye kompensationsgrad ændrer lønrelationen

Revisionens betydning kan beskrives ved at afprøve begge kompensationsgrader i ADAM's lønrelation. Den reciproke dagpengeperiode afprøves også.

ADAM's nuværende lønrelation bruger en konstant og 6 variable til at forklare den nominelle lønstigning. Lønstigningen er i logaritmer, og den nuværende relation ser således ud:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(\ln a) = & 0.21151 * \Delta \ln(\ln a_{-1}) + 0.3000 * \Delta \ln(\text{pcpn}^{0.5} * \text{pyfbx}^{0.5}) - 0.28455 * \Delta \text{bulb} \\ & (0.1023) \quad \quad \quad (-) \quad \quad \quad (0.1166) \\ & + 0.01916 * \text{d8587} - 0.5500 * \text{bulb}_{-1} + 0.44364 * \text{btyd}_{-1} - 0.19325 \\ & (0.0058) \quad \quad \quad (-) \quad \quad \quad (0.0257) \end{aligned}$$

$\ln a$  timeløn i industrien,  $\text{pcpn}$  forbrugspris ex afgifter,  $\text{pyfbx}$  BVT-pris i byerhverv,  $\text{bulb}$  bruttoledighed,  $\text{d8587}$  dummy (-1/2 i 1985 og 1986, 1 i 1987);  $\text{btyd}$  kompensationsgrad.

Parentesen under en koefficient angiver dens standardafvigelse, jf. Britt (2017). Det fremgår, at den nuværende lønrelations koefficienter til prisstigningen og ledigheden er restringeret til hhv. 0.3 og -0.55.

Med den gamle kompensationsgrad som btyd-variabel og estimeret frem til 2015 uden koefficientbinding fås resultatet i tabel 1 søjle 1. Koefficienterne er som sagt frit estimeret, men tabellens F-test i række 14 kan nogenlunde acceptere, at man restringerer prisstigningen og ledighedens koefficient til hhv. 0.3 og -0.55, nærmere bestemt er F-testets p-værdi 0.07, og det er lidt over 5%. Dermed afviger resultatet søjle 1 ikke klart fra den nuværende lønrelation i ADAM og minder i øvrigt også om den frit estimerede lønrelation i Britt (2017), hvor samplet var lidt kortere.

Hvis man indsætter den nye reviderede kompensationsgrad i stedet for den gamle, får man jf. søjle 2 i tabel 1 et andet resultat. Især bemærkes at ift. søjle 1 er ledighedens koefficient halveret fra -0.41 til -0.20. Så vi er tilsyneladende havnet et godt stykke fra ADAM's nuværende lønrelation. Koefficienten 0.42 til den nye kompensationsgrad er tæt på koefficienten 0.40 til den gamle i søjle 1, men kompensationsgradens langsigteffekt på ledigheden er ændret, fordi ledighedens koefficient er ændret.

Desuden har lønrelationen i søjle 2 autokorrelerede residualer, og det er en god grund til at supplere med en ny forklarende variabel. Det har tidligere været på tale at udvide lønrelationen med dagpengeperioden, som er blevet afkortet nogle gange siden 90'erne. Lønrelationen har generelt skudt for højt på de senere års lønstigning, og det kan bl.a. afspejle, at lønrelationen har manglet effekten af at halvere dagpengeperioden fra 4 til 2 år i 2012. Nu indsættes den reciprokke dagpengeperiode, der her kaldes 1dagp.

1dagp=0 i 1982-1993, 1/7 i 1994-1997, 1/5 i 1998-1999, 1/4 i 2000-2011, 1/2 i 2012-

Dagpengeperioden blev fastsat til 7 år i 1994 efter at have været ubestemt stor i en snes år, siden ledigheden blev stor i midten af 1970'erne ovenpå 1. oliekrise, jf. Dan(2017).

Med den nye forklarende variabel 1dagp indsat fås estimationsresultatet i søjle 3. Nu er residualen ikke mere autokorreleret, og fittet er forbedret, jf. også den signifikante koefficient til 1dagper. Samtidig står det fast, at koefficienten til ledigheden bliver mindre, når man anvender den nye kompensationsgrad. F-testet i søjle 3 afviser klart, at man kan restringere koefficienterne til prisstigning og ledighed, så de svarer til den nuværende lønrelations.

Den nye relation i søjle 3 er i figur 3 sammenholdt med den gamle relation i søjle 1. Det fremgår, at den nye relations bedre fit primært vedrører de seneste år, hvor reduktionen af dagpengeperioden bidrager til, at søjle-3-relationen forklarer den lave lønstigning, mens den gamle relation skyder for højt.

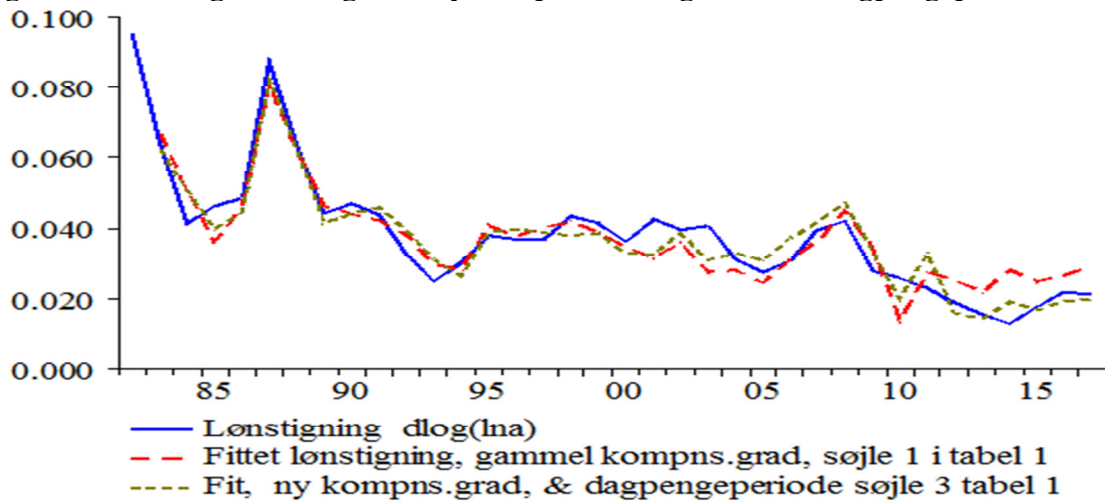
Tabel 1: Lønrelation med gammel og ny kompensationsgrad samt dagpengeperiode					
Sample 1983-2015	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1. Lønacceleration, $\Delta\ln(\ln a_{-1})$	0.2209 (1.78)	0.3702 (2.94)	0.3038 (3.20)	0.3233 (3.06)	0.2259 (4.01)
2. Prisstigning, $\Delta\ln(p)$ a)	0.1808 (1.35)	0.1419 (0.76)	0.1151 (0.83)	0.1083 (0.70)	
3. Ledighedsstigning, $\Delta\text{bulb}$	-0.1684 (1.39)	-0.1075 (0.80)	-0.2960 (2.75)	-0.1378 (1.24)	-0.2641 (4.07)
4. Dummy d8587	0.0208 (3.52)	0.0265 (3.86)	0.0256 (4.99)	0.0266 (4.66)	0.0245 (7.88)
5. Bruttoledighed, $\text{bulb}_{-1}$	-0.4100 (3.17)	-0.1983 (1.76)	-0.2573 (3.02)	-0.2222 (2.36)	-0.3279 (9.09)
6. Gammel kompensationsgrad, $\text{btydold}_{-1}$	0.3956 (4.19)				
7. Ny kompensationsgrad, $\text{btyd}_{-1}$		0.4181 (2.94)	0.2334 (2.06)	0.3890 (3.28)	
8. Reciprok dagpengeperiode, $1/\text{dagp}$			-0.0593 (4.66)		
9. Dummy d8211				0.0136 (3.54)	
10. Lineær trend					-0.0021 (17.38)
11. Konstant	-0.1462 (3.80)	-0.1671 (2.70)	-0.05421 (1.04)	-0.1611 (3.13)	4.2129 (17.47)
12. R <sup>2</sup> /SE	0.820/0.0069	0.774/0.0078	0.879/0.0058	0.849/0.0065	0.947/0.0037
13. LM-test for autokorrelation b)	2.293 (0.130)	4.775 (0.029)	0.107 (0.743)	0.562 (0.453)	3.755 (0.053)
14. Test for brud efter sample c)	1.747 (0.418)	1.066 (0.587)	0.292 (0.864)	0.791 (0.673)	2.673 (0.263)
15. F-test på koefficientkrav d)	2.940 (0.070)	14.96 (0.000)	20.99 (0.000)	20.92 (0.000)	37.97 (0.000)

Parentes efter estimeret koefficient er t-værdi, parentes efter test-statistik er p\_værdi.

a) Prisen er et geometrisk gennemsnit af en forbrugspris ex afgift  $\text{pcpn}$  og BVT-prisen i byerhverv  $\text{pyfbx}$ ,  $p = \text{pcpn}^{0.5} \cdot \text{pyfbx}^{0.5}$

b)  $\chi^2$ -test af 1. ordens autokorrelation i residual, 1 frihedsgrad. c)  $\chi^2$ -test af residual i 2016-2017, 2 frihedsgrader.

d) Tester om koefficienterne til prisstigning og ledighed er hhv. 0.3 og -0.55 som i Okt18, F(2,26) i søjle (1) og (2), F(2,25) i (3) og (4), F(1,27) i (5) hvor kun -0.55 testes.

**Figur 3: Fit med gammel og med ny kompensationsgrad samt dagpengeperiode**

Det er valgt at bruge den reciprokke dagpengeperiode som forklarende variabel, for forkortelsen med 2 år fra 4 til 2 i 2012 må have været mere mærkbar end forkortelsen fra 7 til 5 år i 1997. Førstnævnte forkortelse løftede dagpengeperiodens årlige udløbsfrekvens fra  $\frac{1}{4}$  til  $\frac{1}{2}$ , mens 1997-forkortelsen kun løftede frekvensen fra  $\frac{1}{7}$  til  $\frac{1}{5}$ .<sup>1</sup> Da interessen og effekten koncentrerer sig om 2012-forkortelsen, kan man også overveje at erstatte den reciprokke dagpengeperiode med en dummyvariabel d8211, som først er 1 men skifter til 0 fra og med 2012. Dette alternativ er søjle 4 i tabel 1.

Fittet bliver lidt dårligere, når den reciprokke dagpengeperiode erstattes af en skiftdummy, jf. tabel 1. Desuden får kompensationsgraden i søjle 4 en lovlig høj koefficient i forhold til at forklare den langsigtede ledighed. Nærmere bestemt implicerer søjle 3 følgende langsigtetsrelation, hvor den langsigtede ledighed bulbw bestemmes af kompensationsgraden og den reciprokke dagpengeperiode:

$$\text{bulbw} = 0.9071 * \text{btyd} - 0.2305 * \text{1dagp} + \text{konstant}^2$$

Bemærk, at lønrelationen i søjle 3 kan omskrives, så den langsigtede ledighed bulbw indgår eksplicit, jf. bilag 1.

Søjle 4 implicerer følgende langsigtetsledighed:

$$\text{bulbw} = 1.7507 * \text{btyd} + 0.0612 * \text{d8211} + \text{konstant}$$

I den nuværende ADAM anvendes en konstruktion med delvist eksogen kompensationsrate, fordi den estimerede koefficient til kompensationsraten er for høj til at beskrive effekten af at ændre kompensationsgraden, jf. afsnit 7.3 i Dst. (2012).<sup>3</sup> De

<sup>1</sup> Dvs. et løft med 0.25 i 2012 mod kun 0.057 i 1997.

<sup>2</sup>  $0.9071 = 0.2334 / 0.2573$  og  $-0.2305 = -0.0593 / 0.2573$ . Konstanten i bulbw-relationen er en del af lønrelationens estimerede konstant. Resten indgår i lønrelationens kortsigtsdel.

<sup>3</sup> Lidt firkantet kan man sige, at vi mangler nogle forklarende variable eller et instrument i bulbw-ligningen. Hvis vi ikke manglede det, ville koefficienten til kompensationsgraden være mindre. I stedet har vi jf. arbejdsmarkedskommissionens arbejde en retvisende lille koefficient til kompensationsgraden, og kan beregne, hvor lidt af kompensationsgraden, der skal være endogen i bulbw-ligningen.

1.75 er endnu mere for høj. Det kan også virke mere kedeligt at relatere den langsigtede ledighed til en skiftdummy end til den reciprokke dagpengeperiode som i søjle 3.

Der er dog også en fordel ved, at man i søjle 4 undgår den reciprokke dagpengeperiode. For den estimerede koefficient på  $-0.2305$  til den reciprokke dagpengeperiode i søjle 3's bulbw-ligning virker urealistisk, hvis man fx vil beskrive effekten på ledigheden af at reducere dagpengeperioden fra 2 til 1 år. En sådan reduktion vil forøge den reciprokke dagpengeperiode med  $\frac{1}{2}$ , men en dagpengeperiode på 1 år kan ikke reducere den langsigtede ledighedsrate med  $0.2305 * \frac{1}{2}$ , dvs. med over 11 pct. point. Det ville gøre ledigheden negativ, så dagpengeperiodens estimerede betydning virker som sagt urealistisk, når dagpengeperioden flyttes ud af sit historiske sample.

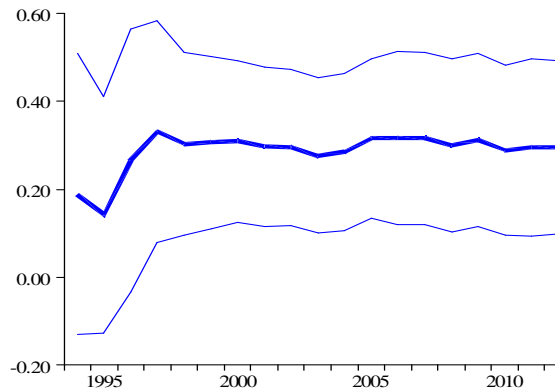
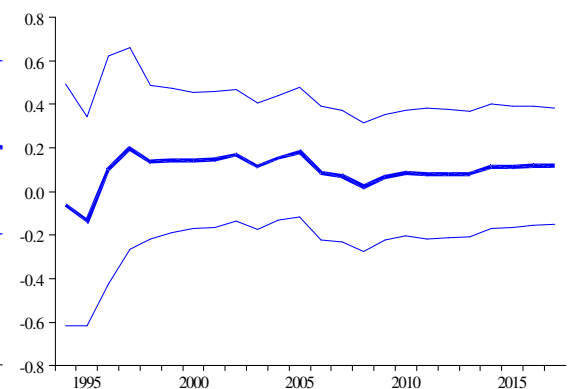
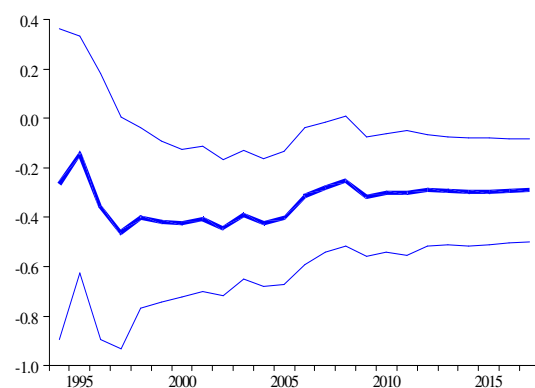
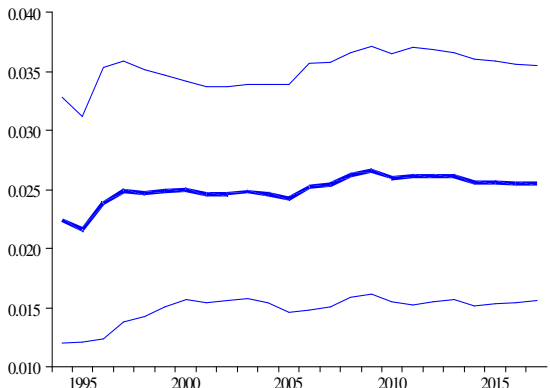
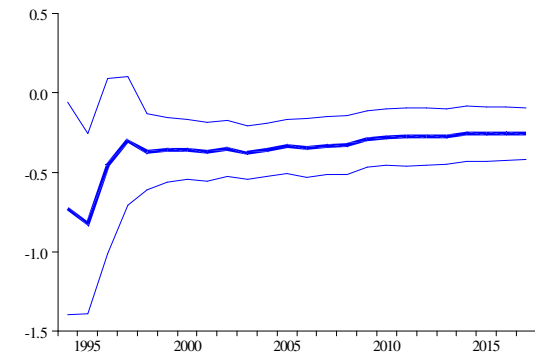
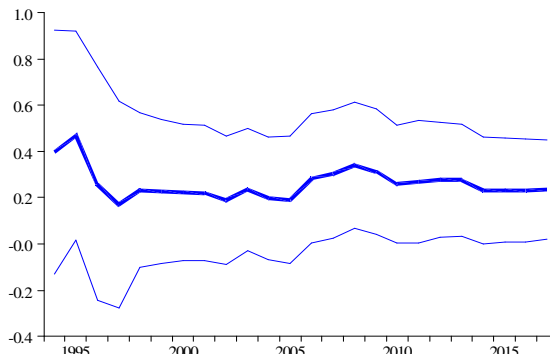
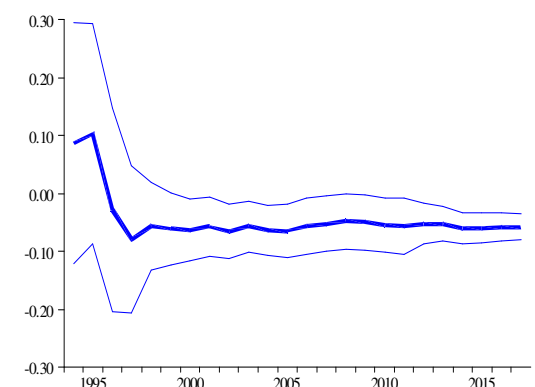
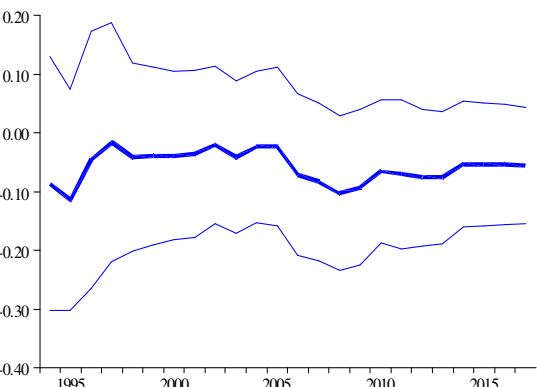
Hvis man vil beholde dagpengeperioden i lønrelationen, må man helst finde en anden funktionsform eller en konstruktion som ved kompensationsgraden, så det tydeliggøres, at lønrelationen ikke kan beregne effekten af at forkorte dagpengeperioden yderligere. I øvrigt er der rigeligt med variable i en relation, som estimeres på et sample, der begynder i 1983 sammen med fastkurspolitikken.

Sammenfattende kan vi nu få to arbejdsmarkedsvariable til at bide i lønrelationen, kompensationsgrad og dagpengeperiode. De bider imidlertid underligt hårdt. Begge variable afspejler arbejdsmarkedspolitikken, men de estimerede koefficienter kan ikke uden videre bruges til at estimere effekten af at ændre de to variable.

For at vurdere, hvor robust søjle-3-relatonen er, holder vi fast i 1983 som samplestart men flytter gradvist slutåret fra 1994 til 2017. Derved fremkommer de i figur 3 viste estimater på søjle-3-relationens otte koefficienter, som i tabel 1 er estimeret på samplet med endelig statistik, 1983-2015.

Fx bemærkes, at den negative koefficient til ledigheden bliver gradvist mindre, jo senere slutåret ligger. Det fremgår også, at koefficienterne til prisstigning og kompensationsgrad samt konstanten rykker lidt i midten af nullerne. Der er ingen klare brud, hvor en koefficient rykker ud af sin hidtidige tunnel mellem nedre og øvre signifikansbånd (hhv. minus og plus 2 standardafvigelser), men koefficienterne i figur 3 er ikke helt stabile.

Det skal også bemærkes at bortset fra den reciprokke dagpengeperiodes koefficient, ser signifikansbåndene ikke ud til at komme tættere på koefficientestimatet. Hvis "DGP'ens" koefficient var konstant, ville signifikansbåndene rykke tættere på estimatet i takt med, at antal frihedsgrader vokser. Den konstante bredde mellem båndene kan tyde på, at den ligning, vi estimerer, ikke ligner den Data-Genererende Proces.

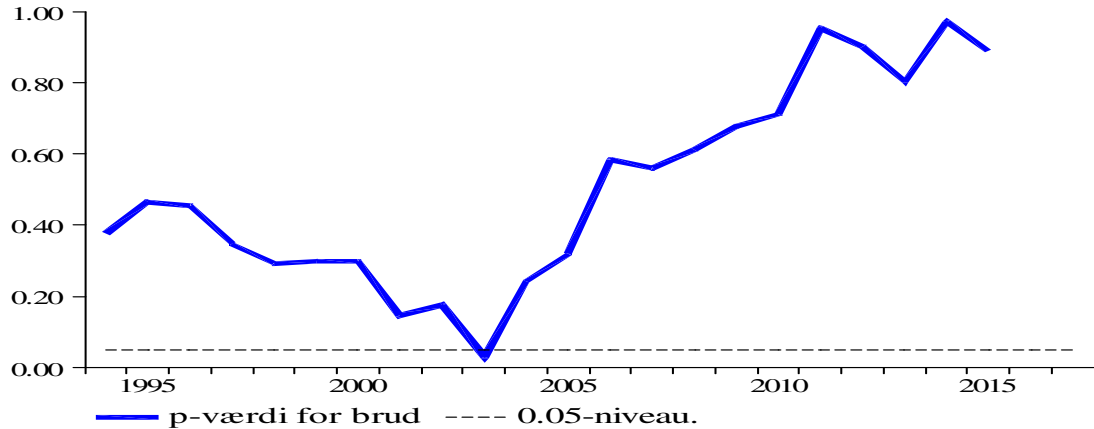
**Figur 3: Koefficienter i ny lønrelation, rekursiv estimation af søjle-3-relation i tabel 1****1. Lønacceleration****2. Prisstigning****3. Ledighedsstigning****4. Overenskomstdummy****5. Ledighed****7. Ny kompensationsgrad****8. Reciprok dagpengeperiode****11. Konstant**

De 8 tal angiver de tilhørende række-numre i tabel 1.



Man kan også teste stabiliteten ved for hvert år at beregne et chowtest, der indikerer, om koefficienterne bliver signifikant forskellige, hvis man deler samplet op i det pågældende år. Teststatistikens p-værdi har sin laveste værdi med 0.029 i 2003, jf. figur 4, så 2003 er et godt bud på et brudår.

**Figur 4: Brudtest af søjle-3-relation i tabel 1, p-værdi**

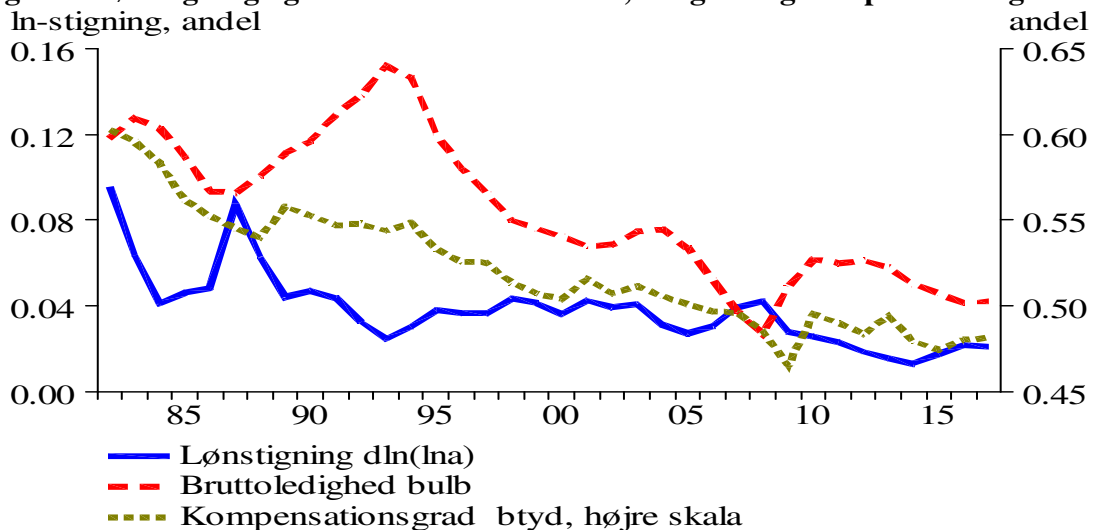


Lav p-værdi tyder på brud. Chowtest.

Betydningen af et brud i 2003 kan illustreres ved at udvide lønrelationen i søjle 3 med en skiftdummy og 7 krydsprodukter, hvor de 7 forklarende variable er ganget med skiftdummen  $d_{0417}$ , der er 0 fra samplestart i 1983 til 2003, og 1 fra og med 2004 og til det her anvendte sample slutter i 2017.

De fleste krydsprodukter er insignifikante med t-værdier under 1 og kan undværes, men  $d_{0417}$  gange hhv. lagget ledighed og lagget kompensationsgrad samt  $d_{0417}$  alene virker signifikante, jf. bilag b. Det fremgår af bilaget, at de signifikante krydsprodukter fjerner en stor del af den estimerede koefficient til ledigheden og hele koefficienten til og kompensationsgraden. Så lønrelationens to centrale variable, ledighed og kompensationsgrad, spiller en mindre rolle i de senere år af samplet. Figur 5 sammenholder lønstigningen med bruttoledigheden og kompensationsgraden.

**Figur 5: Lønstigning og to forklarende variable, ledighed og kompensationsgrad**

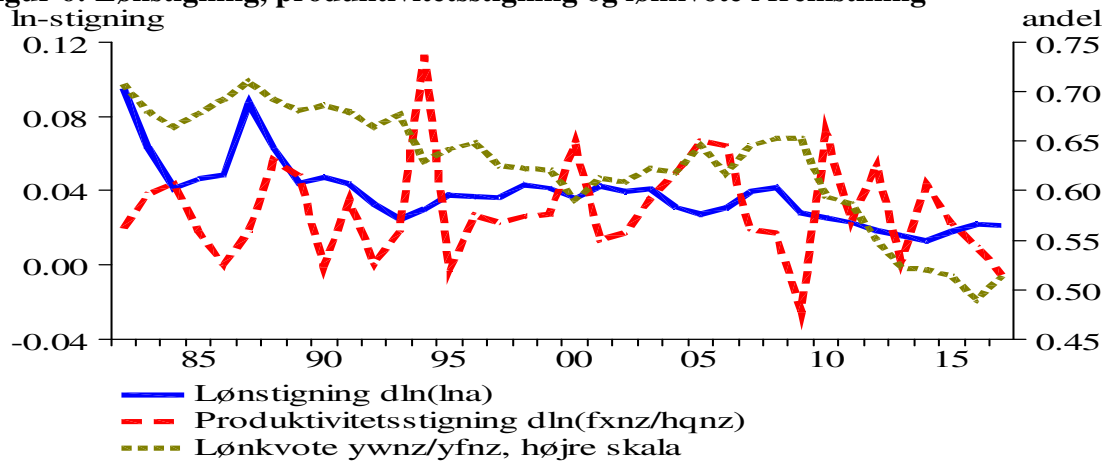


Det ser ud til, at udsving i ledighedskurven er ledsaget af modsatrettede udsving i lønstigningen. Samtidig er det oplagt, at den negative trend i ledigheden fra samplestart til sampleslut ikke passer med den negative trend i lønstigningen. Derimod kan man bruge kompensationsgradens trend til at forklare lønstigningens trend i figur 5, men udsving i kompensationsgraden ser ikke ud til at korrelere med udsving i lønstigningen. Sammenhængen mellem kompensationsgrad og lønstigning er udpræget langsigtet og indirekte.

Det er fristende at undersøge, hvilke variable, der kan undværes, hvis lønrelationen i tabel 1 søjle 3 udvides med en lineær trend for derefter at fjerne insignifikante variable. Man får resultatet i søjle 5. Med trenden som forklarende variabel kan lønstigningen forklares af sin egen dynamiske udvikling, af dummyen for 1985-overenskomsten samt af ledigheden. Hverken kompensationsgrad, dagpengeperiode eller skiftdumy kan tilføje noget signifikant. Resultatet i søjle 5 bekræfter, at ledigheden påvirker lønstigningen, men vi vil ikke indsætte en lønrelation med lineær trend i ADAM. Der er i øvrigt (negativ) autokorrelation i residualerne.

Man kan heller ikke få et signifikant forklaringsbidrag fra hverken produktivitetstigning eller lønkvote i ADAM's fremstillingsbranche, nz. De to nævnte branchevariable er i figur 6 sammenholdt med lønstigningen. Lønkvoten er faldet i de senere år, bl.a. fordi den fabriksløse produktion og dens restindkomst fylder mere og mere. Der er sikkert nogle, som gerne så industriens lønninger accelerere for at redressere lønkvotefaldet siden 2009, men det er ikke rigtig sket endnu.

**Figur 6: Lønstigning, produktivitetstigning og lønkvote i fremstilling**



Den resulterende lønrelation skal bruges i ADAM, hvor produktivitet og produktivitetstigning påvirker lønnen, selvom hverken lønkvote eller produktivitetstigning optræder i modellens lønrelation, jf. afsnit 7.2 i Dst. (2012).

#### 4. Betydningen for ADAM af den nye lønrelation

Jf. afsnit 3's test på koefficientbindingen, og også jf. udviklingen i lønrelationens koefficienter, kan man ikke mere forsvare at restringere prisstigningens koefficient til 0.3 og ledighedens til -0.55. Begge koefficienter ligger frit estimeret tættere på nul, og reelt har restriktionen hele tiden ligget i det grå område, når den blev testet på et 5%

niveau, men nu er vi ude af det grå område. Den gamle koefficientrestriktion må forsvinde sammen med den gamle kompensationsgrad.

Restriktionen har reduceret modellens tilpasningstid. Jo hurtigere lønnen reagerer på ledigheden, jo hurtigere fortrænges modelstød af konkurrenceevne-mekanismen, og jo hurtigere vender modellen tilbage til sin langsigtsledigheden ved et permanent efterspørgselsstød. Koefficienten til prisstigningen indgår i modellens løn-pris spirral, som også påvirker lønnens reaktionstid.

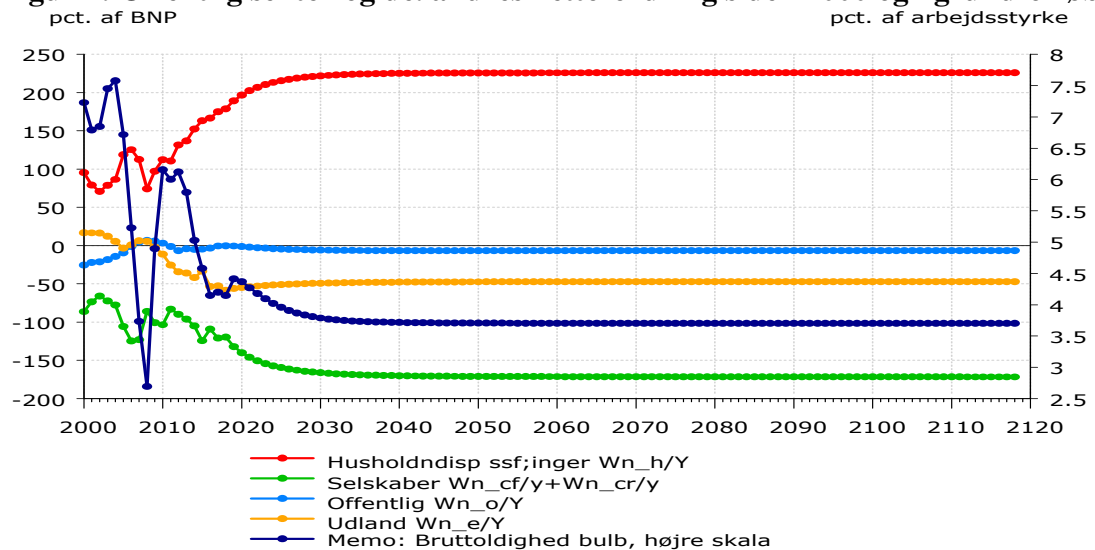
Det er valgt at illustrere betydningen af en ny lønrelation ved at halvere den nuværende lønrelations koefficienter til prisstigning og ledighedsgab, fra hhv. 0.3 og -0.55 til 0.15 - 0.275. Halveringen er et ædrueligt bud på ændringens størrelse.

For at vurdere betydningen, vil vi regne på et varekøbsstød til Okt18 under forskellige forudsætninger. Modelberegningerne er dels udført med Okt18 med den nuværende lønrelation og dels med en ”halvt så konjunkturfølsom” lønrelation indsat i stedet for den nuværende. Til formålet er Okt18 udvidet med en finanspolitisk reaktionsfunktion og med en ADAM-beregnet strukturel budgetsaldo, som kan benyttes i reaktionsfunktionen. Betydningen af at reducere lønrelationens konjunkturrespons afhænger meget af, om man regner på et lånefinansieret eller et skattefinansieret varekøbsstød.

Den finanspolitiske reaktionsfunktion ligner den, som blev brugt i Dan (2019). Dog anvender vi her en skattevariabel som instrument i reaktionsfunktionen.<sup>4</sup>

Beregningernes grundforløb har holdbare offentlige finanser, hvor den offentlige sektors nettofordring bliver konstant i forhold til BNP, og det samme gælder de øvrige sektorer nettofordringer, jf. figur 7.

**Figur 7: Offentlig sektor og de. andres nettofordring siden 2000 og i grundforløb**

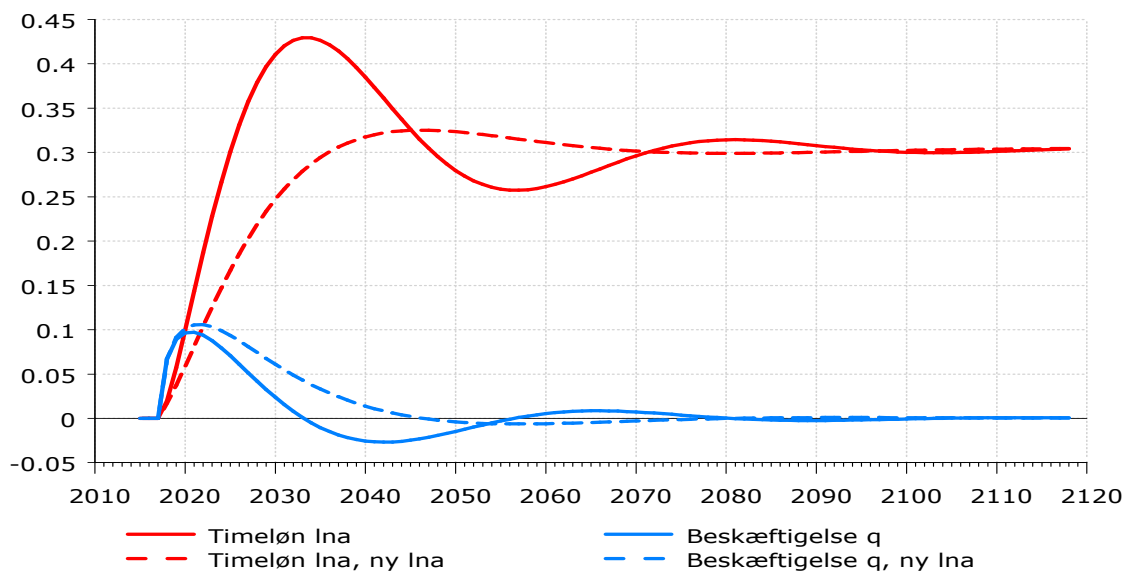


<sup>4</sup> I Dan(2019) anvendtes kapitaltransfereringen mellem det offentlige og husholdningerne som fiskalt instrument i reaktionsfunktionen. Desuden anvendtes en speciel forbrugsfunktion baseret på husholdningernes indkomst og formue. Nærværende papir bruger Okt18's nuværende forbrugsfunktion.

Beregningen vedrører et permanent relativt stød til det offentlige varekøb, og stødet svarer til 1 promille af BNP i år 1, som her er 2018. I første omgang er stødet uden skattefinansiering. Dermed falder det private forbrug ikke, tværtimod. Det private forbrug øges af den løn- og købekraftsforøgelse, som ekspansionen skaber, samtidig med at eksporten reduceres af den forringede konkurrenceevne.

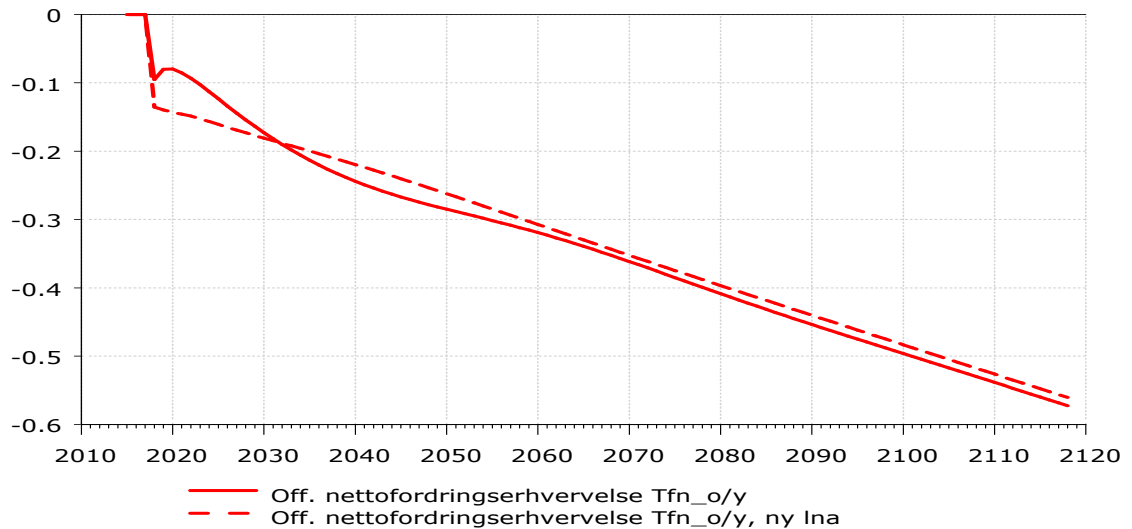
Figur 8 sammenholder de to modeller effekt på løn og beskæftigelsen. På langt sigt er der brug for samme lønforøgelse til at fortrænge så meget eksport, at der er plads til det ekstra forbrug, men lønnen reagerer hurtigst og overreagerer mest med den nuværende lønrelation til at bestemme timelønnen  $l_{n,t}$ . Med de halve koefficienter til ledighedsgab og prisstigning slipper man for det meste af både overreaktionen og de efterfølgende sving. Til gengæld tager det længere tid, før beskæftigelseseffekten er fortrængt. Med den nuværende lønrelation skærer beskæftigelseskurven nulaksen efter 16 år, med den nye lønrelation tager det 29 år.

**Figur 8: Effekt på løn og beskæftigelse, ufinansieret udvidelse af off. forbrug**  
pct. fra grundforløb



Det udgiftsstød, som figur 8 illustrerer, er formelt lånefinansieret. Så den offentlige gæld, konkret statens obligationsgæld, vokser, og den offentlige budgetsaldo inkl. rentebetalinger forværres løbende i forhold til BNP. Effekten på budgetsaldoen som pct. af BNP er illustreret i figur 9.

**Figur 9: Effekt på off. budgetbalance, ufinansieret udvidelse af off. forbrug**  
pct.point fra grundforløb



Forløbet i figur 9 er ikke holdbart, og det er relevant at indtægtsfinansiere den offentlige forbrugsudvidelse. Det er valgt at bruge en finanspolitisk reaktionsfunktion og som instrument er det valgt at bruge formueskatten, hvis variabel Ssf har været nul og ledig, siden skatten blev afskaffet i 1997. Formueskat reducerer husholdningernes disponible indkomst på samme måde som indkomstskat.

Den finanspolitiske reaktionsfunktion ser således ud:

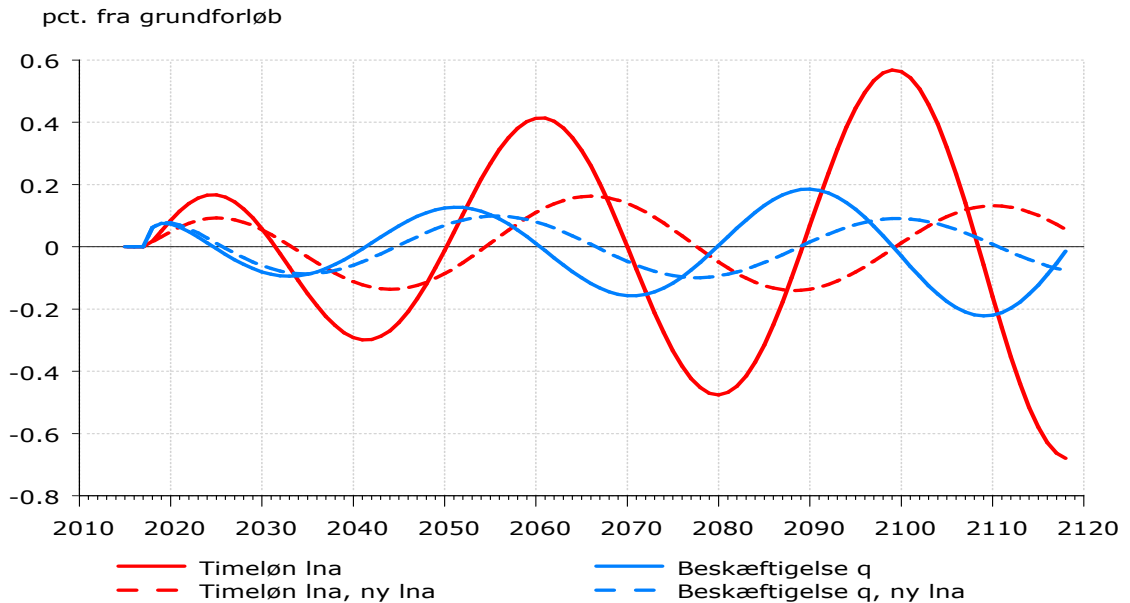
$$\text{FRML\_GJ\_D } Ssf = 0.35 * (gwz * Wn_o(-1) - Own_{ox} - d_{Tfnow} * Tfn_{ow} - (1 - d_{Tfnow}) * Tfn_o + Ssf) + 0.65 * Ssf(-1) * (1 + gwz) \text{ \$}$$

Ssf er formueskat, gwz trendmæssig nominel vækst, Wn\_o offentlig nettofordring, Own\_ox trendmæssig omvurdering af Wn\_o, d\_Tfnow dummy (ved 1 bruges Tfn\_ow, ved 0 Tfn\_o), Tfn\_o off. budgetsaldo (nettofordringserhvervelse), Tfn\_ow strukturel off. budgetsaldo

Ideen er, at skatten Ssf gradvist øges, indtil den offentlige nettofordring vokser med den a priori kendte vækstrate gwz. Første års tilpasning er 35 % af mankoen. BNP vokser på sigt også med gwz.

I første omgang bruges den faktiske budgetsaldo Tfn\_o i reaktionsfunktionen, dvs. d\_Tfnow=0, og så får man de i figur 10 viste effekter på løn og beskæftigelse. Til forskel fra figur 8, hvor den offentlige forbrugsudvidelse er ufinansieret, skal timelønnen ikke finde et nyt og højere niveau. Skatteforøgelsen får det private forbrug til at falde, og dermed bortfalder behovet for at fortrænge eksport.

**Figur 10: Effekt på løn og beskæftigelse, udvidelse af off. forbrug med finanspolitisk reaktionsfunktion, der evaluerer faktisk budgetsaldo**

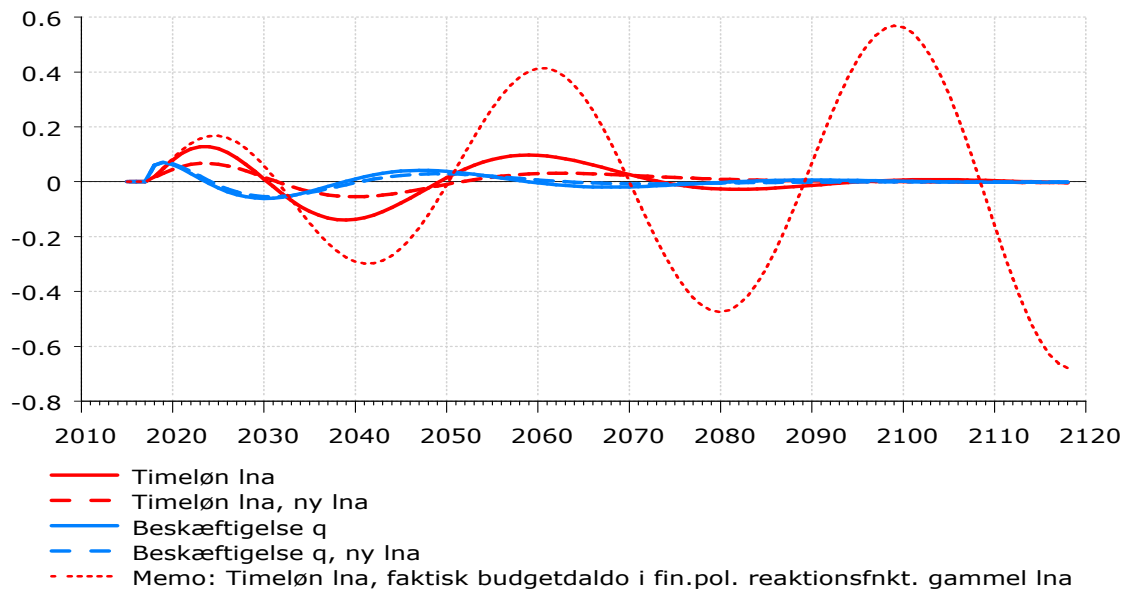


Det mest iøjnefaldende ved figur 10 er dog ikke, at lønnen ser ud til at svinge om sit udgangsniveau, dvs. om nulaksen, så at lønnen i gennemsnit er ret upåvirket. Det er mere iøjnefaldende, at løn og beskæftigelse bare svinger og svinger. Med den nuværende lønrelation har svingene voksende amplitude, og det må gå galt på et tidspunkt. Havde den offentlige forbrugsudvidelse været stor, var ledigheden blevet negativ inden 2118, som er sidste år i de lange grundforløb. Svingene er mere dæmpede, når man bruger modellen med den nye lønrelation. Med den nye relation ligner det harmoniske sving med konstant amplitude, men det er stadig noget værre svingeri, jf. figur 10.

Det er ikke noget nyt, at ADAM kan begynde at svinge, når man indlægger en finanspolitisk reaktionsfunktion. Det afspejler, at den finanspolitiske reaktion producerer konjunkturmedløbende finanspolitik, som strammes, når økonomiens aktivitet bliver lav og forringer budgetsaldoen, og slappes, når økonomiens aktivitet bliver høj og forbedrer budgetsaldoen.

For at dæmpe svingene, kan man bruge en strukturel budgetsaldo i den finanspolitiske reaktionsfunktion i stedet for den faktiske budgetsaldo. Så beregningen bag figur 10 gentages med reaktionsfunktionens valgdummy  $d_{Tfnow}$  sat til 1. Resultatet er vist i figur 11, hvor den voldsomt svingende løneffekt i figur 10 er medtaget som memo.

**Figur 11: Effekt på løn og beskæftigelse, udvidelse af off. forbrug med finanspolitisk reaktion, der evaluerer strukturel budgetsaldo**  
pct. fra grundforløb



Løn- og beskæftigelseseffekten svinger stadig, men svingene er blevet mindre og dør ud, uanset om bruger gammel eller ny lønrelation, jf. figur 11. Udsvingene i beskæftigelsen er blevet ret ens for de to modelversioner, og de to beskæftigelseskurver er ca. lige hurtige til at krydse nulaksen efter den offentlige forbrugsudvidelse. Den nye lønrelation giver de mindste lønsving i figur 11, men også svingene med gammel lønrelation er klart mindre end i figur 10.

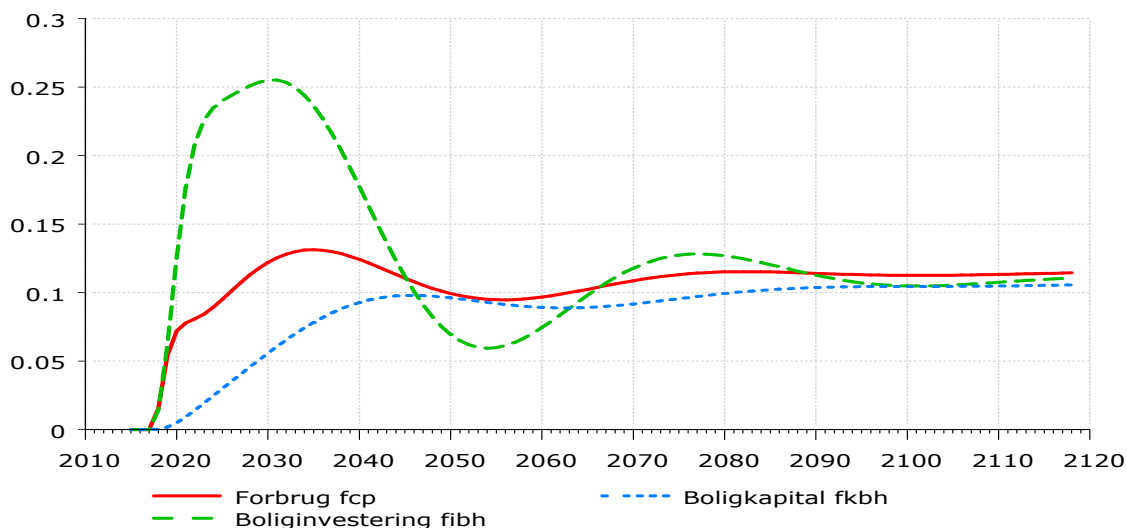
Sammenfattende virker den nye og langsommere lønrelation som en fordel, når den som her kombineres med en finanspolitisk reaktionsfunktion, der reagerer på den strukturelle budgetsaldo i stedet for den faktiske. Intuitionen er, at hvis man (lønnen) alligevel ikke skal nogen steder hen, er det fornuftigt at tage den med ro.

Afslutningsvis siger det følgende afsnit 5 lidt mere om betydningen af den strukturelle finanspolitiske reaktionsfunktion.

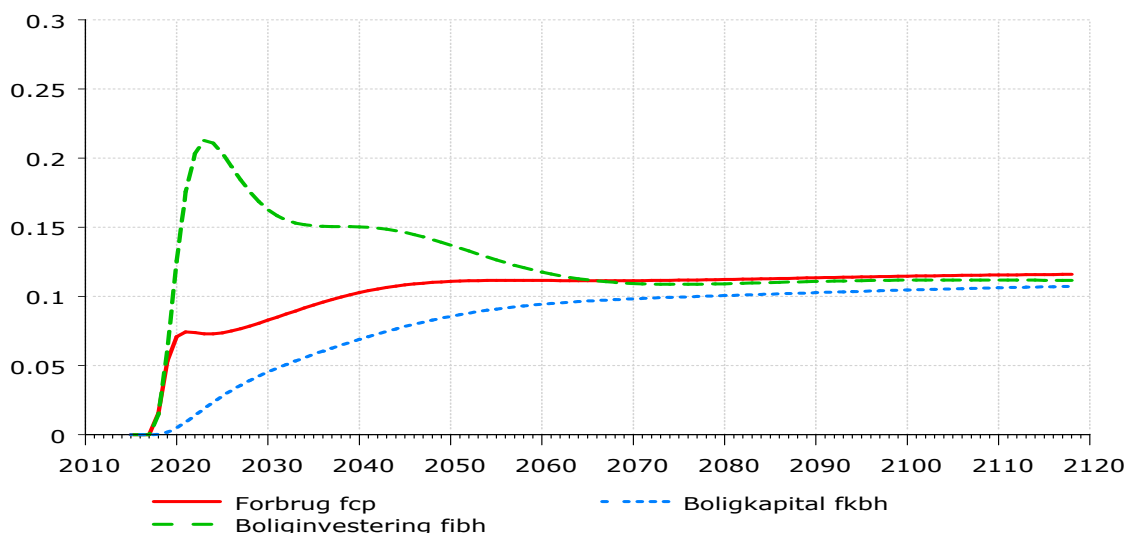
## 5. Betydningen af den finanspolitiske reaktionsfunktion

Nedenstående figur 12a og 12b viser effekten på privat forbrug, boliginvestering og boligkapital, når udvidelsen af det offentlige forbrug er ufinansieret. Panelet med bogstav a vedrører beregningen på Okt18 med nuværende gammel lønrelation, og panel b vedrører Okt18 med en ny mindre konjunkturfølsom lønrelation indsat.

**Figur 12a: Effekt på indendl. efterspørgsel, ufinansieret udvidelse af off. forbrug**  
pct. fra grundforløb



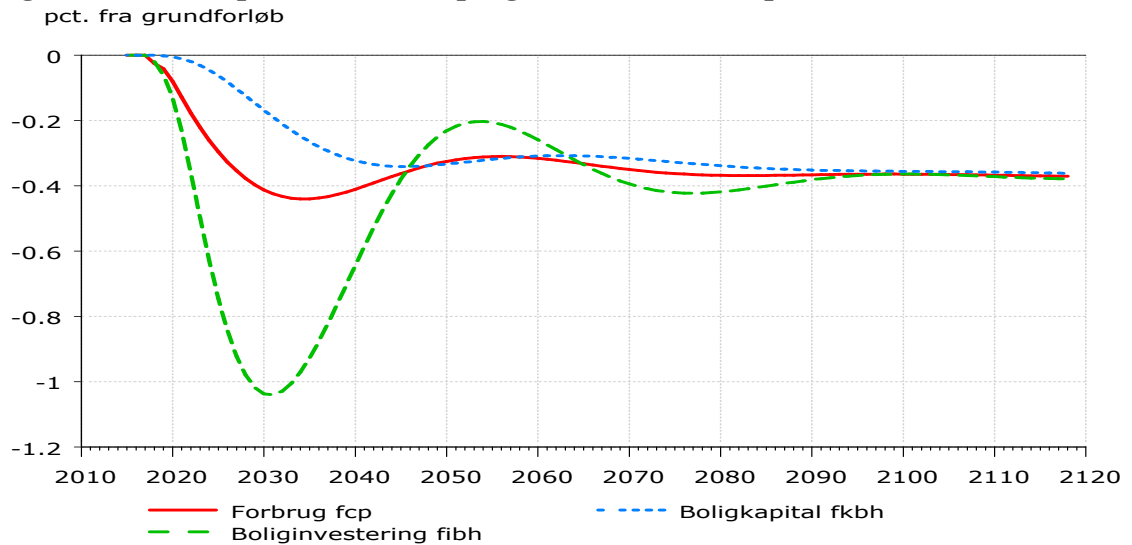
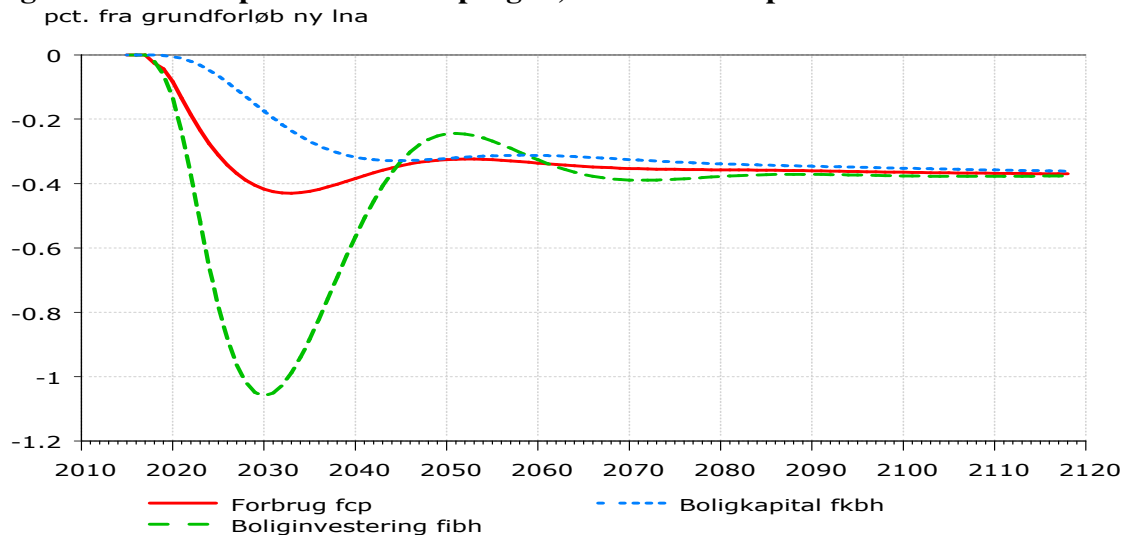
**Figur 12b: Effekt på indendl. efterspørgsel, ufinansieret udvidelse af off. forbrug**  
pct. fra grundforløb ny lna



Den langsigtede effekt er ret ens for de tre viste variable i figur 12a og b. I de første årtier reagerer forbrug og boliginvestering dog kraftigst med den gamle lønrelation. Boligkapitalen kommer også hurtigere i nærheden af langsigteffekten på plus 0,1 pct. i figur 12a end i 12b.

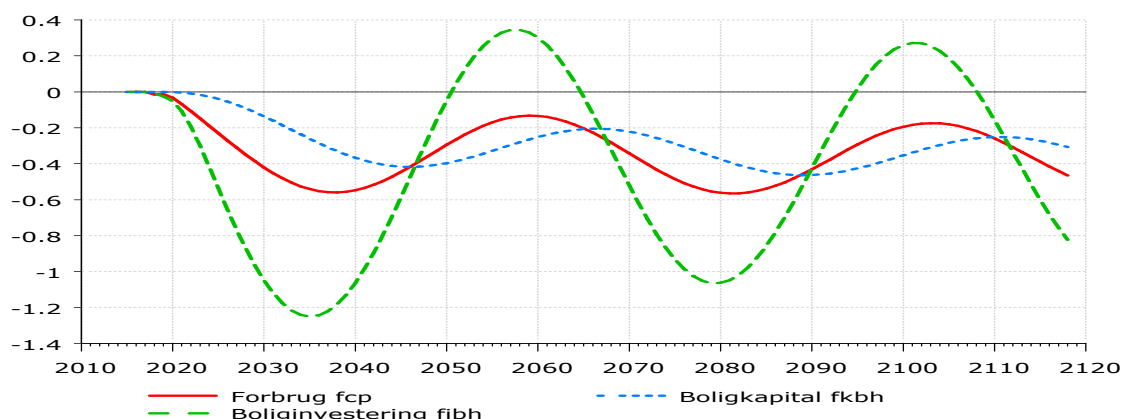
Følgende figur 13a og b viser samme variable som figur 12. Effekten på de indenlandske efterspørgselsvariable er dog blevet negativ i figur 13, hvor den offentlige forbrugsudvidelse finansieres af en skatteforøgelse vha. den strukturelle finanspolitiske reaktionsfunktion. I figur 12, hvor forbrugsudvidelsen var ufinansieret, var det let at se forskel på effekterne i panel a og b med hhv. gammel og ny lønrelation indsat. Nedenstående figur 13a og b ligner hinanden meget. Man kan kun se, at svingene bliver en anelse større med den gamle lønrelation i 13a.



**Figur 13a: Effekt på indendl. efterspørgsel, strukturel fin.pol. reaktion****Figur 13b: Effekt på indendl. efterspørgsel, strukturel fin.pol. reaktion**

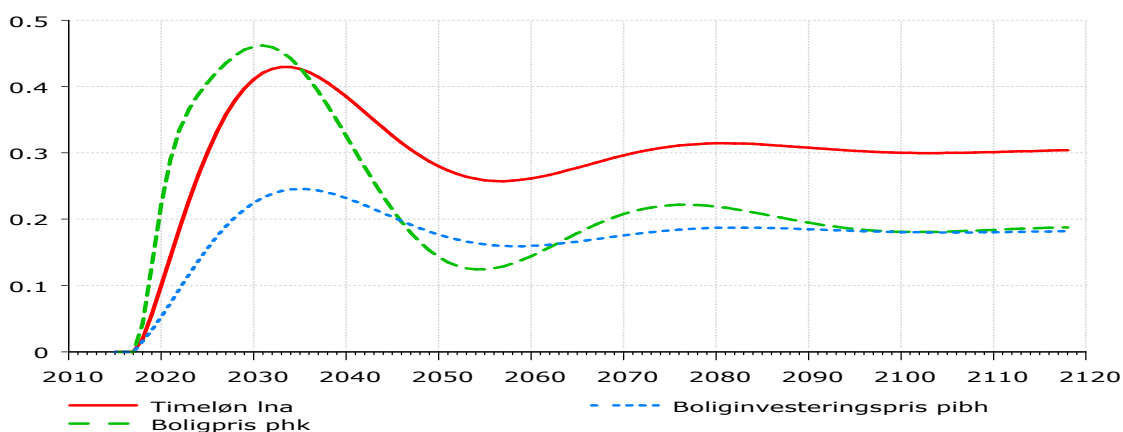
Det er en vigtig pointe, at effekterne i figur 13 med skattefinansiering er lige så lette at tyde som effekterne i figur 12 med lånefinansiering. Det afspejler, at reaktionsfunktionen bruger den strukturelle budgetsaldo til at bestemme skatteændringen. Hvis funktionen brugte den faktiske saldo, ville vi selv med den nye langsomme lønrelation få de svingende effekter i figur 13c på næste side. Man kan godt se, at 13c's boliginvestering i gennemsnit er faldet ift. nulaksen, der repræsenterer grundforløbet. Det er imidlertid nemmere og mere behageligt at aflæse og præsentere figur 13b end 13c.

**Figur 13c: Effekt på indendl. efterspørgsel, fin.pol. reaktion på faktisk budgetsaldo**  
pct. fra grundforløb ny Ina

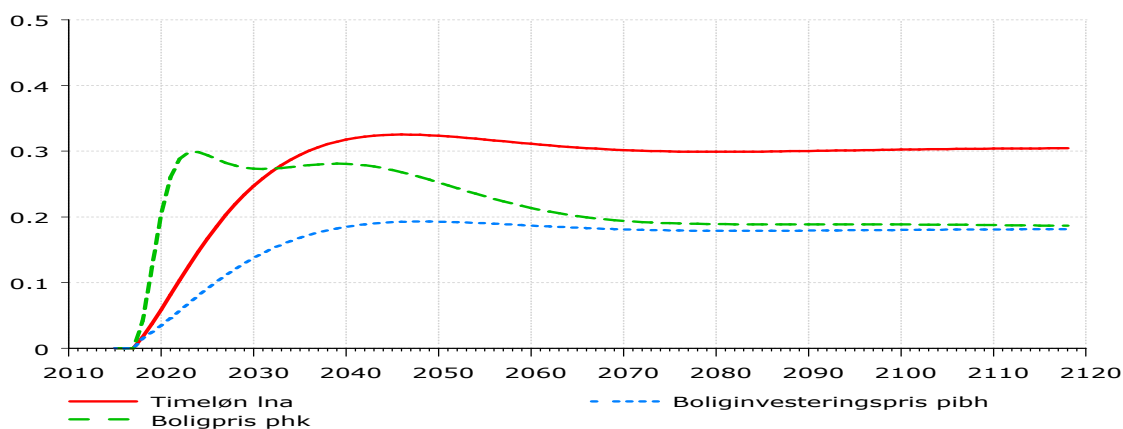


I følgende figur 14a og b vises effekten på timeløn, boligpris og boliginvesteringspris ved en ufinansieret udvidelse af det offentlige forbrug. Den langsigtede lønstigning er 0,3 pct. ift. grundforløbet, uanset valg af lønrelation, men løn og pris, især boligpris, reagerer mest med den gamle lønrelation.

**Figur 14a: Effekt på løn og pris, ufinansieret udvidelse af off. forbrug**  
pct. fra grundforløb



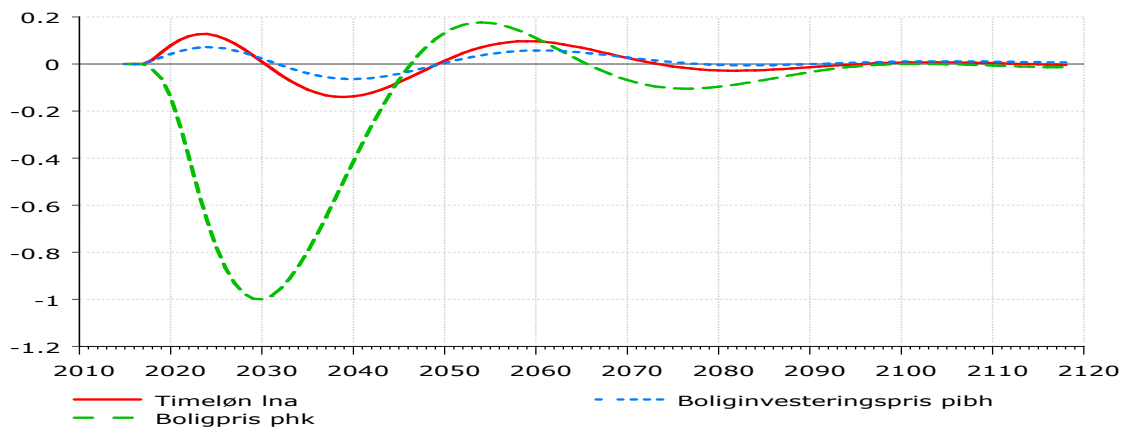
**Figur 14b: Effekt på løn og pris, ufinansieret udvidelse af off. forbrug**  
pct. fra grundforløb ny Ina



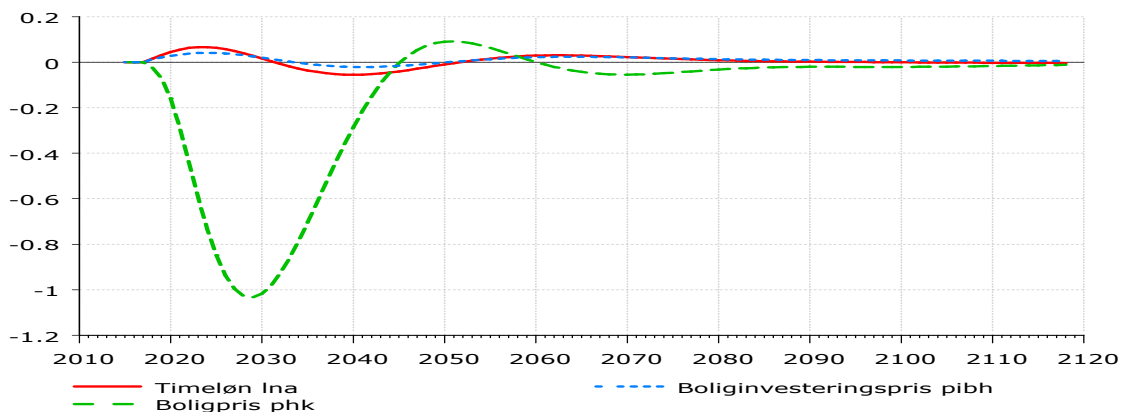
Med den nye langsomme lønrelation i figur 14b er der knap nok overreaktion i lønnen, og ikke megen top på boligprisen. Til gengæld er reaktionen i boligpris og Tobin q strakt ud over flere år i figur 14b end i 14a.

Følgende figur 15a og b viser effekten på løn og pris, når udvidelsen af det offentlige forbrug finansieres med den strukturelle finanspolitiske reaktionsfunktion. Nu skal lønnen ikke mere stige mærkbart og permanent ift. grundforløbet, og som i figur 13 med den indenlandske efterspørgsel, bliver effekterne ret ens for de to valg af lønrelation, gammel relation i panel a og ny i b. Samtidig er det nemt at aflæse og tolke figur 15a og b. Boligprisen starter med et stort dyk, fordi skatteforøgelsen reducerer privatforbruget og dermed også boligefterspørgslen. På langt sigt er der ikke megen løn og priseffekt tilbage, fordi det større offentlige forbrug er balanceret af et mindre privatforbrug.

**Figur 15a: Effekt på løn og pris, strukturel fin.pol. reaktion på øget off. forbrug**  
pct. fra grundforløb

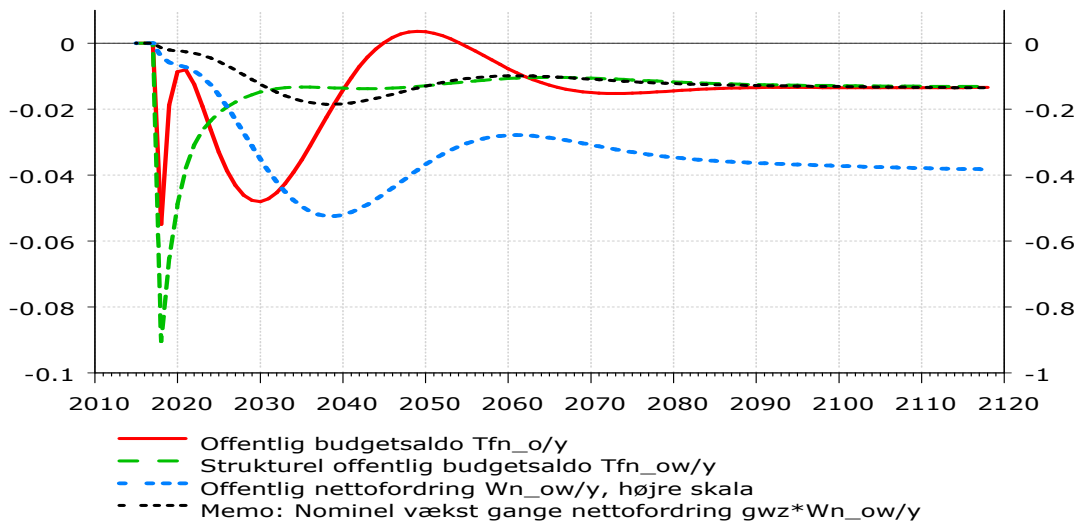


**Figur 15b: Effekt på løn og pris, strukturel fin.pol. reaktion på øget off. forbrug**  
pct. fra grundforløb ny Ina



Til allersidst illustreres effekten på faktisk og strukturel budgetsaldo, når vi bruger den finanspolitiske reaktionsfunktion. Når reaktionsfunktionen reagerer på ADAM's strukturelle saldo, vil forløbet i modellens faktiske saldo afspejle de gradvist afdæmpede aktivitetsudsving på ADAM's vej til ligevægt. Forløbet i modellens strukturelle saldo er mere styret, jf. figur 16, hvor ADAM er med den nye lønrelation indsat, ligesom i de foregående "b-figurer". I de første år forværres den strukturelle saldo mere end den faktiske, fordi den positive konjunkturfekt forbedrer sidstnævnte.

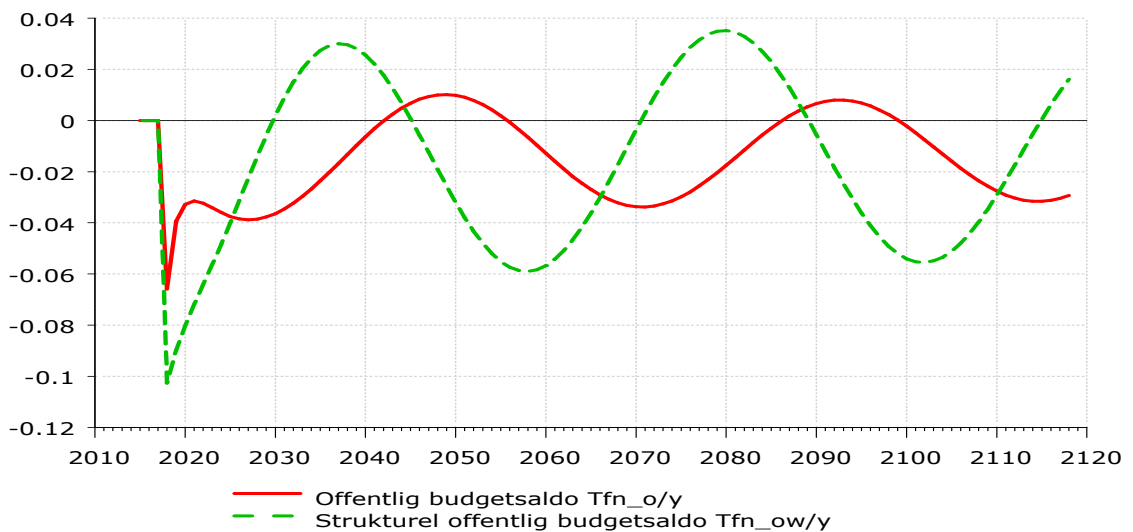
**Figur 16: Effekt på off. budgetsaldo, strukturel fin.pol., øget off. forbrug**  
 pct.point fra grundforløb, ny lna i ADAM



På langt sigt forsvinder aktivitetsudsvingene, og effekten bliver ens på faktisk og strukturel saldo. Budgetsaldoen svarer til den offentlige nettofordrings-erhvervelse, og den lille negative langsigtseffekt på budgetsaldoen svarer til den underliggende nominelle vækstrate gwz gange den negative langsigtseffekt på den offentlige finansielle nettofordring. Sammenfaldet mellem effekterne på hhv. nettofordringserhvervelse og nominel vækst i nettofordring afspejler, at der ikke er nogen nævneværdig effekt på omvurderingen af den offentlige nettofordring.

Hvis den finanspolitiske reaktion i stedet baseres på den faktiske budgetsaldo begynder økonomien at svinge, og det smitter naturligvis af på den faktiske budgetsaldo, men man bemærker, at den strukturelle saldo også begynder at svinge, jf. figur 17.

**Figur 17: Effekt på off. budgetsaldo, fin.pol. ud fra faktisk saldo, øget off. forbrug**  
 pct.point fra grundforløb, ny lna i ADAM

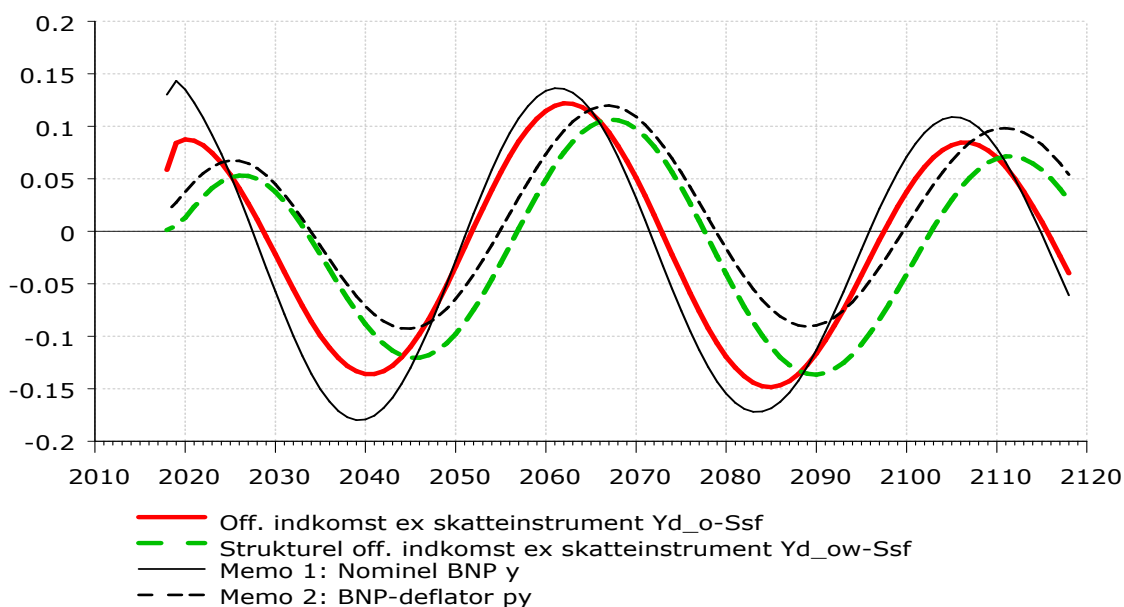


Svingene i den strukturelle saldo afspejler mest løn- or prissving, og det fremgår da også, at den strukturelle og den faktiske saldo er ude af fase. Forskellen på faktisk og

strukturel saldo vedrører udelukkende elementer i den offentlige sektors disponible indkomst  $Yd_o$ . Så forskellen på faktisk og strukturel saldo svarer til forskellen på  $Yd_o$  og  $Yd_{ow}$ , hvor  $w$  angiver, at der er renset for udsving i modellens arbejdsmarkedsgab, jf. Dan (2019).

Figur 18 viser, at den faktiske offentlige indkomst ex skatteinstrument, dvs.  $Yd_o$ -Ssf, har lidt større udsving end den strukturelle  $Yd_{ow}$ -Ssf, men den indbyrdes faseforskydning er mindst lige så iøjnefaldende. Den strukturelle størrelse  $Yd_{ow}$ -Ssf topper og bundter senere end den faktiske  $Yd_o$ -Ssf. Den faktiske  $Yd_o$ -Ssf er nogenlunde i fase med samlet nominelt BNP, mens den strukturelle  $Yd_{ow}$ -Ssf er mere i fase med BNP-deflatoren.

**Figur 18: Effekt på off. indkomst, fin.pol. ud fra faktisk saldo, øget off. forbrug**  
pct. fra grundforløb, ny Ina i ADAM



## 6. Konklusion

Revisionen af dagpengenes kompensationsgrad i efteråret 2018 har ledt til en respecificeret lønrelation, som fitter lidt bedre end den gamle, når dagpengeperioden tilføjes som forklarende variabel. Samtidig er koefficienten til ledigheden halveret, så en ny lønrelation vil være mindre konjunkturfølsom end den gamle. Dermed tager det betydeligt længere tid at fortrænge beskæftigelseseffekten af det gammelkendte varekøbseksperiment, hvor det offentlige varekøb sættes permanent i vejret uden at være ledsaget af en finansierende skatteforøgelse eller udgiftsbesparelse.

Hvis den offentlige forbrugsudvidelse fx er ledsaget af en finansierende skatteforøgelse er der ikke megen forskel på modellens reaktion med hhv. gammel og ny lønrelation. Den finansierende skatteforøgelse bestemmes af en finanspolitisk reaktionsfunktion, som reagerer på ADAM's strukturelle budgetsaldo.

## 7. Bilag

### a.) Lønrelation med variabel for langsigtsledigheden.

Lønrelationen tabel 1 søjle 3 kan omskrives til en lønrelation med langsigtsledighed  $bulbw$  og en supplerende ligning, der definerer  $bulbw$ :

$dlog(lna)$

$$\begin{aligned} &= 0.3038 * diff(dlog(lna.1)) \\ &+ 0.1151 * dlog(pcpn^{**.50} * pyfbx^{**.50}) - 0.2960 * diff(bulb) \\ &+ 0.0256 * d8587 - 0.0593 * diff(1dagp) + kortsigtskonstant \\ &- 0.2573 *(bulb[-1] - bulbw[-1]) \end{aligned}$$

$bulbw$

$$= 0.9071 * btyd - 0.2305 * 1dagp - 0.3445$$

Kortsigtskonstanten svarer i estimationsperioden til forskellen på lønrelationens samlede estimerede konstantled på  $-0.05421$ , og bidraget fra langsigtrelationens konstant. Dvs.  $kortsigtskonstant = -0.05421 + 0.2573 * 0.3445 = 0.0344$ .

I fremskrivningsperioden sættes kortsigtskonstanten til kortsigtsvariablenes forklaringsbidrag i steady state, hvor timelønnen  $lna$  for fast valutakurs stiger med summen af den antagne udenlandske prisstigning og den antagne danske produktivitetsstigning. Ofte antages pris og produktivitet at stige med hhv. 2 og  $1\frac{1}{2}$  pct. p.a., så lønnen stiger med 3,53 pct. p.a. Dermed svarer kortsigtsvariablenes forklaringsbidrag i fremskrivningsperiodens steady state til lønstigning minus koefficient gange prisstigning. De andre kortsigtsvariable bidrager ikke i steady state, hvor lønstigningstakt, ledighed og dagpengeperiode er konstante.

Nærmere bestemt er kortsigtsvariablenes forklaringsbidrag i fremskrivningsperiodens steady state lig med  $\log(1.0353) - 0.1151 * \log(1.02) = 0.03241$ . En kortsigtskonstant på 0.03241 vil ophæve effekten af kortsigtsvariablene. Så alt uden for lønrelationens parentes  $(bulb[-1] - bulbw[-1])$  summerer til nul i steady state. Dermed er parentesens nul, og den faktiske ledighed  $bulb$  svarer til  $bulbw$ . Det bemærkes, at fremskrivningens kortsigtkonstant på 0.03241 er ret tæt på de 0.0344, som er estimationsperiodens kortsigtskonstant.

Desuden bemærkes, at fremskrivningens kortsigtskonstant (også kaldet trendkorrektion) på 0.03241 svarer til forskellen mellem det estimerede inflationsbidrag,  $0.1151 * dlog(pris)$ , og det fulde inflations- og produktivitetsbidrag,  $dlog(pris) + dlog(timeproduktivitet)$ , som ville repræsentere lønrelationens kortsigtdynamik, hvis relationen var en lodret Phillipskurve,  $0.03241 = 0.8849 * \log(1.02) + \log(1.015)$ . Så den aktive brug af kortsigtskonstanten (trendkorrektionen) svarer til at regne med en lodret Phillipskurve.

**b.) Lønrelation med krydsprodukter**

$$\text{dlog}(\text{l}na) = 0.28274 * \text{diff}(\text{dlog}(\text{l}na[-1]))$$

(3.90)

$$+ 0.09779 * \text{dlog}(\text{pcpn}^{**}.5 * \text{pyfbx}^{**}.5) - 0.34585 * \text{diff}(\text{bulb})$$

(0.95) (4.12)

$$+ 0.02471 * \text{d}8587 - 0.37921 * \text{bulb}[-1] + 0.22304 * \text{d}0417 * \text{bulb}[-1]$$

(6.45) (5.51) (1.81)

$$+ 0.25092 * \text{btyd}[-1] - 0.30019 * \text{d}0417 * \text{btyd}[-1] - 0.05437 * \text{1dagper}$$

(2.97) (2.18) (5.69)

$$+ 0.12485 * \text{d}0417 - 0.04947$$

(1.94) (1.27)

R Sq 0.9404 Std Err 0.0043 LM AR-Test Chi(1): 2.759 p-value = .097  
SMPL 1983-2017, t-værdier i parentes under koefficient

**Litteratur:**

Britt Gyde Sønnichsen 24./1. 2017, Reestimation af lønrelationen til Okt16

Britt Gyde Sønnichsen og Tony Maarsleth Kristensen 19.10 2018, Opdatering af ledige dagpengemodtagere før 2000

Danmark Statistik, 2012, ADAM – en model af dansk økonomi

Dan Knudsen 25.9. 2017, Hvorfor fitter lønrelationen ikke mere?

Dan Knudsen 1.3. 2019, Forbrugsbestemmelsen i ADAM