

## Langsigtsvariable og langsigtsrelationer

### Resumé:

*ADAM's adfærdsligninger er ofte formuleret som fejlkorrigeringsligninger, hvor der både bestemmes kortsigtdynamik og langsigtsligning. Langsigtsligningen og især gabet mellem faktisk og langsigtet variabel (dvs. langsigtsligningens residual) skal helst kunne tolkes og være udgangspunkt for en fremskrivning. Nærværende note eksemplificerer udfordringen og foreslår en HP-baseret trendkorrektur, der kan gøre gabet nemmere at tolke.*

*Udfordringen med en langsigtsligning er ofte, at ligningens residual ikke er stationært i slutningen af det historiske sample. Så når fremskrivningen skal begynde, er adfærdsligningens gab løbet af sporet, og hvordan skal det fremskrives?*

*Hvis den estimerede fejlkorrigeringsligningens residual er hvid støj eller tæt på, må den manglende stationaritet i gabet afspejle, at kortsigtdynamikken heller ikke er stationær. For så er fejlkorrigeringsligningens residual en kointegreret linearkombination af et ikke-stationært langsigtsresidual og en ikke-stationær kortsigtdynamik. Det betyder, at gabet kan gøres stationært ved at flytte kortsigtdynamikkens trend (fx en HP-trend) over i gabet.*

*Den sædvanlige trendkorrektur af ADAM's fejlkorrigeringsligninger går ud på at flytte kortsigtdynamikkens middelværdi over i langsigtsligningens konstant. Dermed bliver det historiske gab mellem faktisk og langsigtet variabel nul i gennemsnit, og gabet bliver lidt nemmere at bruge. En udvidet trendkorrektur, der også flytter kortsigtdynamikkens HP-trend over i langsigtsligningen, betyder, at langsigtsligningens residual ikke mere skal afbalancere kortsigtdynamikkens trend. Det skulle gøre langsigtsligningens historiske residual og dermed gabet mellem faktisk og langsigtet variabel mere stationært og forhåbentlig endnu nemmere at bruge.*

*Trendkorrektur drejer sig om opdelingen på kortsigtdynamik og langsigtsligning i en estimeret fejlkorrigeringsligning med tilfældigt residual. Er residualet ikke tilfældigt, skal man respecifcere estimationen. Det er ikke nok at ændre opdelingen på kort- og langt sigt.*

*Jo mere trend, der er i kortsigtdynamikken, jo mere forskel kan det gøre at flytte kortsigtdynamikkens HP-trend over i langsigtsligningen. Er kortsigtdynamikken stationær, minder det om normal trendkorrektur, hvor middelværdien flyttes over.*

*Den HP-baserede trendkorrektur betyder noget for lønrelationens langsigtsrelation for ledigheden, hvor man slipper for, at den historiske periode slutter med en utroværdig lav langsigtsledighed. Den HP-baserede trendkorrektur kan umiddelbart ikke gøre så meget for langsigtsrelationerne for boligkapital og boligpris.*

---

Nøgleord: Model, langt sigt, trendkorrektur med HP-trend

*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 Fejlkorrektion og fordeling af konstantled eller trend

Dynamiske ligninger skrives ofte på en fejlkorrigeringsform, som gør det lettere at skelne mellem kort og langt sigt. Et simpelt eksempel er en fejlkorrigeringsligning med to variable, en endogen variabel  $Y$ , en eksogen variabel  $X$ :

$$\text{dif}(Y) = a * \text{dif}(X) - b_1 * (Y(-1) - b_2 * X(-1) - b_0) + e \quad (1)$$

hvor  $a$ 'et og  $b$ 'erne er estimerede koefficienter og  $e$  et estimeret residual. Koefficient  $a$  angiver første års effekt på  $Y$  af ændringer i  $X$ . Ligningens konstant  $b_0$  er placeret i langsigtsrelationen,  $b_2$  angiver den permanente effekt fra  $X$  på  $Y$ , og  $b_1$  er en tilpasningsparameter, der bestemmer, hvor hurtigt faktisk  $Y$  tilpasses det langsigtede eller ønskede  $Y$ .

Den samlede fejlkorrigeringslignings estimerede residual  $e$  har middelværdi nul i estimationssamplet, hvis der som normalt er estimeret med OLS. Og parentesens på ligning (1)'s højre side repræsenterer langsigtsrelationens residual  $e_L$  ( $e_L = Y - b_2 * X - b_0$ ) lagget 1 år.

Det er nemmest, hvis langsigtsligningens residual  $e_L$  (mere præcist det laggede  $e_L$ ) også har en middelværdi på nul i estimationssamplet. Estimationen af (1) sørger imidlertid ikke for, at langsigts-residuallets middelværdi på nul, men man kan sørge for det ved at flytte en passende del af langsigts-ligningens estimerede konstant  $b_0$  ud af parentesens og over i fejlkorrigeringsens kortsigtdynamik. Man splitter m.a.o. den estimerede konstant op i to, en kortsigts- og en langsigtskonstant.

I ADAM kaldes kortsigtskonstanten for en trendkorrektion, der får samme navn som ligningens endogene variabel men med foranstillet  $g$ . Så ovenstående fejlkorrigeringsligning (1) bliver i ADAM formuleret som:

$$\text{dif}(Y) = a * \text{dif}(X) + gY - b_1 * (Y(-1) - b_2 * X(-1) - b_0') + e \quad (1)'$$

Hvor den nye konstant  $b_0'$  svarer til  $b_0 - gY/b_1$ . Dermed er de to ligninger (1') og (1) reelt ens og har samme residual. Forskellen er kun, at konstanten i (1) er blevet til to konstanter i (1').

Man kan opfatte ADAM-ligningen (1') som en ligning med tre dele: en kortsigtdynamik og to residualer (et lagget langsigtsresidual  $e_L(-1)$  og et estimeret residual  $e$ ). Ligningens tre dele kan få hver sin farve:

$$\text{dif}(Y) = a * \text{dif}(X) + gY - b_1 * e_L(-1) + e$$

Og det kan formuleres som en ligning i tre residualer. Det gøres ved at samle kortsigtsvariablene i et kortsigtsresidual  $e_K$ , som er forskellen på venstresidevariablen og højre sides kortsigtdynamik ( $e_K = \text{dif}(Y) - a * \text{dif}(X) - gY$ ). Dermed fremstår ligningen i (1') som et bånd på tre residualer:

$$e_K = -b_1 * e_L(-1) + e$$

Det estimerede røde residual kan opfattes som trukket fra en fordeling og eksogent, mens langsigtsresiduallet afspejler det forgangne års data. Så er det naturligt, at det grønne kortsigtsresidual står på venstre side som den endogene variabel. Men man kan også lade ligningen fremhæve, at den samlede fejlkorrigeringslignings residual  $e$  pr. definition er summen af et kortsigtsresidual og et bidrag fra et lagget langsigtsresidual,  $e = e_K + b_1 * e_L(-1)$ .

Fejlkorrigeringsligningens residual  $e$  kan man kun ændre ved at respecificere den estimerede ligning, så hvis kortsigtskonstanten  $gY$  forøges med 1, skal langsigtskonstanten formindskes med  $1/b_1$ . Givet at det estimerede residual har middelværdien nul, kan man ved at ændre  $gY$  og tilpasse langsigtskonstanten  $b_0'$  give alle tre residualer middelværdien nul i estimationssamplet. Nærmere bestemt sættes kortsigtskonstanten  $gY$  til en sammenregning af kortsigtsvariablenes middelværdier:

---

<sup>1</sup> I ADAM er det også normalt at kalde langsigtet  $Y$  for  $Y_w$ . Så bliver (1') til to ligninger: En dynamisk fejlkorrigeringsligning for  $Y$ 's adfærd og en statisk definitionsligning for  $Y_w$   
 $\text{dif}(Y) = a * \text{dif}(X) + gY - b_1 * (Y(-1) - Y_w(-1)) + e$  og  
 $Y_w = b_2 * X + b_0'$

$$gY = \text{avgt}(\text{dif}(Y)) - a * \text{avgt}(\text{dif}(X))^2$$

Med denne værdi af kortsigtskonstanten  $gY$  er fejlkorrektionsligningen i (1') ensbetydende med en ligning, hvor alle kortsigtsvariable er skrevet som afvigelser fra deres middelværdi. Så kan trendkorrektionen  $gY$  undværes:

$$\begin{aligned} \text{dif}(Y) &= a * \text{dif}(X) + gY - b_1 * (Y(-1) - b_2 * X(-1) - b_0') + e \Leftrightarrow \\ \text{dif}(Y) - \text{avgt}(\text{dif}(Y)) &= a * (\text{dif}(X) - \text{avgt}(\text{dif}(X))) - b_1 * (Y(-1) - b_2 * X(-1) - b_0') + e \end{aligned}$$

Ved en fremskrivning på ADAM vil man ved overgangen fra historisk sample til fremskrivningsperiode typisk ændre trendkorrektionen (kortsigtskonstanten)  $gY$  fra at være en sammenregning af kortsigtsvariablenes middelværdi i estimationssamlet til at være en sammenregning af kortsigtsvariablenes steady state i fremskrivningsperioden. Kortsigtsvariable repræsenterer ofte vækstrater, der har en på forhånd fastlagt steady state i fremskrivninger. Fx vil dansk inflation for fast valutakurs ende med at svare til udenlandsk inflation, og dansk produktionsvækst bliver i steady state en sum af den antagne produktivitetsvækst og den antagne vækst i arbejdsstyrken. Den tilhørende langsigsrelation ( $Y = b_2 * X + b_0'$ ) vil som udgangspunkt fortsætte uændret i fremskrivningen, men man kan også vælge at ændre i langsigsrelationen.

Hvis estimationsperiodens kortsigtsvariable er stationære, burde estimationsperiodens kort- og langsigsresidual også blive stationære, for fejlkorrektionsligningens estimerede residual er normalt stationært (ideelt er det estimerede residual hvid støj og langsigsresidual stationært, som udtryk for at også langsigsvariablene hænger godt sammen).

Det er dog langt fra sikkert, at alle kortsigtsvariable er stationære i estimationsperioden. Og den netop præsenterede metode kan resultere i et trendet langsigsresidual. Hvis langsigsresidual kan tolkes, gør det måske ikke noget, men residual kan være svært at tolke. Fx ved at implicere en umulig værdi for den langsigtede variabel i slutningen af det historiske sample, hvor fremskrivningen begynder.

Derfor ændres trendkorrektionen  $gY$  fra at være en konstant til også at være en trend, som afbalancerer kortsigtsvariablenes trend. Ændringen kan illustreres med udgangspunkt i den opskrivning af fejlkorrektionsligningen, som er vist ovenfor.

Opskrivningens operator  $\text{avgt}()$  omregner en variabel til dens middelværdi i estimationsperioden, så kortsigtsdynamikken kan ses som en linearkombination af variablenes afstand til deres middelværdi. Ideen er nu at erstatte middelværdi-operatoren  $\text{avgt}()$  med en Hodrick-Prescott-operator  $\text{HP}()$ <sup>3</sup>, der omregner en variabel til dens HP-trend. Dermed ændres trendkorrektionen  $gY$  fra  $\text{avgt}(\text{dif}(Y)) - a * \text{avgt}(\text{dif}(X))$  til  $\text{HP}(\text{dif}(Y)) - a * \text{HP}(\text{dif}(X))$ .

Den tilhørende fejlkorrektionsligning kan stadig skrives som:

$$\text{dif}(Y) = a * \text{dif}(X) + gY - b_1 * (Y(-1) - b_2 * X(-1) - b_0'(-1)) + e \quad (1')$$

Hvor  $b_0' = b_0 - gY/b_1$ . Men hverken trendkorrektionen  $gY$  eller den tidligere langsigtskonstant  $b_0'$  er konstante mere. De er begge blevet til trendede variable. Og der er sat et lag på langsigsrelationens  $b_0'$ , som er blevet en funktion af tiden ligesom de almindelige variable.

Metoden med at lade trendkorrektionen dreje sig om kortsigtsvariablenes HP-trend i stedet for deres middelværdi er foreløbig brugt på lønrelationen til april 2023-versionen af ADAM. Lønrelationen er en fejlkorrektionsligning, der bestemmer lønstigningen, og den tilhørende langsigsrelation bestemmer langsigsledigheden. Det har været en udfordring, at relationens langsigsledighed let blev urealistisk lav, måske negativ, i slutningen af det historiske sample. Det er svært at forklare negativ ledighed, og ingen har brug for en lønrelation, som non-stop reducerer forholdet mellem dansk og udenlandsk løn, fordi den langsigtede ledighed er urealistisk lav, så ledighedsgabet bare viser positiv konjunkturledighed.

Resultatet af at bruge HP-trend til at formulere lønrelationen beskrives i det følgende afsnit 2.

<sup>2</sup> Operatoren  $\text{avgt}(x)$  angiver middelværdien af variabel  $x$  i et givet sample, som her er estimationssamlet.

<sup>3</sup> Operatoren  $\text{HP}(x)$  angiver HP-trenden i variabel  $x$  i et givet sample,  $\lambda = 100$ .

## 2 Lønrelation og langsigtshed

ADAM's langsigtshed  $bulbw$  fremgår af modellens lønrelation. Lønrelationen er en udvidet Phillipskurve, hvor lønstigningen bestemmes af ledigheden plus noget mere, og det er "noget mere", som danner den langsigtede ledighed.

Lønrelationen i ADAM apr2023 ser ud som følger. Det er en fejlkorrektionsrelation med separat relation for langsigtshedigheden  $bulbw$ :

$$d\log(\ln a) = 0.22965 * dd\log(\ln a) + 0.3 * d\log(\text{pcpn}^{**}.5 * \text{pyfbx}^{**}.5) - 0.39865 * \text{dif}(\text{bulb}) + 0.01951 * d8587 + g\ln a - 0.55 * (\text{bulb}(-1) - \text{bulbw}(-1)) + e$$

$$\text{bulbw} = 0.45181 * \text{btyde} + 0.1 * \text{btyd} - 0.0422 * \text{rdagpe} - 0.0151 * \text{rdagp} + k\text{bulbw}$$

$\ln a$  er timeløn,  $dd\log(\ln a)$  lønaccelerationen lagget 1 år, pris er  $\text{pcpn}^{**}.5 * \text{pyfbx}^{**}.5$  (geometrisk snit af nettoforbrugerpris og byerhvervenes BVT-deflator),  $\text{bulb}$  bruttoledighed,  $d8587$  indkomstpolitisk dummy,  $g\ln a$  trendkorrektions,  $\text{bulbw}$  langsigtshed,  $\text{bulb} - \text{bulbw}$  er langsigtshedsrelationens residual, dvs. ledighedsgabet, og  $e$  er fejlkorrektionsrelationens estimerede residual.

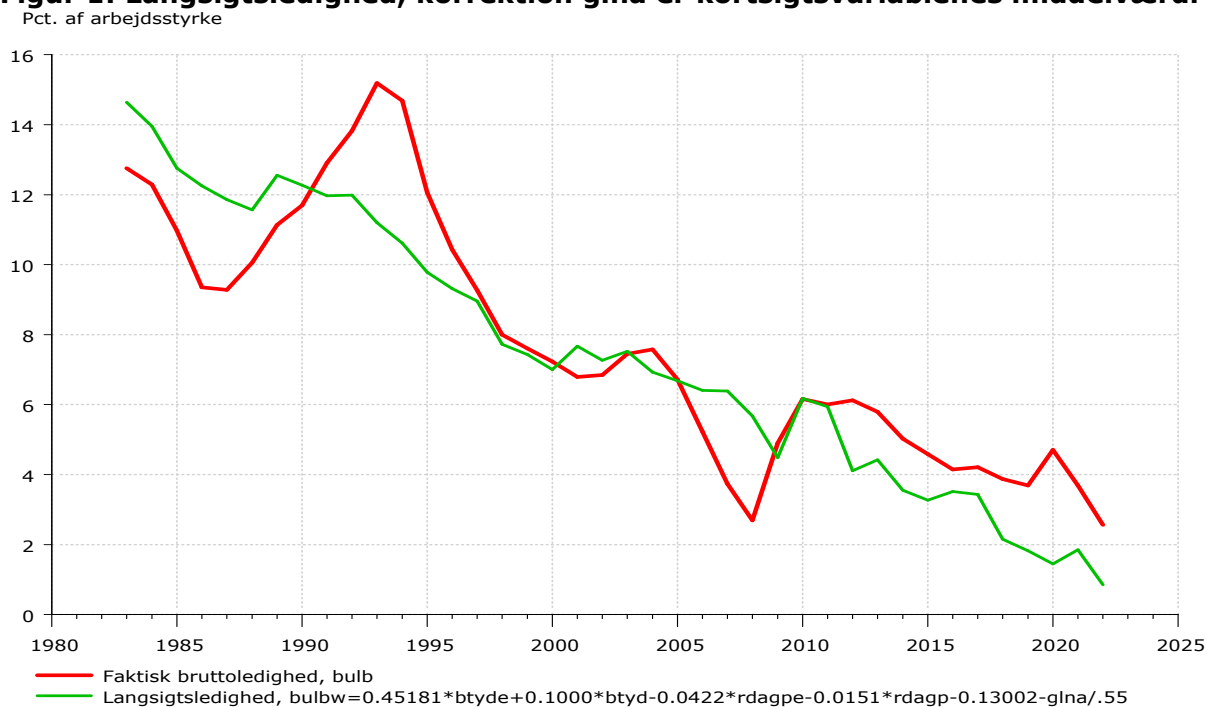
I første omgang sættes trendkorrektions  $g\ln a$  blot til en kortsigtskonstant, der angiver estimationsperiodens middelværdi af kortsigtsvariablene samlet på venstre side af fejlkorrektionsligningen, dvs.  $g\ln a$  er middelværdien af:

$$d\log(\ln a) - (0.22965 * dd\log(\ln a) + 0.3 * d\log(\text{pcpn}^{**}.5 * \text{pyfbx}^{**}.5) - 0.39865 * \text{dif}(\text{bulb}))^4.$$

Estimationsperioden er 1983-2019, og  $g\ln a$  bliver 0.02875. Mens langsigtshedens  $k\text{bulbw}$  bliver en konstant på -0.18229. Det passer med en trendkorrektions (kortsigtskonstant) på 0.02875 og et fejlkorrektionsresidual  $e$  med middelværdi nul.

Det svarer til den hidtidige tilgang og giver den tynde grønne kurve for langsigtshedigheden i figur 1.

**Figur 1: Langsigtshed, korrektion  $g\ln a$  er kortsigtsvariablenes middelværdi**



Det er ikke overraskende, at langsigtshedigheden har faldende tendens gennem en estimationsperiode, der begynder i 1983. Men det er utroværdigt, at langsigtshedigheden er under 1 pct. i 2022.

Langsigtshedigheden ender for tæt på utolkelige negative værdier.

<sup>4</sup> Overenskomstdummyen  $d8587$  er udeladt, da dens middelværdi er nul (-1/2 i 1985 og 1986 og 1 i 1987).

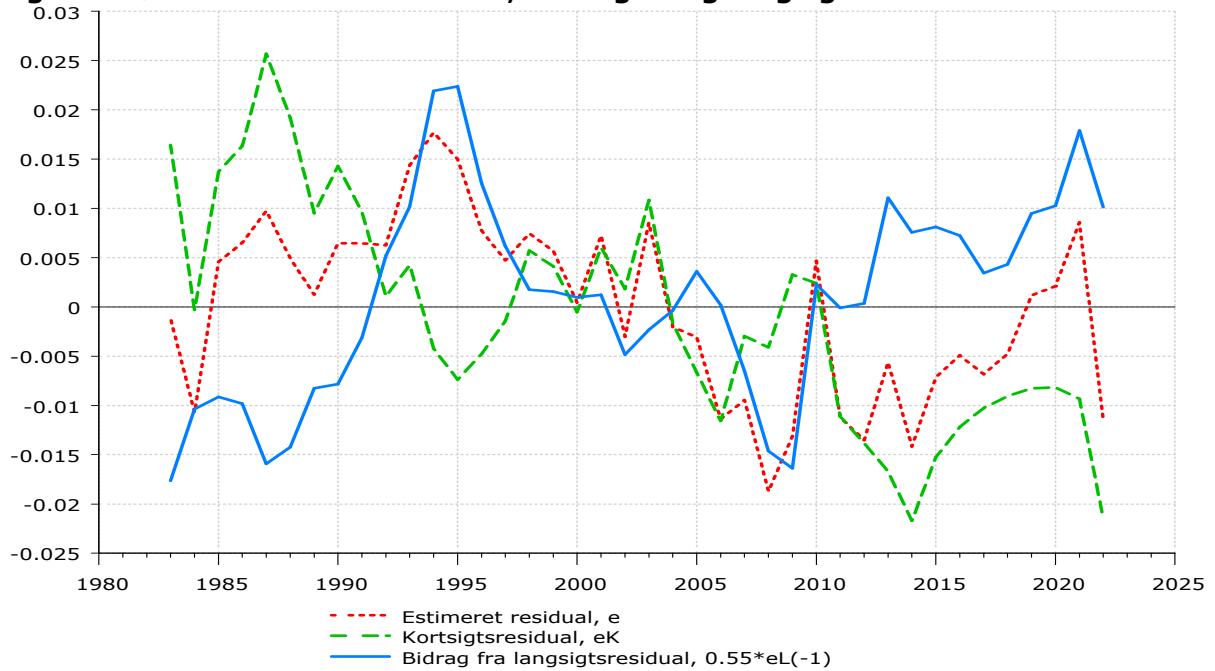
Langsigtsledigheden afspejler den anvendte trendkorrektur, dvs. definitionen af den normale kortsigtsdynamik. Man kan jf. afsnit 1 knytte tre residualer til lønrelationen: Relationens estimerede residual  $e$ , relationens kortsigtsresidual:

$$eK = \text{dlog}(\text{lna}) - (0.22965 * \text{ddlog}(\text{lna}) + 0.3 * \text{dlog}(\text{pcpn}^{**}.5 * \text{pyfbx}^{**}.5) - 0.39865 * \text{dif}(\text{bulb}) + 0.01951 * \text{d8587} + \text{glna})$$

samt (bidraget fra) langsigtsresidual  $eL = \text{bulb} - \text{bulbw}$

De tre residualer er sammenstillet i nedenstående figur 2.

**Figur 2: Løn-residualer: Estimeret, kortsigtet og langsigtet**



Det fremgår, at kortsigtsresidualen (grøn stiplede kurve) har aftagende trend set over hele den viste periode, hvor langsigtsresidualen (blå) har voksende trend, jf. også forløbet fra negativt til positivt ledighedsgab i figur 1. Vi vil gerne undgå det tydeligt positive langsigtsresidual i slutningen af estimationsperioden. Det virker utroværdigt, at den blå kurve angiver konjunkturalledigheden.

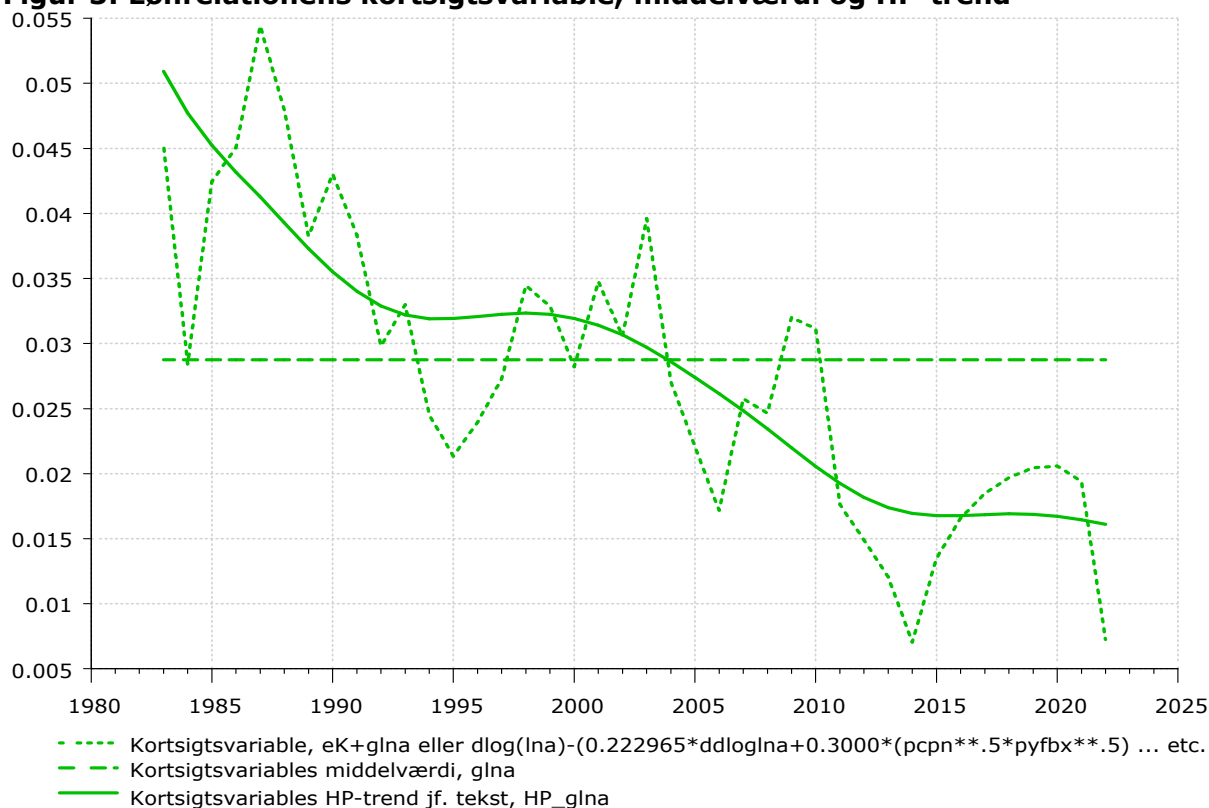
De tre residualer i figur 2 hænger sammen,  $e = eK + 0.55 * eL[-1]$ . Så for samme lønrelation og dermed uændret samlet residual  $e$ , kan man reducere langsigtsresidualen, ved at øge kortsigtsresidualen og mindske bidraget fra langsigtsresidualen tilsvarende.

Det vælges nu at ændre trendkorrektoren  $glna$  fra at være et samplegennemsnit af den samlede kortsigtsdynamik til være HP-trenden i løn- og prisstigningen plus et samplegennemsnit af de to mere stationære variable for lønacceleration og ledighedsændring. Så der korrigeres ikke mere med en konstant  $glna$  men med en HP-trend plus en konstant. Den nye trendkorrektur kaldes  $HP\_glna$ :

$$HP\_glna = HP(\text{dlog}(\text{lna}) - 0.3 * \text{dlog}(\text{pcpn}^{**}.5 * \text{pyfbx}^{**}.5)) - \text{avgt}(0.22965 * \text{ddlog}(\text{lna}) - 0.39865 * \text{dif}(\text{bulb}))$$

Den nye trendede trendkorrektur er i efterfølgende figur 3 sammenholdt med den hidtidige konstante trendkorrektur og med kortsigtsdynamikkens løbende effekt, der svarer til kortsigtsresidual plus konstant trendkorrektur,  $eK + glna$ .

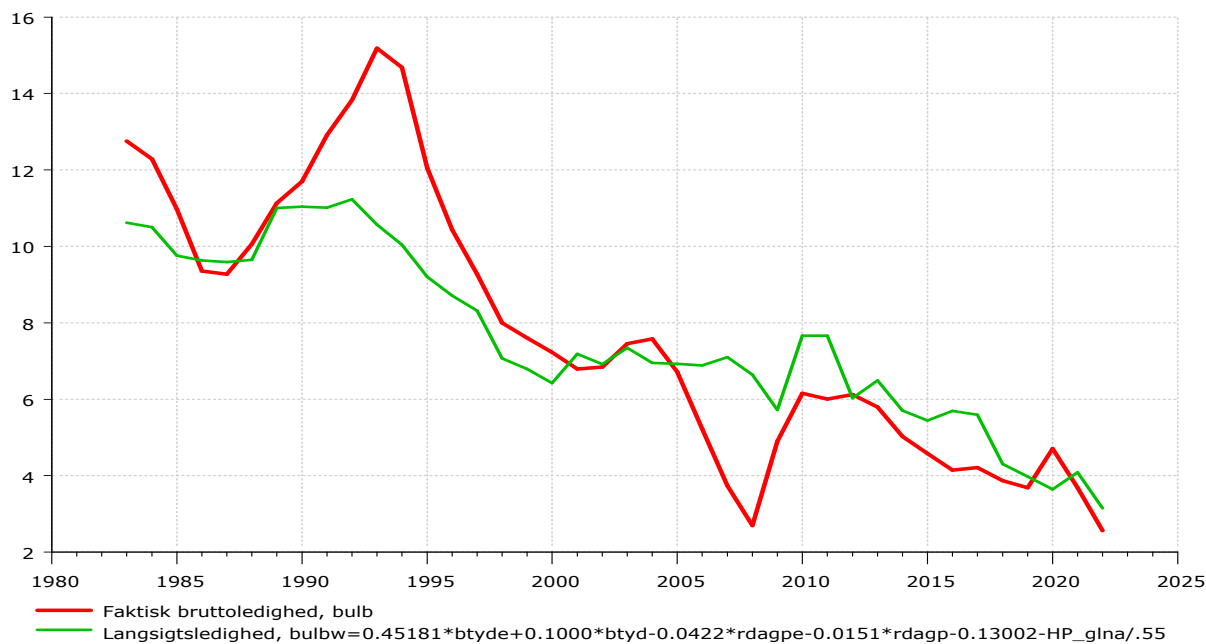
Figur 3 viser, at den samlede kortsigtsdynamik (punkteret kurve) bevæger sig mere stationært svingende omkring den trendede trendkorrektur  $HP\_glna$  (den fuldt optrukne kurve) end omkring den konstante trendkorrektur  $glna$  (vandret stiplede linje). Den punkterede kurve ligger helt overvejende over  $glna$ -linjen i første del af figurens periode og udelukkende under i sidste del.

**Figur 3: Lønrelationens kortsigtsvariable, middelværdi og HP-trend**

Når trendkorrektionen anvender den historiske periodes HP-trend i løn- og prisstigning, dvs. korrigerer med  $HP\_glna$  i stedet for med  $glna$ , forsvinder den lave langsigtledighed i 2022, og samlet afsluttes ikke mere med 10 års konjunkturledighed, jf. figur 4. Man kan mindre firkantet og mere bredt forklare, at tilpasningen til fastkurspolitik har skabt et langt forløb med aftagende langsigtledighed og aftagende lønstigning.

**Figur 4: Langsigtledighed, korrektion  $HP\_glna$  bruger HP-trend**

Pct. af arbejdsstyrke



Det er også nemmere at forlænge langsigtledigheden i figur 4 ind i en fremskrivning, end den urealistisk lave 2022-ledighed i figur 1. I forhold til figur 1 skal man forklare, at man har fået lagt langsigtledigheden for lavt og give den et hurtigt løft.

Sammenfattende ligner det en fordel, hvis lønrelationens kortsigtskonstant med kortsigtsvariablenes historiske middelværdi erstattes af en variabel med i hvert fald de vigtigste kortsigtsvariables historiske HP-trend. Fordelen er, at det bliver lettere at forklare det historiske forløb i langsigtledigheden og lægge op til en fremskrivning.

Nu afprøves metoden på to andre fejlkorrektionsrelationer i ADAM: Den for boligprisen og den for boligmængden (boligkapitalen). Først den for boligprisen, hvor langsigtrelationen fastlægger boligkapitalen.

### 3 Boligprisrelationen og boligkapitalens langsigtrelation

Boligprisrelationen er en fejlkorrektionsrelation, der har årets relative boligprisændring som venstresidevariabel, og på højre side optræder det laggede residual fra boligkapitalens langsigtrelation:

$$\begin{aligned} \text{dlog}(\text{phk}) = & 1.55509 * \text{dlog}(\text{Cpuxh}/\text{pcpuxh}) - 5.69049 * \text{dif}(\text{buibhx}) + \text{dlog}(\text{pcpuxh}) \\ & + 0.078022 * \text{d06} + \text{gphk} - 0.884900 * \log(\text{fKbh}(-1)/\text{fKbhw}(-1)) + u \\ & + 0.624105 * (\text{dlog}(\text{phk}(-1))) \\ & - (1.55509 * \text{dlog}(\text{Cpuxh}(-1)/\text{pcpuxh}(-1)) - 5.69049 * \text{dif}(\text{buibhx}(-1)) + \text{dlog}(\text{pcpuxh}(-1)) \\ & + 0.078022 * \text{d06}(-1) + \text{gphk}(-1) - 0.884900 * \log(\text{fKbh}(-2)/\text{fKbhw}(-2))) \end{aligned}$$

Hvor den på langt sigt ønskede boligkapital fKbhw er bestemt af langsigtrelationen:

$$\log(\text{fKbhw}) = \log(\text{Cpuxh}/\text{pcpuxh}) + 0.30000 * \log(\text{pcpuxh}/(\text{buibhx} * \text{phk})) + 0.90301672$$

phk er boligpris, cpuxh forbrug ex bolig, pcpuxh pris på forbrug ex bolig, buibhx usercostrate på bolig, d06 støddummy i 2006 (boom-år før finanskrisen), gphk kortsigtskonstant (trendkorrektion), fKbh boligkapital målt som bruttobeholdning, og fKbhw er ønsket boligkapital, u er et støjled, der indgår i ligningens residual e sammen med en koefficient gange foregående periodes residual,  $e = u + 0.624105 * e(-1)$ . Den dynamiske lignings samlede residual e er autokorreleret, men variabelen u bør være hvid støj.

Det samlede residual e er ikke hvid støj men bør være stationært. Ræsonnementet i afsnit 1, om at man kan gøre både lang- og kortsigtsresidual stationære ved at flytte kortsigtsvariablenes trend over i langsigtresidualen, forudsatte, at e er hvid støj, men ræsonnementet gælder også, hvis e er stationært. Så man kunne bare tage udgangspunkt i det samlede residual e og i øvrigt gøre ligesom i afsnit 1. Det er dog valgt at bruge det mere tilfældige u som fejlkorrektionsligningens residual og behandle  $0.624105 * e(-1)$  som en del af kortsigtsdynamikken.

De tre residualer (det estimerede, det kortsigtede og det langsigtede) bestemmes som følger:

$$\begin{aligned} u = & \text{dlog}(\text{phk}) - ( 1.55509 * \text{dlog}(\text{Cpuxh}/\text{pcpuxh}) - 5.69049 * \text{dif}(\text{buibhx}) + \text{dlog}(\text{pcpuxh}) \\ & + 0.078022 * \text{d06} + \text{gphk} - 0.884900 * \log(\text{fKbh}(-1)/\text{fKbhw}(-1)) + 0.624105 * (\text{dlog}(\text{phk}(-1))) \\ & - (1.55509 * \text{dlog}(\text{Cpuxh}(-1)/\text{pcpuxh}(-1)) - 5.69049 * \text{dif}(\text{buibhx}(-1)) + \text{dlog}(\text{pcpuxh}(-1)) \\ & + 0.078022 * \text{d06}(-1) + \text{gphk}(-1) - 0.884900 * \log(\text{fKbh}(-2)/\text{fKbhw}(-2))) ) \\ eK = & \text{dlog}(\text{phk}) - ( 1.55509 * \text{dlog}(\text{Cpuxh}/\text{pcpuxh}) - 5.69049 * \text{dif}(\text{buibhx}) + \text{dlog}(\text{pcpuxh}) \\ & + 0.078022 * \text{d06} + \text{gphk} ) \\ eL = & \log(\text{fKbh}/\text{fKbhw}) \end{aligned}$$

<sup>5</sup> Størrelsen gphk er i den nuværende modelversion en kortsigtskonstant, så gphk(-1) svarer til gphk, så længe kortsigtskonstanten fastholdes. Man vil typisk ændre kortsigtskonstant ved overgang fra historisk sample til fremskrivning, og i det historiske sample kan man som beskrevet finde på at ændre den konstante trendkorrektion til HP-trenden i ligningens kortsigtsvariable. Så lagget på gphk er relevant.



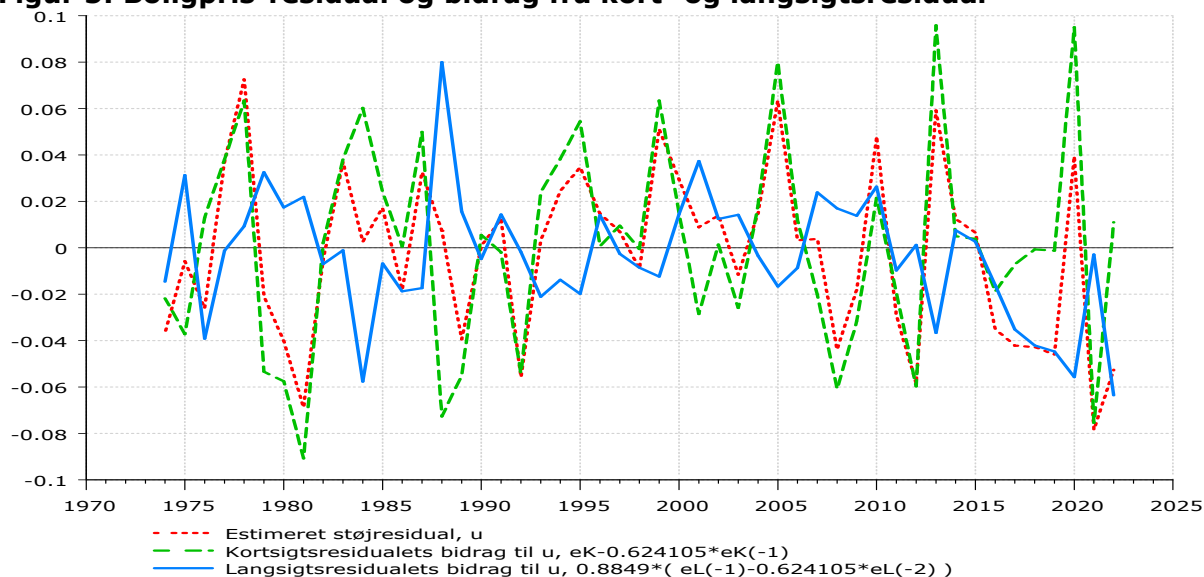
Det estimerede tilfældige residual  $u$  er bestemt ud fra hele den dynamiske fejlkorrektionsligning for boligprisen:<sup>6</sup>

$$u = eK - 0.624105 * eK(-1) + 0.8849 * (eL(-1) - 0.624105 * eL(-2))$$

Estimationsresidual  $u$  er beregnet i estimationsperioden 1974-2019 og i årene 2020-2022 med foreløbige data,  $eK$  er beregnet i samplet 1973-2022 og  $eL$  i 1972-2022.

Nedenstående figur 5 illustrerer det estimerede residual  $u$  (punteret rød kurve). Det positive residual i 2020 afspejler, at corona-epidemien både var ledsaget af et fald i det private forbrug og en stigning i boligefterspørgsel og boligpris. Hele estimationsperiodens tendens til negativ korrelation mellem kort- og langsigsresidual er illustreret af udsvingene i stiplede grønne kurve med  $eK - 0.624105 * eK(-1)$  over for udsvingene i blå kurve med  $0.8849 * (eL(-1) - 0.624105 * eL(-2))$ .

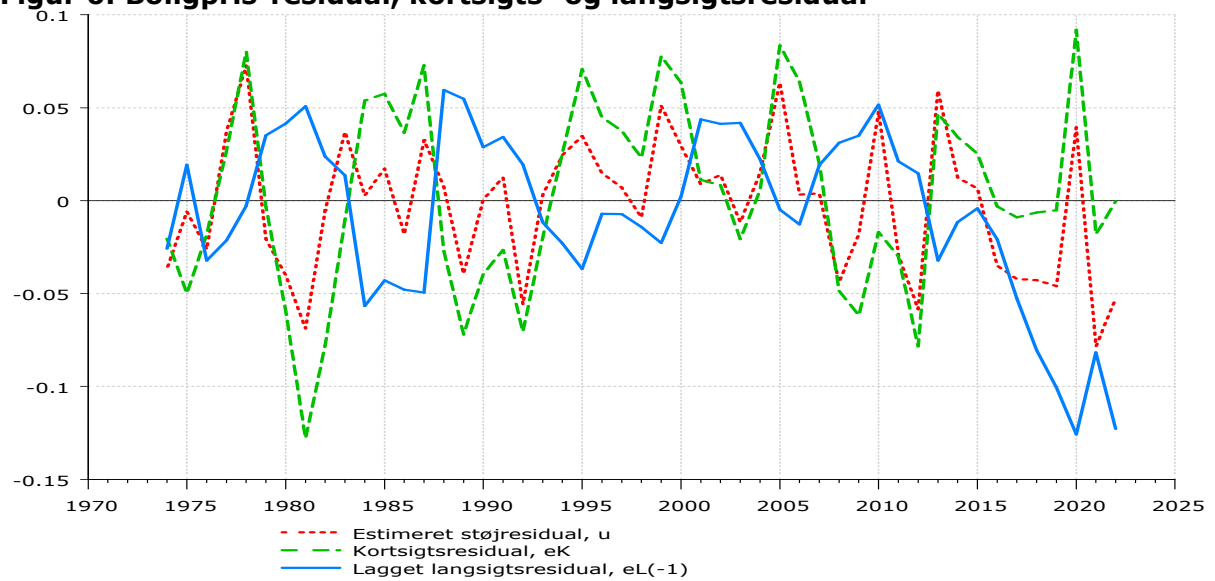
**Figur 5: Boligpris-residual og bidrag fra kort- og langsigsresidual**



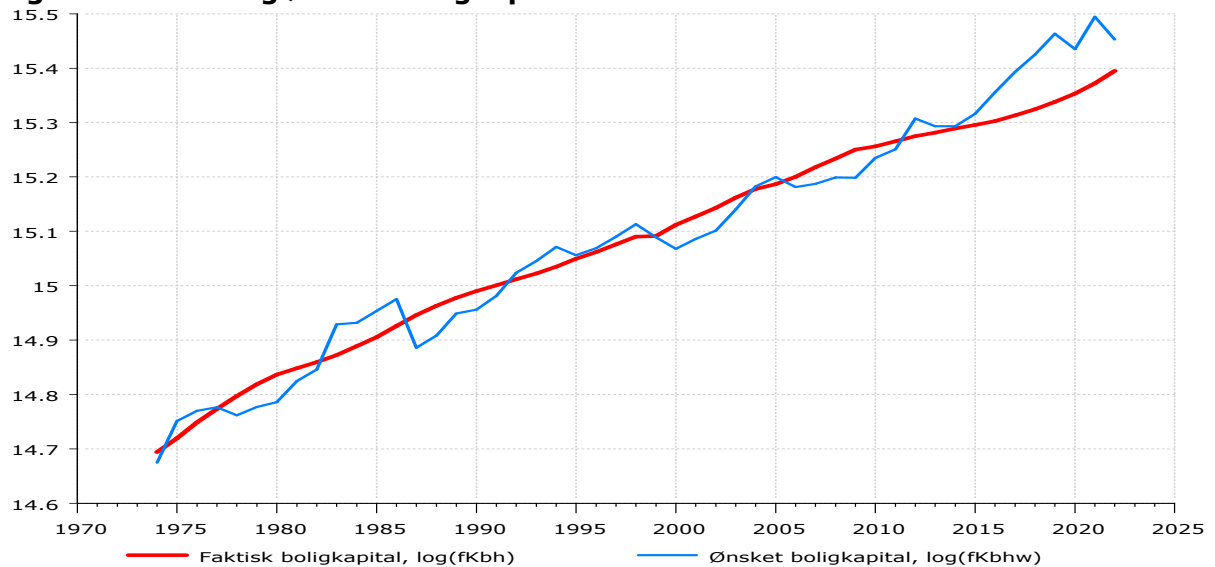
Den efterfølgende figur 6 viser boligprisrelationens  $u$  sammen med residualerne  $eK$  og  $eL$  defineret på foregående side. Langsigsresidual  $eL$  (blå kurve) angiver gabet mellem faktisk og på langt sigt ønsket boligkapital. Residual  $eL$  bølger op og ned og virker stationært indtil omkring 2015. Derefter og frem mod sampleslut bliver langsigsresidual tydeligt negativt, og det begynder at ligne et brud i langsigsrelationen. De senere års negative  $eL(-1)$  afspejler et positivt kortsigtsresidual i 2020 og mere systematisk, at hele ligningens estimerede residual er overvejende negativt i de senere år.

<sup>6</sup> Det estimerede residual-skema,  $e = u + 0.624105 * e(-1)$ , er normeret på  $u$ , og jf. afsnit 1 er  $e$  sat til  $eK + 0.8849 * eL(-1)$ .



**Figur 6: Boligpris-residual, kortsigts- og langsigtsresidual**

Et tydeligt negativt langsigtsresidual afspejler, at den ønskede boligkapital er blevet tydeligt større end den faktiske, jf. figur 7.

**Figur 7: Faktisk og ønsket boligkapital**

De senere år har den på langt sigt ønskede kapital (blå kurve) ligget forholdsvis meget og længe over faktisk boligkapital (fed røde kurve), jf. figuren ovenfor. Set over hele estimationsperioden svinger ønsket boligkapital omkring en træg og ”uimponeret” faktisk boligkapital. Udsvingene i ønsket boligkapital afspejler konjunktoren og boligprisens bevægelser. Boligprisens procentvise bevægelser er forholdsvis store, og det er som ventet, at ønsket boligkapital bevæger sig mere end faktisk på en logaritmisk skala.

Alle udsving i forholdet ønsket/faktisk boligkapital er i figur 7's sample primært blevet afsluttet ved, at ønsket boligkapital er svinget tilbage og over på den anden side af faktisk boligkapital.

Der kan dog også have været lidt påvirkning fra ønsket til faktisk kapital. Fx er den faktiske boligkapital trods alt accelereret lidt i de senere år. Og ser man nøje efter, kan man også før finanskrisen ane en tendens til, at nogle år med samme fortegn på forskellen mellem ønsket og faktisk boligkapital påvirker stigningstakten i faktisk kapital.

Når de senere års ønskede kapital er blevet ekstra stor, kan det i øvrigt afspejle, at en langstrakt konsekvens af finanskrisen har været lav rente ledsaget af stramme kreditvilkår. Hvis de stramme kreditvilkår dæmper boligprisens reaktion på den lave rente, stiger den modelberegnete efterspurgt boligkapital  $fK_{bhw}$  ekstra meget, fordi boligejerens ”årlige husleje”, usercostrate gange boligpris, falder ekstra meget, når prisens rentefaldsdrevne stigning dæmpes. De stramme kreditvilkår har ikke en særlig ADAM-variabel, og kan ikke reducere ADAM’s boligefterspørgsel.

Sammenfattende kan man overveje, om estimationen kan repecificeres fx ved at inddrage stramningen af kreditvilkår, jf. også at det estimerede residual er begyndt at hænge under nulaksen i de senere år. I første omgang nøjes vi dog med at erstatte den nuværende konstante trendkorrektio med en HP-trend.

Den konstante trendkorrektio  $gphk$  er estimations-samplets middelværdi af fejlkorrektionsrelationens kortsigtsvariable placeret på relationens venstre side:

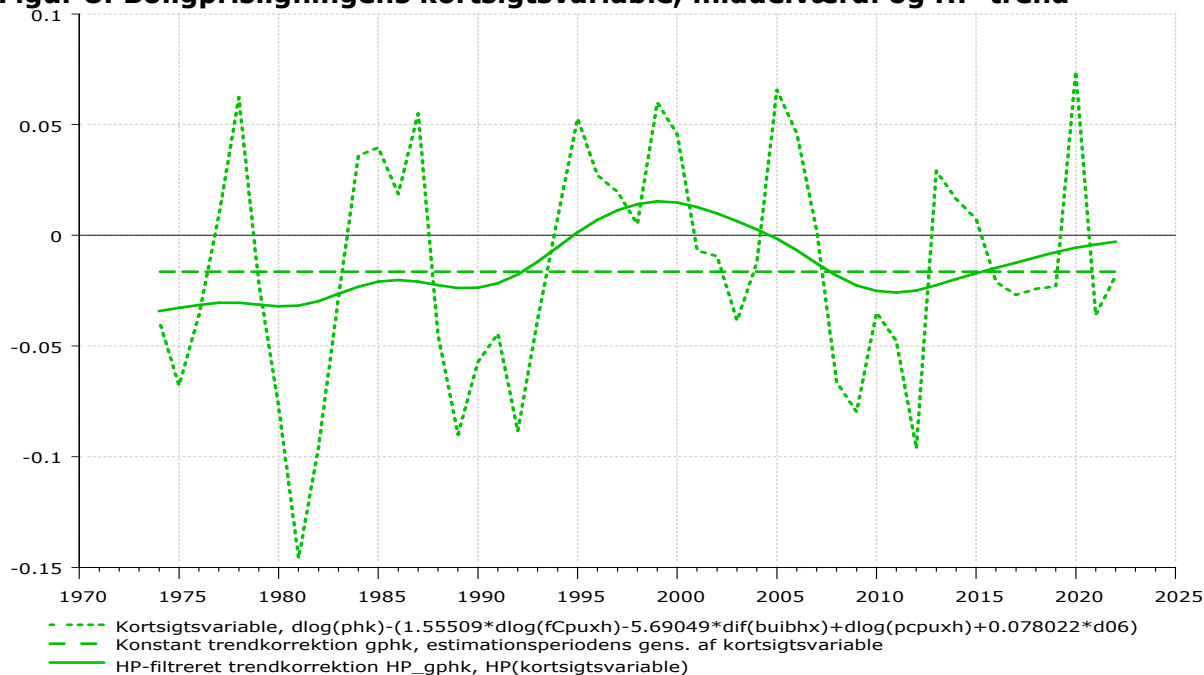
$$gphk = \text{avgt}(\text{dlog}(phk) - (1.55509 * \text{dlog}(Cpuxh/pcpuxh) - 5.69049 * \text{dif}(buihx) + \text{dlog}(pcpuxh) + 0.078022 * d06))$$

Den alternative trendkorrektio er samme samling kortsigtsvariable HP-filtreret:

$$HP\_gphk = \text{HP}(\text{dlog}(phk) - (1.55509 * \text{dlog}(Cpuxh/pcpuxh) - 5.69049 * \text{dif}(buihx) + \text{dlog}(pcpuxh) + 0.078022 * d06))$$

Kortsigtsvariablene og de to trendkorrektioer er sammenholdt i den efterfølgende figur 8

**Figur 8: Boligprisligningens kortsigtsvariable, middelværdi og HP-trend**



Det i figur 8 viste udtryk i kortsigtsvariable (punktteret kurve) svarer til det nuværende kortsigtsresidual  $eK$  før den konstante trendkorrektio  $gphk$  trækkes fra (dvs.  $eK + gphk$ ). Den nuværende konstant i langsigtsgningen for ønsket kapital er baseret på, at  $gphk$  er kortsigtskonstant, og hvis man lægger  $(HP\_gphk - gphk)$  til kortsigtskonstanten, skal man trække  $(HP\_gphk - gphk)/0.8849$  fra langsigtsgningens konstant og mindske ønsket boligkapital tilsvarende. Så er fejlkorrektionsligningen reelt uændret og dens estimerede residual helt uændret.

Det fremgår af ovenstående figur 8, at den variable trendkorrektio  $HP\_gphk$  (fuldt optrukken kurve) har været (lidt) større end den konstante  $gphk$  (vandret stiplede linje) siden 2015. Så en overgang til  $HP\_gphk$  skulle formindske ønsket boligkapital og de senere års negative gab mellem faktisk og ønsket kapital.

Den synlige ændring i ADAM bliver, at i den ”nye” boligprisligning, er den konstante trendkorrektion gphkr erstattet af den trendede HP\_gphk:

$$\begin{aligned} \text{dlog(phk)} = & 1.55509 * \text{dlog}(\text{Cpuxh}/\text{pcpuxh}) - 5.69049 * \text{dif}(\text{buihx}) + \text{dlog}(\text{pcpuxh}) \\ & + 0.078022 * \text{d06} + \text{HP\_gphk} - 0.884900 * \log(\text{fKbh}(-1)/\text{fKbhw}(-1)) + u \\ & + 0.624105 * (\text{dlog}(\text{phk}(-1)) \\ & - (1.55509 * \text{dlog}(\text{Cpuxh}(-1)/\text{pcpuxh}(-1)) - 5.69049 * \text{dif}(\text{buihx}(-1)) + \text{dlog}(\text{pcpuxh}(-1)) \\ & + 0.078022 * \text{d06}(-1) + \text{HP\_gphk}(-1) - 0.884900 * \log(\text{fKbh}(-2)/\text{fKbhw}(-2))) \end{aligned}$$

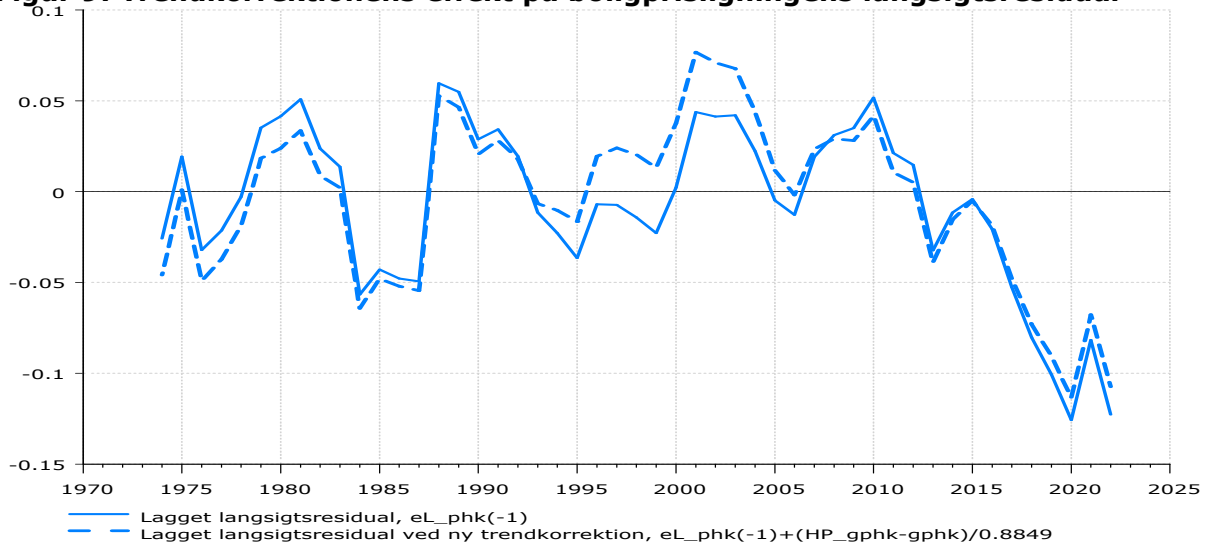
Hvor trenden i HP\_gphk gør samme års trendkorrektion forskellig fra foregående års.

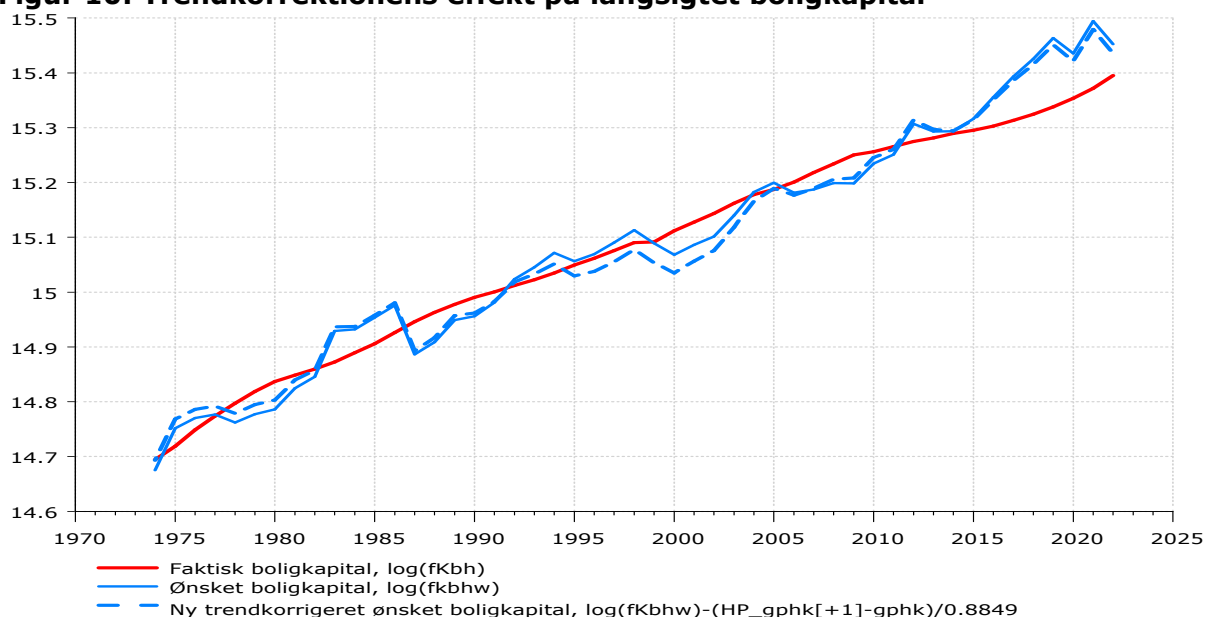
I den tilpassede langsigtrelation for ønsket boligkapital fKbhw er konstanten fratrukket forskellen på leadet HP\_gphk og gphk. Og trenden i HP\_gphk gør den korrigerede konstant til en variabel:

$$\begin{aligned} \log(\text{fKbhw}) = & \log(\text{Cpuxh}/\text{pcpuxh}) + 0.30000 * \log(\text{pcpuxh}/(\text{buihx} * \text{phk})) \\ & + 0.90301672 - (\text{HP\_gphk}(+1) - \text{gphk})/0.8849 \end{aligned}$$

Effekten af den HP-baserede trendkorrektion er illustreret i efterfølgende figur 9 og 10. Det fremgår, at de senere års nedtur for langsigtresidualet dæmpes en smule, men langsigtresidualet forbliver negativt, og den ønskede boligkapital forbliver over den faktiske. Overgangen til HP trendkorrektion betød mere for lønrelationens langsigtvariabel i afsnit 2. Forskellen er, at der er mindre systematisk trend i boligprisligningens HP\_gphk end i lønligningens HP\_glna, og gabet mellem fuldt optrukken og stiplede kurve efter 2015 er forholdsvis beskedent i ovenstående figur 8. Så betyder det mindre at gå fra konstant til trendet trendkorrektion.

**Figur 9: Trendkorrektionens effekt på boligprisligningens langsigtresidual**



**Figur 10: Trendkorrektionens effekt på langsigtet boligkapital**

Der skulle heller ikke være grund til at eliminere de senere års gab mellem faktisk og ønsket boligkapital, hvis gabet skyldes kreditvilkår, som ikke indgår boligprisrelationen, og det estimerede residual er som allerede bemærket overvejende negativt i den sidste del af samplet. Hvis man vil fjerne det resterende gab i den sidste del af samplet, skal boligprisrelationen respecificeres.

Det er gjort i et papir af Karen, som korrigerer usercostraten siden 2008 med henvisning til strammerede kreditkrav. Konsekvensen for ønsket boligkapital er illustreret i appendiks til nærværende notat. Konklusionen er igen, at man kan godt bruge trendkorrektion med HP-trend, men det bliver ikke nødvendigvis lettere at tolke resultatet.

Det var bemærkningerne til boligprisens fejlkorrigeringsrelation og langsigtssrelationen for boligkapital. Nu omtales boligkapitalens fejlkorrigeringsrelation og langsigtssrelationen for boligprisen.

#### 4 Boligkapitalrelationen og boligprisens langsigtssrelation

Kapitalrelationen er en fejlkorrigeringsrelation, der bestemmer den relative ændring i boligkapitalen, og på højre side optræder det laggede residual fra boligprisens langsigtssrelation:

$$\begin{aligned} \text{dif}(fKbh)/fKbh(-1) = & 0.022068 * \text{dlog}(\text{phk}/(0.8 * \text{pibh} + 0.2 * \text{phgk})) \\ & + 2.21992 * \text{nbs}/fKbh(-1) + 0.050335 * \text{dlog}(\text{fcpuxh}) \\ & + 0.101921 * \text{dif}(1/(1 + (\text{Exp}(0.0212046 * \text{tid}(-1) - 37.51552)/\text{Exp}(4.3))^{**}(-25)))) \\ & + 0.00291552 * \text{d6608} + \text{gfkbh} - \text{bfivbh} + 0.027 * \log(\text{phk}(-1)/\text{phkw}(-1)) + e \end{aligned}$$

Hvor langsigtet boligpris  $\text{phkw}$  er bestemt som bygnings- plus grundpris og en estimeret markup:

$$\log(\text{phkw}) = \log(.80 * \text{pibh} + .20 * \text{phgk}) - 0.25100425$$

$fKbh$  er boligkapital,  $\text{phk}$  boligpris,  $\text{phkw}$  langsigtet boligpris,  $\text{pibh}$  boliginvesteringspris,  $\text{phgk}$  grundpris,  $\text{nbs}$  støttede boliger,  $\text{fcpuxh}$  forbrug ex boligforbrug,  $\text{dif}(1/(1 + (\text{Exp}(0.0212046 * \text{tid}(-1) - 37.51552)/\text{Exp}(4.3))^{**}(-25))))$  (årlig ændring i) logistisk variabel,  $\text{d6608}$  skiftdummy for finanskrisen 1 i 1966-2008 derefter nul,  $\text{gfkbh}$  kortsigtsskonstant,  $\text{bfivbh}$  afskrivningsrate på boligkapital.

Boligkapital ligningen forklarer relativ ændring i boligkapitalen,  $\text{dif}(fKbh)/fKbh(-1)$  med især Tobins  $q$ . Tobins  $q$  er her forholdet mellem faktisk og langsigtet boligpris  $\log(\text{phk}/\text{phkw})$ , der også kan tolkes som forholdet mellem prisen på eksisterende boliger og prisen på ny opførte boliger. Ligningens logistiske variabel er en funktion af tiden og fanger, at boligkapitalen i begyndelsen af 1970'erne voksede hurtigere end Tobins  $q$  ville tilsige. Man var dengang på vej væk fra et reguleret marked med boligmanget, og handlen med eksisterende boliger fyldte forholdsvis lidt sammenholdt med det høje

nybyggeri. Er der mangel på boliger, køber nye boligejere en nyopført bolig uden at overveje at købe en eksisterende bolig i stedet.

Estimationstilgangen er som ved boligprisens relation, men man behøver ikke modellere med autokorrelation. Det estimerede residual  $e$  i hele fejlkorrektionsrelationen har middelværdien nul og virker tilfældigt i estimationssamplet 1969-2019, jf. den efterfølgende figur 11.

Kortsigtsresidualet  $e_K$  svarer til fejlkorrektionsligningens residual ekskl. langsigtresidualets bidrag:

$$e_K = \text{dif}(fKbh)/fKbh(-1) - (0.022068 * \text{dlog}(phk/(0.8 * \text{pibh} + 0.2 * \text{phgk})) + 2.21992 * \text{nbs}/fKbh(-1) + 0.050335 * \text{dlog}(fcpuxh) + 0.101921 * \text{dif}(1/(1 + (\text{Exp}(0.0212046 * \text{tid}(-1) - 37.51552)/\text{Exp}(4.3))^{**}(-25)))) + 0.00291552 * \text{d}6608 + \text{gfkbh} - \text{bfivbh})$$

Langsigtresidualet  $e_L = \log(phk/phkw)$

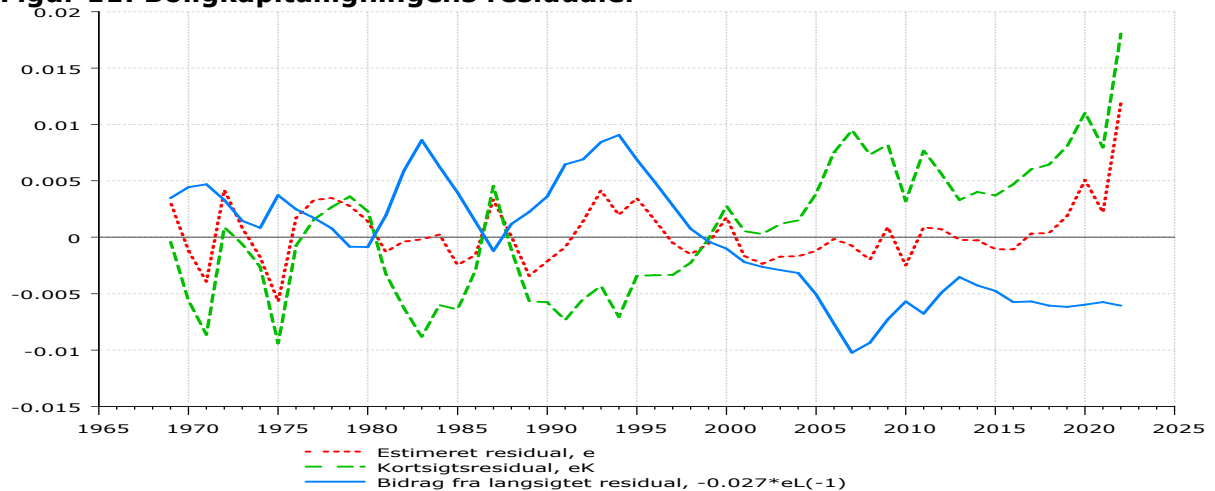
Sammenhængen mellem de tre residualer er:

$$e = e_K - 0.027 * e_L(-1)$$

Det minder om sammenhængen mellem de tilsvarende residualer for boligprisrelationen med den forskel, at det laggede langsigtresidual har forskelligt fortegn.<sup>7</sup> Desuden er koefficienten 0.027 numerisk mindre end koefficienten 0.8849 til gabet mellem faktisk og langsigtet boligkapital. Tilpasningskoefficienterne afspejler, at boligprisen har større procentvise udsving end boligkapitalen.

Boligkapitalligningens tre residualer er illustreret i figur 11, hvor kortsigtsresidualet og langsigtresidualets forklaringsbidrag som ventet korrelerer negativt. Det estimerede residual  $e$  er forholdsvist stort i coronaåret 2020, hvor der blev investeret mere i boliger, end ligningen siger, og der er et meget stort residual  $e$  i sidste dataår 2022, hvor fejlkorrektionsligningen slet ikke kan forklare stigningen i faktisk boligkapital.

**Figur 11: Boligkapitalligningens residualer**



De senere års faktiske udvikling i boligkapitalen har været let accelererende jf. også den allerede viste figur 7. I figur 7 passer accelerationen med, at den ønskede boligkapital har ligget over den faktiske i en årrække, men man får ikke meget ud af at sætte gabet mellem faktisk og ønsket boligkapital ind i kapitalens fejlkorrektionsligning.

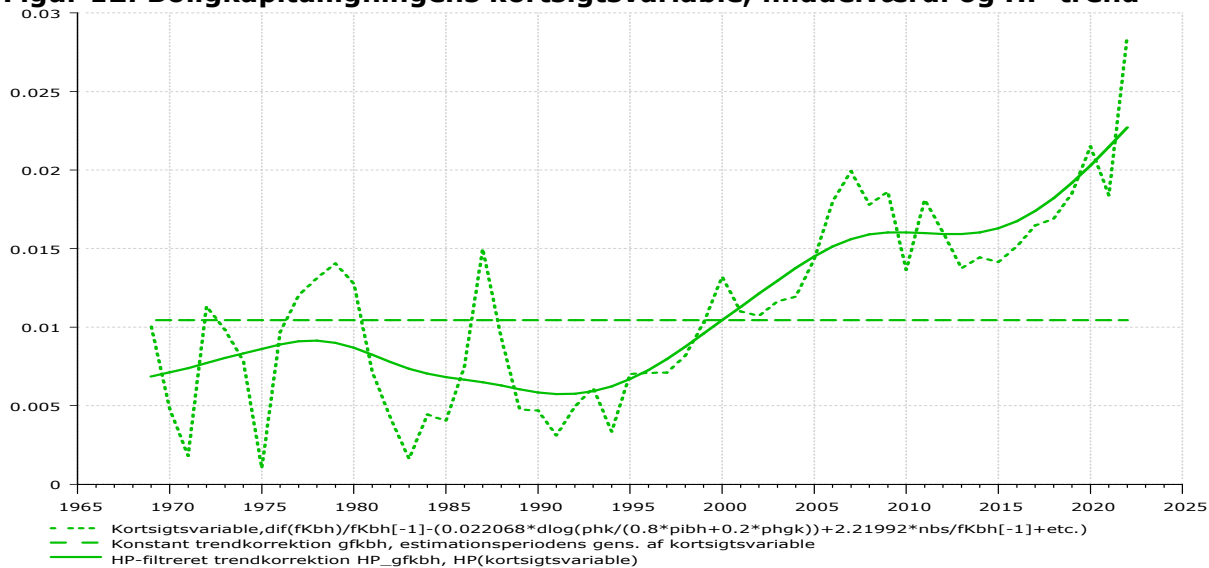
Så vi må leve med det estimerede røde residual i figur 11, og de seneste store residualer ligger da også uden for estimationssamplers endelige data. Figur 11 viser imidlertid også, at langsigtresidualets bidrag  $-0.027 * e_L(-1)$  kan lave langvarige cykler, der ikke virker stationære. I indeværende århundrede

<sup>7</sup> Det forskellige fortegn til langsigtresidualets bidrag i den definitionsmæssige sammenhæng afspejler det forskellige fortegn til langsigtresidualet i fejlkorrektionsligningen for hhv. boligkapital og boligpris. Hvis faktisk boligpris er større end langsigtet, øges boligkapitalen. Hvis faktisk boligkapital er større end ønsket, mindskes boligprisen.

har den faktiske boligpris udelukkende været større end den langsigtede, aldrig mindre, og det har bidraget til at øge boligkapitalens vækst og trække det estimerede residual nedad, jf. blå kurves langvarige forløb under nulaksen. Kortsigtsdynamikken har gjort det modsatte, jf. den negative korrelation mellem langsigtsresiduals forklaringsbidrag og kortsigtsresidual. Kortsigtsresidualet virker da heller ikke stationært, og det er nærliggende at genberegne kort- og langsigtsresidual med udgangspunkt i kortsigtsvariablenes HP-trend.

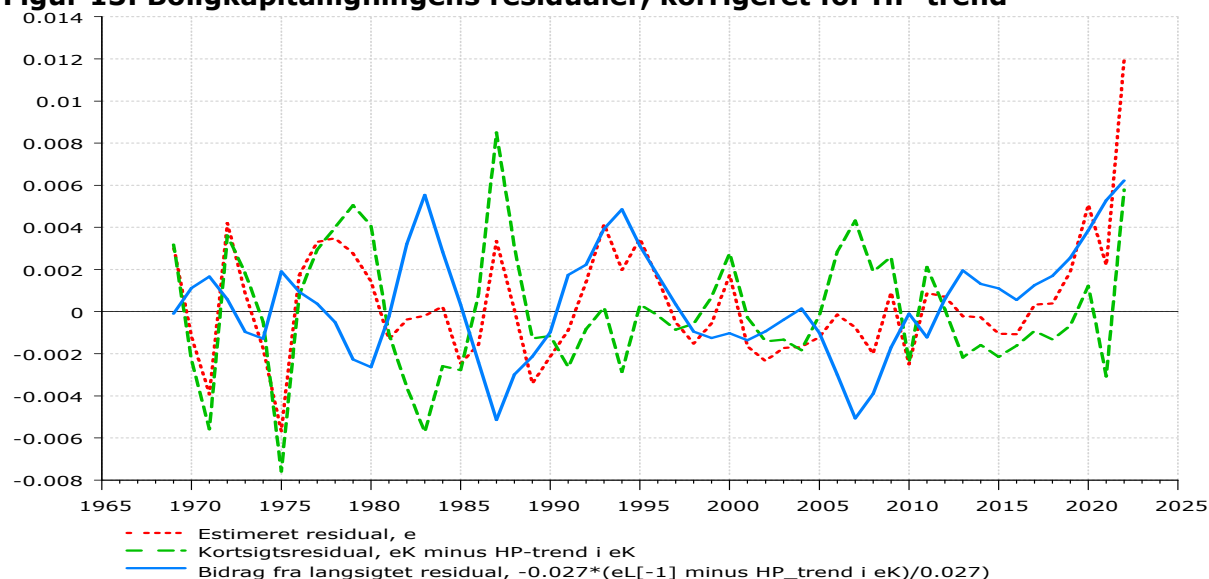
Nedenstående figur 12 skal illustrere, at de kortsigtsvariables samlede effekt<sup>8</sup> (den punkterede kurve) beskriver korterevarende og mere stationære sving omkring deres HP-trend (den fuldt optrukne kurve) end omkring deres middelværdi gfkbh (den stiplede linje).

**Figur 12: Boligkapitalligningens kortsigtsvariable, middelværdi og HP-trend**



Samtidig med at kortsigtsdynamikkens HP-trend tager kortsigtskonstantens plads i fejlkorrigeringsrelationen, bruges kortsigtsdynamikkens HP-trend til at korrigere langsigtsrelationens konstant. De ændrede kort- og langsigtsresidualer er illustreret i nedenstående figur 13. Det estimerede residual er uændret fra figur 11, men kort- og langsigtsresidual virker mere stationære i figur 13 end i figur 11.

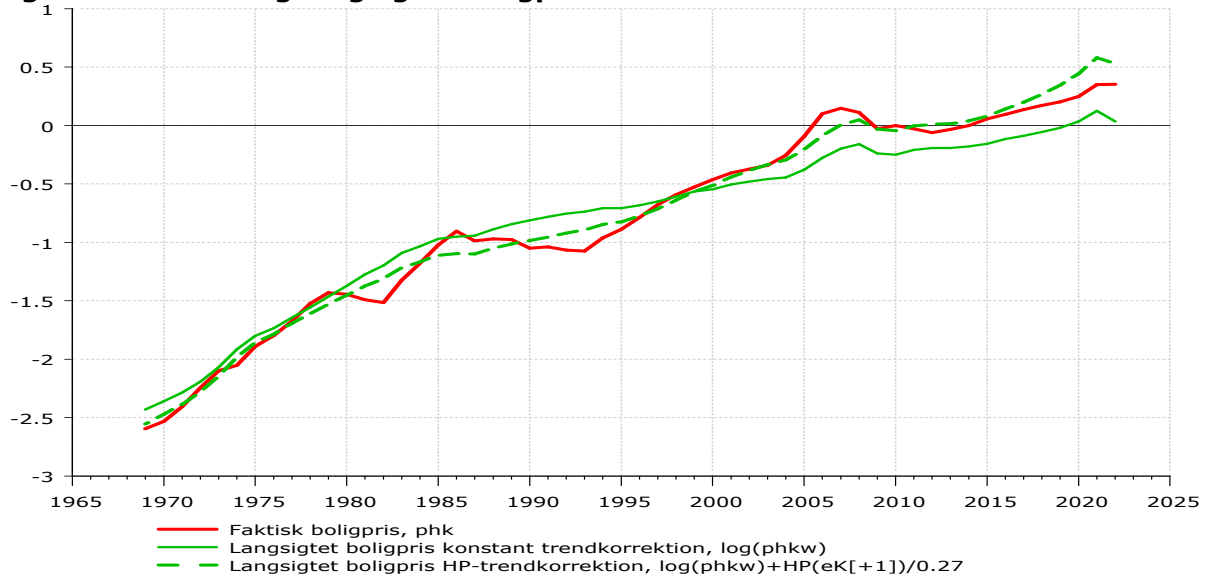
**Figur 13: Boligkapitalligningens residualer, korrigeret for HP-trend**



<sup>8</sup> Svarer til kortsigtsresidual plus den konstante trendkorrektion,  $eK + gfkbh$ .

Man slipper ikke for det store estimerede residual i sidste dataår 2022, og der er også et vist gab mellem faktisk og langsigtet boligpris i 2022 med en HP-baseret tilgang. Gabet i 2022 har dog skiftet fortegn og er blevet lidt mindre. Og den HP-baserede trendkorrektion får den langsigtede boligpris (stiplet grøn kurve) til i højere grad at ligne en midterlinje for den faktiske boligpris, jf. figur 14.

**Figur 14: Faktisk og langsigtet boligpris**



Man bemærker, at den faktiske boligpris er mere volatil end den langsigtede. Ved boligkapitalen er det omvendt. Faktisk kapital er mere træg end ønsket kapital, jf. den tidligere viste figur 7. Det er som ventet. Det er også svært eller umuligt at se, at de bløde ændringer i den langsigtede boligpris, dvs. prisen på en ny opført bolig, skulle påvirke den faktiske boligpris i figur 14. I figur 7 var det svært men ikke umuligt at se, at den ønskede boligkapital kunne påvirke den faktiske.

## 5 Sammenfattende om trendkorrektion

Strengt taget kan man ikke estimere langsigtsgligningen i en fejlkorrektionsligning. For man kan ikke identificere langsigtsgligningens konstant. Noget af den samlede konstant afbalancerer kortsigtsgligningen, men hvor meget. Det løses ikke ved at placere den estimerede konstant i langsigtsgligningen.

Man er nødt til at antage noget for at udlede en langsigtsgligning med konstant fra en fejlkorrektionsligning. Ved ADAM's sædvanlige trendkorrektion er det antaget, at kortsigtsgligningens konstant afbalancerer estimationsperiodens middelværdi af ligningens kortsigtsvariable. Det er et logisk valg. Fejlkorrektionsligningens samlede konstant afbalancerer middelværdien af alle ligningens variable. Kortsigtsgligningens konstant afbalancerer kortsigtsvariablene, langsigtsgligningens konstant afbalancerer langsigtsgligningens variable, og langsigtsgligningens konstant er samlet konstant fraregnet kortsigtsgligningens konstant.

Men hvorfor se på estimationsperioden under et og antage, at det er samme konstant, der skal fordeles mellem kortsigtsgligning og langsigtsgligning i hele perioden. Hvis kortsigtsgligningens variable (herunder de nominelle vækstrater) middelværdi er ændret systematisk over estimationsperioden, er det måske snarere en trend, der skal fordeles. Det er ideen bag den her fremlagte HP-baserede trendkorrektion.

Den HP-baserede trendkorrektion gør det nemmere at præsentere ADAM's langsigtsgligning. Men selve den estimerede lønrelation er uændret. Det er definitionen af lønrelationens langsigtsgligning, som er ændret. Opdelingen på langsigtsgligning og kortsigtsgligning er redefineret.

Til brug for fremskrivninger kan man som nu beregne et konstant trendkorrektionsled, der afspejler de antagne steady-state ændringer. Derudover skal man vælge en overgang fra HP-trendkorrektionen i sidste dataår til fremskrivningens konstante steady-state-trendkorrektion. Med den sædvanlige ADAM-tilgang til trendkorrektion i fremskrivningen fastholder man som udgangspunkt den historiske periodes langsigtsgligningens konstant i fremskrivningen. Det svarer til at fastholde estimationsperiodens



langsigtsrelation men genberegne kortsigtskonstanten, så den afspejler fremskrivningens vækst. Med den HP-baserede tilgang kan man som udgangspunkt bruge værdien af den ”trendede langsigtskonstant” i det sidste dataår. Hvis man hellere vil bruge den estimerede fejlkorrektionsligning uændret i fremskrivningen, laves langsigtsrelationens konstant ved at fraregne fremskrivningens trendkorrektion i fejlkorrektionsligningens konstant.

### Litteratur:

Karen Skriver Lauger, 03.08.23, Indragelse af kreditvilkår i boligmodellen til Apr23

Cecilie Tandrup-Rasmussen, 31.03.22, Lønrelation og trend i kortsigtsdynamikken

### Appendiks: Usercostrate korrigeret for lånebetingelser

Den modelberegne ønskede boligkapital  $fKbh$  er jf. boligprisrelationen en funktion af faktisk boligpris  $phk$  gange ADAM's usercostrate  $buibhx$  med rente, skattesats, bidragsats og afdragsats på realkreditlån m.v. Raten kan ses som et gennemsnit af en rigtig usercostrate og en ydelsesrate, jf. boks 3.7 i ADAM-bogen fra 2012.

De senere års tydelige gab mellem en høj ønsket og en lavere faktisk boligkapital, i hovedtekstens figur 7, kan som nævnt i hovedteksten afspejle, at den lave rentes indflydelse på boligprisen har været modvirket af strammere kreditvilkår, som modererer boligprisen uden at øge ADAM's usercostrate.

Det er forsøgt at inddrage kreditvilkårene i ADAM's usercostrate og boligmodel, jf. et papirudkast af Karen. Nærmere bestemt er der vha. en stiliseret ligning med relativ mængde, privatforbrug/boligbeholdning, over for relativ pris,  $(usercostrate * boligpris) / forbrugerpris$ , estimeret en koefficient, så kreditvilkårenes effekt kan repræsenteres af den estimerede koefficient gange en variabel  $akreal$  for realkreditens lånevilkår ( $akreal$  er akkumuleret over kreditvilkårsstatistikens nettotal for realkreditens ændring af kreditvilkår, statistikken begynde i 2008). Koefficienten gange  $akreal$  skal repræsentere et korrigerende tillæg til renten efter skat.

Den hidtidige usercostrate er givet ved:

$buibhx =$

$$(1 - tsuih) * (bobl30 * iw30 + (1 - bobl30) * iwflx) + bfinvbhe - 0.5 * (1 - bfinvbhe) * rpibhe + ((tsuih * Yrphs + Ssyj + Spzejh * fKnbhe(-2) / fKnbh(-2)) / fKnbhe) / phk + .5 * bafd + (1 - tsuih) * iwbid$$

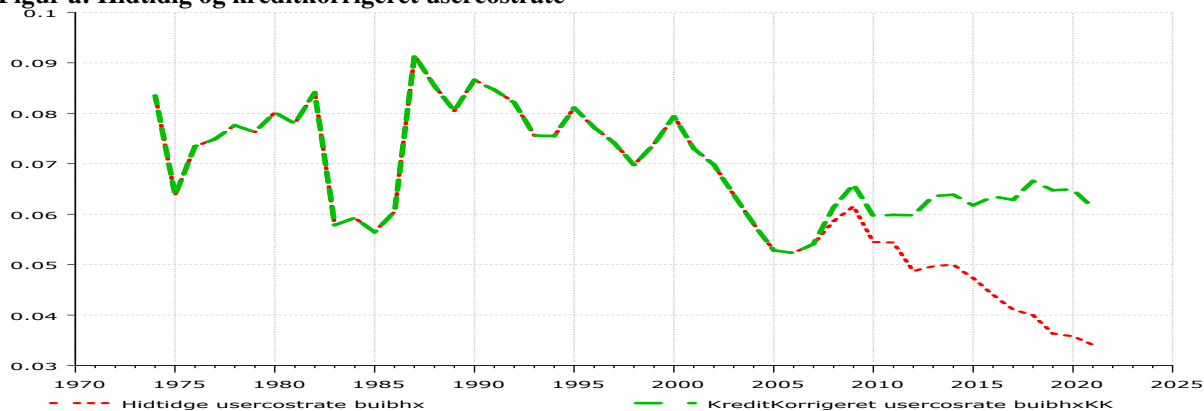
$tsuih$  skattesats på negativ kapitalindkomst,  $iwbz$  og  $iwbflx$  30-årig og kort rente,  $bobl30$  lange låns andel,  $bfinvbhe$  afskrivningsrate på boliger,  $rpibhe$  forventet stigning boliginvesteringspris,  $((tsuih * Yrphs + Ssyj + Spzejh * fKnbhe(-2) / fKnbh(-2)) / fKnbhe) / phk$  samlet boligkapitalbeskatning som sats på boligkapitalen,  $bafd$  1. års afdragsrate på boliglån,  $iwbid$  bidragsats til realkreditinstitut

Den kreditkorrigerede usercostrate  $buibhxKK$  er givet ved:

$buibhxKK = buibhx - 0.00007 * akreal$

Realkreditens lånevilkår er strammet, så nettotallet for lånevilkår har mest været negativt, og den akkumulerede variabel  $akreal$  bliver mere og mere negativ. Den estimerede koefficient på minus 0.00007 gange  $akreal$  bliver dermed et voksende tillæg til den sædvanlige usercostrate fra 2008 og frem, jf. figur a. Det fremgår, at korrektionen ændrer en ab 2009 faldende usercostrate til en nogenlunde konstant usercostrate.

**Figur a: Htidig og kreditkorrigeret usercostrate**



Usercostraten indgår i ADAM's relation for boligprisen, og den relation er reestimeret. Man får, jf. Karen:

$$\begin{aligned} Dlog(phk) = & 1.44160 * Dlog(Cpuxh/pcpuxh) - 6.28433 * Dif(buibhxKK) + Dlog(pcpuxh) \\ & + 0.070500 * d06 + gphkKK - 1.13421 * log(fKbh(-1)/fKbhKK(-1)) + u \\ & + 0.699087 * (Dlog(phk(-1)) \end{aligned}$$

$$-(1.44160 * D \log(C_{puxh}(-1) / p_{cpuxh}(-1)) - 6.28433 * \text{Dif}(b_{uibhxKK}(-1)) + D \log(p_{cpuxh}(-1)) + 0.070500 * d_{06}(-1) + g_{phkKK}(-1) - 1.13421 * \log(f_{Kbh}(-2) / f_{KbhWKK}(-2)))$$

Hvor den hidtidige kortsigtskonstant  $g_{phk}$  (trendkorrektion) og det hidtidige ønskede kapitalapparat  $f_{KbW}$  er ændret og tilføjet to  $K$ 'er i navnet, samtidig med at  $usercost$   $b_{uibhx}$  er erstattet af  $b_{uibhxKK}$ .

Den på langt sigt ønskede boligkapital  $f_{KbhWKK}$  er bestemt af langsigtssrelationen:

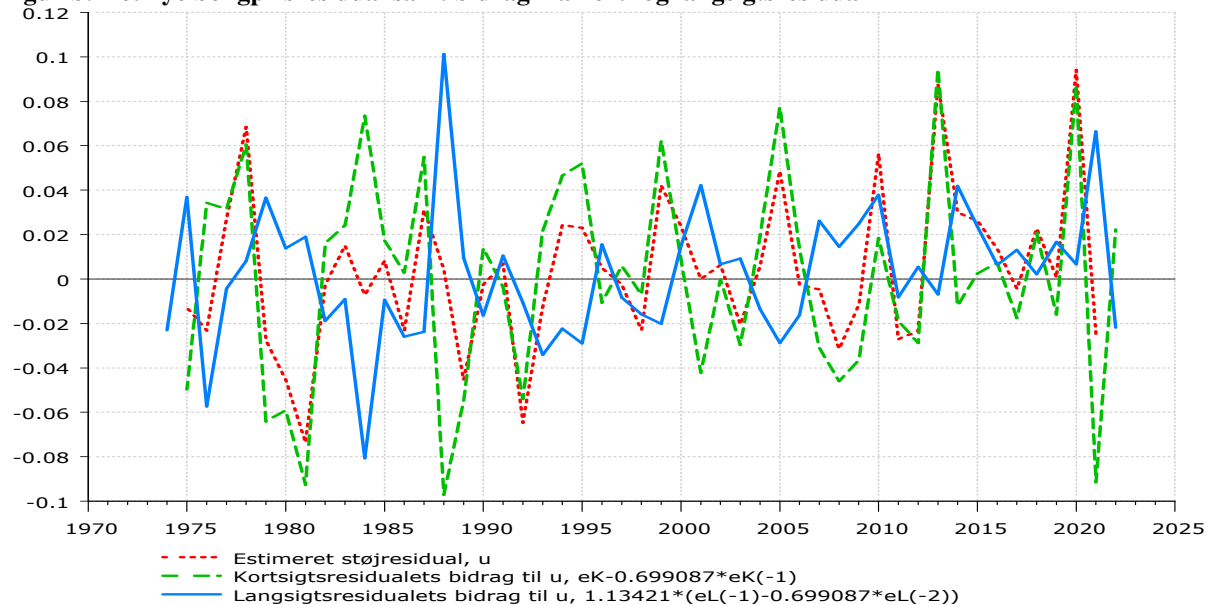
$$\log(f_{KbhWKK}) = \log(C_{puxh} / p_{cpuxh}) + 0.30000 * \log(p_{cpuxh} / (b_{uibhxKK} * phk)) + 0.919379038$$

Eneste forskel til hovedtekstens boligprisrelation er brugen af den kreditkorrigerede  $usercost$   $b_{uibhxKK}$  ved estimationen og den afledte definitionsændring af kortsigtskonstant og ønsket kapitalapparat. Øvrige variable og estimationssample er som ved hovedtekstens relation (fra seneste betaversion af apr23).

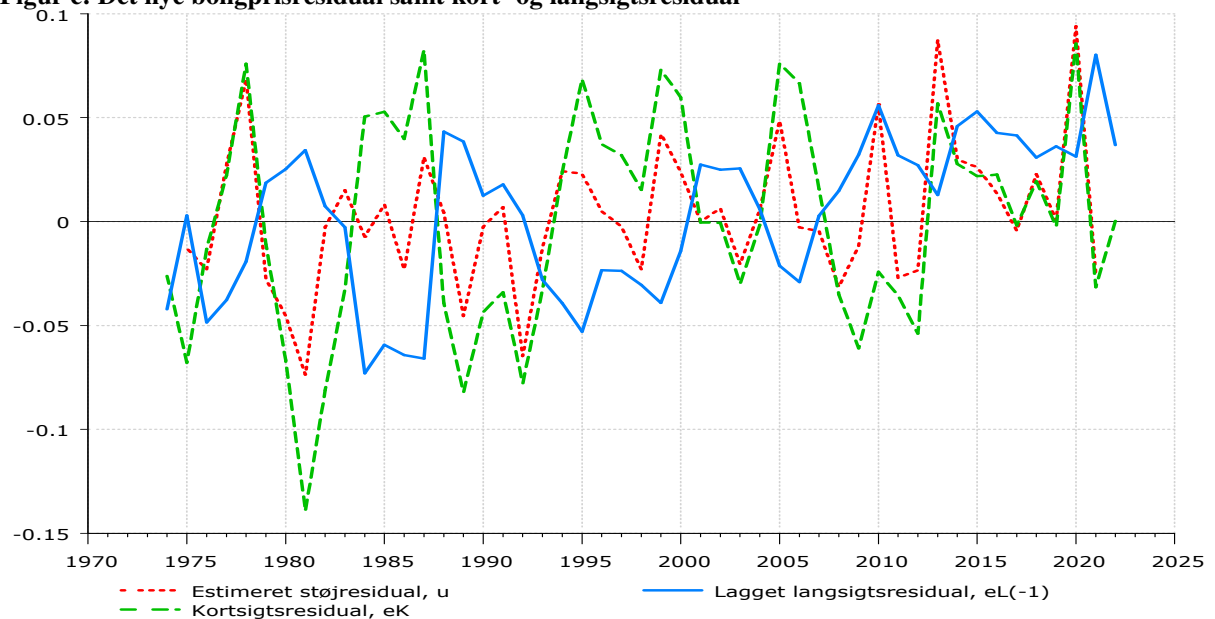
Der gør ikke stor forskel at estimere med  $b_{uibhxKK}$  som  $usercost$  i stedet for  $b_{uibhx}$ , men både koefficienten til ændringen i  $b_{uibhx}$  og koefficienten til det laggede langsigtssresidual  $\log(f_{Kbh}(-1) / f_{KbhW}(-1))$  bliver numerisk lidt større, og spredningen i den estimerede ligning falder fra 0.03634 til 0.0337. Så boligprisen reagerer lidt kraftigere på den korrigerede  $usercost$ , og relationen fitter lidt bedre.

Det estimerede støjrresidual  $u$  er i figur b vist sammen med kort- og langsigtssresidualets bidrag til  $u$ . Bidragene inkluderer den estimerede autokorrelation.

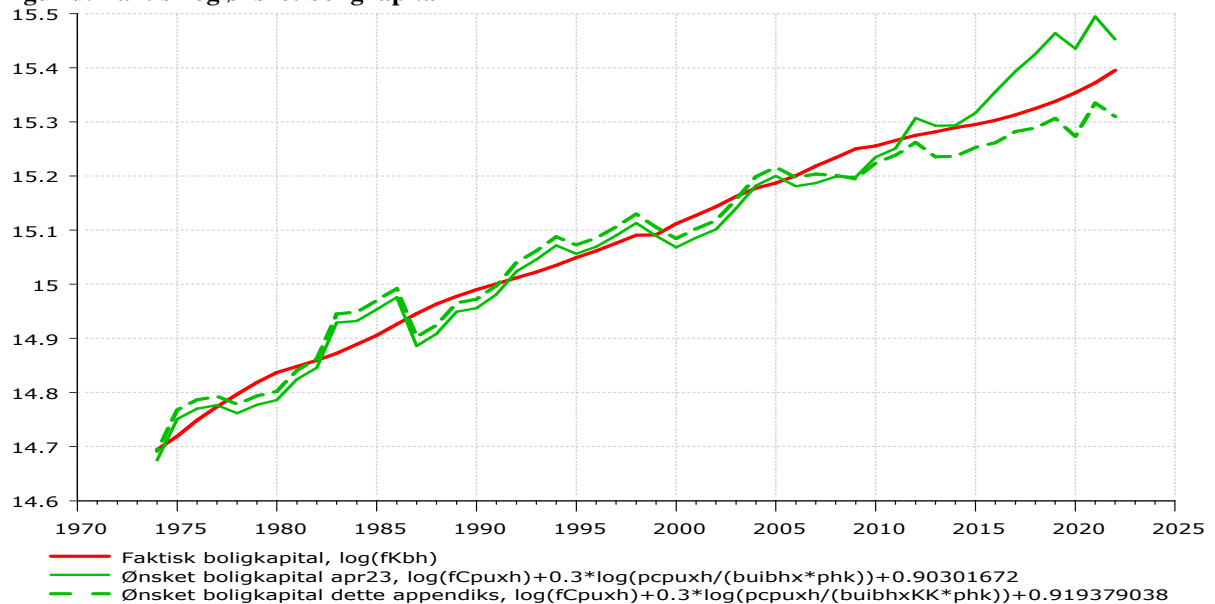
**Figur b: Det nye boligprisresidual samt bidrag fra kort- og langsigtssresidual**



Figur c nedenfor viser residual  $u$  sammen med faktisk kort- og langsigtssresidual.

**Figur c: Det nye boligprisresidual samt kort- og langsigtresidual**

Langsigtresidualet ser ud til at trende op ad siden 1990'erne, og den ønskede kapitalbeholdning er revideret ganske meget. Så nu er den faktiske boligkapital højere end den ønskede i slutningen af det viste sample, jf. den efterfølgende figur d.

**Figur d: Faktisk og ønsket boligkapital**

Figur d viser et noget andet billede end hovedtekstens figur 7. Måske er der med den nye usercostrate overkorrigeret for lånevilkårenes betydning. For det er ikke oplagt, at det er nemmere at forstå den stiplede end den fuldt optrukne grønne kurve i figur d. De sidste års acceleration i den faktiske boligkapital tyder på, at husholdningerne efterspørger mere boligkapital, end de har, svarende til at ønsket boligkapital ligger over faktisk.