

Variationer over forbrugsrelationen i ADAM, april 2000

Resumé:

Dette papir følger op på nogle uafklarede spørgsmål vedrørende forbrugsrelationens modelegenskaber, som rejstes i forbindelse med modelgruppepapir HHN, NAD og HCO 5. februar 2001. Det konkluderes bl.a., at koefficienterne i langtsigtsrelationen synes at have en markant betydning på kort og mellemlangt sigt.

Det fremhæves videre, at ADAMs nuværende forbrugsrelation statistisk set kan forbedres signifikant ved tilføjelse af en lineær trend, hvorimod der ikke opnås forbedringer ved at tillade boligformuen og anden formue at have forskellige forbrugseffekter.

NAD26301.WPD

Nøgleord: forbrugsrelation, modelegenskaber, multiplikator

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

I modelgruppepapir HHN, NAD og HCO 5. februar 2001 blev en række forslag til en mulig forbrugsrelation i ADAM analyseret. Papiret indeholdt bl.a. et afsnit, som analyserede modelegenskaberne af udvalgte relationer ved brug af multiplikatorberegninger. Disse multiplikatorer har givet anledning til en del spørgsmål, som søges besvaret i nærværende papir. Specielt vil jeg søge en nøjere forklaring på, hvad der giver anledning forskellene i multiplikatorerne for de enkelte relationer.

Videre undersøges det, om der kan opnås bedre forklaring af det private forbrug ved at tillade boligformuen og anden formue at have forskellige forbrugseffekter.

2. Variationer over ADAMs nuværende forbrugsrelation

Den nuværende relation for samlet forbrug er som følger:

$$\Delta c = \alpha_1 \Delta y^h + \alpha_2 \Delta y^s + \alpha_3 \Delta w - \gamma(c_{-1} - \beta_1 y_{-1} - \beta_2 w_{-1}) + \kappa \quad (1)$$

c	Privat forbrug	$\log(Cp4/pcp4v)$
y^h	Disp. husholdningsindkomst	$D((Ydphk/pcp4v)/((Ydphk_{-1} + Ydpsk_{-1})/pcp4v_{-1}))$
y^s	Disp. selskabsindkomst	$D((Ydpsk/pcp4v)/((Ydphk_{-1} + Ydpsk_{-1})/pcp4v_{-1}))$
w	Formue	$Wcp_{-1}/pcp4v$
y	Samlet disp. indkomst	$Ydpl/pcp4v$

Det vises i førnævnte modelgruppepapir, at når denne model udvides med en trend, den relative pris på boliger, $phk/pcp4v$, og inflationsraten, $D\log(pcp4v)$, opnås en signifikant forbedring af relationens forklaringskraft. Et andet resultat, som ikke nævnes i papiret, vedrører relationens homogenitetsegenskab, som fremkommer ved restriktionen $\beta_1 + \beta_2 = 1$.¹ Denne restriktion afvises i (1) på gængse signifikansniveauer, således at vi i virkeligheden har $\beta_1 + \beta_2 < 1$. Inkluderer vi derimod en trend i (1), kan homogenitetsrestriktionen ikke afvises.

Vi har således fire relationer, som vi vil betragte nærmere. Disse er indeholdt i følgende generelle relation:

$$\Delta c = \alpha_1 \Delta y^h + \alpha_2 \Delta y^s + \alpha_3 \Delta w + \alpha_4 \Delta p^h + \alpha_5 \dot{p}/p + \kappa - \gamma[c_{-1} - \beta_1 y_{-1} - \beta_2 w_{-1} - \beta_3 p_{-1}^h - \beta_4 t] \quad (2)$$

¹Spørgsmålet om en homogen langtsigtsrelation er indgående behandlet i modelgruppepapir JSM 3. marts 1991.

p	Pris på privat forbrug	$pcp4v$
p^h	Relativ pris på huse	$phk/pcp4v$
t	Trend	$tid - 1947$

De fire relationer fås ved at pålægge restriktioner som anført i tabel 1.

Tabel 1. Fire varianter af forbrugsrelationen i ADAM, april 2000

Relation	Restriktioner	Kommentar	Svarer til ¹⁾
I	$\alpha_4 = \alpha_5 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ $\beta_1 = 1 - \beta_2$	Ingen priseffekter, ingen trend Homogenitet	(16)
II	$\alpha_4 = \alpha_5 = \beta_3 = \beta_4 = 0$	Ingen priseffekter, ingen trend	(-)
III	$\alpha_4 = \alpha_5 = \beta_3 = 0$ $\beta_1 = 1 - \beta_2$	Ingen priseffekter Homogenitet	(17)
IV ²⁾	$\alpha_4 = \beta_3$ $\beta_1 = 1 - \beta_2$	Boligpris har kun én koefficient Homogenitet	(19)

Anm. ¹⁾Dette nummer refererer til den tilsvarende relation i modelgruppepapir HHN, NAD og HCO 5. februar 2001.

²⁾I denne relation var formuens kortsigtseffekt insignifikant og blev derfor undertrykt; $\alpha_3 = 0$.

Som det tydeligt fremgår, er relation I identisk med (1) ovenfor, når vi pålægger homogenitetsrestriktionen. Estimationsresultaterne af relation I, III og IV er dokumenteret i HHN, NAD og HCO 5. februar 2001 og gengivet i appendiks A sammen med estimationsresultaterne for relation II.

3. Modelegenskaber

Relationernes modelegenskaber analyseres nu ved sammenligning af multiplikatorerne i forbindelse med to eksperimenter; dels et permanent stød til det offentlige varekøb, og dels en permanent rentesækning på et procentpoint.² Effekterne af et øget offentligt varekøb er anskueliggjort i figur 1, mens effekterne af en rentesækning fremgår af figur 2.³

Det fremgår, at de mest markante afvigelser fra den nuværende relation I's multiplikatorer findes i relation IV. Dette skyldes de procykliske effekter fra den relative pris på boliger, som øger volatiliteten kraftigt. Det bemærkes i den forbindelse, at relation IV også indeholder en kontracyklisk effekt fra inflationen, som tenderer at dæmpe multiplikatorernes volatilitet. Inflationen og den relative boligpris er i øvrigt tæt korrelerede med deraf følgende multikollinearitetsproblemer i estimationen af de

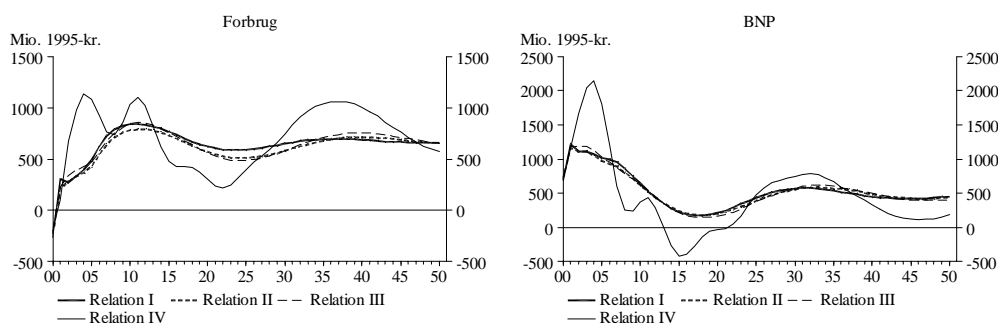
²Bemærk således, at ADAM til disse eksperimenter simuleres med *eksogen* nominel rente. Det rimelige heri kan med rette diskuteres. De stærkt procykliske effekter fra boligprisen i relation IV skal bl.a. ses i dette lys. De konkrete stød er hhv. en permanent forøgelse af *fVmo* med 1 mia. 1995-kr. og en permanent sænkning af centrale udenlandske og indenlandske rentesatser (*iwbz*, *iwdm* og *iwbud*) med et procentpoint.

³Jeg skal gøre opmærksom på, at dette papir har eksisteret i en foreløbig udgave, hvor multiplikatorerne byggede på et fejlagtigt udgangspunkt. Dette gav anledning til betydeligt mere cykliske og volatile multiplikatorer end dem, der betragtes i nærværende udgave.

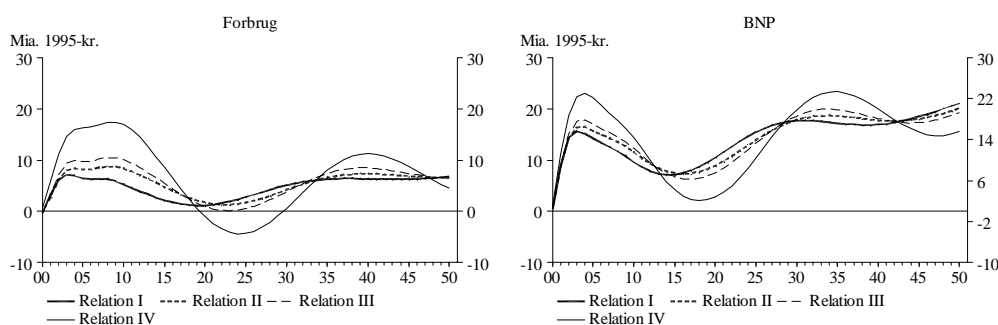
respektive koefficienter i relationen.⁴

Som det ses, synes multiplikatorerne for relation I, II og III ikke forskellige ved stød til det offentlige varekøb. Til gengæld er der en synbar forskel ved renteesperimentet, og kommentarerne i det følgende knytter sig primært til disse. Effekten af at ophæve homogenitetsrestriktionen (dvs. relation I ift. II) synes ikke voldsom. Om noget synes relation II's multiplikator at lægge sig mellem multiplikatorerne fra relation I og III. Som vi senere skal se, forsøger jeg at give én mulig forklaring på dette resultat.

Figur 1. Multiplikatorer ved stød til offentligt forbrug

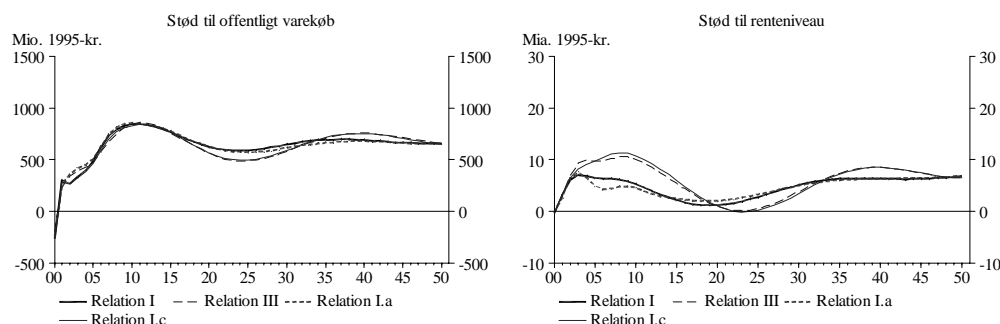


Figur 2. Multiplikatorer ved rentesækning



Som det fremgår af appendiks A, synes der ikke at være væsentlige forskelle i parameterestimaterne i relation III og IV. I forlængelse af de i indledningen nævnte spørgsmål har jeg derfor koncentreret mig særligt om forskellen på relation I og III. Som det fremgår af tabel 1, er den eneste forskel i relationernes specifikation, at jeg har inddraget en lineær trend (hvorved vi kan statistisk kan acceptere homogenitetsrestriktionen). Tilføjelsen af en trend ændrer flere af de øvrige parameterestimater markant. Ved successiv udskiftning af parametrene i relation I med de tilsvarende parametre i relation III og efterfølgende genberegning af multiplikatorerne søges det bestemt, hvilke parametre der har indflydelse på multiplikatorerne. I figur 3 nedenfor ses resultatet af denne øvelse, idet relationerne er bestemt som anført i tabel

⁴Korrelationskoefficienten mellem inflationen og den relative boligpris i samplet er således 0,57. Den indre R^2 er 0,65 for inflationen og 0,75 for den relative boligpris, og de bidrager stærkt signifikant til hinandens forklaring. Ændringen i formuen bidrager signifikant til begge forklaring, mens den laggede formue i niveau bidrager signifikant til forklaringen af inflationen alene.

Figur 3. Forbrugsmultiplikatorer, varianter over relation I og III

Anm. Multiplikatorerne for relation I.b er udeladt, da de ikke kan skelnes fra relation I.

Tabel 2. Kombinationer af relation I og III

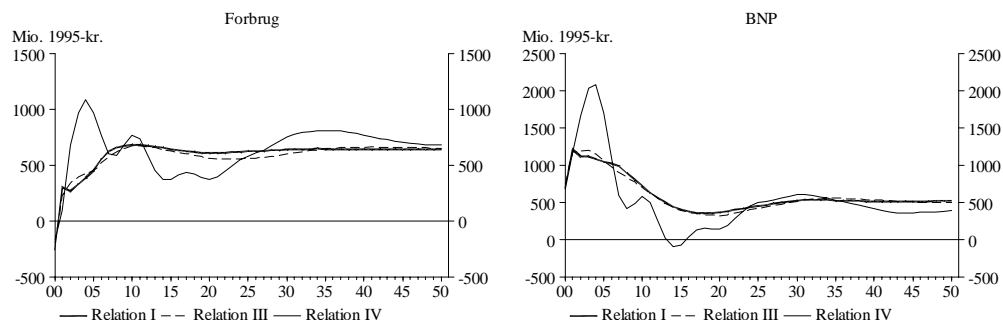
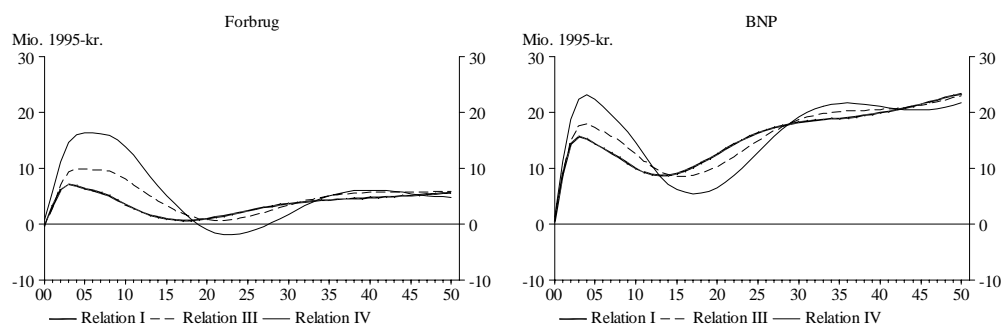
Relation	Ændrede parametre	Kommentar
I.a	$\gamma^I = \gamma^{III}$	Højere tilpasningshastighed
I.b	$\alpha_1^I = \alpha_1^{III}$	Mindre kortsigtseffekt af disp. husholdningsindkomst
I.c	$\beta_1^I = \beta_1^{III}$ og $\beta_2^I = \beta_2^{III}$	Mindre langtsigtseffekt af disp. indkomst

Det fremgår af figur 3, at ændringer i tilpasningshastigheden (og parametrene til kortsigtseffekterne) ikke synes at kunne forklare forskellen på multiplikatorerne for relation I og III.⁵ Derimod synes ændringen i parametrene til indkomst og formue i langtsigtsrelationen at kunne forklare så godt som hele forskellen på multiplikatorerne, jf. sammenfaldet mellem multiplikatorerne for relation I.c og III. Bemærk, at såvel relation I som III har homogene langtsigtsrelationer, så det er altså alene den relative betydning af de to variabler, som giver de forskellige modelegenskaber. Bemærk videre, at relation II netop har langtsigtsparametre til indkomst og formue, som lægger sig mellem dem, vi ser i relation I og III, jf. appendiks A. Således har vi en mulig forklaring på, hvorfor multiplikatorerne for relation II lagde sig mellem dem for de to andre relationer. Denne forklaring synes bekræftet ved simulationsforsøg.

3.1 Langtsigtsegenskaber

Den cykliske komponent i multiplikatorerne gør det svært at sammenligne relationernes langtsigtsegenskaber. Denne cykliske komponent kan imidlertid reduceres væsentligt ved at modificere ADAMs lønrelation. Groft sagt øges tilpasningshastigheden i lønrelationen med en trediedel. Denne modifikation af ADAM giver anledning til multiplikatorerne i figur 4 og 5.

⁵For god ordens skyld har jeg også ved simulation konstateret, at trenden i relation III som forventet ikke havde direkte indflydelse på multiplikatorerne.

Figur 4. Multiplikatorer ved stød til offentligt forbrug, modificeret ADAM**Figur 5. Multiplikatorer ved rentesækning, modificeret ADAM**

På dette grundlag synes det at kunne konkluderes, at langtsigtsegenskaberne er ens for samtlige variationer af forbrugsrelationen.

4. Formuens rolle

I den seneste tid har der været meget fokus på formuens forbrugseffekt. Specielt er det blevet undersøgt, hvorvidt forskellige formuekomponenter har indbyrdes forskellige forbrugseffekter; se fx modelgrupp papirerne HHN, NAD og HCO 5. februar 2001 og NAD, MAR og HCO 9. maj 2000. Jeg vil i dette afsnit teste, hvorvidt der kan påvises divergerende forbrugseffekter af hhv. boligformue og anden formue end bolig.⁶

Betragt først følgende generelle forbrugsrelation:

$$\Delta c = \alpha_1 \Delta y^h + \alpha_2 \Delta y^s + \alpha_3 \Delta w^b - \alpha_4 \Delta w^s + \kappa - \gamma [c_{-1} - \beta_1 y_{-1} - \beta_2 w_{-1}^b + \beta_3 w_{-1}^s - \beta_4 t] \quad (3)$$

w^b	Boligformue	$\log(phk fKn bh)$
w^s	Boligformue, andel	$\log(phk fKn bh)/(Wcp/pcp4v)$

Variablen w^s fanger eventuelle sammensætningseffekter i formuen, dvs. divergerende

⁶Dvs. værdien af den private sektors bilbeholdning, erhvervskapital og finansiel nettoformue.

forbrugseffekter fra hhv. boligformue og anden formue. Den valgte formulering fremkommer ved følgende omskrivning af logaritmen til den samlede formue:

$$\begin{aligned}\log(W) &= \log(W^b + W^r) = \log(W^b) + \log(1 + W^r/W^b) \\ &= \log(W^b) - \log(W^b/W)\end{aligned}\quad (4)$$

Heraf fremgår det tydeligt, at hvis forbrugseffekten af de to formuekomponenter er ens, må vi i (3) have $\alpha_3 = \alpha_4$ og $\beta_2 = \beta_3$. En homogen langtsigtsrelation kræver i (3), at $\beta_1 + \beta_2 = 1$. Jeg har testet disse hypoteser i to varianter af relation (3), nemlig en med og en uden trend.⁷ Det er i praksis udført på den måde, at jeg først tester, om $\alpha_3 = \alpha_4$; når dette er accepteret, betinger jeg de videre hypoteser på en relation med samme kortsigtseffekt til boligformue og anden formue. Resultaterne fremgår af tabel 3.

Tabel 3. Formueeffekter og homogenitet i forbrugsrelationen

Hypotese	Restriktion	F-test	F-test ¹⁾
Ingen sammensætningseffekter, kort sigt	$\alpha_3 = \alpha_4$	1,41 [0,24]	0,17 [0,68]
.....			
Ingen sammensætningseffekter, langt sigt	$\beta_2 = \beta_3$	1,93 [0,18]	1,42 [0,24]
Homogen langtsigtsrelation	$\beta_1 = 1 - \beta_2$	11,21 [0,00]	1,85 [0,18]
Ingen sammensætningseffekter, langt sigt	$\beta_2 = \beta_3$	6,95	0,92
Homogen langtsigtsrelation	$\beta_1 = 1 - \beta_2$	[0,00]	[0,41]

Anm. Testene under den stiplede linie er beregnet under antagelse om $\alpha_3 = \alpha_4$.

¹⁾Disse test er beregnet med undertrykt trend; $\kappa = 0$.

Som det tydeligt fremgår, kan vi, uanset om vi inddrager en lineær trend eller ej, ikke afvise, at boligformuen har samme forbrugseffekt som anden formue i ADAMs nuværende forbrugsfunktion. Omvendt må vi konkludere, at hypotesen om en homogen langtsigtsrelation afvises på gængse signifikansniveauer, hvis vi undlader at inkludere en lineær trend.

⁷Det er vigtigt at fremhæve, at trenden indgår signifikant i alle varianter, hvorfor den ud fra statistiske kriterier ikke kan udelades af relationen, jf. også modelgruppepapir HHN, NAD og HCO 5. februar 2001.

5. Konklusion

Ovenstående resultater giver anledning til følgende konklusioner:

- i. Betydningen af indkomst i forhold til formue i langtsigtsrelationen samt specielt den procykliske effekt fra boligprisen synes at være afgørende faktorer i forbrugsrelationens modelegenskaber og forklarer således de forskellige multiplikatorer for relation I og IV.
- ii. Forbrugsrelationens langtsigtsegenskaber synes ikke påvirket af de i dette papir betragtede variationer.
- iii. Det kan ikke afvises, at boligformuen og anden formue har samme forbrugseffekt. Den aggregerede formuevariabel, som hidtil har været anvendt i ADAMs forbrugsrelation, synes således tilstrækkelig i den nuværende specifikation.
- iv. Det afvises, at langtsigtsrelationen er homogen, så længe vi udelader en lineær trend. Omvendt er der ikke statistisk belæg for at udelade en sådan trend; tværtimod.

Konklusion i og ii synes i fin overensstemmelse med resultaterne i modelgruppepapir HCO 10. april 2000. Deri konkluderes det videre, at ikke-homogene specifikationer kan give anledning til ændrede langtsigtsegenskaber. Det bemærkes, at dette ikke synes at gøre sig gældende for relation II, som er den eneste ikke-homogene relation i dette papir.

Endelig kan man mene, at de i dette papir betragtede forskelle er af negligabelt omfang. Det kan nævnes, at den gennemsnitlige forbrugsmultiplikator over 50 år ved det anvendte stød til renteniveauet er 4,7 mia. 1995-kr. for relation I og 5,8 mia. for relation III. Om en sådan forskel er negligabel, vil jeg for nu overlade til andre at vurdere.

Refererede modelgruppepapirer

John Smidt (5. marts 1991): *Sammenhænge mellem forbrug, indkomst og formue.*

Henrik Chr. Olesen (10. april 2000): *Forbrugsrelation, parameterfølsomhed og samlede modelegenskaber.*

N. Arne Dam, Martin Rasmussen og Henrik Chr. Olesen (9. maj 2000): *Lineære forbrugsrelationer med formuen opdelt efter likviditetsgrad.*

Henrik Hansen, N. Arne Dam og Henrik Chr. Olesen (5. februar 2001): *Relationer for det samlede forbrug i ADAM.*

Appendiks A

Tabel A. Estimationsresultater, specifikationen i ADAM, april 2000

Afhængig variabel	Ændring i forbrug i mio. 1995-kr. ($D\log(Cp4/pcp4v)$)			
Forklarende variabler	I	II	III	IV
Ændring i husholdningernes disponible indkomst ¹⁾	0,587 (0,091)	0,490 (0,085)	0,494 (0,077)	0,441 (0,082)
Ændring i selskabernes disponible indkomst ²⁾	0,223 (0,144)	0,241 (0,126)	0,337 (0,119)	0,407 (0,123)
Ændring i formue $D\log(Wcp_{-1}/pcp4v)$	0,181 (0,066)	0,164 (0,058)	0,169 (0,054)	
Lagget forbrug $\log(Cp4_{-1}/pcp4v_{-1})$	-0,288 (0,096)	-0,533 (0,110)	-0,620 (0,108)	-0,568 (0,109)
Lagget indkomst $\log(Ydpl_{-1}/pcp4v_{-1})$ "Langsigtselasticitet"	0,262 (0,075) [0,910]	0,369 (0,073) [0,691]	0,434 (0,072) [0,700]	0,446 (0,070) [0,785]
Lagget formue $\log(Wcp_{-2}/pcp4v_{-1})$ "Langsigtselasticitet"	0,026 (-) [0,090]	0,125 (0,050) [0,235]	0,186 (-) [0,300]	0,122 (-) [0,215]
Trend $tid - 1947$			-0,0012 (0,0003)	-0,0015 (0,0003)
Inflation $D\log(pcp4v)$				-0,224 (0,082)
Relativ pris på boliger $phk/pcp4v$				0,063 (0,018)
R^2	0,712	0,787	0,819	0,831
Justeret R^2	0,669	0,748	0,786	0,794
Standardafvigelse (x 100)	1,48	1,29	1,19	1,17

Anm: Den effektive estimationsperiode er 1957-1996. Parametrene er estimeret med OLS.

¹⁾ $D((Ydphk/pcp4v)/((Ydphk_{-1} + Ydpsk_{-1})/pcp4v_{-1}))$.

²⁾ $D((Ydpsk/pcp4v)/((Ydphk_{-1} + Ydpsk_{-1})/pcp4v_{-1}))$.