

Historiske simulationsfejl med ADAM, maj 1998

Resumé:

Dette papir undersøger historiske simuleringsfejl med ADAM, maj 1998. Afvigelserne på fire centrale variabler, fY, bula, pxn og iwbz vurderes ved hjælp af root-mean-square-error og Theils U-teststørrelse.

dgr22299.wp

Nøgleord: modelafkastning, maj98, Theils U-test

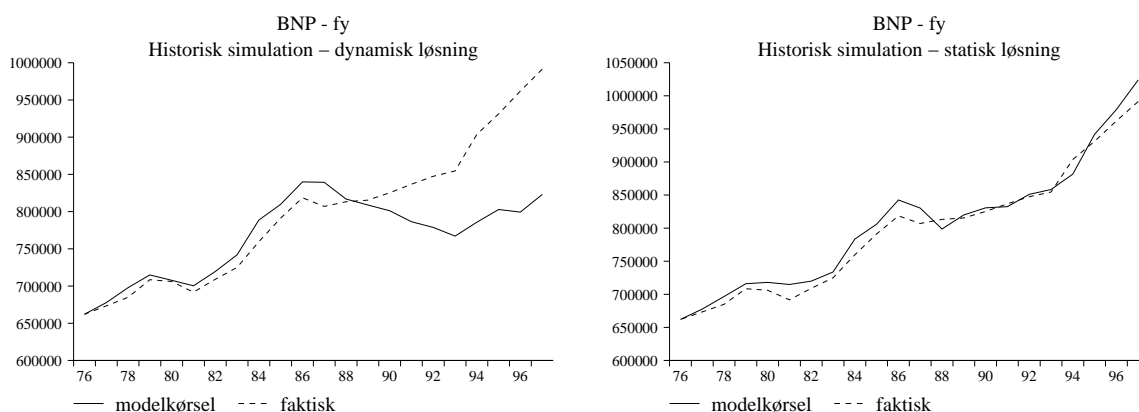
Modelgruppepapirer er interne arbejdsrapporter. De konklusioner, der drages i papirerne, er ikke endelige og kan være ændret inden opstillingen af nye modelversioner. Det henstilles derfor, at der kun citeres fra modelgruppepapirerne efter aftale med Danmarks Statistik.

1. Problemstillingen

Når figurer som nedenstående betragtes, vækkes interessen for at finde ud af, hvad den voldsomme fejl i modellens forudsigelser skyldes. Figurene viser de faktiske værdier af BNP, fY , og de værdier ADAM, maj 1998, genererer ved historisk simulation, hvor alle justeringsled (Jled) i modellen er nulstillet.

I venstre figur er brugt dynamisk simulation, (dvs. der anvendes simulerede laggede endogene variabler ved løsningen), og i højre figur er brugt statistisk simulation, (dvs. først simuleres sidste år, derefter næstsidste osv., dvs. fejlene kumuleres ikke fra år til år). Med statistisk simulation rammer modellen fY ganske godt, men med dynamisk simulation går det 'galt' i 1987-1994, hvor modellen forudsiger et markant fald i fY , og den faktiske udvikling var svag vækst i fY .

Figur 1 Historisk simulationsresultat for fY



De historiske fejl kommer fra enkeltligningsresidualer. Hvis alle ligninger i ADAM fittede perfekt i den historiske periode, ville historisk simulation med den samlede model **ikke** give anledning til afvigelser mellem faktiske og forudsagte værdier for nogen endogene variabler.

Det, vi gerne vil undersøge i dette papir, er, hvilke ligninger i ADAM (del-modeller af ADAM) der forudsager de historiske simulationsfejl, og om der er oplagte muligheder for at 'reparere' på disse for at mindske modellens historiske simulationsfejl.

Med en model af ADAM's størrelse er det svært (umuligt!) analytisk at vurdere betydningen for hele modellen af residualen fra en enkelt ligning. Ligeledes er det svært at sammenligne betydningen af residualer fra flere enkelte ligninger, dvs. om det er 'værre' at have store residualer i nogle ligninger fremfor i andre. Her har vi valgt at bruge den samlede model til at sammenveje fejlen. Konkret måles fejlene ved deres gennemslag på en række centrale variabler.

Vi har i dette papir valgt at fokusere på følgende fire centrale endogene variabler i analysen af historiske simulationsfejl: BNP, fY , ledighedsgrad, *bula*,

fremstillingspris, pxn , og effektiv obligationsrente, $iwbz$. Figurer svarende til figur 1 for disse variabler er præsenteret i bilag 3.

Vi ønsker at se, hvilke afvigelser der kommer på disse endogene variabler ved simulering med hele modellen, hvor Jleddene i en delmodel for sig er nulstillet, og endelig hvor alle Jled er nulstillet på en gang. Det foretages som historisk simulation på en databank, hvor Jleddene er sat, så modellen ved simulering rammer sig selv. Der er brugt ADAM, maj 1998 versionen. I afsnit 2 gennemgås teori. Afsnit 3 beretter om simulationsfejlene for de fire variabler i ADAM, maj 1998.

2. Teststørrelser

Til at vurdere afvigelserne ved Jledsnulstillingen i de forskellige delmodeller kan anvendes forskellige teststørrelser. Teorien i dette afsnit er hentet i [1].

For en endogen variabel Y (fx fY) måler *Root-mean-square-simulation-percent-error* teststørrelsen afvigelserne mellem faktisk og simuleret værdi.

$$\%rmse = 100 \cdot \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{Y_t^s - Y_t^a}{Y_t^a} \right)^2} \quad (1)$$

hvor Y_t^s er simuleret værdi af Y_t
 Y_t^a er **aktuel** (faktisk) værdi af Y_t
 T er antal år der simuleres

En tilsvarende teststørrelse er *Theils ulighedskoefficient*

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^a)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s)^2} + \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^a)^2}} \quad (2)$$

Tælleren svarer til $rmse$, og nævneren gør, at teststørrelsen er normeret til at ligge mellem 0 og 1. Hvis $U = 0$, er $Y_t^s = Y_t^a$ for alle t , og der er dermed et perfekt fit. Hvis modsat $U = 1$, så er prediktionsevnen i modellen så dårlig som overhovedet muligt, og kaffegrums vil være at foretrække til forudsigelser frem for modellen.

Theils U kan dekomponeres på nedenstående måde, så det er muligt at se typen af afvigelse:

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^a)^2 = (\bar{Y}^s - \bar{Y}^a)^2 + (\sigma_s - \sigma_a)^2 + 2(1 - \rho)\sigma_s\sigma_a \quad (3)$$

hvor \bar{Y}^i , σ_i er gennemsnit og standardafvigelse af Y_t^i , $i=s,a$, og ρ er korrelationen mellem Y^s og Y^a .

Ud fra ovenstående dekomponering defineres følgende *andele af ulighed*, der summerer til en:

$$U^M = \frac{(\bar{Y}^s - \bar{Y}^a)^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^a)^2} \quad (4)$$

$$U^S = \frac{(\sigma_s - \sigma_a)^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^a)^2} \quad (5)$$

$$U^C = \frac{2(1 - \rho)\sigma_s\sigma_a}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^a)^2} \quad (6)$$

der er mål for hhv. *bias*-, *varians*- og *covariansafvigelser*.

U^M er en indikation af systematiske afvigelser, da den måler afvigelsen mellem gennemsnitsværdien af de simulerede og aktuelle værdier. Håbet er derfor, at U^M er tæt på 0. En stor værdi af U^M (over 0.1 eller 0.2) er temmelig problematisk, idet det betyder, at der er en systematisk bias.

U^S måler, hvor godt modellen kan genskabe variabiliteten i variabelen, der betragtes. Hvis U^S er stor, betyder det, at der er stor variation i den aktuelle serie, mens den simulerede serie har lille variation, eller omvendt.

U^C måler den usystematiske fejl, og vi ser derfor helst, at U^C er så stor som muligt.

3. Analyse af ADAM, maj 1998

Vi har foretaget historisk simulation på den historiske databank hist0199, der er dannet med Jledsgeneratoren GENJS98.CMD. Her er alle Jled beregnet således, at modellen ved simulation rammer sig selv.

For hver delmodel i modellen¹ har vi nulstillet Jleddene og simuleret med hele modellen fra 1977 til 1997. Endelig er alle modellens Jled nulstillet på en gang ('alle' i graferne), og modellen er simuleret, dette svarer altså til almindelig historisk simulation på en almindelige databank fx hit0199. Derefter er de i afsnit 2 omtalte teststørrelser beregnet for de fire endogene variabler for begge simulationsmetoderne. I bilag 1 og 2 præsenteres resultaterne ved henholdsvis dynamisk og statisk simulation.

I bilagene er anbragt en side med 3 grafer for hver af de betragtede variabler, dels $\%rmse$ (1), Theils U -teststørrelse (2), og U opdelt i U^M , U^S og U^C (4)-(6). Der er en søjle for hver delmodel med dennes Jled nulstillet og helt til højre en søjle, hvor alle Jled i modellen er nulstillet.

For det første bemærkes det, at for de enkelte variabler er der en tæt sammenhæng mellem udslagene i $rmse$ og i Theils U ; det har altså ikke stor betydning, hvilken teststørrelse der betragtes. Det bemærkes, at det for de fire variabler ikke nødvendigvis er de samme delmodeller, der giver anledning til store simulationsfejl.

En anden interessant ting er, at for $bula$ (ved dynamisk simulation) og $iwbz$ (dynamisk og statisk simulation) er udslaget i Theils U i tilfældet med alle Jled nulstillet mindre end det største udslag for Jleddene nulstillet i en delmodel alene. Det tyder altså på, at visse afvigelser opvejer hinanden.

I flere tilfælde er simulationsfejl med modellen som helhed større end nogle af de enkelte modeldeles simulationsfejl. Det er tegn på, at residualerne ikke er uafhængige på tværs af ligningerne. De relativt store simulationsfejl kan derfor ikke kun tilskrives residualer i enkelte ligninger.

I første omgang er fokus dog bias-fejl i enkelte ligninger. Siden vil vi også lede efter variansfejl i enkelte ligninger. Endelig vil vi forsøge at finde en eventuelt tilbageværende afhængighed i residualerne på tværs af ligningerne. Årsagerne til, at vi fokuserer på bias-fejl, er dels, at fejlene grundet bias (U^M) er store, og dels at ved overgangen til nyt NR, hvor maj 1998 er første modelversion på nye data, har det været nødvendigt at niveauekorrigere en del ligninger med udgangspunkt i data fra den reviderede periode 1988-1992, men det har måske ikke været tilstrækkeligt, – så her er et oplagt sted at forsøge at 'reparere' på simulationsfejlene. I forhold til en lignende øvelse foretaget med ADAM, august 1997, (et internt notat), bemærkes det, at andelen af bias-fejl er blevet meget større.

¹Vi har opdelt ADAM i følgende 23 delmodeller: afgifter (AFGIFT), arbejdsmarked (ARBMARK), balancer (BALANCE), boligmodel (BOLIG), bygningskapital (BYGNING), eksport (EKSPORT), energi (ENERGI), ligninger for eoh-erhvervene (EOH), faktorblokken (FAKTOR), findan (FINDAN), forbrug (FORBRUG), input-output (IO), import (IMPORT), investeringer (INVEST), lagerinvesteringer (LAGER), løndannelse (LOEN), materialer (MATERIA), sektorpriser (PRISER), prissammenbinding (PRISSAM), erhvervsfordelte afgifter (SIQJ), skat (SKAT), transfereringer (TRANSF), og Yw-Yr-Yrp (YWYRYP).

Da denne analyse har resulteret i en masse tal (5 teststørrelser for 23 delmodeller, 4 endogene variabler og 2 simulationsmetoder), kan det være vanskeligt at danne sig et overblik over, hvilke delmodeller der er de værste 'syndere' i simulationsfejl med modellen. Vi præsenterer derfor i nedenstående tabel 1 en simpel rangordning af delmodellerne.

For hver af de fire endogene variabler for hhv. dynamisk og statistisk simulation er der set på, hvilke delmodeller der bidrager mest til simulationsfejlen målt med Theils U . 1 gives til den delmodel der bidrager mindst og 23 til den der bidrager mest. I søjlen 'score' er tallene for hver delmodel lagt sammen og divideret med 8. Endelig er delmodellerne rangordnet efter denne score. Det ses, at delmodellen for *Yw-Yr-Yrp* bidrager *mindst* til de historiske simulationsfejl, og sektorpriserne bidrager *mest* til simulationsfejlene.

Tabel 1. Rangordning af delmodellernes 'skyld' i simulationsfejl

	Dynamisk				Statisk				score	#
	fY	bula	pxn	iwbz	fY	bula	pxn	iwbz		
YWYRYRP	2	1	1	2	1	1	2	1	1,38	1
PRISSAM	1	2	2	1	2	2	1	2	1,63	2
TRANSF	3	4	4	5	3	3	3	3	3,50	3
INVEST	4	3	3	3	4	4	4	4	3,63	4
SIQJ	5	5	5	4	5	5	5	5	4,88	5
SKAT	8	8	8	8	11	7	12	6	8,50	6
ENERGI	11	6	7	9	12	6	7	19	9,63	7
AFGIFT	10	10	10	11	13	9	19	7	11,13	8
LAGER	7	7	9	6	15	14	17	14	11,13	9
BALANCE	12	11	16	12	6	11	15	10	11,63	10
IMPORT	9	9	6	7	20	18	6	20	11,88	11
BYGNING	14	12	11	10	16	13	13	11	12,50	12
ARBMARK	6	18	15	21	9	22	8	13	14,00	13
FINDAN	15	14	21	17	8	10	23	9	14,63	14
IO	13	13	17	19	14	15	11	21	15,38	15
MATERIA	22	15	12	14	17	17	10	17	15,50	16
FAKTOR	16	21	13	20	7	23	14	12	15,75	17
EKSPORT	21	20	14	16	21	19	9	18	17,25	18
LOEN	17	19	19	22	10	8	22	22	17,38	19
FORBRUG	19	17	18	13	23	20	20	16	18,25	20
EOH	23	23	23	23	19	12	16	8	18,38	21
BOLIG	18	16	20	18	22	21	21	15	18,88	22
PRISER	20	22	22	15	18	16	18	23	19,25	23

3.1 Kommentarer til resultaterne for de enkelte delmodeller

Afgifter

Simulationsfejlene er ikke store. Blandt afgiftsrelationerne er der kun få ligninger, der har residualer. Fejlen er i høj grad en bias-fejl.

Her er det ejendomskatterelationen, *Siqej*, som giver problemer. Problemet kan tilskrives hovedrevisionen. Relationen er en niveaurelation. Hovedrevisionen har ændret forholdet mellem provenue og ejendomsværdien. Men relationens parameter er ikke niveauekorrigeret (eller reestimeret).

Arbejdsmarked

Simulationsfejlene er ikke store. Der er her tale om både bias- og variansfejl. Men det ser ikke ud til at fejlen kan isoleres til en enkelt ligning. Dog ser *hgn*-relationen ud til at være den største enkelt synder i denne sammenhæng.

Balancer

Simulationsfejlene er ikke store. Fejlene skal søges i rentestrømsrelationerne. Der er ikke udpræget nogen enkelt relation, der giver anledning til problemet. En af de større fejkilder er nettorenterne til udlandet, *Tien*. Fejlene er væsentligst bias-fejl.

Boligmodel

For boligmodellen er der ikke store simulationsfejl, når modellen simuleres dynamisk. Derimod er simulationsfejlene noget større i en statisk simulation. En forklaring på dette er, at rentedannelsen virker stabiliserende på bevægelser i boligmodellen. I en statisk simulation er samspillet mellem boligmodel og rentedannelse begrænset til 1. års effekten. Derfor er der ikke samme grad af vekselvirkning. Simulationsfejlene kommer fra kontantprisen, *phk*, og boligudbuddet, *fKbh*. Heraf synes førstnævnte at give store variansfejl, mens sidstnævnte hovedsaglig giver bias. Det sidste er overraskende, da relationen er tilføjet en niveauekorrektion i forbindelse med overgangen til nyt NR.

Bygningkapital

Simulationsfejlene er ikke store. Fejlen kan ikke isoleres til enkelte relationer.

Eksport

Der er relativt store simulationsfejl. Fejlene findes især i industrieksporten, hvor markedsandelen fra midten af 80'erne ikke falder i samme grad, som udviklingen i de relative priserne giver anledning til at forvente.

Energi

Erhvervenes energikøb giver ikke anledning til store simulationsfejl. Der er i stor grad tale om bias. Men fejlen kan ikke isoleres til enkelte relationer (dog er o -erhvervets energikøb en hovedsynder). Den historiske udvikling i $fVe<j>$ 'erne giver dog ikke anledning til forhåbninger om, at der kan estimeres bedre ligninger.

Eoh-erhvervene

Her er der store fejl. Der er flere skurke. Den værste skurk er den lidet iøjnefaldende relation for e -erhvervets maskininvesteringer, $fIme$. Relationen angiver, at investeringerne mekanisk følger produktionen i erhvervet. Produktionen er steget gigantisk i simulationsperioden, mens investeringerne blot er steget meget. Fejlen fra denne ligning akkumulerer meget kraftigt hen over simulationsperioden.

Faktorblok

I en dynamisk simulation er udfaldet for megen beskæftigelse og for lidt kapital. Fejlen kan ikke isoleres til enkelte ligninger. Simulationsfejlene er ikke store.

Findan

Der er ikke store simulationsfejl. Blandt synderne finder vi pengeinstitutternes udlånsrente, $iwlo$, som i den sidste del af simulationsperioden klarer sig dårlig.

Forbrug

Makroforbruget klarer sig om ikke godt, så dog bedre end forventet i den historiske simulation. Tidligere erfaringer med historiske simulationer gav anledning til en del kritik af makroforbruget. Overgangen til nyt NR og den efterfølgende niveauekorrektion har ganske overraskende bedret den relation i historiske simulationer. Fordelingen af forbruget på komponenter (dlu) simuleres derimod temmelig dårligt. Simulationsfejlene er reelt store.

Input-output

Resulaterne er hverken specielt gode eller specielt dårlige.

Import

Simulationsfejlene er ikke store.

Lager

Små simulationsfejl. Ingen udpræget bias.

Løndannelse

Der er relativt store simulationsfejl. Simulationsfejlen er meget udpræget i outputprisen. En af de store skurke er lidt overraskende lønrelationen, *lna*. I forbindelse med overgangen til nyt NR fandt vi, at lønrelationen principielt skulle niveauekorrigeres. Men vi fandt ikke empirisk belæg for en korrektion. Disse historiske simulationer peger på, at en niveauekorrektion er nødvendig.

Materialer

Erhvervenes materialekøb, $fVm<j>$, giver store simulationsfejl. Der er tale om bias-fejl. Fejlen kan ikke isoleres til enkelte ligninger.

Sektorpriser

Sektorpriserne giver anledning store simulationsfejl. Problemet kan ikke isoleres til enkelte ligninger. Dog er *pxe* en af de større syndere.

Prissammenbinding

Små simulationsfejl.

Erhvervsfordelte afgifter

Små simulationsfejl.

Skat

Små simulationsfejl. De største problemer ses i forbindelse med selskabsskatten, *Sds*. Bemærk at historiske simulationer ikke umiddelbart kan udføres ved at nulstille alle justeringsled. Nogle justeringsled bruges til at håndtere ældre skattepolitiske regimer. Denne problemstilling er ignoreret i denne sammenhæng.

Indkomstoverførsler

Små simulationsfejl. Relationen for reguleringen af satser, *ptty*, giver dog anledning til nogen simulationsfejl.

Yw, Yr og Yrp m.fl.

Små simulationsfejl.

4. Opsamling

De indledende analyser af de historiske simulationer viser, at modelversionen maj98 giver temmelig store simulationsfejl henover en historisk periode. Resultaterne peger samtidig på, at årsagerne ikke kan isoleres til en eller få relationer. Men omvendt ser ud til, at en ganske betydelig del af simulationsfejlen kan relateres til enkelte dele af modellen.

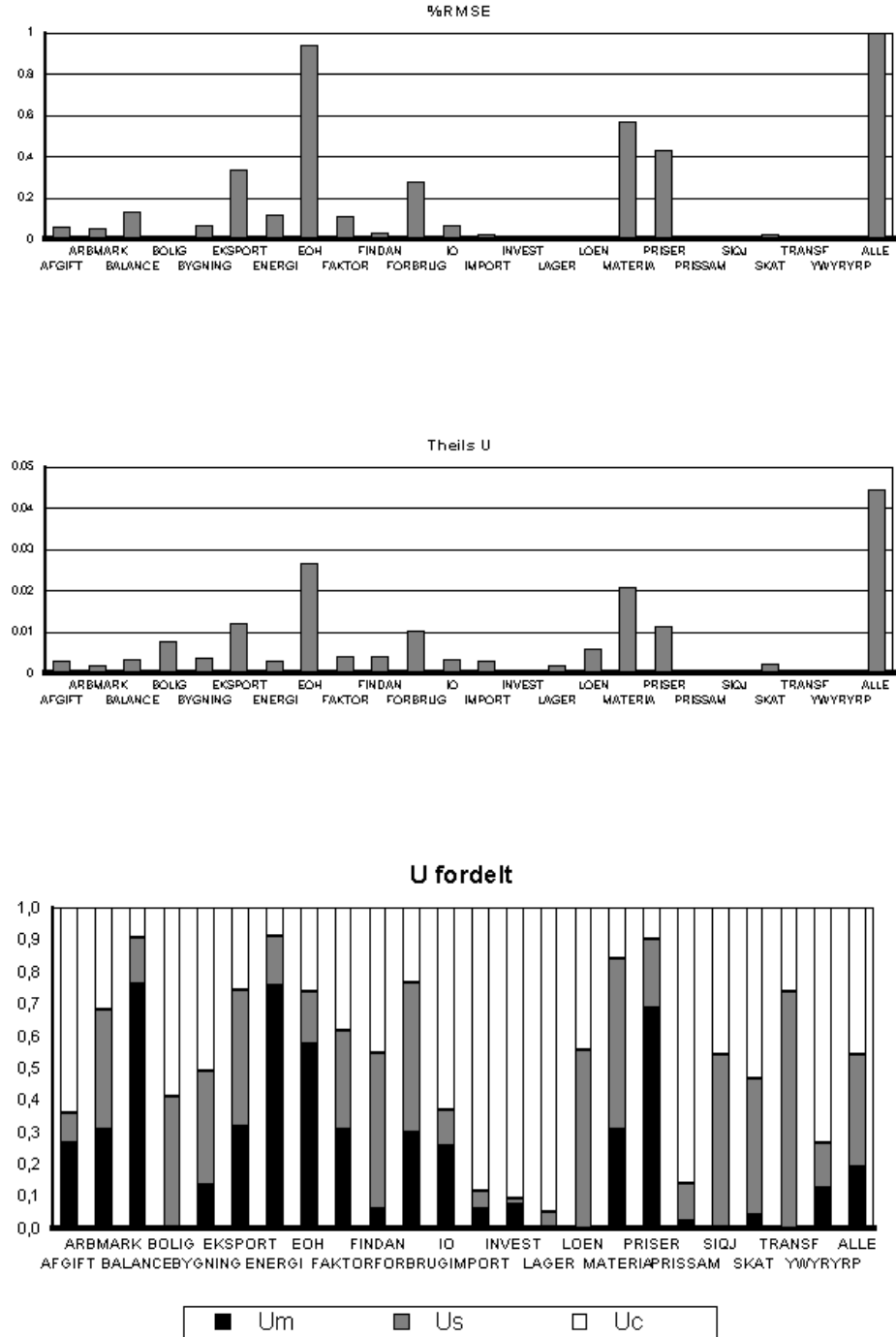
Det anbefales derfor, at analysen fortsættes med henblik på at indkredse de af modellens relationer, som bidrager mest til de historiske simulationsfejl, og - hvis det er muligt - at give konkrete forslag til at forbedre relationernes evne til at simulere den historiske periode.

5. Litteratur

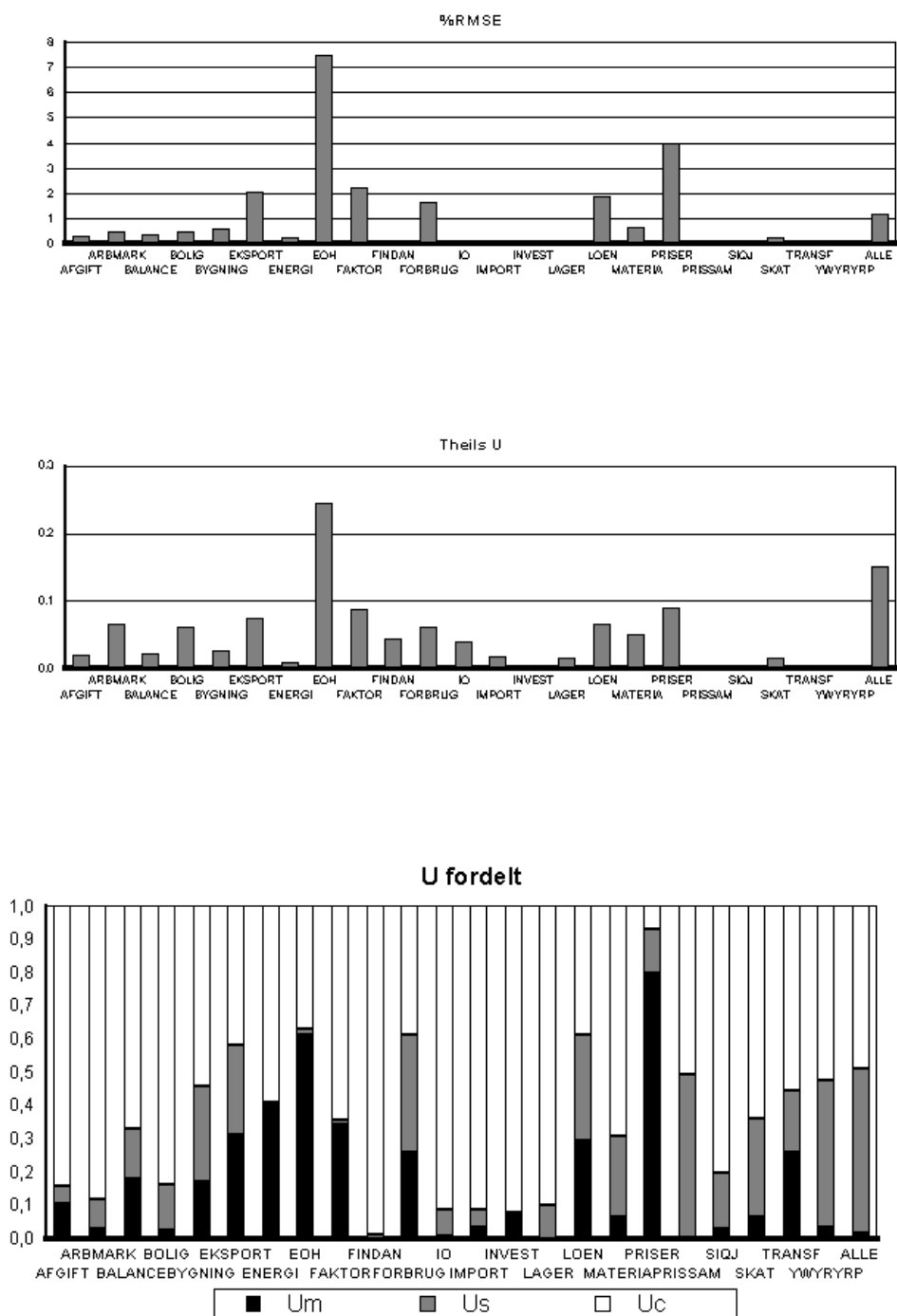
- [1] Pindyck, P. S. , D. L. Rubinfeld: Econometric Models and Econometric Forecasts, 1988
- [2] Ghosh, S. K.: Econometrics - Theory and Applications

Bilag 1. Dynamisk simulation

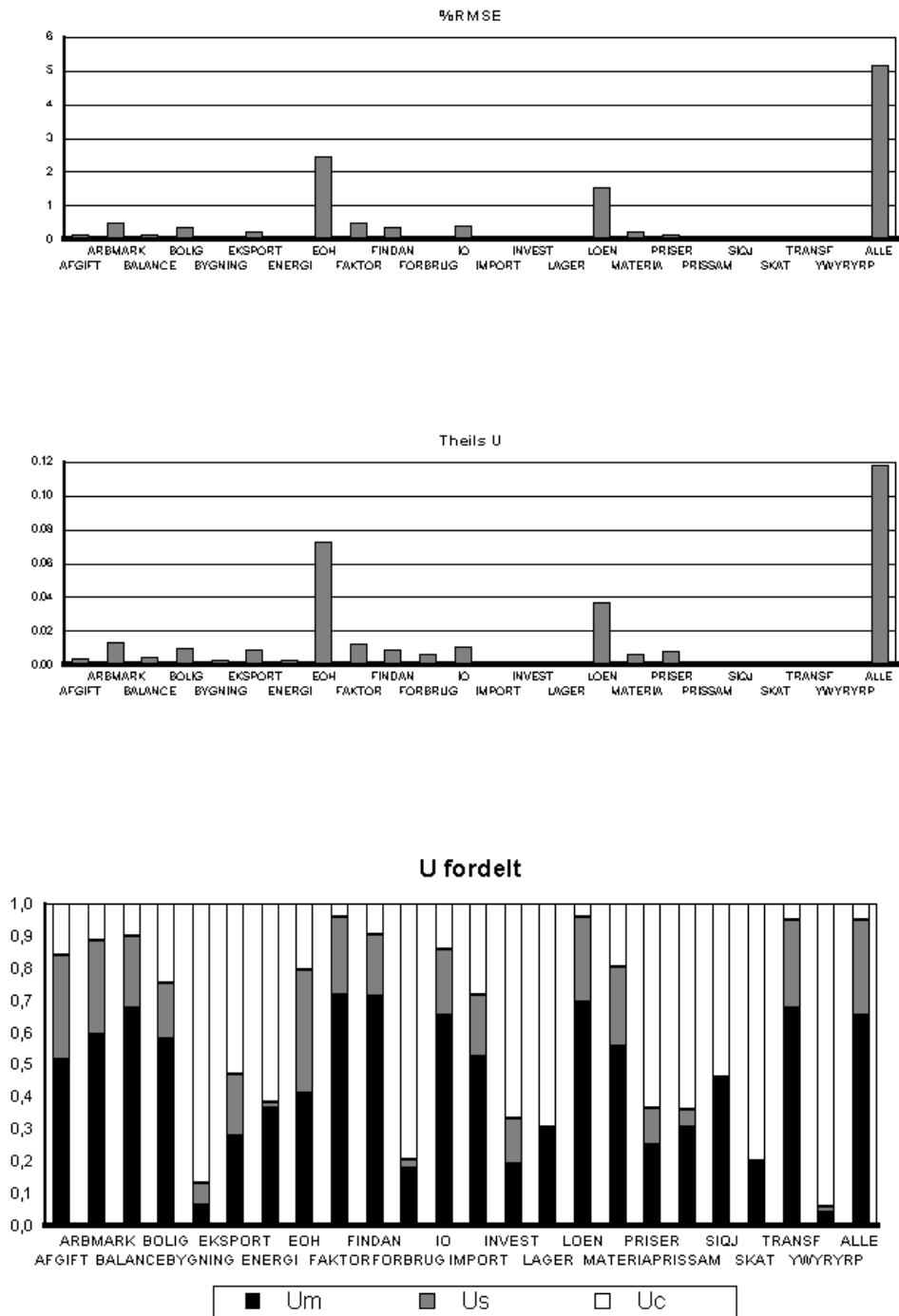
Figur 1. Bnp (fY)

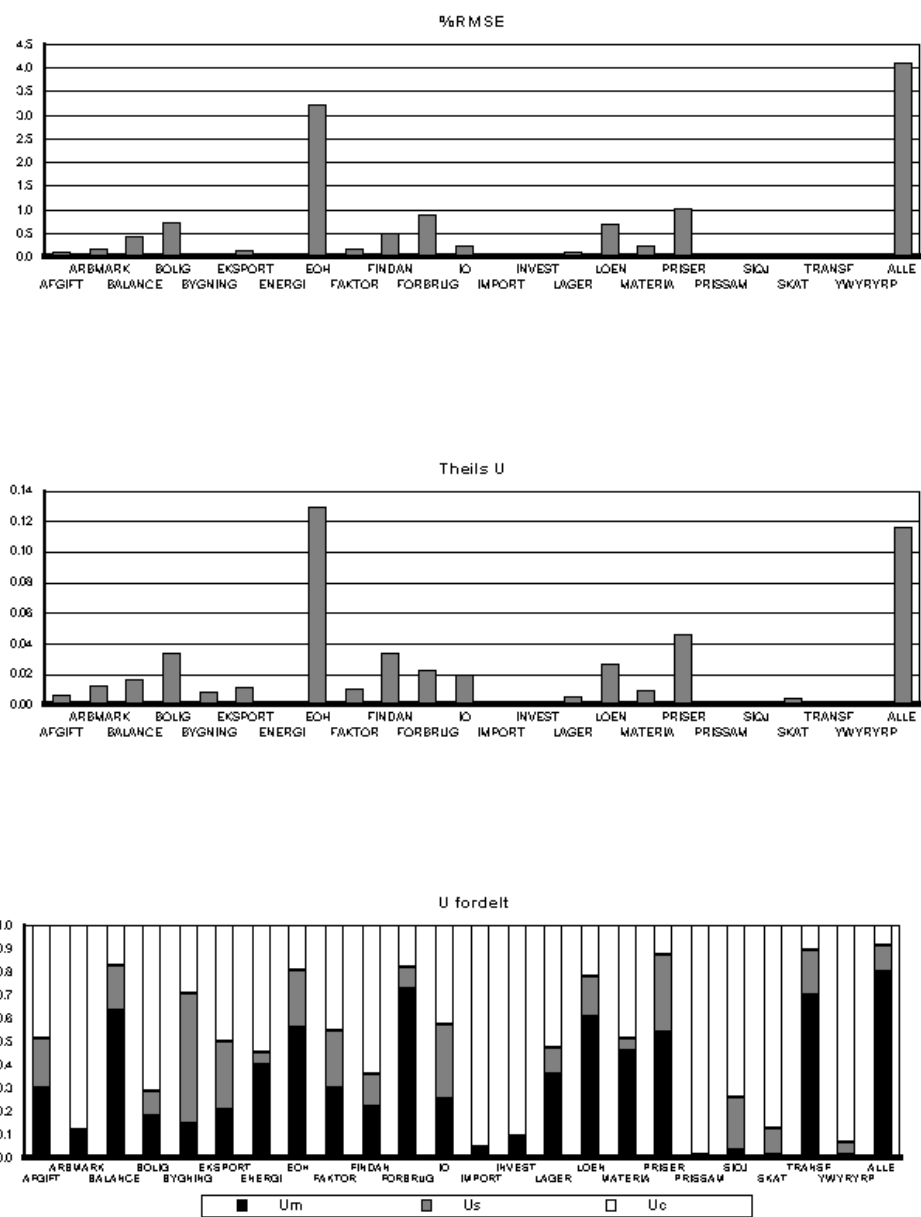


Figur 2. Ledighed (*bula*)



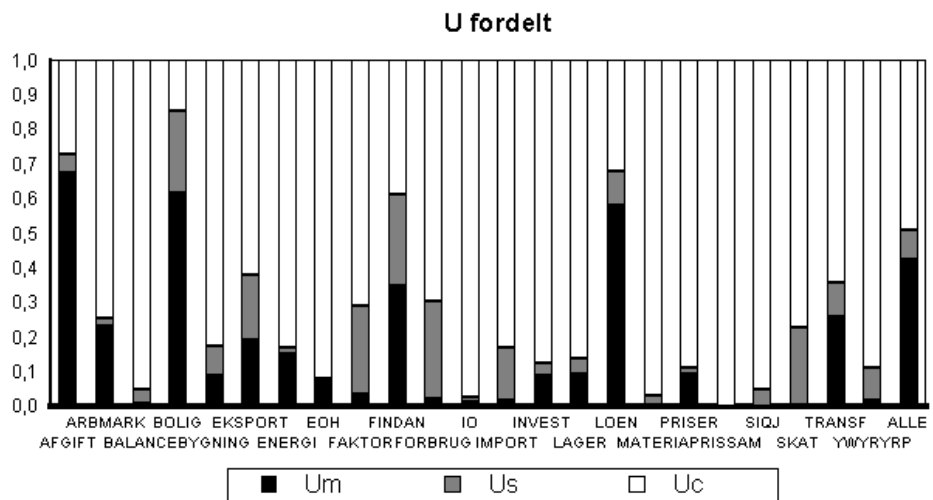
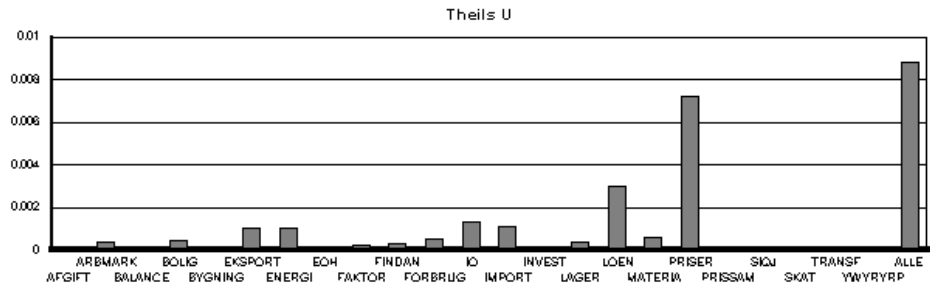
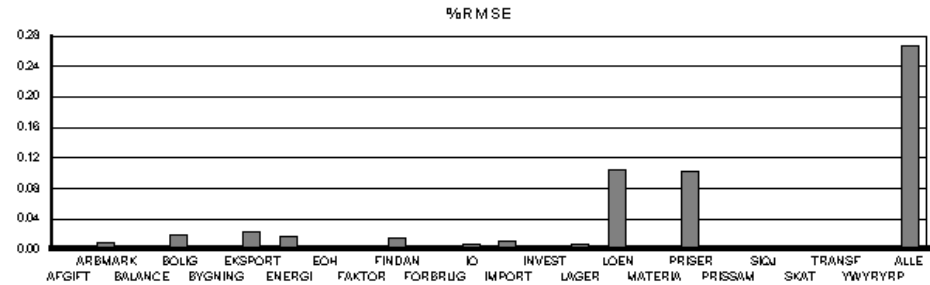
Figur 3. Sektorpris (pxn)



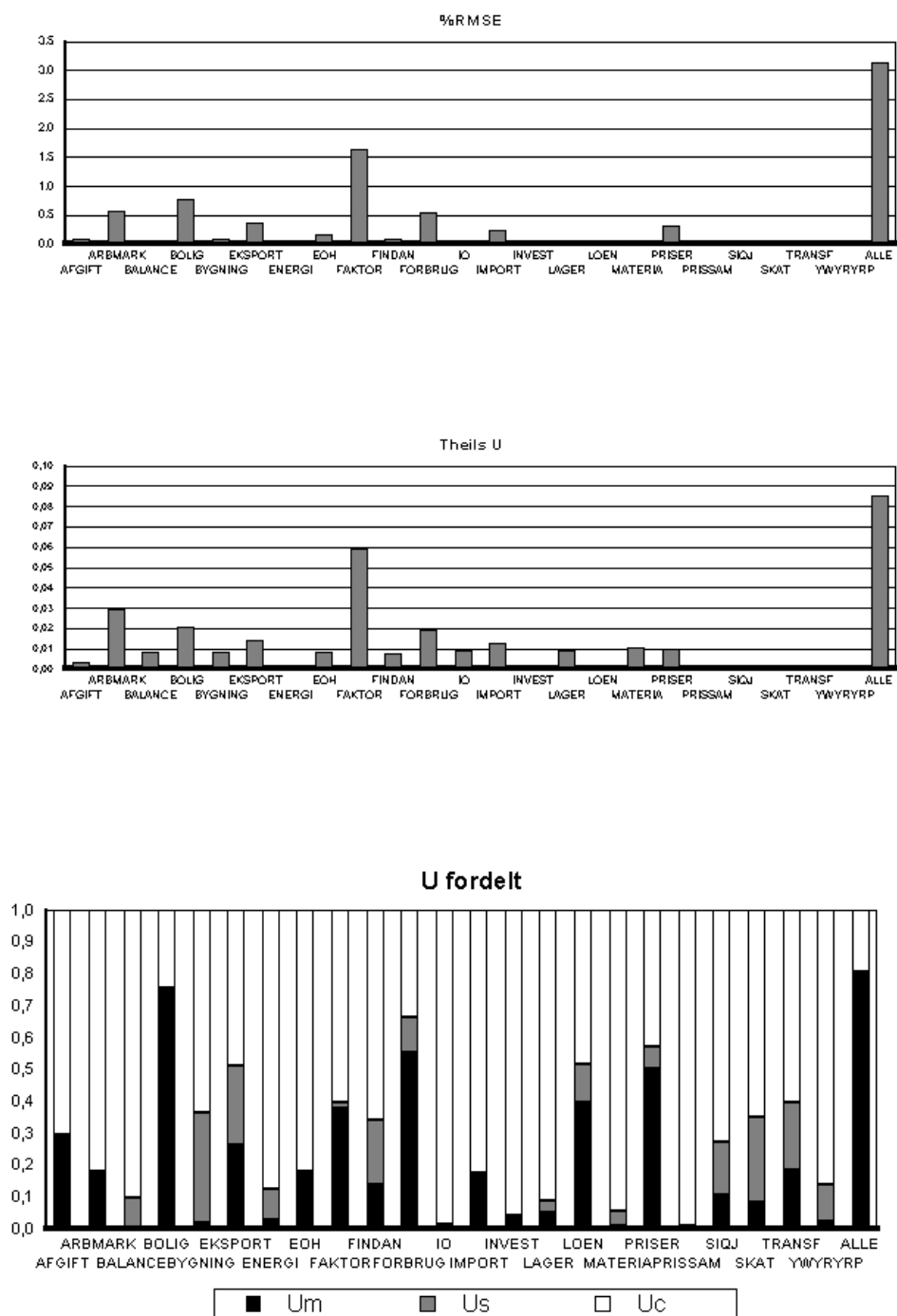
Figur 4. Rente (*iwbz*)

Bilag 2. Statisk simulation

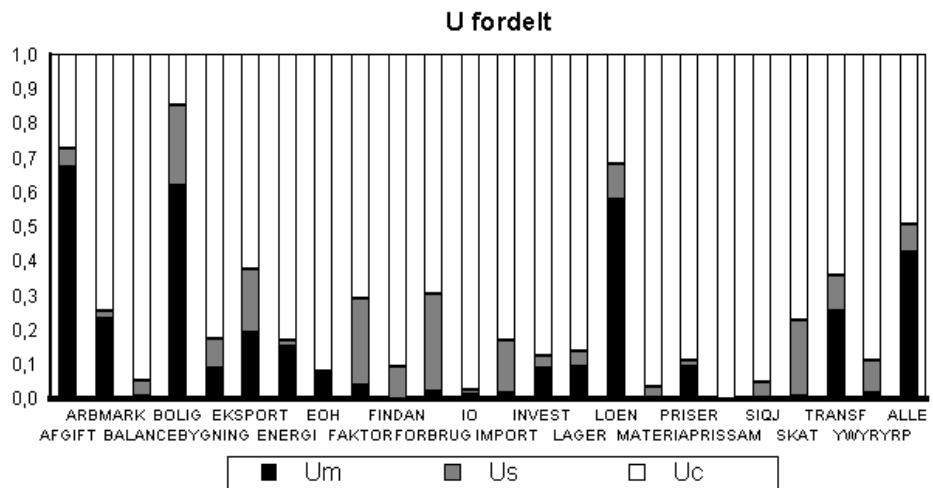
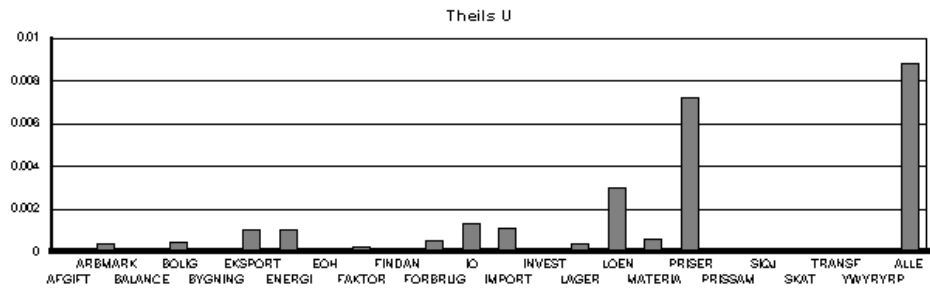
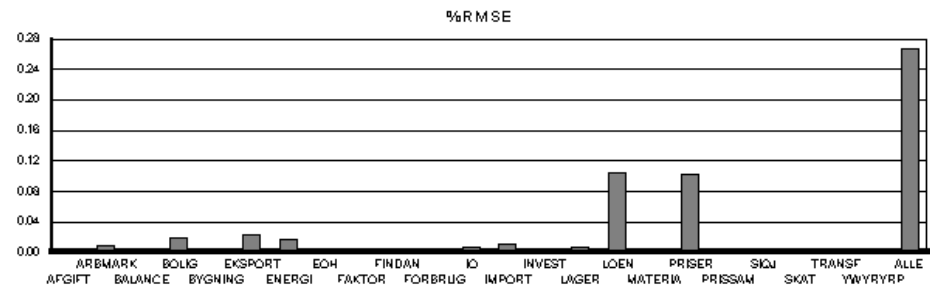
Figur 1. Bnp (fY)



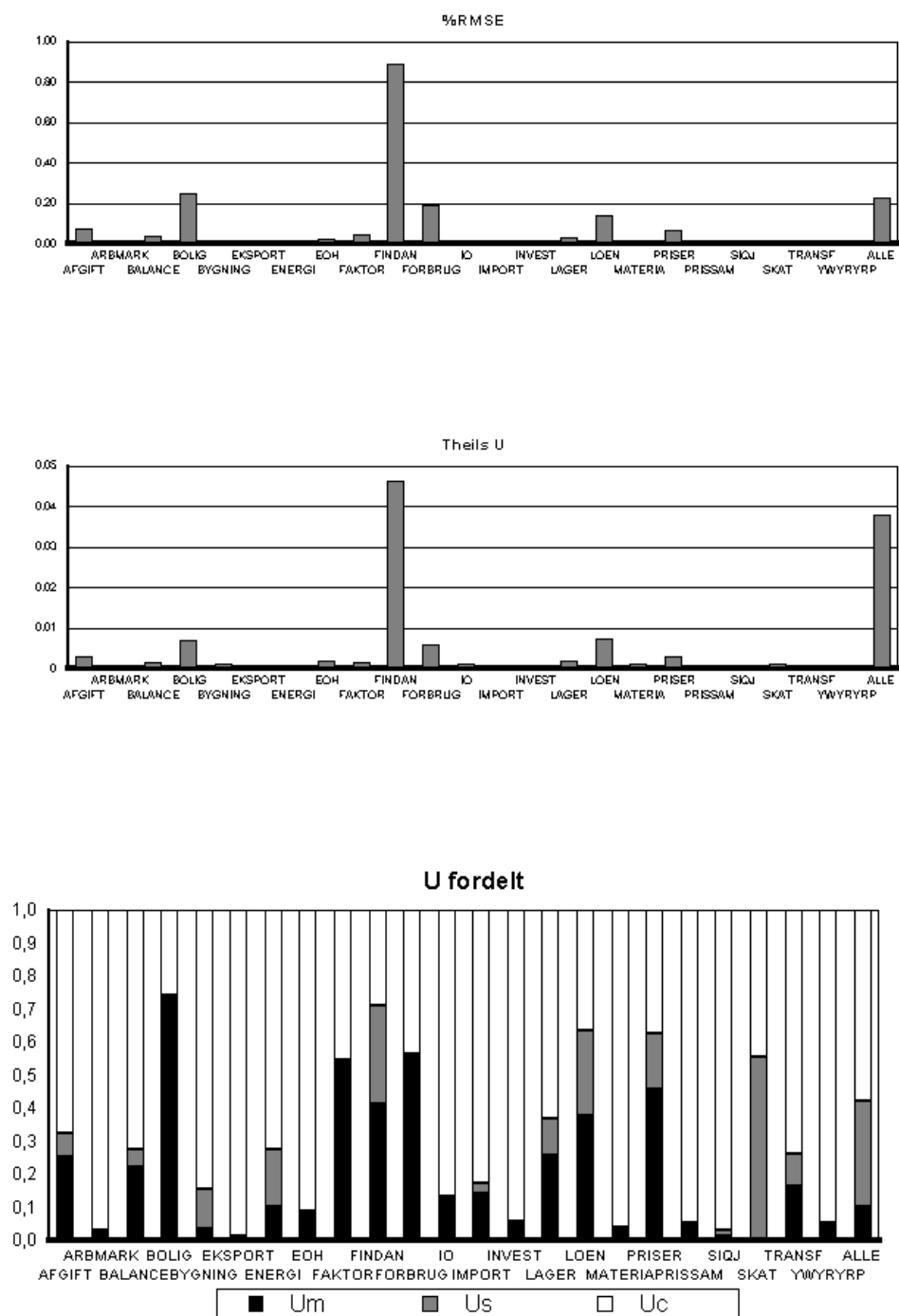
Figur 2. Ledighed (*bula*)



Figur 3. Sektorpris (pxn)



Figur 4. Rente (*iwbz*)



Bilag 3. Figurer for *bula*, *pxn* og *iwbz*

