

2010

Champagneøkonomi

En økonometrisk analyse af bolig- og aktiebobler



Titelblad

Aalborg Universitet 2010

Cand. Oecon speciale, 10. semester

Titel: Champagneøkonomi – En økonometrisk analyse af bolig- og aktiebobler

Vejleder: Hans Sommerfeldt Andersen

Sidetotal inklusiv indholdsfortegnelse, litteraturliste, figurliste og bilag: **132**

Antal normalsider a 2400 anslag: **93**

Afleveret: 09-08-2010

Underskrift

Martin Elmegaard Mortensen

S.nr. 20031817

Kjartan Jensen

S.nr. 20042640

Indholdsfortegnelse

1.0	Abstract	6
2.0	Indledning	7
2.1	Metode	8
2.2	Problemformulering	9
3.0	Teori	9
3.1	Immanente bobler	9
3.2	Diskussion af bobler	12
3.2.1	Endelig definition af en økonomisk boble	17
4.0	Analyse af boligmarkedet	18
4.1.2	Delkonklusion for analysen af boligmarkedet	30
5.0	Analyse af OMXC20	30
5.1.2	Delkonklusion på tilstedeværelsen af bobler på aktiemarkedet	38
6.0	Variabelbeskrivelse	38
6.1	Statusvariable	38
6.1.1	Arbejdsløshed	39
6.1.2	Disponibel indkomst	40
6.1.3	BNP pr. Capita	42
6.1.4	Betalingsbalancens løbende poster	43
6.2	Stemningsvariable	45
6.2.1	Forbrugertillid	45
6.2.2	Opsparingskvote og forbrugskvote	47
6.3	Finansieringsvariable	50
6.3.1	Afdragsfrie lån	50
6.3.2	Rentetilpasningslån	52
6.3.3	Realkreditinstitutternes udlån	53
6.3.4	Diskonto	55

6.3.5	Obligationsrente	56
6.3.6	Pengemarkedsrente fra FED	57
6.3.7	Pengemarkedsrente Nationalbanken og ECB	59
6.3.8	Valutakurs	60
6.4	Variabeloversigt	62
6.5	Delkonklusion for variabelbeskrivelse	63
7.0	Analyse	65
7.1	Modellering af Ejerlejlighedsmodel	65
7.1.1	Overordnet modellering	67
7.1.2	Endelige modeller med lags før test	68
7.1.3	White-test	70
7.1.4	ARCH-test	71
7.1.5	Modeller som tager højde for heteroskedastiske fejllid	72
7.1.6	Korrelogrammer og seriel korrelations test (BG)	73
7.1.7	Modeller med AR(13)	74
7.1.8	Modeller med AR-led og ny lagstruktur	75
7.1.9	Korrelogram og BG test	76
7.1.10	Residualdiagram og Test for normalfordelte fejllid	77
7.1.11	Forecast	79
7.1.12	Valg af model	80
7.1.13	Forklaring af modellens koefficienter og lagstruktur	80
7.1.14	Delkonklusion for Ejerlejlighedsmodellen	84
7.2	Modellering af Villamodel	85
7.2.1	Endelige modeller med lags før test	86
7.2.2	Modellerne før test	87
7.2.3	White test	88
7.2.4	ARCH-test	88

7.2.5	Modeller som tager højde for heteroskedastiske fejlløst	89
7.2.6	Korrelogrammer og seriel korrelationstest (BG)	90
7.2.7	Residualdiagram og test for normalfordelte fejlløst	91
7.2.8	Forecast	93
7.2.9	Valg af model	95
7.2.10	Forklaring af modellens koefficienter og lagstruktur	95
7.2.11	Delkonklusion for Villamodellen	99
7.3	Modellering af OMXC20-model	100
7.3.1	Overordnet modellering	101
7.3.2	Endelige modeller med lags før test	102
7.3.3	White-test	103
7.3.4	ARCH-test	103
7.3.5	Modeller som tager højde for heteroskedastiske fejlløst	104
7.3.6	Korrelogrammer og Serielkorrelations test (BG)	105
7.3.7	Residualdiagram og test for normalfordelte fejlløst	105
7.3.8	Forecast	107
7.3.9	Valg af model	108
7.3.10	Forklaring af modellens koefficienter og lagstruktur	109
7.3.11	Delkonklusion for OMXC20modellen	116
8.0	Diskussion	117
9.0	Konklusion	120
10.0	Bibliografi	121
11.0	Figurliste	122
12.0	Bilag	125

1.0 Abstract

This thesis examines the economic bubbles in the Danish real estate market, that is in the condominium market, the house market, and in the Danish stock exchange market OMXC20 index respectively. We formulated the problem statement as follows: Which common indicators are present during the pre-period of economic bubbles, and is it possible to model these indicators, and use the model in forecasting the formation of economic bubbles? The thesis was examined for the limited time period of 1995-2010. We approached the thesis from a new-Keynesian perspective, implying a possibility to construct a laboratory model and predict the economy, under the axiomatic prime assumptions of general equilibrium and the rational economic man. In the thesis we define an economic bubble as the event in time where the actual price index or share price exceeds the historic trend with more than 30 percent. By using this definition, we examined the real estate market and the OMXC20 market, and concluded there to be a presence of economic bubbles. These bubbles were identified in the real estate market in 2006 regarding condominiums and in 2007 regarding houses. We identified bubbles in 2000 and 2008 in the OMXC20 stock index.

After identifying the actual presence of economic bubbles, we presented the variables of interest in the context of the limited period of time. These variables served as the foundation of our econometric approach to modeling the bubble-term, which we derived from the actual price index of the market, divided by the historic trend of the market. We examined various macroeconomic variables that we expected would be significant in the modeling process. The variables were, through the examination and statistical test for unit root, adjusted for the modeling process.

The analysis is build up in three constructions of separate models: The first models the condominium market bubble, the second models the real estate market bubble and, finally, the third models the OMXC20 stock index bubble. We began the analysis by modeling the condominium market bubble term. The modeling process strived to construct the best model given the available variables. In the process of this we performed a statistical White test for heteroscedasticity in the residuals, which could not be rejected. Given this we performed an ARCH test, which rejected ARCH effects in the model. The solution to the residual problem of heteroscedasticity was solved by implementing the White covariance matrix estimator to the model, which causes our model coefficients to become efficient. The model was tested for correlation through Breusch-Godfrey LM test and correlograms. In the model to describe the development in condominiums, we found a problem of correlation in lag 13, which we solved by implementing AR(13) in the model. We performed a Jarque-Bera test to identify if the model contained normal distributed residuals, however, this was rejected. As a result of this, we accept our model even though it is made weaker by the presence of the heteroscedasticity identified earlier. We decided to let the model perform a

forecast 3 months forward, as we assessed this to be possible when it comes to the condominium market structure. The second model we analyzed was for houses. Here we noted the same problems as for the first model. We found heteroscedasticity in the residuals, which we again solved by using the White covariance matrix estimator and the non-normal distributed residuals, which weakens the model estimator. We chose for the house model to forecast 3 months forward, again as we assessed the market structure to be sluggish enough for this. The final model we examined was the model for the OMXC20 stock index. Again, we concluded problems with heteroscedasticity in the residuals and non-normal distribution in these. This resulted again in the use of the White estimator, and again a weaker estimator. We assessed the OMXC20 stock market to be too volatile in behavior for forecasts to be made any more than three weeks ahead. Our conclusion is as follows: We concluded, given our definition, the presence of 4 economic bubbles in our limited time period for the examined markets. On the real estate market, we identified bubbles in 2006 for condominiums and in 2007 for houses. In 2000 and 2008 we identified bubbles in the OMXC20 stock index. We concluded the variables for unemployment, mortgage with adjustable interest rate and interest rates to be common indicators for the foundation of an economic bubble, as these were significant, explaining variables in all of our models. The interest rate was of different nature though, as the interest rate of 30 year obligation mortgages was included in the real estate models, but the short term interest rate was used as an explanatory variable in the OMXC20 stock index model. Finally we concluded the models to be statistically efficient to forecast 3 months ahead for the real estate models and 3 weeks ahead for the stock market model. Furthermore, we noted the problems of the models to be taken into account, that is the non-normal distributed residuals that indicate a weaker estimator given we could not fulfill the 7th assumption of OLS estimation.

2.0 Indledning

Igennem de senere år er der på de finansielle markeder konstateret forskellige økonomiske bobler. Formålet med projektet er, at analysere boblernes natur ud fra et økonometrisk og teoretisk perspektiv, for at kunne konstatere fælles indikatorer for dannelsen af de økonomiske bobler. Med økonometrisk analyse menes en tilgang gennem tidsserieanalyse af perioderne op til boblernes brist, med økonometriske værktøjer som ARIMA modellering som primære redskaber. Den teoretiske tilgang vil bestå af gængse økonomiske teorier på området, samt kritiske økonomers perspektiver på problemstillingen. Produktet af specialet vil være en undersøgelse af mulighederne for at konstruere en model der kan indikere boble dannelser samt muligheden for at prognosticerer herpå. Formålet er at undersøge

mulighederne for at udglatte fremtidige bobler på de finansielle markeder og derved dæmpe de økonomiske konsekvenser af en økonomisk boble.

De markeder der i specialet vil være centrale omdrejningspunkter for analysen er boblen på it-markedet i år 2000, boblen på omxc20 i 2008 samt boblerne på boligmarkedet for henholdsvis ejerlejligheder og villaer i 2006 og 2007.

Begrundelsen for at vi netop fokusere på førnævnte markedsbobler er; for it-boblen, dens evidens samt åbenlyse påvirkning af samfundsøkonomien.¹ Boblerne på boligmarkedet og omxc20 er valgt med baggrund i deres fremtrædende rolle i og op til den finansielle krise fra 2008.

Et centralt omdrejningspunkt i projektet, samt vores analyse, bliver definitionen af en boble. Definitionen vil blive benyttet som en del af det aksiomatiske fundament for modellen. Den litterære baggrund for definitionen bygger på en sammenkobling af lærebogsdefinitioner af boblers anatomi. Umiddelbart er der konstateret fire typer bobler; Finansielle-, markeds-, spekulations- samt prisbobler.

Vi undre os over at ingen centrale aktører, som kunne have hindret/udglattet boblerne, ikke fattede mistanke til bobledannelserne, givet de markante og langvarige stigninger på de pågældende markeder.

2.1 Metode²

Den metodologiske tilgang til projektet vil være funderet i den ny-keynesianske skole. Baggrunden for valget af netop denne skole bunder i forbindelsen mellem de aksiomatisk udledte modeller og virkeligheden. Ny-keynesianerne søger at sammenkæde laboratoriemodeller i et lukket system med en realistisk tilknytning til virkeligheden. Fællestrækkene fra de ny-klassiske modeller, med generel ligevægt, rationelle forventninger osv., er centrale for deres Benchmark-model. Ny-keynesianernes ambition om at nå frem til et analytisk udsagn, som har relevans i den makroøkonomiske virkelighed, bevirker at der er indkøperet en tilpasningsmekanisme, som er inspireret af reale fænomener som f.eks.

konjunkturbevægelser og perioder med ufrivillig arbejdsløshed. I modsætning til ny-klassikerne er der hos Ny-keynesianerne implementeret et element af træghed i forbindelse med den generelle ligevægt.

Visionen for Ny-keynesianerne er baseret på formalisme og realisme. Rationel individuel adfærd bliver gennem en optimering og rationel træghed til laboratorieudsagn om virkeligheden. Metodologisk bygger Ny-keynesianerne på logisk positivisme. Ny-klassikkernes hypotetisk-deduktive metode, som er strengt aksiomatisk funderet, hvilket hos Ny-keynesianerne ønskes kombineret med realismens idealiserede

¹ BNP pr. capita og arbejdsløsheden se afsnit 6.1.1 og 6.1.3

² (Jespersen, 2007, s. 271-273+281)

makromodel. Metodologisk set går aksiomer og positivisme hånd i hånd hos Ny-keynesianerne, som gennem laboratorieforsøg og en generel ligevægtsmodel fremkommer med et hypotetisk analyseresultat.

2.2 Problemformulering

Hvilke fælles indikatorer er til stede under dannelsen af en økonomisk boble, samt kan disse indikatorer ydermere benyttes til konstruktion af en model, hvis formål er identifikation samt forecast af dannelsen af en økonomisk boble?

3.0 Teori

I det følgende vil vi diskutere og definere økonomiske bobler både teoretisk og økonometrisk. Dette skal fungere som udgangspunkt for vores senere analyse af afgrænsede perioder, hvor vi mener at kunne identificere bobler. Vi vil ikke i det følgende komme nærmere ind på de specifikke bobler, som vi senere vil beskæftige os med, men udelukkende opstille en metode for vores tilgang til analysedelen. Metoden fra afsnittene omkring immanente bobler vil fungere som inspiration til vores bobletest. Dernæst vil følge en diskussion af boble begrebet, med henblik på nærmere at definere et typisk bobleforløb og dette vil blive sluttet af med en mere håndgribelig og anvendelig boble definition, der skal fungere som et omdrejningspunkt for resten af projektet.

3.1 Immanente bobler³

I dette afsnit vil vi gennemgå den økonometriske definition af en boble, som den bliver beskrevet igennem Eulers ligning. For at kunne udlede sammenhængen for bobler, er det væsentligt at pointere en række antagelser. Der er repræsentative investorer, hvilket betyder at alle har samme information omkring egenskaberne på aktiemarkedet. Alle investorer har rationelle forventninger.

Bobler kan defineres kort som, når aktiekursen afhænger af variable som fundamentalt set er irrelevante for aktiekursen. Diba og Grossman beskriver det på følgende måde:

“The existence of a rational-bubbles component would reflect a self-confirming belief that the stock price depends on a variable (or a combination of variables) that is intrinsically irrelevant - that is, not part of market fundamentals - or on truly relevant variables in a way that involves parameters that are not part of market fundamentals.” (Grossman, 1988, s. 746)

Immanent, eller iboende benyttes beskrivende for følgende bobletype idet den afhænger, på en ikke lineær deterministisk måde, af fundamentalværdien bag aktien, nemlig de reale dividender. Bobleelementet i

³ (Nitzsche, 2005, s. 404-408)

bestemmelsen af aktiens værdi er dermed konstant, så længe fundamentalværdien forbliver konstant. Dermed vil samme bobleelement også øges eller mindske, hvis den reale dividende øges eller mindske. Analyseres den immanente boble økonometrisk må vi antage en konstant real forrentning over tid r . Euler ligningen skrives som følger:

$$P_t = e^{-r} E_t(D_{t+1} + P_{t+1}) \quad (1)$$

Dette betyder at vi har en fundamentalværdi P_t^f , hvis det antages at følgende transversalitetetsbetingelsen holder:

$$P_t^f = \sum_{k=1}^{\infty} e^{-r(k)} E_t(D_{t+k}) \quad (2)$$

Sammenhængen $P_t = P_t^f + B_t$ er også en løsning på Euler ligningen, hvis B_t ⁴ er en stokastisk proces over tid. Den immanente boble identificeres ved at udlede en ikke lineær funktion af dividenderne, der opfylder Euler ligningen, altså så B_t er en stokastisk proces over tid, og

$$B(D_t) = cD_t^\lambda \text{ hvor } c > 0 \text{ og } \lambda > 1$$

Hvis de loggede dividender da følger en random walk med drift(μ) og betinget varians σ^2 , altså så

$\log(D_{t+1}) = \mu + \log(D_t) + \varepsilon_{t+1}$, da er den immanente boble givet ved $\hat{P}_t$:⁵

$$\hat{P}_t = P_t^f + B(D_t) = \alpha D_t + cD_t^\lambda \text{ hvor } \alpha = (e^r - e^{\mu + \sigma^2/2})^{-1} \quad (3)$$

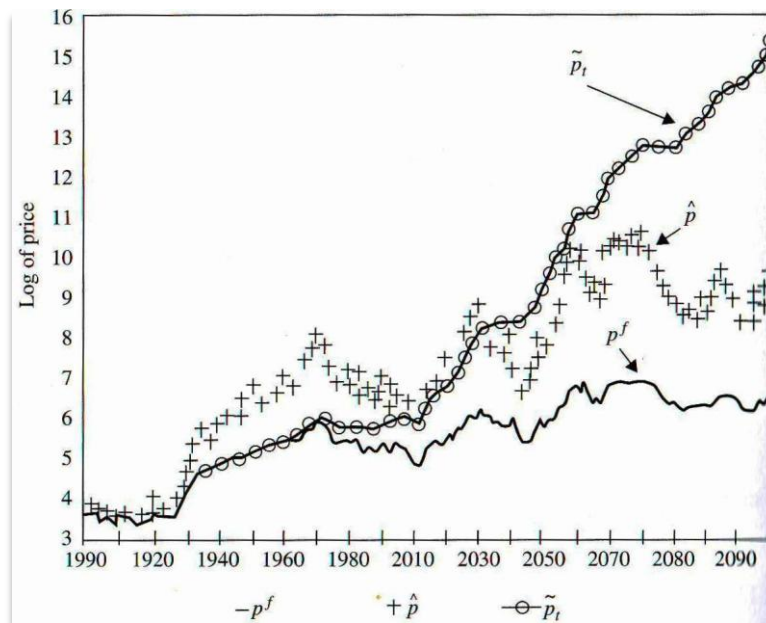
Det fremgår af ligning 3 at aktiekurserne reagerer kraftigere på udsving i dividenderne frem for udsving i fundamentalværdien bag aktien. Man kan ydermere definere den immanente boble som afhængig af tid og dividender, hvis der udledes et udtryk for værdien $\tilde{P}_t$:

$$\tilde{P}_t = aD_t + bD_t e^{\left(r - \mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)t} \quad (4)$$

Dette udtryk gør det muligt at identificere en immanent boble, der ellers ved normale statistiske tests ville være usynlig, eller meget svag.

⁴ $B_t = e^{-r} [E_t B_{t+1}]$

⁵ Når vi skriver log menes der altid den naturlige logaritme og ikke 10-tals logaritmen.



Figur 3-1 Grafisk fremstilling af simuleret aktiekursudvikling⁶

I figuren ovenfor ses de tre sammenhænge $\hat{P}_t$, P_t^f og $\tilde{P}_t$ grafisk præsenteret i en simulering. Det bemærkes at tiden er ud ad x-aksen, hvor perioden er 100 år! Op ad y-aksen ses aktiekursen for simuleringen. Hvis vi først fokuserer på simuleringen af den immanente boble, $\hat{P}_t$ kan vi konstatere, at den meget vel kunne følge en reel udvikling i en aktiekurs. Desuden ses det at denne kurs efter kort tid, konsekvent ligger højere end fundamentalværdien, P_t^f . Dog må det også noteres, at på trods af det højere niveau i den immanente boble, følger den stadig udviklingen i fundamentalværdien, dog med en højere varians fra observation til observation. Fokuseres der på den tidsafhængige immanente boble, $\tilde{P}_t$ ses det tydeligt hvorledes den har en nærmest eksponentiel udvikling, og tydeligt figurerer en bobles struktur.

Vi må dog konstatere at rent praktisk, statistisk vil det med stor sandsynlighed være vanskeligt at identificere en immanent boble ($\hat{P}_t$) idet datagrundlaget ikke ofte er så omfattende som i simuleringen. Desuden fremgår det også af simuleringen, at en immanent boble ikke nødvendigvis udvikles eksplosivt. Det betyder endvidere at den kan være svær at få øje på, eller identificere i tests. Derfor kan det være hensigtsmæssigt at teste for tilstedeværelsen af en tidsafhængig immanent boble ($\tilde{P}_t$), idet denne er mere tydelig, givet dens eksplosive udvikling selv over en kortere periode, jævnføre simuleringen. Det betyder altså at der er større sandsynlighed for at identificere denne ved standard tests, eller omvendt er der mindre risiko for at begå en type 1 fejl.

⁶ (Nitzsche, 2005, s. 406)

3.2 Diskussion af bobler

I dette afsnit vil vi gennemgå de mere verbale definitioner på en økonomisk boble. I modsætning til afsnittet omkring immanente bobler, som var en mere økonometrisk definition. Definitionen af en boble er central for projektet, da der er forskellige opfattelser økonomer imellem om hvad en boble er, og hvilke typer bobler der er tale om. Afsnittet skal føde en endelig definition af en boble til brug i resten af projektet.

Boblen som fænomen er som nævnt meget vag og tvetydigt defineret, idet mange har en definition, men få er enige om denne. Joseph Schumpeter argumentere eksempelvis for at en boble, eller et økonomisk boom, udelukkende kan passere, hvis der forefindes en art billig råmateriale, der kan fungere som brændstof for denne:

”New production processes that lower labor or capital cost, cheaper energy, cheaper transport, or abundant primary commodities”.⁷

Perspektiveres dette til prisudviklingen i dag, på aktiemarkedet og boligmarkedet, må vi kommentere på, hvad er da den billige råvare bag denne. Her argumenterer Herman Schwartz i *Subprime Nation* for at den billige råvare har været billige forbrugsgoder produceret især i Asien, samt særdeles lave udlånsrenter, der har banet vejen for diverse eksotiske lånemuligheder, samt den meget lempede standard for kreditvurderinger, den sidst nævnte primært i tilknytning til boligmarkedet.⁸

Robert Shiller udtalte i et interview med EconTalk i 2008, i forbindelse med udgivelsen af hans bog *The Subprime Solution*, at en økonomisk boble kun er en boble hvis den brister. Hvis den ikke brister er det blot en prisstigning.

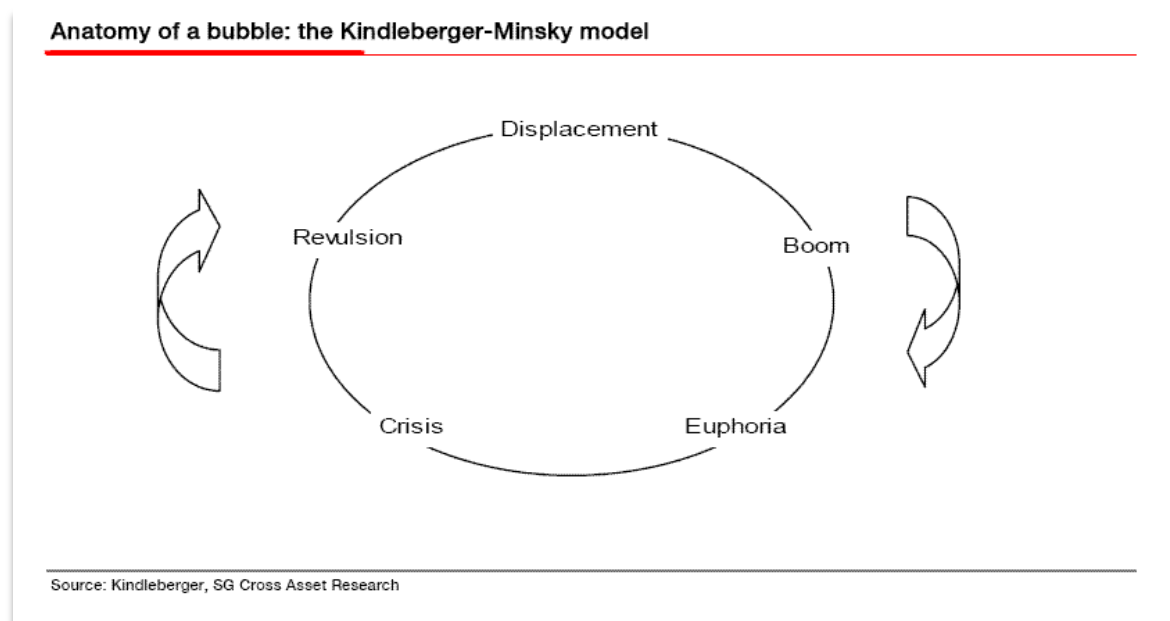
Stiglitz definerede en økonomisk boble tilbage i 1990. Hvilket må siges at være en meget bred definition, men et godt udgangspunkt for videreudvikling.

”If the reason that the price is high today is only because investors believe that the selling price will be high tomorrow-when "fundamental" factors do not seem to justify such a price-then a bubble exists.” (Stiglitz, 1990, s. 13)

Når projektet fokuserer på bobler på aktie- og boligmarkedet, så er der tale om spekulations- og prisbobler. Kindleberger og Minsky udviklede en model, til beskrivelse af boblers anatomi. Hvor de inddelte bobledannelsen i 5 faser:

⁷ (Schwartz, 2009, s. 174-175) (Schumpeter, 1939)

⁸ (Schwartz, 2009, s. 174-175)



Figur 3-2 Kindlerberg - Minsky model og boblens anatomi⁹

I første fase *Displacement* tilføres et nyt element til et marked som giver nye muligheder for at investere. Det kunne f.eks. være indførelse af teknologi, her tænkes bl.a. på IT. Da hjemmecomputere og private internetforbindelser blev væsentlig mere udbredte op igennem 1990'erne opstod der et nyt marked. Det kan også, som nævnt tidligere, være meget lave renter, som bevirker at finansieringen til køb af f.eks. bolig eller aktier bliver billigere. Regeringsskiftet i november 2001 i Danmark og derved indførelsen af skattestoppet, må ligeledes karakteriseres som signifikant i denne fase. Denne del hænger godt sammen med Schumpeters fortolkning af bobler.

Denne forskydning af markedet, gør at der kommer et *Boom* på markedet. Der er nu stor interesse for at investere i markedet og dermed stor efterspørgsel. Priserne stiger og det går op for investorerne at der her er gode muligheder for at skabe en solid og ikke mindst hurtig profit. Dette skaber en *eufori* eller med et andet ord, en boble. Priserne bliver nu presset gevaldigt op. På et tidspunkt vil det gå op for investorerne, at dette ikke kan holde i længden og de vælger at realisere deres investeringer. Hvilket bevirker at stigningen i priserne mindskes, *Crisis*. Den sidste etape af denne cyklus er, at der opstår panik på markedet og investorerne sælger ud af deres aktiver. Dette bevirker et kraftigt fald i priserne, da efterspørgslen minimal. Kindleberger og Minsky underbygger i deres model Stiglitz definition af en boble.

Kindleberger og Minskys model, har en væsentlig antagelse, nemlig at der ikke kan udelades et element i den cirkulære model. Med andre ord, der kan ikke være en boble, hvis der ikke forud har været et boom,

⁹ (Grice, 2009, s. 4) (Kindleberger, 1978)

det være sig f.eks. en kraftig prisstigning i aktiekursen. Derimod kan der godt forekomme et boom uden der nødvendigvis opstår en boble.

Robert Shiller beskriver finansielle bobler ud fra et psykologisk perspektiv. Han definerer en spekulativ boble på følgende måde:

“Irrational exuberance is the psychological basis of a speculative bubble. I define a speculative bubble as a situation in which news of price increases spurs investor enthusiasm, which spreads by psychological contagion from person to person, in the process amplifying stories that might justify the price increases and bringing in a larger and larger class of investors, who, despite doubts about the real value of an investment, are drawn to it partly through envy of others’ successes and partly through a gambler’s excitement.” (Shiller:, 2005, s. 2)

Shiller benytter eksemplet omkring en villavej, hvor beboerne i den ene ende af vejen, har hørt rygter om at en beboer i den anden ende har tjent rigtig mange penge på f.eks. at købe og sælge lejligheder. Rygterne om, at det er en sikker investering, får beboeren i den anden ende af vejen til at ”hoppe med på vognen”.

Hvis økonomer skal stille diagnosen ”Der er en økonomisk boble”, så må de benytte de samme fremgangsmåder som psykologen gør i forbindelse med at stille en diagnose. Der er i psykologien opstillet en række symptomer for en nærmere bestemt lidelse. Psykologen undersøger derefter om patienten opfylder nogle af disse symptomer. På samme måde mener Shiller at man skal diagnosticere økonomien og udlede om der forefindes en spekulativ boble.

Med dette in mente har John P. Calverley opstillet en liste over typiske karakteristika for en boble. Denne liste giver projektet en mulighed for at kunne undersøge de tre valgte bobler ud fra et bredere samfundsøkonomisk perspektiv. I afsnittet omkring immanente bobler blev det muliggjort at identificere, hvorvidt der ud fra et rent økonometrisk perspektiv var tale om en boble, resultatet kan dog være begrænset i sin styrke. Den nedenstående liste kan være med til at styrke dette resultat.

Typiske karakteristika for forklaringen af en boble: ¹⁰
Accelererende stigning i priser
Høje forventninger om fortsat accelererende stigninger
Overvurdering sammenlignet med historisk gennemsnit
Overvurdering sammenlignet med fornuftige niveau
Flere år med økonomisk opsving
Underliggende grund/grunde til højere priser
Et nyt element f.eks. teknologi for aktier
Subjektivt "paradigme skift"
Nye investorer trækkes ind
Nye iværksættere i området
Anselig folkelig og mediemæssig interesse
Markant stigning i udlån
Stigning i gældssætningen
Nye långivere eller låne politikker
Forbrugerprisinflationen ofte lav
Lempelig pengepolitik
Fald i husstandenes opsparingskvote
En stærk valutakurs

Figur 3-3 Calverleys liste over typiske karakteristika for en boble

De fleste af punkterne giver umiddelbart sig selv, dog vil vi fremhæve et par enkelte for at skabe klarhed.

Den første er punktet omkring *subjektivt "paradigme skift"*. Calverley beskriver dette element som følger:

"There is often the perception of a "paradigm shift" and this is usually argued energetically by some leading opinion formers. [...] people seem to have an innate tendency to believe (or want to believe) that current events are entirely different from any episodes in the past. This is a natural characteristic of young people especially and certainly the 1990s internet boom was very much led by young people." (Calverley, 2009, s. 16)

¹⁰ (Calverley, 2009, s. 13-18)

Der er med andre ord tale om en tilsidesættelse af erfaringselementet, altså kan det siges at, i denne situation tilsidesættes den adaptive forventningsdannelse.

Punktet med forbrugerprisinflationen, hvor det antages at Centralbanken fører en lempelig pengepolitik, skal det ses i lyset af Nationalbankens formål. Her står bl.a. følgende:

”Stabile priser: Nationalbanken bidrager til at sikre stabile priser, dvs. lav inflation. Det gøres ved at indrette pengepolitikken efter en fast kronekurs over for euroen.” (Nationalbanken.dk, 2010)

Hvis inflationen er lav er dette punkt opfyldt. Nationalbanken har derved intet incitament til at gribe ind, så længe økonomien er i vækst. En umiddelbar problematik i denne målsætning må være, at selv hvis en økonomi opfylder kravet om lav inflation, da kan der stadig på afgrænsede iboende markeder i samme økonomi forefindes markante prisstigninger, eller bobler.

Vi har nu gennemgået en økonometrisk metode til identifikation af bobledannelse i et aktiv over en periode. Dette blev gennemgået i afsnittet omkring immanente bobler. Resultatet muliggjorde økonometrisk at beskrive tilstedeværelsen af bobler, men med en hvis fejlmargen. Eftersom der er denne usikkerhed i den økonometriske metode, har vi opsat en diagnosticerings metode med henblik på, efter at have undersøgt aktivet statistisk, at styrke vores hypotese om, at der har været bobler på aktie- og boligmarkedet.

I det følgende vil vi definere begrebet økonomisk boble, hvilket vil føre til en endegyldig opsætning af præmisser for, hvordan vi tester om der i vores valgte periode har været bobler på markedet. Vi vil ud fra definitionen opsætte vores hypoteser, således at det er muligt at udføre tests på perioden givet disse hypoteser og vores antagelser.

Vi antager at det der grundlæggende bestemmer kursudviklingen på aktiemarkedet er dividende udbetalinger, Price earning og markedsstemningen. Dividende udbetalingerne forudsættes at indeholde en forventningsdannende faktor, altså påvirker dividendeudbetalingerne agenternes adaptive forventninger til fremtidige dividendeudbetalinger. Price earning påvirker agenternes direkte forventninger til aktiens investeringsmæssigt umiddelbare værdi. Endvidere antages det at dividendeudbetalingerne afspejler fundamentalværdien for det underliggende aktiv.

Inden vi påbegynder selve tests på vores afgrænsede perioder, vil der selvsagt blive foretaget en visuel inspektion af data, for at vurdere hvorvidt det er plausibelt at der i den pågældende periode har været en boble struktur i prisudviklingen.

I forbindelse med interviewet med Phoebus J. Dhrymes, udtrykte han en metode til definition af en boble ud fra PE-værdien og Leverage-ratioen. PE-værdien vil i gruppens optik være central i bestemmelsen af en boble. Professor Dhrymes foreslog følgende bånd, som gruppen kunne definere boblen indenfor:

Price Earning (PE)	Risiko profil	Konsekvens
1 – 5	Meget sikker	Undervurderet værdi
6 – 19	Sikker	Sund niveau
20 – 35	Øget usikkerhed	Øget sandsynlighed for en boble er under dannelse
35 < PE	Kraftig usikkerhed	Boble forefindes

Figur 3-4 Boblen ud fra PE-værdien

Der skal knyttes følgende kommentarer til båndet for PE-værdien. Fra 1 -5 er der tale om et aktiv som enten er undervurderet i værdi eller forventningerne til den fremtidige indtjening er faldende. Med en PE-værdi på 1-5 kan investoren regne med at PE-værdien vil stige den kommende periode, givet muligheden for undervurdering af aktiekursen. Alternativt vil PE-værdien stige grundet faldet i indtjening. Intervallet 6 - 19 karakteriseres som et sundt niveau, hvor der er balance mellem indtjening og kursværdi. Dette interval kan i en fremtidig model benyttes som ligevægtspunkt. Intervallet 20-35 karakteriseres som usikkert. Her skal advarselslamperne begynde at lyse, i kraft af at aktivet kan være overvurderet. Alternativt kan forventningerne til de fremtidige indtjeninger være høje, hvilket dog er forbundet med en kraftig usikkerhed. Disse to muligheder sat sammen munder ud i en konklusion om at der er øget sandsynlighed for at en boble er under dannelse i aktivet. Er PE-værdien over 35 defineres det som en kraftig overvurdering af aktivet og derigennem som en boble.

3.2.1 Endelig definition af en økonomisk boble

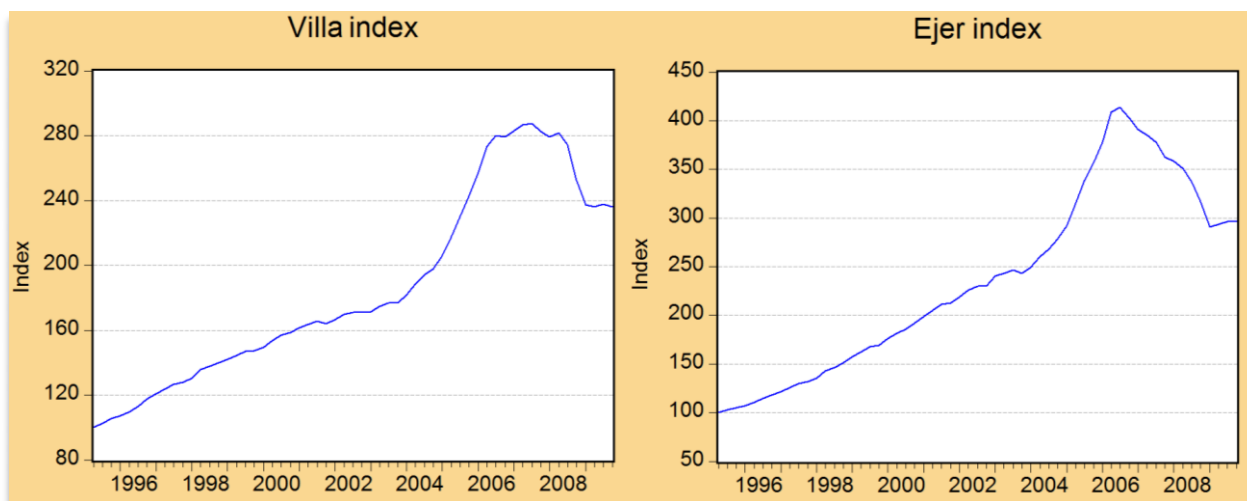
I dette afsnit vil den endelige definition af en boble blive belyst, som den vil blive anskuet i den resterende del af projektet. Calverley udtrykte i sin liste over karakteristika for en boble bl.a. at aktivet, i en boble periode, er prissat væsentlig højere end den historiske trend. Dette karakteristika, anvender gruppen til at opstille præmisserne til definitionen af en boble. Dette betyder at gruppen søger at finde ligevægtspunktet, hvor pris og trend følger hinanden inden for et nærmere angivet bånd. Bobleelementerne vil blive defineret matematisk som følger:

$$Boble_t = \frac{\text{Faktiske pris for aktivet til tiden } t}{\text{Trendmæssige pris for aktivet til tiden } t}$$

Det betyder at ligevægtspunktet vil være 1 og en boble vil forekomme hvis $boble_t$ værdien overstiger 1,3. Hvilket betyder at aktivets faktiske pris er 30 % over den trendmæssige pris.

4.0 Analyse af boligmarkedet

Vi vil i det følgende afsnit gennemgå udviklingen i priserne på boligmarkedet gennem vores afgrænsede periode 1995-2010. Efter denne gennemgang vil der blive konkluderet over hvorvidt vi har identificeret en boble i priserne på boligmarkedet. Vi har valgt at opdele boligmarkedet, således at der skelnes mellem priserne på ejerlejligheder og villaer. Begrundelsen for denne beslutning er, at vi har en forventning om, at der i højere grad spekuleres i ejerlejligheder, og at prisudviklingen dermed for disse, har været mere ekstrem. I følgende grafiske fremstilling ses prisudviklingerne for de to kategorier, villaer og ejerlejlighed¹¹, indekseret til vores valgte periode, således at andet kvartal 1995 er lig med 100.¹²



Figur 4-1 Grafisk fremstilling af Prisindeks for Villaer (tv) 1995=100, Prisindeks for ejerlejligheder (th) 1995=100

I figuren ovenfor ses udviklingen i prisindekset på boligmarkedet for perioden andet kvartal 1995 til 4. kvartal 2009, til venstre ses prisudviklingen for villaer og til højre prisudviklingen for ejerlejligheder. Begge tidsserier er indekseret til andet kvartal 1995. Hvis vi starter med at undersøge kurven for villapriser, er det tydeligt at der, fra starten af perioden til omkring midten af 2006, har været en konstant stigning. I 2004 og frem til midten af 2006, ses det at priserne på villaer accelererer nærmest eksponentielt. Fra medio 2006 til primo 2008 stagnerer priserne på villaer, hvorefter de falder kraftigt, ca. fra indeks 280 til 240, eller 14 procent inden starten af 2009.

¹¹ Kilde: www.statistikbanken.dk

¹² Kilde: www.statistikbanken.dk

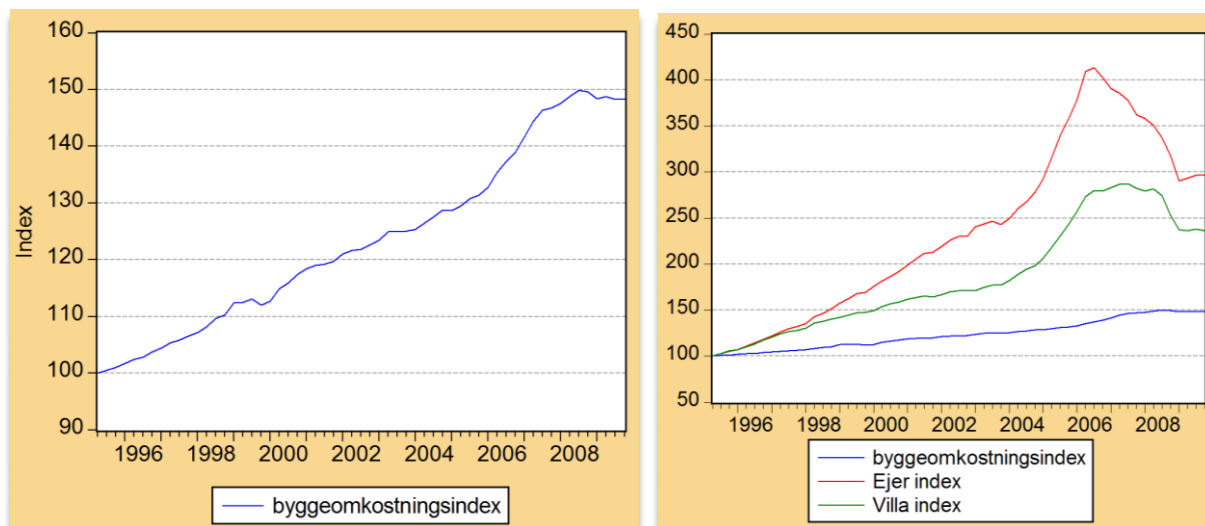
Fokuserer vi nu på den tilsvarende kurve over prisindekset for ejerlejligheder, til højre i figuren ovenfor. Igen er der tale om kvartalsdata, indekseret til andet kvartal 1995. Vi ser igen, fra starten af perioden, en stigende trend i priserne, med henblik på ejerlejligheder. Ligesom for prisudviklingen for villaer accelererer prisudviklingen for ejerlejligheder markant primo 2004. Ser vi på kurvens toppunkt adskiller ejerlejlighedspriserne sig igen markant fra priserne på villaer. Dels ved at toppunktet indtræffer tidligere, medio 2006, og idet priserne på ejerlejligheder ikke stagnerer før kurven knækker. Vi ser i figuren at priserne for ejerlejligheder knækker langt hurtigere, men følges til gengæld ikke op af et nær så brat fald, som det var tilfældet for villaer. Fra toppunktet på kurven medio 2006 falder priserne frem til først i 2009, fra cirka indeks 410 til 290 hvilket svarer til et fald på 29 procent.

Vi ser altså en mere ekstrem prisudvikling for ejerlejligheder end for villaer, dog skal det bemærkes at villapriserne faldt 14 procent på godt et år, mens faldet i priserne for ejerlejligheder, på 29 procent, var bredt ud over en længere periode. En begrundelse for disse afvigelser for boligmarkedet kunne være en øget spekulationsfaktor for handlen med ejerlejligheder, hvilket især kom til udtryk i opgangsperioden ved bl.a. forældrekøb¹³. Eller nærmere bestemt spekulation i ejerlejligheder, især af en gruppe agenter i økonomien, der ikke normalt, uden opgangstider og villig kreditvurdering, ville være at finde indenfor spekulation på boligmarkedet. Her kan endnu engang henføres til Shillers eksempel med villavejen fra afsnittet omkring den verbale definition af en boble.

For at få et overblik over hvor store prisstigninger der har været på boligmarkedet i perioden, har vi valgt at benytte byggeomkostningsindekset¹⁴, som indikator for de generelle prisstigninger i fundamentalværdien på boligmarkedet, for den valgte periode. Nedenfor er vist en grafisk fremstilling af, til venstre, byggeomkostningsindekset for perioden og til højre stigningen i byggeomkostninger sat op imod prisudviklingen på villaer og ejerlejligheder, alle indekserede til 1995.

¹³ Ved forældrekøb køber forældrene en ejerlejlighed (eller villa) og udlejer den derefter til deres datter eller søn, oftest i forbindelse med at den unge skal påbegynde en videregående uddannelse langt fra sin hjemby. (boligadvokater, 2008, s. 4)

¹⁴ Byggeomkostningsindekset omfatter: Jord og beton arbejdet, betonelementarbejdet, murerarbejdet, tømrearbejdet, snedkerarbejdet, malerarbejdet, VVS-arbejdet, El-arbejdet, undergrund, råhus, bygningskomplettering, VVS-anlæg, El- og mekaniske anlæg, bygningsinventar, materialer og arbejdsomkostninger. www.statistikbanken.dk



Figur 4-2 Grafisk fremstilling af prisindeks for byggeomkostninger 1995=100 (tv). Villa, Ejerlejlighed og byggeomkostningsindeks samlet (th)

Det fremgår tydeligt af figuren ovenfor til venstre, at der gennem perioden 1995-2009 har været en nærmest lineær stigning i byggeomkostningerne, dog ses et lille knæk sidst i perioden. Vi betragter byggeomkostningsindekset som en indikator for fundamentalværdien på boligmarkedet, og har derfor sammenlignet denne med prisudviklingen på villaer og ejerlejligheder, som det er vist i figuren ovenfor til højre. Det fremgår tydeligt heraf, at kun en mindre del af de markante prisstigninger på boligmarkedet, kan forklares ved en øget fundamentalværdi indikeret ved den beskedne stigning i byggeomkostningerne. Især fra 2003 ses der en højere vækstrate på boligmarkedet, end det er tilfældet for byggeomkostningerne.

I det følgende vil prisudviklingen for ejerlejligheder, villaer og byggeomkostninger indgående blive undersøgt, med henblik på at fastslå, om der reelt har været en boble på markedet. Metoden til at udføre dette, er i første omgang en identifikation af den generelle trend på boligmarkedet. Denne trend bliver beregnet ud fra den mere stabile del af perioden, fra 1995 til 2003.¹⁵

4.1.1.1 Ejerlejlighedsindex

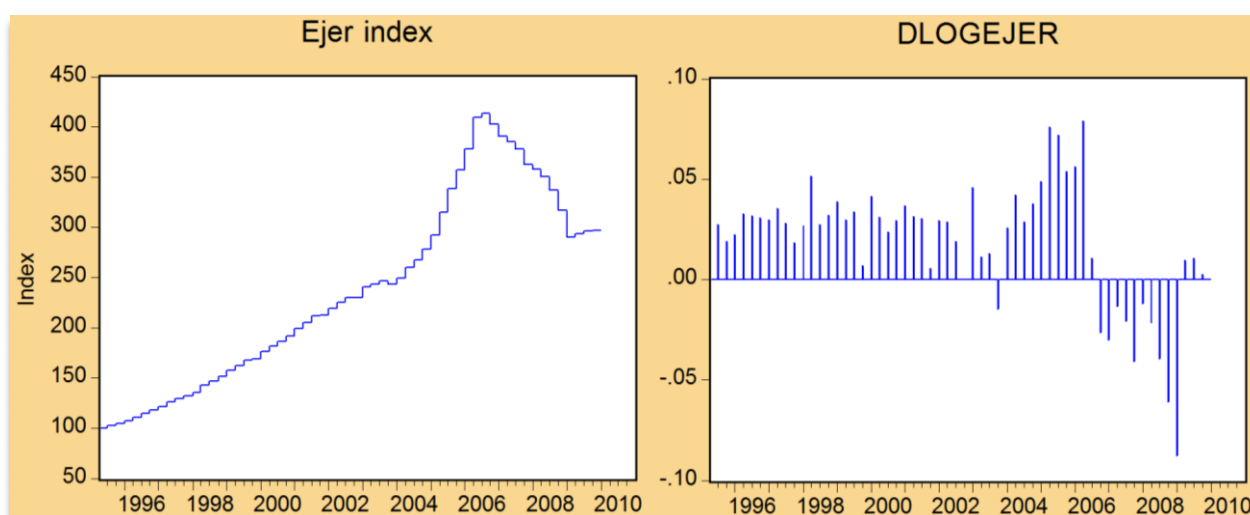
I dette afsnit bliver baggrunden for boblen i prisindekset for ejerlejligheder gennemgået. Vi vil først undersøge prisniveauet for ejerlejligheder, indekseret til 1995=100. Først testes variabelen for enhedsrod, som vist i outputtet nedenfor fra Dickey-Fuller testen.

¹⁵ Jf. Bilag 5 Mail fra Hans Henrik Buchreitz Analyseansvarlig i Home A/S

Null Hypothesis: EJER_INDEX has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 14 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)			Null Hypothesis: D(EJER_INDEX) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.478187	0.5444	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.964928	0.0388
Test critical values: 1% level	-3.438807		Test critical values: 1% level	-3.438807	
5% level	-2.865163		5% level	-2.865163	
10% level	-2.568755		10% level	-2.568755	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 4-3 Test for enhedsrod af prisindeks for ejerlejligheder

Det fremgår af p-værdien¹⁶ på 0,5444 i outputtet ovenfor til venstre, at vi ikke kan forkaste nulhypotesen for Dickey-Fuller testen om enhedsrod i variabelen. Vi udfører derfor igen testen, denne gang på variabelens 1' ordens differens, og forkaster nu nulhypotesen med en p-værdi på 0,0388, som vist herover i outputtet til højre.

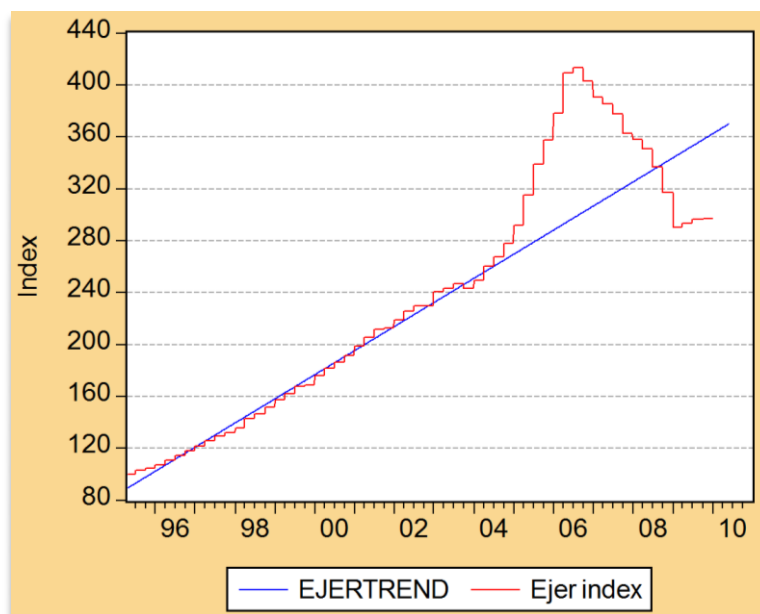


Figur 4-4 Grafisk fremstilling af prisindeks for ejerlejligheder (tv), De procentvise ændringer i prisindekset af ejerlejligheder (th)

I figuren ovenfor til venstre er illustreret prisudviklingen for ejerlejligheder indekseret med 1995=100. Det fremgår heraf, at der er en stigende tendens i prisudviklingen, som heller ikke er overraskende givet at Dickey-Fuller testen for den uddifferenserede variabel, ikke kunne afvise tilstedeværelsen af en enhedsrod, hvilket indikerer at indekset indeholder en deterministisk trend. Undersøges kurven ses en jævnt stigende tendens frem til primo 2004, hvorefter stigningsraten accelererer markant. Den øgede stigningsrate kulminerer i 2006, hvorefter priserne falder markant frem til ultimo 2008. Vi identificerer perioden fra primo 2004 til 2006, som bobledannelsesperioden og 2006 til 2008 som boblens brist. Undersøges figuren ovenfor til højre, hvor vi har differenset variabelen, samt logget den, ses igen den accelererende

¹⁶ P-værdi: Beskrives som talværdi til forkastelse af nulhypotesen ud fra et givent konfidensinterval. Dette tilfælde 95 %.

stigningsrate fra primo 2004 til 2006, hvorefter der følger negative rater givet boblens brist. Efter at have konfereret med Home a/s¹⁷ besluttede vi at anvende 1995 til 2003 som benchmark perioden, med henblik på at beregne den trendmæssige stigningsrate for ejerlejligheder. I figuren nedenfor ses denne trendlinje indsat sammen med den indekserede prisudvikling for ejerlejligheder. Her fremgår det igen hvorledes priserne på ejerlejligheder fra primo 2004 til medio 2006, afviger markant fra den trendmæssige stigning, og dermed danner boblen på markedet. Efter boblens brist i 2006 falder prisniveauet til under trenden i perioden mod 2008, hvilket illustrerer hvor markant faldet i realiteten var, over blot to år.



Figur 4-5 Grafisk fremstilling af prisindeks for ejerlejlighed og trend

4.1.1.2 Ejer uden trend

I dette afsnit vil vi vise hvorledes vi beregnede bobleelementet for ejerlejligheder, samt strukturere variabelen med henblik på modellering. For at isolere afvigelsen fra trenden beregnede vi bobleelementet således:

$$Ejerutrend = \frac{Ejer indeks}{Ejertrend}$$

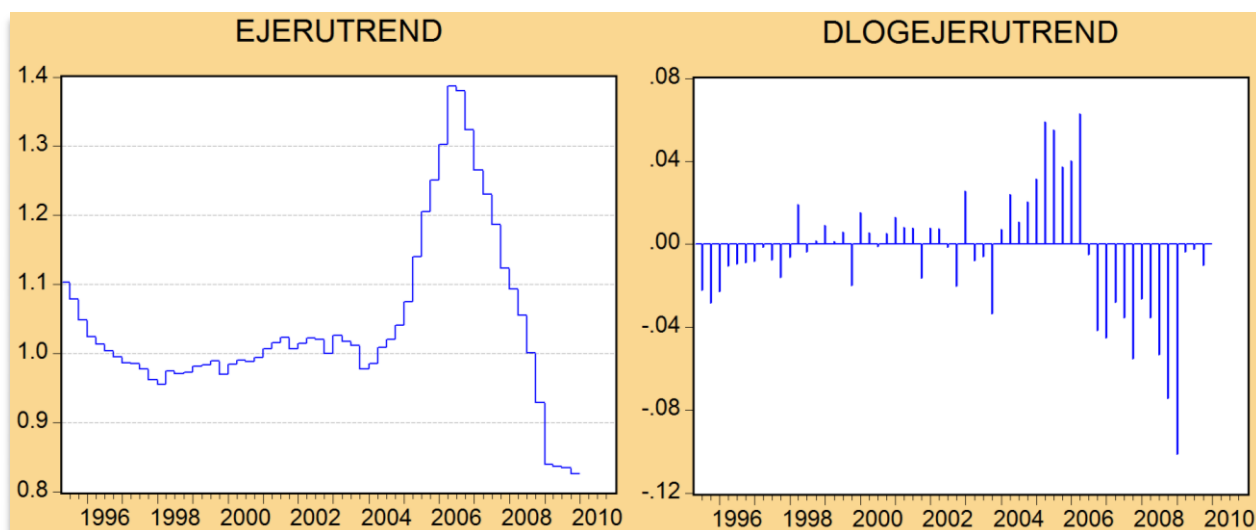
Denne metode sikre os et indeks over hvornår prisudviklingen for ejerlejligheder afviger fra den trendmæssige stigningstakt. Dermed antager vores nye variabel ejerutrend værdien 1, når stigningsraten for ejerlejligheder reelt er lig med stigningstakten i trenden. Nedenfor har vi testet variabelen for enhedsrod.

¹⁷ Jf. bilag 5 mail fra Hans Henrik Buchreitz analyseansvarlig i Home A/S

Null Hypothesis: EJerUTREND has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 14 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)			Null Hypothesis: D(EJerUTREND) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.055429	0.2632	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.208256	0.0199
Test critical values: 1% level	-3.438807		Test critical values: 1% level	-3.438807	
5% level	-2.865163		5% level	-2.865163	
10% level	-2.568755		10% level	-2.568755	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 4-6 Test for enhedsrod af Ejerlejlighed uden trend

Det fremgår af outputtet ovenfor at Dickey-Fuller testen med en p-værdi på 0,2632, ikke kan forkaste nulhypotesen om enhedsrod, hvorfor vi tester variablen igen, denne gang for 1. ordens differensen. Outputtet for denne ses ovenfor til højre, og forkaster nu nulhypotesen givet p-værdien på 0,0199 og t-statistikken på -3,208, som er under 5 % niveauet på -2,865, vi kan altså nu acceptere variablen som stationær.



Figur 4-7 Grafisk fremstilling af ejerlejlighed uden trend (tv), de procentvise ændringer i ejerlejlighed uden trend

I figuren ovenfor til venstre er vores beregnede bobleelement for ejerlejligheder illustreret. Det fremgår heraf at renset for den generelle stigningsrate på markedet, er boble delen mere markant. Denne variabel beskriver i bobledelen af prisudviklingen på ejerlejligheder, illustreret ved at prisniveauet udenfor boble perioden bevæger sig omkring trenden. I henhold til vores definition af en boble, om at de faktiske priser overstiger trenden med mere end 30 %, er denne opfyldt for prisindekset over ejerlejligheder, da boblen brister ved en værdi på knap 1,4, eller knap 40 % over trendniveauet. Trenden for prisudviklingen ligger altså nu vandret ved værdien 1. Til højre ovenfor ses vores endelige afhængige variabel til modellering af bobleelementet for ejerlejligheder. Variablen er nu differenset for at gøre den stationær, samt logget for at få den procentvise ændring.

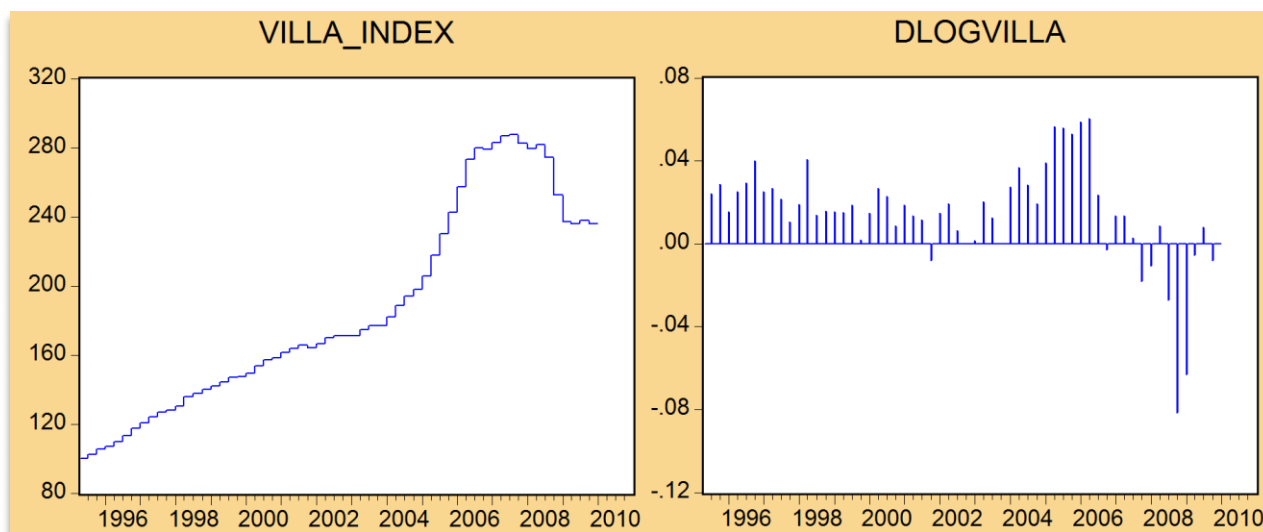
4.1.1.3 Villa

I dette afsnit bliver baggrunden for boblen i prisindekset for villaer gennemgået. Vi undersøger nu prisniveauet for villaer, indekseret til 1995=100. Først testes variablen for enhedsrod, som vist i outputtet nedenfor fra Augmented Dickey-Fuller testen.

Null Hypothesis: VILLA_INDEX has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 14 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)			Null Hypothesis: D(VILLA_INDEX) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.411371	0.5778	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.971340	0.0381
Test critical values: 1% level	-3.438807		Test critical values: 1% level	-3.438807	
5% level	-2.865163		5% level	-2.865163	
10% level	-2.568755		10% level	-2.568755	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 4-8 Test for enhedsrod af prisindeks for villaer

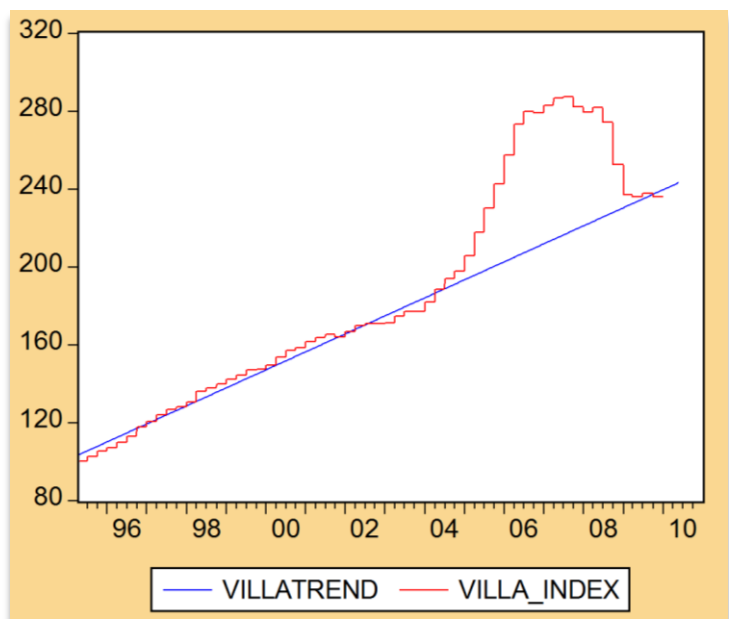
I ovenstående Augmented Dickey-Fuller test kan vi ikke forkaste nulhypotesen, om at der forekommer en enhedsrod i variablen over prisindekset for villaer. På den baggrund foretager vi som tidligere en 1'ordens differens af de loggede værdier i variablen og gennemfører testen endnu engang. Her kan vi forkaste nulhypotesen ud fra vores 5 % signifikansniveau. Nedenfor er opstillet udviklingen i de to variable, villaprisindekset og den procentvise ændring i villaprisindekset.



Figur 4-9 Grafisk fremstilling af prisindeks for villaer (tv), de procentvise ændringer i prisindekset for villaer (th)

Som for prisindekset for ejerlejligheder forekommer der jævne og stabile stigninger i indekset frem til primo 2004, hvorefter indekset stiger nærmest eksponentielt frem til medio 2006. Herefter opleves en stagnering af priserne frem til ultimo 2007 og primo 2008. Ses der på kurven over de procentvise ændringer, til højre ovenfor, så ses de relativt kraftige stigninger i periode 2004-06 tydeligt. De markante fald omkring 2007-08 bryder med den hidtidige generelle udvikling i indekset som indtil da, havde været præget af vækst i næsten samtlige kvartaler.

Som ved prisindekset for ejerlejligheder har vi beregnet en trend for benchmark perioden 1995-2003. Denne trend for villaindekset er indlagt i figuren nedenfor.



Figur 4-10 Grafisk fremstilling af prisindeks for villaer og trend

Her ses at trenden og indekset følger hinanden indtil 2004, hvor indekset afviger fra trenden i positiv retning. Faldet i prisindekset medfører at de to kurver i slutningen af perioden igen nærmer sig samme niveau.

4.1.1.4 Villa uden trend

Lige som for prisindekset for ejerlejligheder har vi søgt at konstruere en variabel som skal være med til at tydeliggøre i hvilken grad prisindekset afviger fra trenden. Denne variabel bliver beregnet på følgende måde.

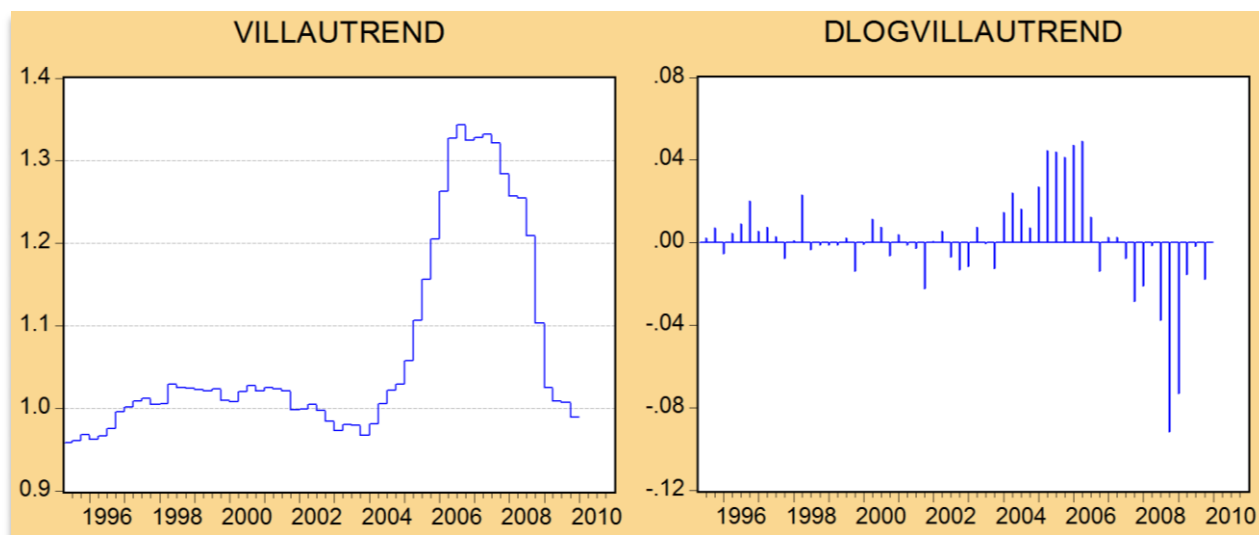
$$\text{Villautrend} = \frac{\text{Villa indeks}}{\text{Villatrend}}$$

Nedenfor udfører vi en ADF-test på variablen Villautrend.

Null Hypothesis: VILLAUTREND has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 14 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)			Null Hypothesis: D(VILLAUTREND) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.048636	0.2661	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.113961	0.0260
Test critical values: 1% level	-3.438807		Test critical values: 1% level	-3.438807	
5% level	-2.865163		5% level	-2.865163	
10% level	-2.568755		10% level	-2.568755	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 4-11 Test for enhedsrod af villa uden trend

Vi kan ikke forkaste nulhypotesen i variabelens udgangspunkt, men derimod kan nulhypotesen forkastes for den 1'ordens differensede variabel. Givet en p-værdi for teststatistikken på 0,026. Nedenfor ses udviklingen i villautrendvariablen, og den procentvise ændring i samme variabel.



Figur 4-12 Grafisk fremstilling af villa uden trend (tv), de procentvise ændring i villa uden trend (th)

Fra andet kvartal 1995 frem mod primo 2004 svinger variabelen omkring værdien 1, hvorefter den stiger kraftigt over 2 år fra primo 2004 til primo 2006, hvor værdien overstiger 1,3. Efterfølgende med en kort stagnering indtil den begynder et markant fald fra primo 2008 frem til ultimo 2009. I henhold til definitionen for en boble, kan vi også her konstatere en boble på prisindekset for villaer, i kraft af at variabelen villautrend overstiger værdien 1,3 og dermed 30 % over trendniveauet. Kurven til højre i figuren ovenfor viser de procentvise ændringen i villautrend variabelen, som også viser de markante stigninger der medførte boblen, men også de markante fald efter boblens brist.

4.1.1.5 Byggeomkostninger¹⁸

Med henblik på at afvise, at vores identificerede bobler på boligmarkedet blot er resultatet af kraftige stigninger i byggeomkostningerne, samt for at opnå endnu en forklarende variabel, har vi valgt både at danne en brugbar variabel for byggeomkostningsindekset, samt at undersøge om der også i denne har været en boble. Vi begynder som hidtil med at teste variabelen for enhedsrod med en Dickey-Fuller test, outputtet ses nedenfor.

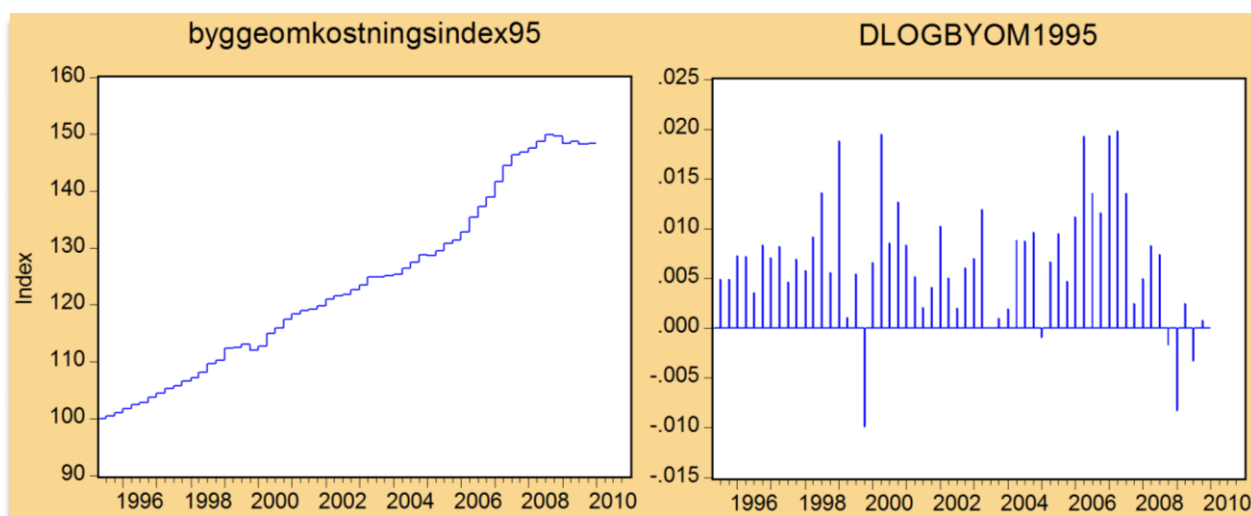
¹⁸ Kilde: www.statistikbanken.dk/statbank5a/SelectVarVal/Define.asp?Maintable=BYG5&PLanguage=0

Null Hypothesis: BYOM1995 has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.322425	0.9190
Test critical values: 1% level	-3.438796	
5% level	-2.865158	
10% level	-2.568752	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Null Hypothesis: D(BYOM1995) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.510796	0.0002
Test critical values: 1% level	-3.438796	
5% level	-2.865158	
10% level	-2.568752	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

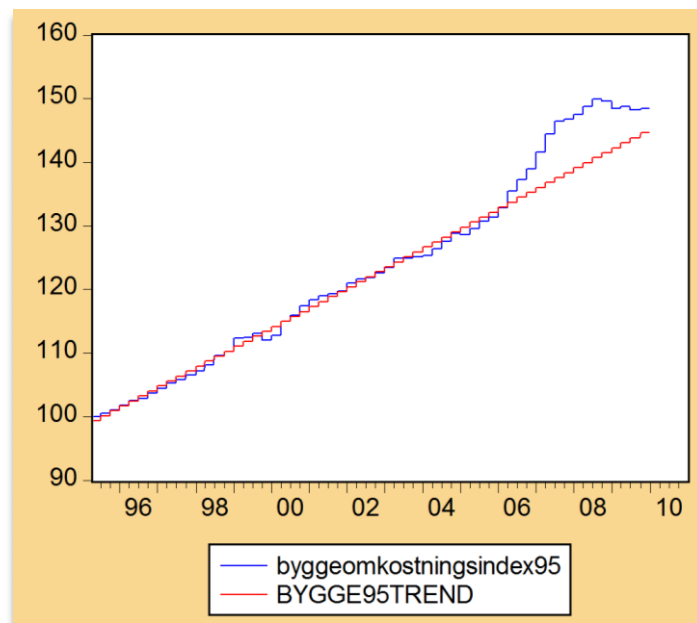
Figur 4-13 Test for enhedsrod af byggeomkostningsindekset

Det fremgår af testresultatet ovenfor til venstre, at vi ikke umiddelbart kan forkaste nulhypotesen, at der er en enhedsrod i variabelen, givet p-værdien på 0,9190. Vi tester derfor igen nu med 1. ordens differens på variabelen, som vist i outputtet ovenfor til højre. Nu forkaster vi nulhypotesen givet p-værdien på 0,0002.



Figur 4-14 Grafisk fremstilling af byggeomkostningsindekset 1995=100 (tv), de procentvise ændringer i byggeomkostningsindekset (th)

Figuren ovenfor til venstre illustrerer udviklingen i byggeomkostninger indekseret med 1995=100. Kurven forløber jævnt, med en stigende tendens frem til 2006, hvor der ses en lidt kraftigere stigningsrate frem til 2007. Herefter den stiger jævnt frem til 2008 hvor den stagnerer perioden ud. Ovenfor til højre ses variabelen differenset og logget, det fremgår tydeligt heraf at der med få undtagelser er en stabilt stigende trend, samt stagneringen i 2008. I figuren nedenfor har vi lagt trendlinjen ind, beregnet ud fra samme benchmark periode vi anvendte ved beregningen af trendlinjerne for ejerlejligheder og villaer. Det fremgår heraf at byggeomkostningerne kun svagt afviger fra trenden fra 2006 og frem, samt at stagneringen i 2008 meget vel kan ses som en opbremsning eller tilbagevenden til den generelle trend.



Figur 4-15 Grafisk fremstilling af byggeomkostningsindeks med trend

4.1.1.6 Byggeomkostninger uden trend

Dette afsnit skal fungere primært som argument for at der ikke har været en boble i byggeomkostningsindekset, hvorfor dette ikke er forklaringen på boblen på henholdsvis ejerlejligheder og villaer. For at opbygge dette argument anvender vi samme metode som for ejerlejligheder og villaer til at isolere bobleelementet for byggeomkostninger. Vi udfører altså følgende beregning for at isolere variabelen:

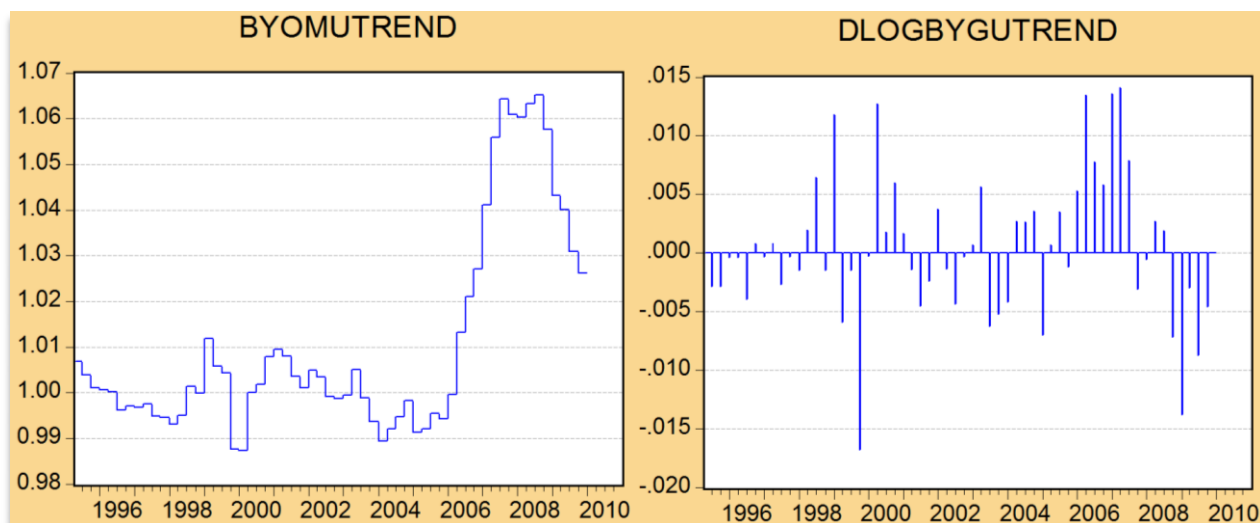
$$Byomutrend = \frac{Byggeomkostningsindex95}{Bygge95trend}$$

Vi begynder med en test for enhedsrod som vist nedenfor.

Null Hypothesis: BYOMUTREND has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)			Null Hypothesis: D(BYOMUTREND) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.949965	0.7721	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-27.64669	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.438649		Test critical values: 1% level	-3.438660	
5% level	-2.865093		5% level	-2.865098	
10% level	-2.568717		10% level	-2.568720	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 4-16 Test for enhedsrod af byggeomkostninger uden trend

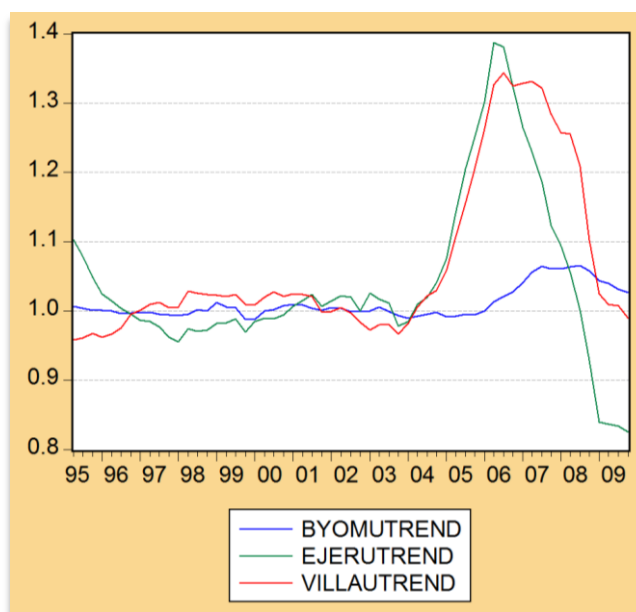
Vi tester igen nulhypotesen, at der er en enhedsrod i variabelen, og som det fremgår af outputtet ovenfor til venstre, kan vi ikke forkaste givet p-værdien på 0,7721. Derfor tester vi igen, nu med 1. ordens differens og forkaster nulhypotesen med en p-værdi nær 0, som vist i outputtet herover til højre.



Figur 4-17 Grafisk fremstilling af byggeomkostning uden trend (tv), de procentvise ændringer i byggeomkostninger uden trend

I venstre side af figuren herover er bobleelementet for byggeomkostningerne illustreret. Umiddelbart kunne det se ud til der også her har været en boble, men undersøges værdierne for afvigelsen fra trenden, det vil sige anden aksens, ses at værdierne maksimalt når op på 1,065. Til sammenligning nåede ejerlejlighederne, på boblens top, op på 1,4 på skalaen. Vi kan derfor afvise, ud fra vores definition, at der skulle have været en boble i byggeomkostningerne, som kunne forklare boblerne for ejerlejligheder og villaer. I højre side ses den differensede og loggede variabel for bobleelementet for byggeomkostningerne. Vi vil ikke på nuværende tidspunkt afvise at denne kan vise sig signifikant i modelleringen af bobleelementerne for boligmarkedet. Det skal endvidere noteres at der i figuren til højre ses tilnærmelsesvis samme tendenser som for de øvrige boligboble variable, med en øget volatilitet under boblerne, dog i mindre målestok end for de øvrige.

4.1.2 Delkonklusion for analysen af boligmarkedet



Figur 4-18 Grafisk fremstilling af villa-, ejerlejlighed og byggeomkostninger uden trend

I figuren ses de tre kurver for bobleelementet for henholdsvis villa-, ejerlejligheds- og byggeomkostningsindeks. Det gælder dermed for dem alle, at værdien 1 på 2. akse er den forventede stigningstakt, altså trenden. Med indlæmmelsen af byggeomkostningsindekset har vi endnu et benchmark for den generelle udvikling på boligmarkedet. Vi kan ud fra den blå kurve i figuren konstatere at der er en svag stigning i byggeomkostningsindekset sidst i perioden, men generelt bevæger variabelen sig omkring værdien 1, og viser ikke tegn på en boble. Fokuseres der på den røde kurve, altså prisudviklingen for villaer, er det klart at der her har været en boble, begyndende primo 2004, både hvis der sammenlignes med byggeomkostningerne og hvis der sammenholdes med den generelle stigningstakt ved værdien 1 på 2. akse. Den grønne kurve repræsenterer ejerlejlighederne, hvor der også ses en tydelig boble sidst i perioden fra primo 2004, dog brister boblen her mere pludseligt end det var tilfældet for boblen i villaindekset. Igen bakkes konstateringen af boblen for ejerlejligheder op, af både udviklingen i byggeomkostninger, der ikke udviser samme tendens, samt af den markante afvigelse fra normalen, ved værdien 1 på 2. akse.

5.0 Analyse af OMXC20

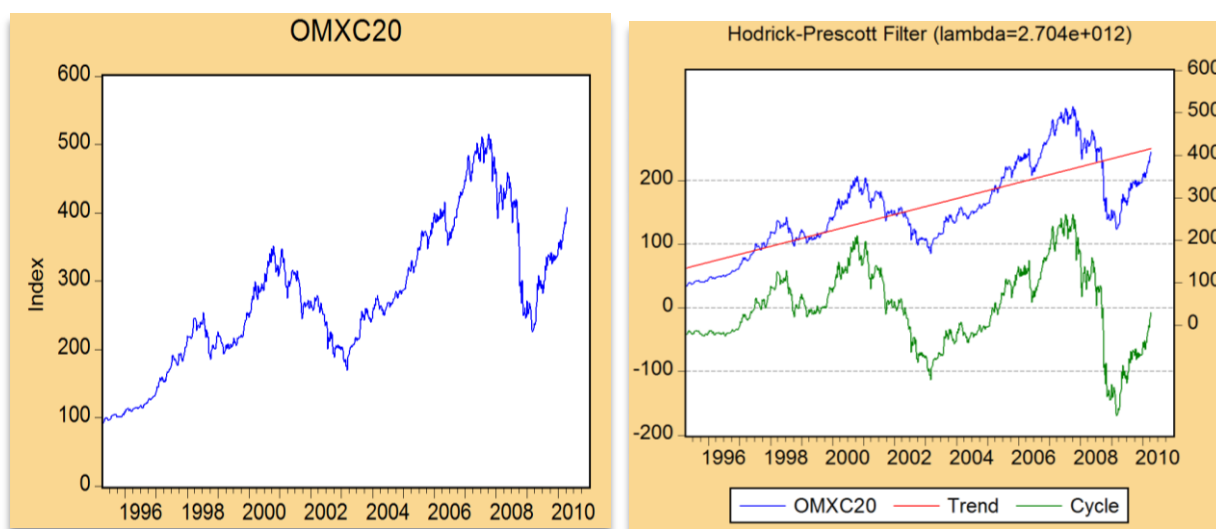
I dette afsnit vil vi gennemgå udviklingen i de fremskaffede data for OMXC20 indekset. Data spænder tidsmæssigt fra 19.04.1995 til 21.04.2010. De variable som bliver gennemgået vil blive brugt senere i projektet enten til at teste for tilstedeværelsen af en boble eller til brug som forklarende variabel i modelleringsprocessen. Variablene gennemgås dels gennem en visuel inspektion af deres udvikling,

desuden testes de for enhedsrod.¹⁹ Dette gøres for at undersøge om variabelen er stationær, da en ikke stationær variabel ellers ville bryde med antagelse 2 for OLS-metoden.²⁰ Hvis der eksisterer en enhedsrod kan det ikke forkastes at variabelen indeholder en deterministisk trend. Derfor tages 1'ordens differensen af variabelen, som derved bliver ændringen i forhold til tiden $t-1$.²¹

I det variablene har store værdimæssige forskelle vil den naturlige logaritme tages af de enkelte observationer. Det betyder at vi får den tilnærmelsesvis procentvise ændring i variabelen. Nedenfor har vi vist netop denne tilnærmelse. Vi har i dette eksempel brugt variabelen for OMX $y_t = \log(OMX_t)$

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \log\left(\frac{OMX_t}{OMX_{t-1}}\right) = \log\left(1 + \frac{OMX_t - OMX_{t-1}}{OMX_{t-1}}\right) \approx \frac{OMX_t - OMX_{t-1}}{OMX_{t-1}}$$

Nedenfor ses udviklingen i OMXC20 indekset igennem perioden.



Figur 5-1 Grafisk fremstilling af OMXC20 indekset (tv) OMXC20 indekset med HP filter (th)

Grafen til venstre ligner en random walk indeholdende en deterministisk trend, hvor der i 1998, 2000 og 2007 forekommer udsving omkring trenden, som kunne ligne økonomiske bobler. I grafen til højre er trenden for hele perioden indlagt som den røde linje. Hvor den grønne linje hjælper i vurderingen af

¹⁹ Det er nødvendigt at teste for tilstedeværelsen af en enhedsrod idet en sådan vil få betydning for regressionen. Hvis der er en enhedsrod i tidsserien vil et givent chok positivt eller negativt have en permanent effekt, i modsætning til en midlertidig effekt, hvis der er tale om en stationær proces. En tidsserie der har en enhedsrod er altså ikke stationær. For at korrigere en tidsserie for enhedsrod, og derved gøre den stationær kan man differensere denne. Når vi tester for om der er en enhedsrod benytter vi en Augmented Dickey-Fuller(ADF) test. Test ligningen for ADF ser således ud:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \rho_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \rho_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t.$$

Det der så testes er:

H0: $\rho=0$ og $\beta=0$, hvilket svarer til at der er en stokastisk trend.

H1: $\rho<0$ og $\beta\neq 0$, hvilket svarer til at der er en deterministisk trend.

Man kan nu teste dette ud fra F-test og t-test, hvor man konkludere ud fra de kritiske værdier fra en ADF tabel. Vi er dog så privilegerede at Eviews beregner dette for os, så vi blot kan konkludere på p-værdien ud fra nulhypotesen. Dette vil blive uddybet første gang vi benytter testen i opgaven. (Christian Heij, 2004, s. 594-599)

²⁰ (Christian Heij, 2004, s. 93)

²¹ (Christian Heij, 2004, s. 599)

udsvingenes størrelsesorden i forhold til trenden. En nærmere undersøgelse af stationariteten i variablen vil blive foretaget ved hjælp af en Augmented Dickey-Fuller-test (ADF). Resultatet kan ses i tabellen nedenfor:

Null Hypothesis: OMXC20 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:				
1% level			-3.438476	
5% level			-2.865016	
10% level			-2.568676	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(OMXC20)				
Method: Least Squares				
Date: 05/03/10 Time: 13:41				
Sample (adjusted): 4/26/1995 4/21/2010				
Included observations: 783 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OMXC20(-1)	-0.004403	0.002962	-1.486430	0.1376
C	1.613372	0.868523	1.857605	0.0636
R-squared	0.002821	Mean dependent var		0.403384
Adjusted R-squared	0.001544	S.D. dependent var		8.480036
S.E. of regression	8.473486	Akaike info criterion		7.114312
Sum squared resid	56075.78	Schwarz criterion		7.126223
Log likelihood	-2783.253	F-statistic		2.209475
Durbin-Watson stat	2.090690	Prob(F-statistic)		0.137569

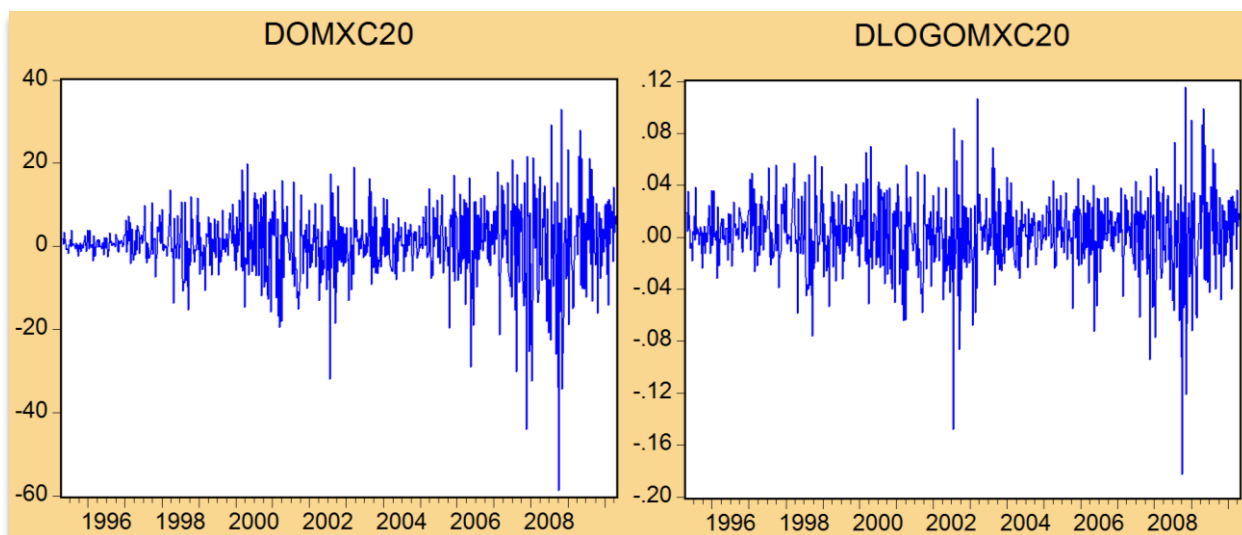
Figur 5-2 Test for enhedsrod af OMXC20

Gruppen opererer i vores tests med et 95 % konfidensinterval, hvor vi vurderer nulhypotesen ud fra et 5 % signifikansniveau. Nulhypotesen i ADF-testen er, at der forekommer en enhedsrod i variablen. I outputtet ovenfor skal t-statistikken for testen være mindre end 5 % niveauet. I dette tilfælde er t-statistikken -1,486, hvilket er over de -2,865 som 5 % niveauet foreskriver. Vi kan derfor ikke forkaste nulhypotesen om at der er en enhedsrod. OMXC20 indeholder derfor en deterministisk trend som først antaget. For at gøre variablen stationær tager vi nu 1'ordens differensen og foretager endnu en ADF-test.

Null Hypothesis: D(OMXC20) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:				
1% level			-3.438486	
5% level			-2.865021	
10% level			-2.568679	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(OMXC20,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/03/10 Time: 13:51				
Sample (adjusted): 5/03/1995 4/21/2010				
Included observations: 782 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(OMXC20(-1))	-1.047481	0.035780	-29.27545	0.0000
C	0.420381	0.303615	1.384584	0.1666
R-squared	0.523534	Mean dependent var		0.007148
Adjusted R-squared	0.522823	S.D. dependent var		12.27899
S.E. of regression	8.481194	Akaike info criterion		7.116134
Sum squared resid	56105.91	Schwarz criterion		7.128057
Log likelihood	-2780.408	F-statistic		857.0517
Durbin-Watson stat	1.994911	Prob(F-statistic)		0.000000

Figur 5-3 Test for enhedsrod af 1'orden differensen af OMXC20 indekset

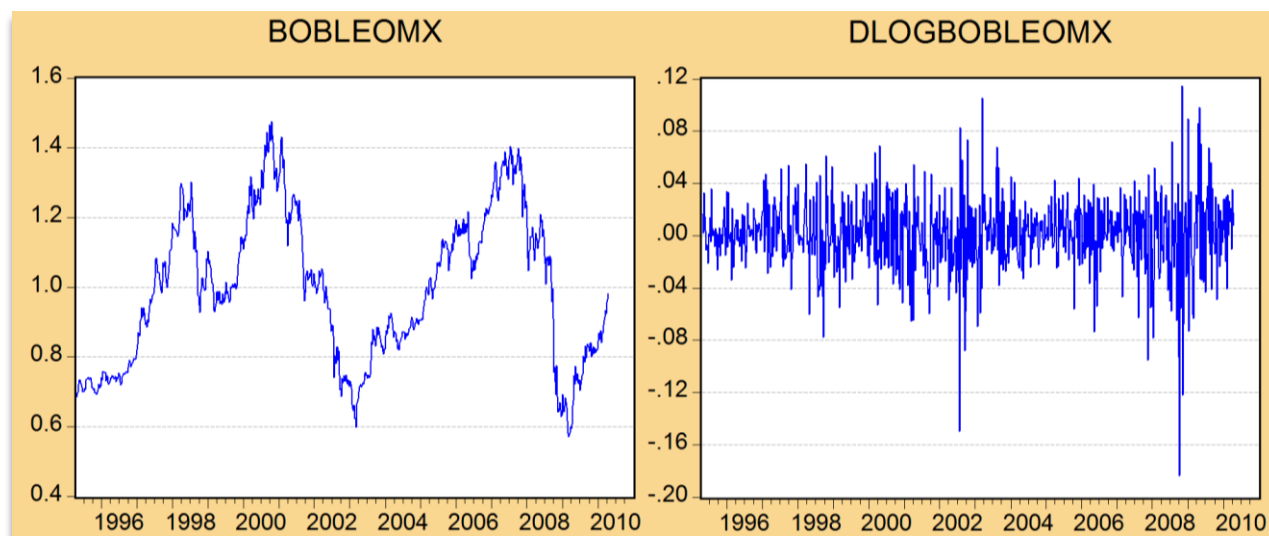
Nu kan vi forekaste nulhypotesen om at der er en enhedsrod i den differensede OMXC20-variabel. T-statistikken (-29,27545) er under 5 % niveauet på -2,865. P-værdien er på 0,0000, hvilket samlet set betyder, at vi kan forkaste nulhypotesen. $D(\text{omxc20})$ er nu en stokastisk variabel og en $I(1)$ eller 1'ordens differens. Da den procentvise ændring, tilnærmelsesvis kan findes ved at tage differensen til de loggede værdier vil dette blive foretrukket fremadrettet. Udviklingen over perioden kan nu ses i kurven nedenfor.



Figur 5-4 Grafisk fremstilling af 1'ordens differensen af OMXC20 indekset (tv), de procentvise ændringer af OMXC20 indeks

Ud fra en visuel inspektion af begge grafer tyder meget på at der forefindes en kraftig volatilitet i midten og slutningen af perioden. Hvilket er sammenfaldende med de økonomiske bobler, som vi har identificeret.

I henhold til vores definition af en boble, om at der forefindes en boble, når den faktiske værdi i væsentlig grad overstiger trenden, gennemføre vi nu den i definitionen beskrevne eksercits og udregner bobleelementet for OMXC20 indekset. Vi har tidligere i dette afsnit vist trenden for OMXC20, som vi nu dividerer op i OMXC20's faktiske værdi. Det giver følgende udvikling som kan ses nedenfor.



Figur 5-5 Grafisk fremstilling af bobleomx (tv), de procentvise ændringer i bobleomx (th)

I relativt sikre perioder er værdien for bobleomx mellem 0,5 og 1. Vi definerede en boble som perioder hvor den faktiske pris overstiger trenden med mere end 30 %. Det gør den netop i forbindelse med boblen i 2000 og i 2007-08. Vi har i grafen til højre ovenfor vist de procentvise ændringer i bobleelementet. Nedenfor tester vi for en god ordens skyld om der forekommer en enhedsrod i variabelen. Dette vil medvirke i afgørelsen af, hvilken af de to variable som vi skal benytte senere i projektet.

Null Hypothesis: BOBLEOMX has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)			Null Hypothesis: D(BOBLEOMX) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.125294	0.2348	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-28.38494	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.438476		Test critical values: 1% level	-3.438486	
5% level	-2.865016		5% level	-2.865021	
10% level	-2.568676		10% level	-2.568679	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 5-6 Test for enhedsrod af bobleomx

Efter testen kan det konkluderes at der forekommer en enhedsrod i den rene bobleomx variabel. Vi kan derimod forkaste nulhypotesen om at der forekommer en enhedsrod i den af 1'orden differensede bobleomx. Dermed vælger vi at benytte dlogbobleomx som afhængig variabel i en senere model.

5.1.1.1 PE-værdi²²

PE-værdien som variabel er her genereret af Datastream og er PE-værdien for det samlede OMXC20 indeks. I henhold til interviewet med Phoebus J. Dhrymes, så kan PE-værdien give en hurtig og relativ præcis beskrivelse af om der forekommer en boble i den givne periode.²³

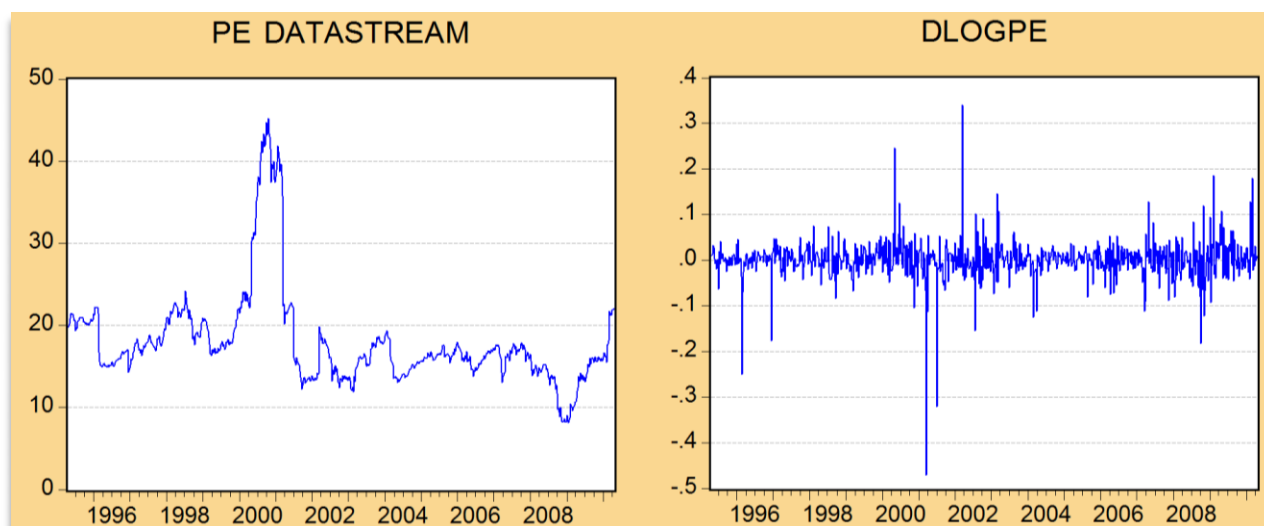
²² Kilde: Datastream

Vi foretager til at begynde med en test for enhedsrod, resultatet kan ses nedenfor:

Null Hypothesis: PE_DATASTREAM has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)			Null Hypothesis: D(PE_DATASTREAM) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.481387	0.1204	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.99709	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.438486		Test critical values: 1% level	-3.438486	
5% level	-2.865021		5% level	-2.865021	
10% level	-2.568679		10% level	-2.568679	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 5-7 Test for enhedsrod af PE-værdien udregnet af datastream

Vi kan i første omgang ikke forkaste nulhypotesen om at der forekommer en enhedsrod. Det kan vi imidlertid efter 1'ordens differensen af PE-værdien er foretaget. I figuren nedenfor har vi opstillet kurverne for PE-værdien før og efter denne operation.



Figur 5-8 Grafisk fremstilling af PE-værdien for OMXC20 udregnet af Datastream (tv), de procentvise ændringer i PE-værdien (th)

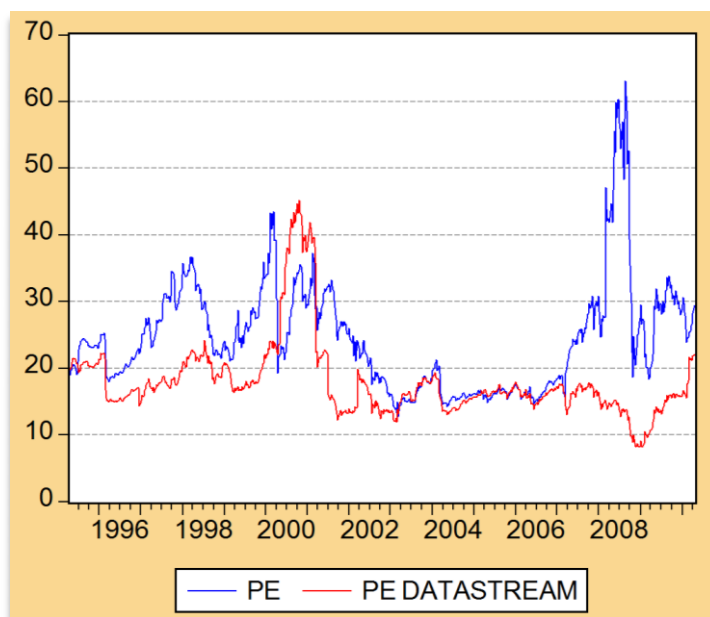
Vurderes PE-værdien ud fra vores første antagelser omkring at der forekommer en boble hvis PE-værdien overstiger 35, så fremgår det at der forekommer en boble i 2000, men ikke i 2008 på aktiemarkedet. De kraftige fald i slutningen af 2008 medførte ligeledes et fald i PE-værdien. Det kommer bag på gruppen at boblen i 2008 på OMXC20 er så usynlig set ud fra PE-værdien. Denne lave PE-værdi kan skyldes en høj indtjening for virksomheder i indekset og derved en høj EPS værdi²⁴. I de procentvise ændringer i PE-værdien til højre i figuren ovenfor ser vi dog en anelse volatilitet omkring boblen i 2008. Volatiliteten forekommer primo 2007

²³ Jf. bilag 3 referat af møde med Phoebus J. Dhrymes

²⁴ Earnings per share

og ultimo 2008. I slutningen af perioden kan ses en stigning i PE-værdien til over 20, hvilket kunne tyde på at OMXC20 er en anelse overvurderet i midten af april 2010.²⁵

Vi har forsøgt selv at udregne PE-værdien for OMXC20, da det undrede os at PE-værdien er så lav i 2008, for den af Datastream udregnede PE-værdi. I kurven nedenfor har vi sat vores udregnede værdi og Datastreams udregnede PE-værdi sammen. Vi har udregnet den samlede PE-værdi for OMXC20 ved at tage PE-værdierne for de enkelte aktier i indekset og gange dem med den vægt de har i indekset.²⁶



Figur 5-9 Grafisk fremstilling af PE-værdien for OMXC20 udregnet af Datastream og PE-værdien for OMXC20 egen udregning

Umiddelbart følger de to kurver hinanden relativt pænt, i forbindelse med boblen i 2000. Der er dog en markant forskel mellem de to i forbindelse med boblen i 2008. Vores egen udregnede PE-værdi beskriver boblen væsentlig bedre end den af Datastream udregnede værdi. Vi vil dog forsætte projektet med Datastreams udregning, da vi ikke har PE-værdierne for samtlige aktier i indekset som det fremgår af vores regneeksempel, hvorfor vi anser Datastreams variabel som bedst egnede forklarende variabel i den kommende modelleringsproces.

De procentvise ændringer i PE-værdien vil blive undersøgt i vores model til beskrivelse af bobleelementet på OMXC20. Selvom PE-værdien ikke antyder at der skulle have været en boble i 2008, så kan kraftige ændringer i stigende eller faldende retning give et relevant fingerpeg.

²⁵ Dhrymes's skala bilag 3

²⁶ Et udregningseksempel kan ses i bilag 1

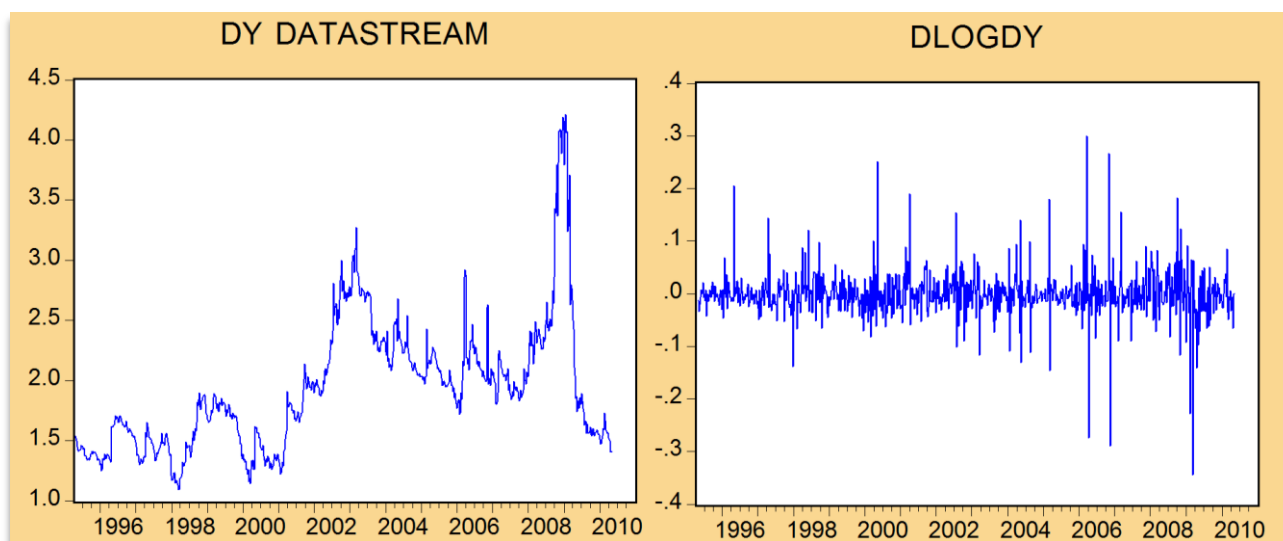
5.1.1.2 DY-værdi²⁷

Dividend Yield værdien for OMXC20 er et udtryk for udbyttebetalingerne for OMXC20 indekset i forhold til aktiekursen. Det betyder at dividend yield er en procentsats og et udtryk for afkastgraden på en aktie. Her er det så afkastgraden for det samlede OMXC20 indeks. Variablen er som PE-værdien udregnet af Datastream.²⁸

Null Hypothesis: DY_DATASTREAM has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)			Null Hypothesis: D(DY_DATASTREAM) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.435504	0.1323	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-31.98572	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.438454		Test critical values: 1% level	-3.438454	
5% level	-2.865007		5% level	-2.865007	
10% level	-2.568671		10% level	-2.568671	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 5-10 Test for enhedsrod af dividend yield for OMXC20 udregnet af Datastream

Vi har undersøgt variablen for enhedsrod og kan ikke forkaste nulhypotesen i første omgang, men efter at have differenset den af 1'orden kan vi forkaste nulhypotesen. Nedenfor har vi opstillet udviklingen i dividend yield og de procentvise ændringer i dividend yield igennem perioden.



Figur 5-11 Grafisk fremstilling af dividend yield for OMXC20 (tv), de procentvise ændringer i dividend yield for OMXC20 (th)3,

Dividenderne er ikke en variabel gruppen forventer, har de store udsving. Idet udbetalingerne over en periode må anses som relativt konstante. Der forekommer en stigning i udbetalingerne fra 2001 til 2003 og en kraftig stigning fra 2008 til 2009. Den sidste stigning kommer lige op til boblens brist. I modsætning til boblen i 2000 forekommer der ikke i samme grad en stigning i dividenderne. Det dramatiske fald hen mod

²⁷ Datastream

²⁸ Jf. Bilag 4

slutningen af perioden kan skydes flere elementer. Først må finanskrisen generelt og den derigennem globale depression have sit indgreb i forhold til virksomhedernes indtjening. Det andet punkt til forklaring af faldet kan tilskrives bankpakke 1, som indførte en restriktion for bankerne om ikke at foretage udbetalinger af dividender fra oktober 2008 til oktober 2010.²⁹

5.1.2 Delkonklusion på tilstedeværelsen af bobler på aktiemarkedet

Vi kan nu ud fra gennemgangen af OMXC20 indekset, bobleomx variabelen, PE-værdiens udvikling og udviklingen i dividend yield konkludere følgende. For OMXC20 indekset blev det vist at der i 2000 og 2008 fandtes kraftige stigninger. Vi undersøgte stigningerne nærmere, ud fra vores definition, at der når den samlede kursværdi overstiger trenden for et aktiv, med mere end 30 procent, da forefindes en boble. Undersøgelsen viste, ved den genererede variabel bobleomx, givet vores definition, at der i 2000 og 2008, reelt var tale om bobler. Ydermere skal det noteres at under de to bobler, antog bobleomx variabelen, værdier tæt på 1,4 altså 40 procent over den forventede trendmæssige udvikling. Endvidere blev det vist ud fra PE-værdien, at der i 2000 var tydelige tegn på en boble, givet Dhrymes skala som på tidspunktet antog en værdi på over 35. En PE-værdi på 35 er ifølge skalaen, et klart udtryk for bobledannelse. PE værdien viste i henhold til Datastreams beregninger ingen tegn på en boble i 2008, i modsætning til vores egne beregninger. Dividend yield viste ikke tydelige tegn på bobledannelse, dog med nogen grad af øget volatilitet ved boblernes top og brist.

6.0 Variabelbeskrivelse

I dette kapitel vil vi gennemgå samtlige variable som vi forventer, kunne have en værdi som forklarende variabel i modelleringsprocessen. Variablene vil blive testet for deres stationaritet. Ydermere vil de blive analyseret i forhold til de i projektet identificerede bobler, på henholdsvis OMXC20, i 2000 og 2008, og på boligmarkedet for ejerlejligheder i 2006 og villaer i 2007.

6.1 Statusvariable

Statusvariablene dækker over variable, som udtrykker enten husholdningernes indkomstgrundlag, herunder arbejdsløshed og disponibel indkomst. Statusvariable dækker også over de makroøkonomiske variable. Det er f.eks. betalingsbalancens løbende poster og bruttonationalproduktet pr. capita. Sidstnævnte gruppe af variable kan også betragtes som konjunkturvariable.³⁰

²⁹ (Information, 2009)

³⁰ (Torben M. Andersen, 2002, s. 14)

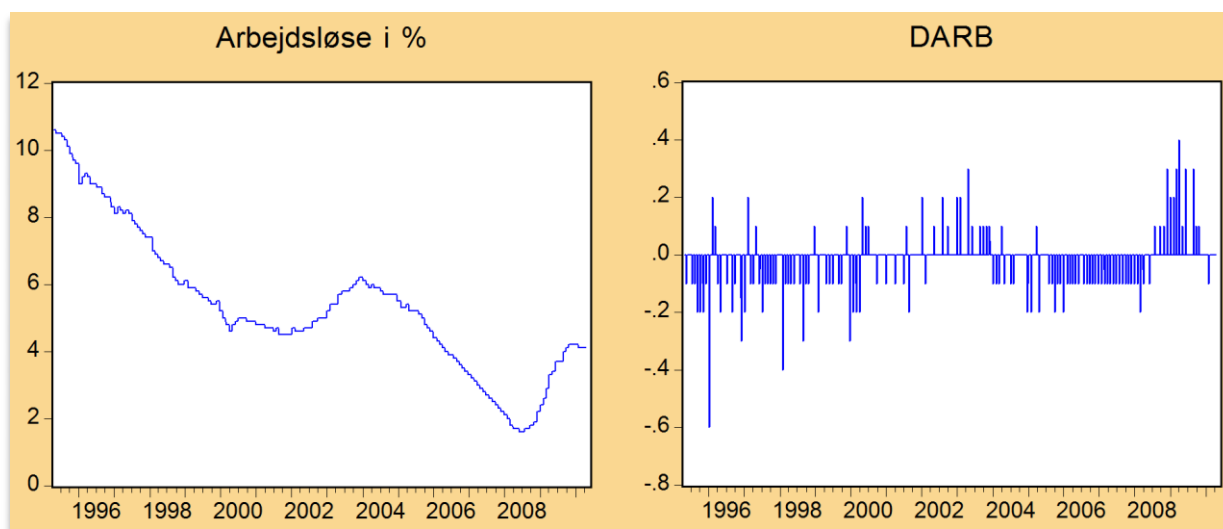
6.1.1 Arbejdsløshed³¹

Som ved de foregående variable, så undersøger vi først om der forekommer en enhedsrod og hvis dette er tilfældet, så ændres variablen til en stationær variabel. Vi undersøger i dette afsnit arbejdsløsheden igennem perioden. Nedenfor ses ADF-testen for variablen.

Null Hypothesis: ARBEJDSLOSHED has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)			Null Hypothesis: D(ARBEJDSLOSHED) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.344746	0.8758	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.526755	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.969891		Test critical values: 1% level	-3.969891	
5% level	-3.415602		5% level	-3.415602	
10% level	-3.130041		10% level	-3.130041	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 6-1 Test for enhedsrod af arbejdsløsheden

Vi kan i variabelens udgangspunkt ikke forkaste nulhypotesen om at der forekommer en enhedsrod. Efter at have taget 1'ordens differensen af arbejdsløsheden kan vi forkaste nulhypotesen. Projektet vil derfor benytte arbejdsløsheden i formen, 1'orden differensen. Nedenfor ses til venstre den faktiske udvikling og til højre ses den stationære, 1'ordens differensede arbejdsløshed (DARB).



Figur 6-2 Grafisk fremstilling af arbejdsløshed i procent af den samlede arbejdsstyrke (tv), ændringer i arbejdsløsheden (th)

I figuren ovenfor til venstre ses arbejdsløshedsprocenten for perioden 1995-2010. Vi forventer at arbejdsløsheden har både en effekt, på økonomiske boblers opståen, samt en effekt på bristet af boblerne. Hvis vi undersøger kurven for arbejdsløsheden nærmere, ses et generelt fald over hele perioden. Fra 1995-2002 forekommer en halvering af arbejdsløsheden fra omkring 10,5 procent til lige under 5 procent. Herefter stiger arbejdsløsheden frem til 2004, hvor den topper på 6 procent. Dernæst følger endnu en

³¹ www.statistikbanken.dk

længere periode med konstant faldende arbejdsløshed frem til midten af 2008, hvor den når et bundniveau på lige under 2 procent. Arbejdsløsheden stiger perioden ud, til et niveau på ca. 4 procent. Fokuserer vi nu på perioden op til it-boblens brist i 2000, kan vi se en markant faldende arbejdsløshedsprocent, hvilket underbygger vores antagelse om at faldet i arbejdsløsheden påvirker dannelsen af bobler. Undersøges perioden efter boblens brist, ses først en stagnering frem til midt i 2002, hvorefter der følger en stigning i arbejdsløsheden. Fokuseres på boblen for ejerlejligheder som brister i 2006, ses igen samme periodiske optakt, idet der fra slutningen af 2003 og frem, er stabilt faldende arbejdsløshed. Kurven vender først i midten af 2008, altså godt to år efter bristen af boblen for ejerlejligheder, men samtidig med bristen af boblen på OMXC20 og for villaer. Hvorefter arbejdsløsheden stiger frem til starten af 2010, hvor den ser ud til at stagnere. Stigningen sidst i perioden kan forklares ved bristen af boblen på OMXC20, og finanskrisen fra sidst i 2008.

Arbejdsløsheden vil blive undersøgt i samtlige modeller. Arbejdsløsheden er et nøgle tal, for den samlede økonomi. Et fald i arbejdsløsheden kan skyldes to ting. Den første årsag, er et fald i den samlede arbejdsstyrke. Den anden årsag er virksomhederne ansætter flere medarbejdere. Den sidste årsag må, ceteris paribus, betyde øget indtjening for virksomhederne og derved øget investerings- og forbrugsvilligheden i økonomien.

6.1.2 Disponibel indkomst

Den disponible indkomst, er genereret af flere variable. Først udregnes bruttoindkomsten som summen af; Overskud af produktion, aflønning af ansatte, formueindtægter, sociale ydelser og andre løbende overførelser. Denne sum udgør bruttoindkomsten, for at finde den disponible indkomst skal summen af følgende udgifter fratrækkes; formueudgifter, indkomstskat og andre løbende overførelser. Det betyder at følgende regnestykke kan sætte op:³²

$$\text{Indkomst i alt} - \text{Udgifter i alt} = \text{Disponibel indkomst}$$

Da den disponible indkomst også er brugt i forbindelse med udregningen af opsparings- og forbrugskvoten, så er den opgjort i løbende priser fra Danmarks Statistik.

Nedenfor har vi som ved de forrige variable igen foretaget en test for enhedsrod.

³² www.dst.dk/pukora/epub/Nyt/2010/NR144.pdf

Null Hypothesis: DISPONIBEL_INDKOMST has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.989688	0.7478
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

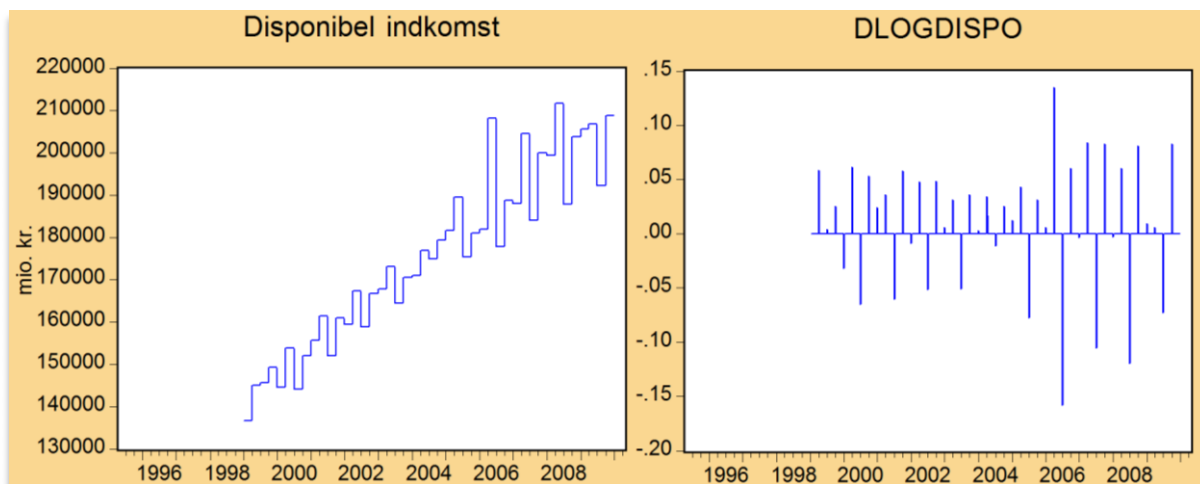
Null Hypothesis: D(DISPONIBEL_INDKOMST) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.90041	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Figur 6-3 Test for enhedsrod af den disponible indkomst

Efter testen kan vi ikke i første omgang forkaste nulhypotesen i den rene variabel, men først når den er differenset af 1'orden. Nedenfor ses udviklingen i den disponible indkomst igennem perioden. Da Danmarks statistik har ændret deres fremstillingsmetode for den disponible indkomst, er vores data begrænset til perioden fra første kvartal 1999 til 4. kvartal 2009.



Figur 6-4 Grafisk fremstilling af den disponible indkomst i løbende priser ikke sæsonkorrigeret (tv), de procentvise ændringer i den disponible indkomst

Den disponible indkomst er opgjort i løbende priser og er ikke sæsonkorrigeret. Dette betyder, at der forekommer større udsving i løbet af et år. I sommermånederne og vintermånederne er den økonomiske aktivitet i økonomien lavere. Hvilket betyder at overskuddet af produktionen og aflønningen af ansatte falder. Til venstre i figuren ovenfor ses udviklingen i den disponible indkomst og til højre den tilnærmelsesvis procentvise ændring. Hen over perioden ses det at de procentvise udsving i starten ikke er nær så kraftige som i slutningen af perioden. I forbindelse med IT-boblen i 2000, ses der udsving kvartal til kvartal på i omegnen af $\pm 5\%$. I perioden mellem de to bobler falder de procentvise udsving en anelse frem til primo 2005. I 2006 ses der markant større udsving i variabelen, i omegnen af $\pm 15\%$. Disse relativt store udsving i indkomsten kommer i en periode hvor boblen på boligmarkedet er ved at briste. De efterfølgende år er udsvingene på omkring $\pm 10\%$.

Der forekommer relativt lave udsving i den disponible indkomst, mens boblen på boligmarkedet var under dannelse, ca. et halvt år før boblen brister på boligmarkedet ses der en kraftig stigning. Disse relativt høje stigninger efter boblernes brist, kan tilskrives at der er flere som indkomstmæssigt flyttes fra "aflønning af ansatte" over til "sociale ydelser". Med baggrund i konstruktionen af det danske arbejdsmarked, hvor A-kasserne i nogle tilfælde udbetaler op til 90 % af lønnen i forbindelse med en opsigelse. Hvilket bevirker at den disponible indkomst sammen med arbejdsløsheden bruges til at beskrive både selve dannelsen, men kan også fungerer som en indikator for bristet af en økonomisk boble. Dette hænger ligeledes sammen med de neoklassiske modeller hvor en høj efterspørgsel efter arbejdskraft, ceteris paribus, medfører et højere aflønningskrav fra medarbejderne.

Variablen vil med denne baggrund blive undersøgt i modellerne. Vi forventer umiddelbart at variabelens primære styrke vil være i forbindelse med selve bristet af en boble. En signifikant procentvis stigning kan være et udtryk for at en boble er tæt på at bryde.

Projektet vil benytte den procentvise ændring af variabelen, som i figuren ovenfor er kaldt dlogdispo.

6.1.3 BNP pr. Capita³³

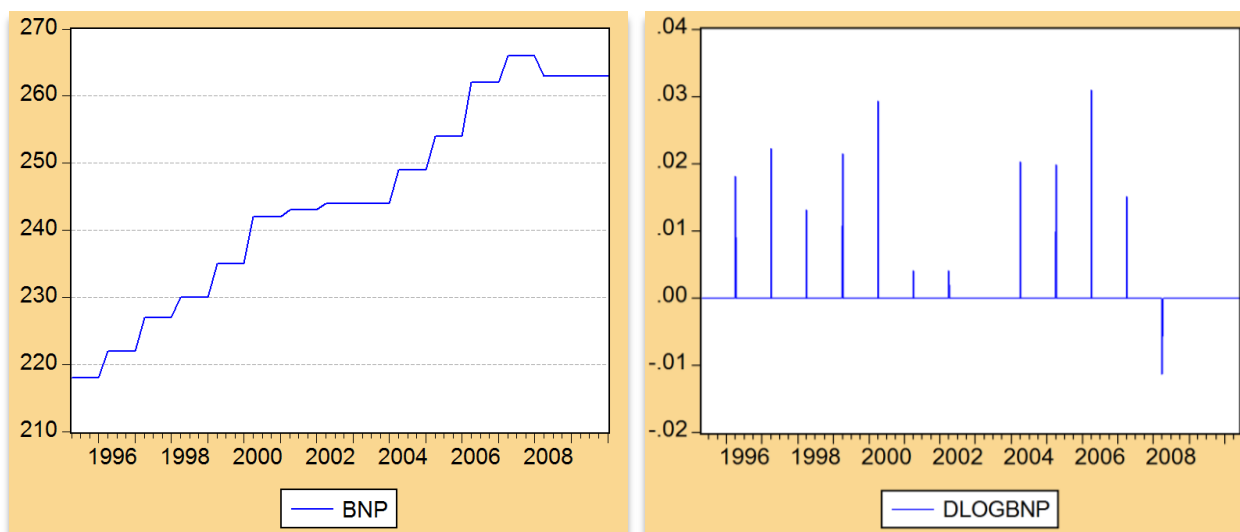
Vi undersøger først vores modeller statistisk som tidligere og derefter vil udviklingen i forhold til boblerne blive gennemgået.

Null Hypothesis: BNP has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)			Null Hypothesis: DLOGBNP has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.228965	0.6636	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-28.16010	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.438508		Test critical values: 1% level	-3.438518	
5% level	-2.865030		5% level	-2.865035	
10% level	-2.568684		10% level	-2.568686	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 6-5 Test for enhedsrod BNP pr. capita

Testen for enhedsrod i variabelen kan ikke forkastes i variabelens rene form, men derimod i den af 1'orden differensede. Nedenfor ses udviklingen før og efter operationen hvor vi har fundet den procentvise ændring i BNP pr. Capita.

³³ Kilde: www.statistikbanken.dk



Figur 6-6 Grafisk fremstilling af BNP pr. capita i 1000 kr. (tv), de procentvise ændringer i BNP pr. capita (th)

Figuren ovenfor til venstre viser bruttonationalproduktet (BNP) pr. capita op ad 2. akse opgjort i 1000 kroner og konverteret til 2000-priser. Vi har valgt at medbringe denne variabel i beskrivelsen af den samfundsmæssige udvikling, idet den beskriver den generelle optur der var i den danske økonomi gennem vores periode, frem mod krisen i 2008. Figuren illustrerer som ventet en generel vækst i økonomien set over hele perioden. Fokuserer vi på de dele af perioden hvor vi har identificeret bobler, altså 2000 og 2006-08. Fra år 2000 til 2004 ses en stagnering i BNP pr. capita, hvilket kan forklares ved den dæmper på den økonomiske vækst som it-boblens brist forårsagede. I den mellemliggende periode frem mod 2006 var der igen vækst i økonomien. Det fremgår af figuren at BNP pr. capita toppede i 2006, samme tid som boblen på boligmarkedet toppede. I 2008 ses for første gang i perioden et fald i BNP pr. capita, hvilket må tilskrives boblen på aktiemarkedets brist, samt det konjunkturmæssige tilbageslag. Kommenteres overordnet på denne gennemgang af udviklingen i BNP pr. capita, må det konkluderes at boblerne i 2000 og 2006-08 er meget tydelige. Udviklingen ses endog endnu tydeligere i figuren til højre, som beskriver de procentvise ændringer i BNP pr. capita. Her ses relativt højre vækstrater mens boblerne dannes og markant lavere efter boblernes brist. Denne udvikling stemmer overens med Calverley, som i sin tabel over karakteristika for en boble bl.a. nævnte flere år med høje vækstrater i BNP. Denne variabel vil på den baggrund blive undersøgt i de fremtidige modeller. Variablen som vil blive undersøgt er de procentvise ændringer af BNP pr. capita (dlogbnp)

6.1.4 Betalingsbalancens løbende poster

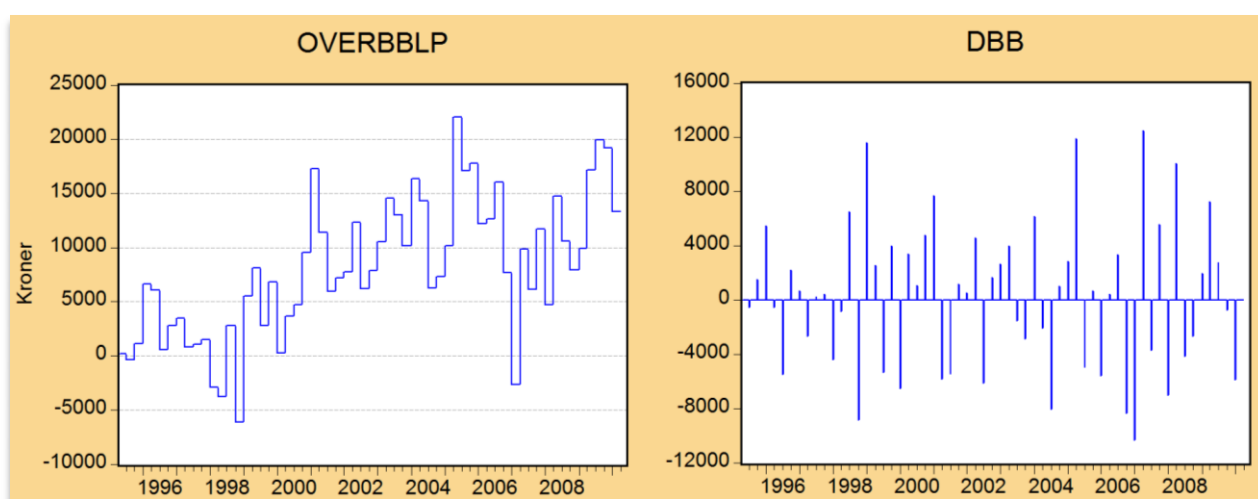
Nedenfor undersøges variabelen for enhedsrod. Efterfølgende analyseres udviklingen igennem perioden.

Null Hypothesis: OVERBBLP has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.789989	0.0699
Test critical values: 1% level	-2.567930	
5% level	-1.941230	
10% level	-1.616426	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Null Hypothesis: D(OVERBBLP) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-27.89265	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.567934	
5% level	-1.941230	
10% level	-1.616426	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 6-7 Test for enhedsrod af overskud på betalingsbalancens løbende poster

Som udgangspunkt er det tæt på at vi kan forkaste nulhypotesen, givet p-værdien på 0,0699. Da vi opererer med et 5 % signifikansniveau er det imidlertid nødvendigt at tage 1'ordens differensen af variablen. Her kan nulhypotesen omkring enhedsrod forkastes ud fra 5 % signifikansniveauet.³⁴



Figur 6-8 Grafisk fremstilling af overskuddet på betalingsbalancens løbende poster i mio. kroner (tv), ændringen i overskuddet på betalingsbalancens løbende poster

Figuren ovenfor til venstre viser udviklingen i betalingsbalancens (BB) løbende poster, med overskuddet op ad den vertikale akse i millioner kroner. Vi valgte at medbringe denne variabel, da den giver et indblik i hvor stor en del af væksten i samfundet, der må tilskrives den globale økonomi. Den væsentligste post i BBs løbende poster er handelsbalancen³⁵, der beskriver økonomiens balanceforhold i handel med tjenester og varer med udlandet. Et overskud på denne indikerer et kapitalflow ind i økonomien fra udlandet. Den anden post på BBs løbende poster er primært rente betalinger på udlandsgæld samt overførsler mellem Danmark og udlandet, eksempelvis fra EU eller virksomhedsudbytter.³⁶ Undersøges figuren ses det at der i starten af perioden fra 1995 til omkring 2000 er et noget lavere niveau, med værdier omkring nul og med

³⁴ Kilde: www.statistikbanken.dk

³⁵ Handelsbalancen = nettoeksporten, Nettoeksporten = Eksporten - importen

³⁶ (Brink, 2001, s. 124-125)

negative værdier. Efter 2000 ses et noget højere niveau med overskud på BBs løbende poster helt frem til slutningen af 2006. Fra starten af 2007 stiger overskuddet igen indtil der igen kan identificeres et fald fra midt i 2009 og perioden ud. Sammenholder vi udviklingen i overskuddet på BBs løbende poster med boblerne i 2000, 2006-08, er det mest tydeligt at der er en effekt ved boblen på boligmarkedet i 2006, hvorom der kunne argumenteres for en lagget effekt. Det samme kan være tilfældet med hensyn til boblen på OMXC20, givet dykket i overskuddet på BBs løbende poster i 2009. IT-boblen i 2000, ser ikke ud til at have påvirket overskuddet så markant som de øvrige bobler, der er dog et fald i 2000, hvorfor en effekt ikke kan afskrives.

Stigningen efter boblens brist i 2008, kan tilskrives et fald i det indlandske forbrug, hvilket også betyder et fald i importen af udenlandske produkter.

I kraft af at det er umuligt at tage den naturlige logaritme til et negativt tal, betyder det at, i figuren til venstre er det de faktiske ændringer i betalingsbalancens løbende poster. Det vil også betyde at en eventuel koefficient i en af modellerne vil blive relativt lav.

6.2 Stemningsvariable

Stemningsvariable er betegnelsen for variable som beskriver den generelle stemning i den danske økonomi. Afsnittet rummer forbrugertilliden, opsparings- og forbrugskvoten.

6.2.1 Forbrugertillid

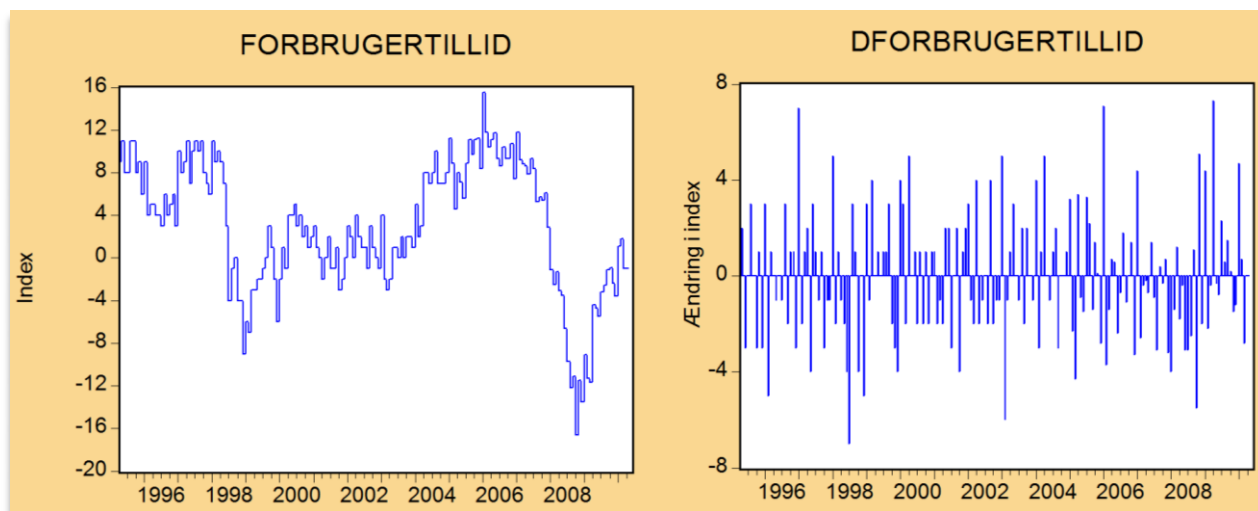
Nedenunder har vi foretaget en test for enhedsrod (Augmented Dickey-Fuller Test). Testen foretages for at undersøge om variabelen er stationær. Nulhypotesen H_0 : Der er en enhedsrod.

Null Hypothesis: FORBRUGERTILLID has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)				Null Hypothesis: D(FORBRUGERTILLID) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)			
		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.281618	0.1783	Augmented Dickey-Fuller test statistic		-16.54603	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.438529		Test critical values:	1% level	-3.438529	
	5% level	-2.865040			5% level	-2.865040	
	10% level	-2.568689			10% level	-2.568689	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

Figur 6-9 Test for enhedsrod af forbrugertillidsindekset

Til venstre ses ADF-testen for forbrugertilliden, her kan vi ikke forkaste nulhypotesen ud fra et 5 % signifikansniveau. T-statistikens værdi på -2,28 er større end 5 % niveauets værdi på -2,865. I tabellen til højre er ADF-testen foretaget på den af 1'orden differensede variabel for forbrugertilliden. Her kan vi forkaste nulhypotesen og derved erklære forbrugertilliden er stationær.

Nedenfor har vi opstillet kurver for udviklingen i forbrugertilliden. Til venstre er det faktiske indeks og til højre er det ændringen fra foregående periode. (differensen af 1'orden $I(1)$)³⁷



Figur 6-10 Grafisk fremstilling af forbrugertillidsindeks (tv), ændring i forbrugertillidsindekset

I figuren herover er vist en graf over forbrugertilliden, baggrunden for variabelen er en spørgeskemaundersøgelse foretaget af Danmarks statistik månedligt. Variabelen beskriver forbrugernes forbrugslyst og -evne, og bygger på hvordan respondenterne fra undersøgelsen vurderer de økonomiske konjunkturudviklinger. Vi har valgt denne variabel ud fra en antagelse om, at perioden op til en boble ofte vil være præget af optimistisk stemning blandt forbrugerne, samt at efter boblens brist, vil der forekomme markant negative udsving i variabelen. Fokuseres på figuren ovenfor, ses det at der i starten af perioden, i slut 90'erne, er et niveauskift i forbrugertilliden. Det fremgår at IT-boblen ikke har den samme effekt på forbrugertilliden som boblen på boligmarkedet havde. Forbrugertilliden er relativ stationær i et interval på +/- 4 fra 2000 frem til 2004. Herefter den stiger til topniveauet i 2005. Herefter bliver kurven mere ustabil, for at falde markant fra medio 2007 til sidst i 2008, hvorefter den igen retter sig noget op gennem resten af perioden, og slutter ved et niveau omkring nul. Undersøges nærmere for perioderne omkring boblerne, ses for it-boblen i 2000 ikke nogen markante udsving i forbrugertilliden. Men med henblik på boblen på boligmarkedet, især for ejerlejligheder synes en klar effekt. I perioden op til bristet i 2006, ses en meget positiv stemning i økonomien, hvorefter den falder kraftigt, fra medio 2007 til ultimo 2008. Man kan derimod ikke umiddelbart identificere bristet af boblen på OMXC20, men da dette indtræffer ultimo 2008, ligger forbrugertilliden allerede på et særdeles lavt niveau, hvorfor man kan argumentere for at det ikke dykker yderligere.

³⁷ Kilde: www.statistikbanken.dk

Forbrugertilliden vil blive afprøvet i de kommende modeller, da den giver et udtryk for agenterne i økonomiens økonomiske situation. Dels set i forhold til det foregående år, men også deres forventninger til deres fremtidige økonomiske situation. F.eks. hvis en husstand har en forventning omkring et lavere økonomisk grundlag i det kommende år, set i forhold til deres nuværende situation, så må det ceteris paribus have en negativ effekt på boligpriserne. Da det mindsker efterspørgslen på nye boliger. Forbrugertilliden undersøges i modellen for boblen på OMXC20, da en øget forbrugertillid er udtryk for optimisme i samfundet, og derigennem et forbedret indtjeningsgrundlag for virksomhederne på OMXC20. Dforbrugertillid, som 1'ordens differensen kom til at hedde i Eviews, vil i modelleringen blive kaldt for Forbrugertillid.

6.2.2 Opsparingskvote og forbrugskvote

I dette afsnit vil vi gennemgå den danske opsparingskvote og forbrugskvote igennem perioden.

Opsparingskvoten er beregnet på baggrund af data og informationer fra Danmarks Statistik. Den er beregnet igennem følgende ligning:³⁸

$$\text{Opsparingskvoten} = \frac{\text{Bruttoopsparing} \times 100}{\text{Disponible indkomst} + \text{Korrektion for ændringer i pensionskassereserven}}$$

Variablen er ikke sæsonkorrigeret, og bruttoopsparing, disponibel indkomst og korrektionen er alle opgjort i løbende priser. Den manglende sæsonkorrektion bevirker at der vil optræde et fald i 4. kvartal, med baggrund i julehandlen. Bruttoopsparingen er nettoopsparingen og investeringer lagt sammen. Det betyder, ceteris paribus, at vi kan benytte opsparingskvoten til at finde forbrugskvoten.

Som tidligere undersøger vi variablene for enhedsrod. Nedenfor ses til venstre testene for forbrugskvoten og til højre for opsparingskvoten.

Null Hypothesis: FORBRUGSKVOTEN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 26 (Automatic based on SIC, MAXLAG=26)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.465055	0.1247
Test critical values:		
1% level	-3.442076	
5% level	-2.866605	
10% level	-2.569528	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: OPSPARINGSKVOTEN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 26 (Automatic based on SIC, MAXLAG=26)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.465055	0.1247
Test critical values:		
1% level	-3.442076	
5% level	-2.866605	
10% level	-2.569528	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

³⁸ (Statistik, 2010, s. 1-2)

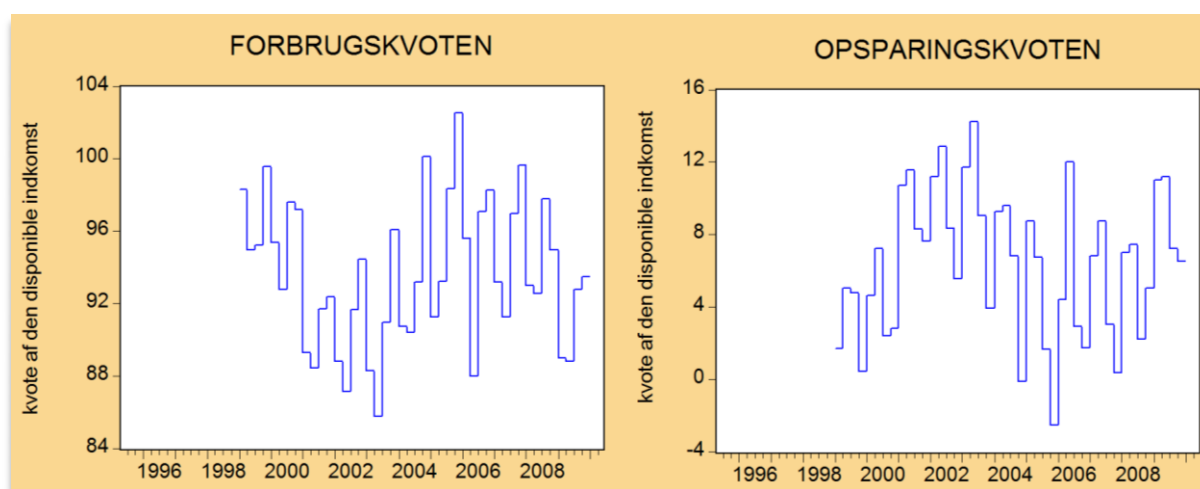
Null Hypothesis: D(FORBRUGSKVOTEN) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 26 (Automatic based on SIC, MAXLAG=26)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.38506	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.442098
	5% level	-2.866614
	10% level	-2.569533
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Null Hypothesis: D(OPSPARINGSKVOTEN) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 26 (Automatic based on SIC, MAXLAG=26)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.38506	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.442098
	5% level	-2.866614
	10% level	-2.569533
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 6-11 Test for enhedsrod af opsparingskvoten og forbrugskvoten

I deres grundform kan vi ikke forkaste nulhypotesen omkring at variablene har en enhedsrod. Derfor foretages en 1'ordens differens på variablene. Efter denne manøvre er begge variable stationære og vi kan forkaste nulhypotesen omkring at de skulle indeholde en enhedsrod.

Nedenfor har vi opstillet udviklingen i de to variable, forbrugskvoten til venstre og opsparingskvoten til højre.

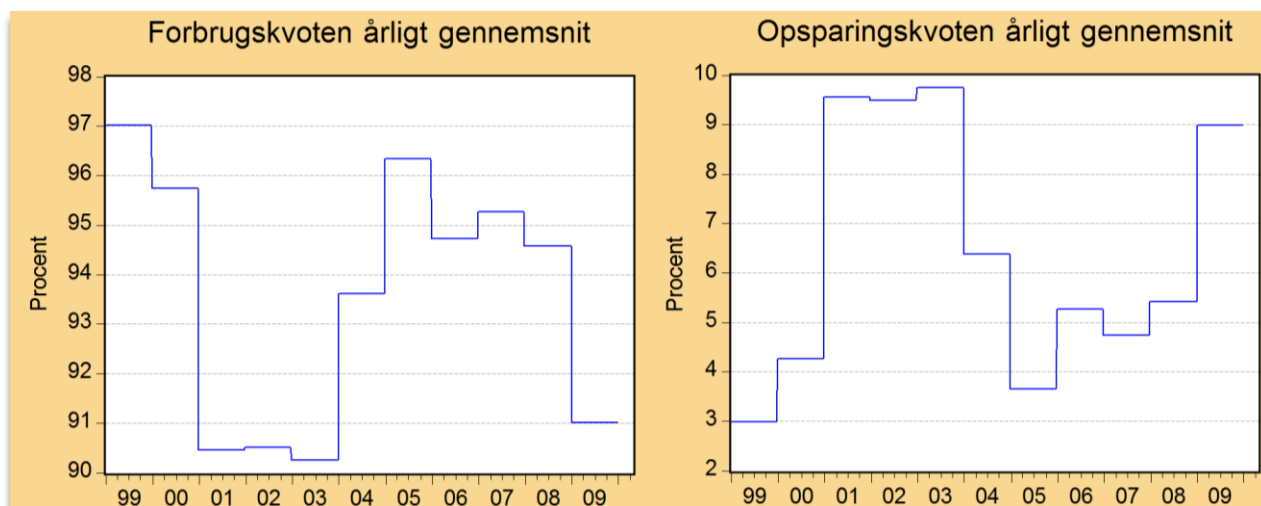


Figur 6-12 Grafisk fremstilling af Forbrugskvoten (tv), Opsparingskvoten (th)

Med samme begrundelse som for opgørelsen af den disponible indkomst, indtræder opsparings- og forbrugskvoten først i 1. kvartal 1999. Ses der på udviklingen i forhold til boblerne 2000, 2006-08, så ses en høj forbrugskvote, subsidiært en lav opsparingskvote, under dannelsen af boblerne. Mens der efter boblerne forekommer en stigning i opsparingen. Hvilket kan virke paradoksalt, at der spares væsentlig mere op af den disponible indkomst i perioder med lavkonjunktur, og der forbruges væsentlig mere i højkonjunkturperioder eller i perioder hvor en boble er under dannelse. Dette kan stride mod antagelsen omkring rationelle agenter. Da en rationel agent, vil vide at en højkonjunktur periode altid efterfølges af en lavkonjunktur periode. Det var gruppens opfattelse at en rationel agent sparer op i perioder med højkonjunktur for at være bedre rustet til perioder med lavkonjunktur.

Det skal bemærkes at der i 4. kvartal 2005 var en forbrugskvote på over 100, og samtidig en negativ opsparingskvote. Dette må ceteris paribus betyde at gældsætningen i dette kvartal har været betydelig højere end normalt.

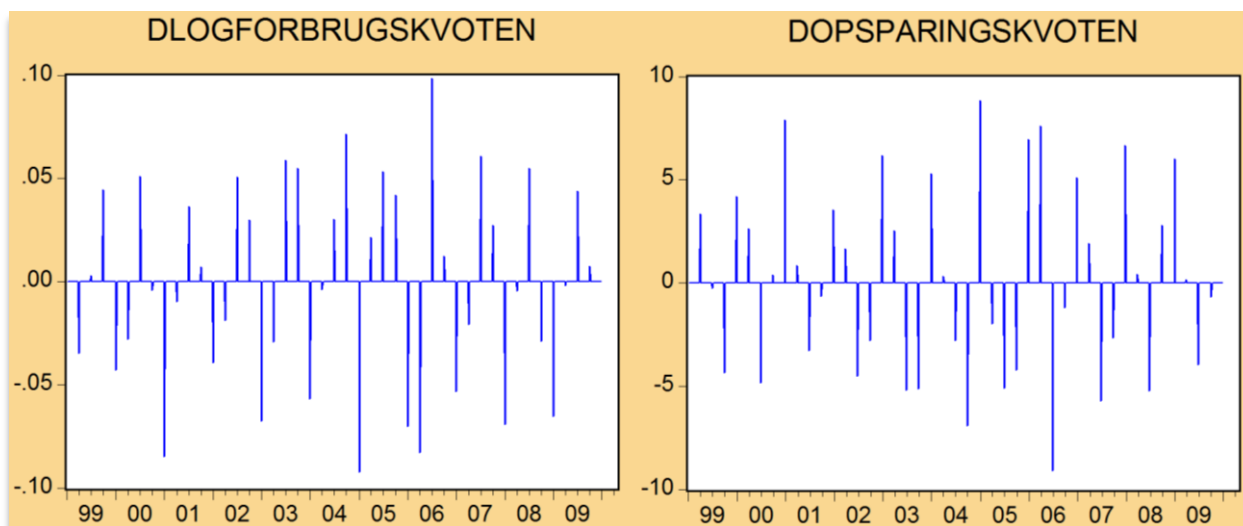
For at tydeliggøre de årlige ændringer bedre har vi udregnet de årlige gennemsnit, for de to kvoter. Denne udvikling kan ses i figuren nedenfor:



Figur 6-13 Grafisk fremstilling af det årlige gennemsnit af forbrugskvoten (tv), det årlige gennemsnit af opsparingskvoten (th)

Forbrugs- og opsparingskvoten er perfekt omvendt korreleret, givet den benyttede metode til beregning af variablen. Ser vi på udviklingen i forhold til de bobler som projektet har identificeret. Så er der en høj forbrugskvote og lav opsparingskvote i forbindelse med alle 3 bobler. Efter en bobles brist har befolkningen en tendens til at udvise større økonomisk forsigtighed. Hvilket medfører en højere opsparing og lavere forbrug. Det skal ydermere tilføjes at et markant fald i opsparingskvoten, subsidiært en kraftigt stigning i forbruget, kan være startskuddet til en ny boble.

Nedenfor har vi vist kurverne over de ændringer, som gør at variablene er stationære.



Figur 6-14 Grafisk fremstilling af de procentvise ændringer i forbrugskvoten (tv), ændringer i opsparingskvoten (th)

Forbrugskvoten vil som udgangspunkt aldrig have negativt fortegn, det betyder at vi kan tage de procentvise ændringer i forbrugskvoten. Når vi benytter ændringerne i variablene kan de begge have negativt fortegn. Ser vi på udviklingen i forbrugskvoten i forhold til boblerne, så ses der i forbindelse med IT-boblens brist i 2000 et fald i tre på hinanden følgende kvartaler. I forbindelse med boblen på boligmarkedet, her tænkes specifikt på boblen for ejerlejligheder i medio 2006, ligeledes ses der 3 på hinanden efterfulgte stigninger i 2005, mens boblen dannes, men væsentlig mere markante fald i 2 kvartaler før boblen brister. Dette bliver i 3. kvartal efterfulgt af en stigning på omkring 10 % og så en stigning i 4. kvartal på 1 %. Efter boblen for ejerlejligheder er bristet, udvikler forbrugskvoten sig væsentlig mere stabilt.

Vi vil undersøge begge variable i vores modeller, da de i modsætning til forbrugertilliden giver et udtryk for den faktiske forbrugslyst i økonomien.

6.3 Finansieringsvariable

Finansieringsvariable er den gruppe variable der omhandler lån og renter. Her kan nævnes afdragsfrie lån, rentetilpasningslån, realkreditinstitutternes udlån samt diskontoen, obligationsrenten og Nationalbankens pengemarkedsrente.

6.3.1 Afdragsfrie lån³⁹

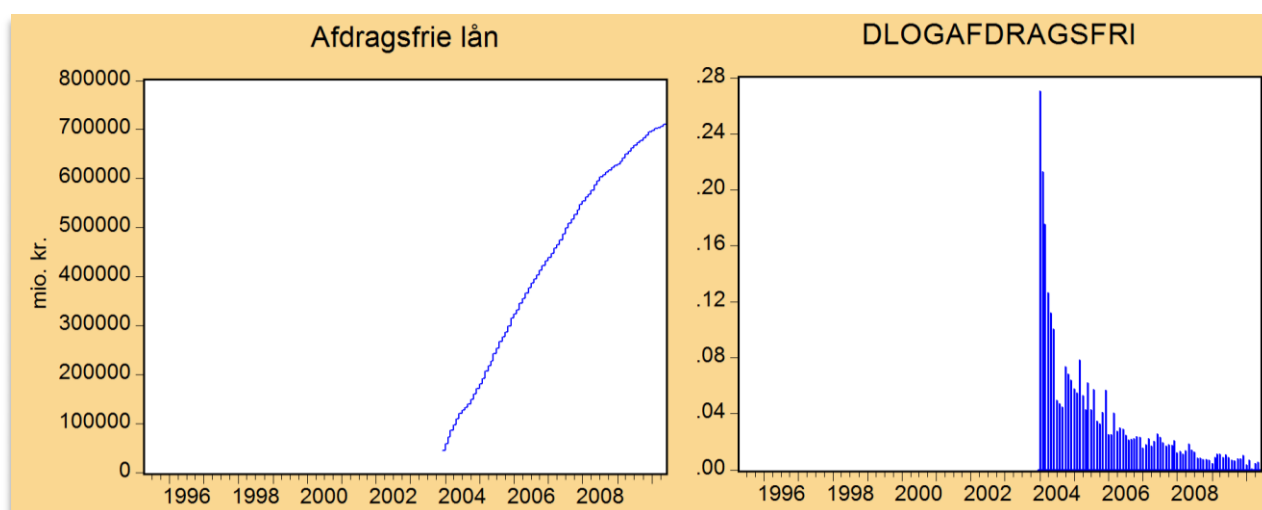
Vi begynder med at teste variablen over afdragsfrie lån for enhedsrod, gennem en Augmented Dickey-Fuller test. Er der enhedsrod, korrigeres variablen for dette med henblik på at gøre denne stationær. Nedenfor ses outputtet fra den Augmented Dickey-Fuller testen.

³⁹ www.statistikbanken.dk

Null Hypothesis: AFDRAGSFRI_LAN has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 9 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)			Null Hypothesis: D(AFDRAGSFRI_LAN) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 8 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.422362	0.9991	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.521837	0.0077
Test critical values:			Test critical values:		
1% level	-3.438518		1% level	-3.438518	
5% level	-2.865035		5% level	-2.865035	
10% level	-2.568686		10% level	-2.568686	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 6-15 Test for enhedsrod af afdragsfrie lån

Det fremgår af test statistikken i outputtet ovenfor til venstre, at vi ikke i første omgang kan afvise tilstedeværelsen af en enhedsrod i variabelen, idet nulhypotesen om tilstedeværelse af enhedsrod ikke kan forkastes, givet p-værdien på 0,9991. Undersøges nu outputtet ovenfor til højre, ses at ved første differens kan vi forkaste nulhypotesen om enhedsrod ud fra p-værdien på 0,0077, og dermed acceptere variabelen som stationær.



Figur 6-16 Grafisk fremstilling af afdragsfrie lån i mio. kr. (tv), de procentvise ændringer i afdragsfrie lån (th)

I figuren ovenfor til venstre ses variabelen afdragsfrie lån over tid i millioner kroner. Det fremgår af figuren at denne låntype først blev introduceret i Danmark ultimo 2003. Til højre i figuren ovenfor ses den endelige stationære variabel for afdragsfrie lån, som vi vil anvende den i modelleringen. Variabelen er blevet differenset, med henblik på at opnå stationaritet, og logget med henblik på at gøre impulserne mindre, således at den bedre sammenlignes med vores andre variable. Sammenholdes kurven i figuren til venstre med de identificerede bobler, i henholdsvis 2000 og 2008 for aktiemarkedet og på boligmarkedet for henholdsvis ejerlejligheder og villaer i 2006 og 2007. Undersøges først variabelen i henhold til boblerne på OMXC20, er det klart at denne ingen indvirkning har med henblik på boblen i 2000. Derimod kunne den udmærket spille en rolle i opbygningen af boblen i 2008, dog ser den ikke ud til at kunne forklare dennes brist. Med henblik på de to bobler på boligmarkedet virker variabelen lovende, idet boblernes dannelse

kunne udledes som et resultat af variabelens implementering på lånemarkedet. Ligeledes virker variabelens markant stigende udvikling som en god indikator til forklaring af boligprisernes kraftige stigninger i perioden frem mod 2006 og 2007. Vi forventer dermed at variabelen vil have en høj forklaringsgrad med henblik på de to bobler på boligmarkedet. Variabelen vil endvidere blive testet i modelleringen af OMXC20-boblerne, men her forventes den ikke umiddelbart at spille en afgørende rolle.

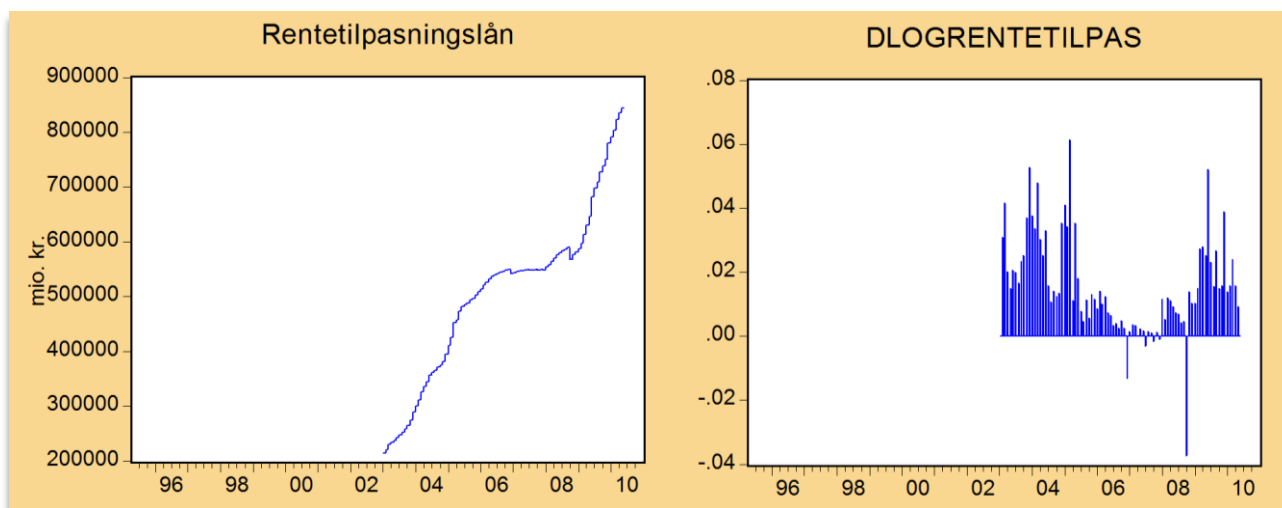
6.3.2 Rentetilpasningslån⁴⁰

En anden finansieringsvariabel vi ønsker at undersøge i modelleringen er rentetilpasningslån, der ligesom de afdragsfrie lån synes at spille en væsentlig rolle især på boblerne på boligmarkedet. Igen som tidligere undersøges variabelen først for stationaritet, gennem en Augmented Dickey-Fuller test for enhedsrod. Vi søger at forkaste nulhypotesen om at der er en enhedsrod i variabelen.

Null Hypothesis: RENTETILPASNINGSLAN has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)			Null Hypothesis: D(RENTETILPASNINGSLAN) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.884896	0.9998	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-28.49054	0.0000
Test critical values:			Test critical values:		
1% level	-3.438423		1% level	-3.438433	
5% level	-2.864993		5% level	-2.864998	
10% level	-2.568664		10% level	-2.568666	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 6-17 Test for enhedsrod af rentetilpasningslån

Det fremgår af outputtet ovenfor til venstre at vi ikke kunne forkaste nulhypotesen om enhedsrod i variabelen, givet en p-værdi på 0,9998. Derfor tester vi samme for første ordens differensen på variabelen, som det ses i outputtet ovenfor til højre. Vi kan nu forkaste nulhypotesen med en p-værdi på nær 0.



Figur 6-18 Grafisk fremstilling af rentetilpasningslån i mio. kr. (tv), de procentvise ændringer i rentetilpasningslån

⁴⁰ www.statistikbanken.dk

I figuren ovenfor til venstre er illustreret udviklingen i rentetilpasningslån, med tid ud ad 1. akse og beløb i millioner kroner op ad 2. akse. Ligesom det var tilfældet for de afdragsfrie lån bliver rentetilpasningslåne først introduceret på det danske lånemarked et stykke inde i vores periode, nærmere bestemt primo 2003. Undersøges kurven nærmere givet boblerne på OMXC20 og boligmarkedet, fremgår det igen, at variabelen selvfølgelig er irrelevant med henblik på boblen i 2000 på OMXC20, men at den udmærket kan forklare udviklingen på OMXC20 boblen i 2008. Foretages samme analyse for boligboblerne anses variabelen for meget relevant, idet den i høj grad forklarer perioden op til boblerne, samt at den stagnerer i 2006 da boblen brister for ejerlejligheder. Variabelen er derefter stabil frem til starten af 2009, hvor de markante rentedyk bevirker en markant stigning i rentetilpasningslåne. Til højre i figuren ovenfor ses den endelige variabel, som den bliver anvendt i modelleringsprocessen. Variabelen er differenset for at gøre den stationær, og logget med henblik på at gøre den bedre sammenlignelig med de øvrige forklarende variable i modellerne. Vi forventer at denne variabel vil være signifikant til forklaringen af de to bobler på boligmarkedet, og vil teste den med henblik på boblerne på OMXC20, hvor vores forventninger er at den kan have en effekt givet OMXC20's reaktioner på udsving i variabelen omkring 2008 boblen.

6.3.3 Realkreditinstitutternes udlån⁴¹

Blandt finansieringsvariablene, har vi valgt også at teste realkreditinstitutternes samlede udlån for herigennem også at undersøge hvorvidt, det er det øgede udlån der forklarer udviklingen bedst, eller om det er de specifikke låntyper, rentetilpasnings- og afdragsfrie lån. Vi udfører igen en Augmented Dickey-Fuller test for enhedsrod på variabelen, outputtet er plottet nedenfor.

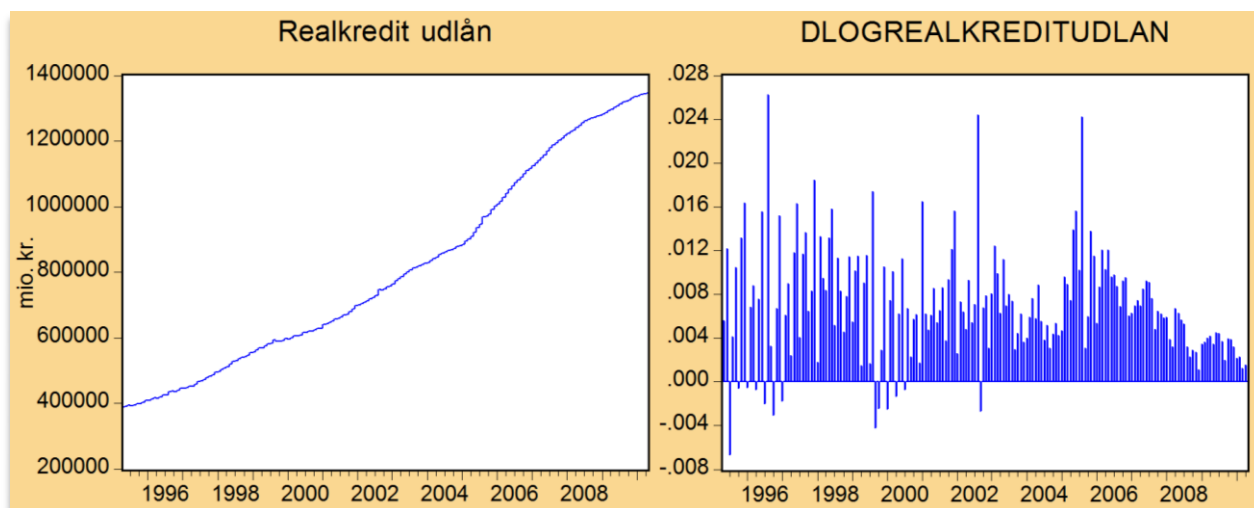
Null Hypothesis: REALKREDIT_UDLAN has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 14 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)			Null Hypothesis: D(REALKREDIT_UDLAN) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
		t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.804402	0.9941	
Test critical values:	1% level	-3.438627			
	5% level	-2.865083			
	10% level	-2.568712			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					

Null Hypothesis: D(REALKREDIT_UDLAN) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)			Null Hypothesis: D(REALKREDIT_UDLAN) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
		t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.592009	0.0061	
Test critical values:	1% level	-3.438627			
	5% level	-2.865083			
	10% level	-2.568712			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					

Figur 6-19 Test for enhedsrod af realkreditinstitutternes udlån

Det fremgår af outputtet for Augmented Dickey-Fuller testen, ovenfor til venstre, at variabelen for realkredit udlån indeholder en enhedsrod, givet p-værdien på 0,9941. Derfor tager vi 1'orden differens og tester igen som vist i outputtet ovenfor til højre. Vi kan nu forkaste nulhypotesen om enhedsrod i variabelen, givet p-værdien 0,0061.

⁴¹ www.statistikbanken.dk



Figur 6-20 Grafisk fremstilling af realkreditinstitutternes udlån i mio. kr. (tv), de procentvise ændringer i realkreditinstitutternes udlån (th)

I figuren ovenfor til venstre ses realkreditinstitutternes samlede udlån illustreret som funktion af tid og millioner kroner. Det fremgår tydeligt at der gennem perioden er en stigende tendens, hvilket også blev indikeret i Augmented Dickey-Fuller testen, idet den konkluderede at variabelen indeholdt en enhedsrod. Vi kan dog ikke umiddelbart identificere boblerne ud fra figuren der er meget stabilt stigende. Undersøges i stedet figuren til venstre ovenfor, hvor vi har gjort variabelen stationær ved at tage 1'ordens differensen, samt mindsket impulserne, ved at logge. Heller ikke i denne illustration af variabelen er det umiddelbart muligt at identificere boblen på OMXC20 i 2000. Vi kan dog se en markant stigning i udlånsraten fra ultimo 2004 og frem til medio 2005, hvilket kan være med til at forklare dannelsen af de to bobler på boligmarkedet, samt eventuelt boblen på OMXC20 i 2008. Fra primo 2006 og perioden ud er der en faldende stigningsrate i udlånene, men på trods af boblebrist både for ejerlejligheder i 2006, villaer i 2007 og OMXC20 i 2008, er der ikke på noget tidspunkt en direkte faldende tendens i udlånene. Vi forventer at variabelen kan forklare en del med henblik på boligboblerne, men forventer ikke at kunne benytte variabelen i samme modellering hvor der indgår enten rentetilpasningslån eller afdragsfrie lån, idet de må være korrelerede. Vi forventer ikke umiddelbart at variabelen har en afgørende betydning for dannelserne af boblen på OMXC20, hverken i 2000 eller i 2008, men afviser ikke at variabelen kan have en effekt på aktiemarkedet givet dens signalværdi for situationen på boligmarkedet, hvorfor den vil blive testet i modelleringerne.

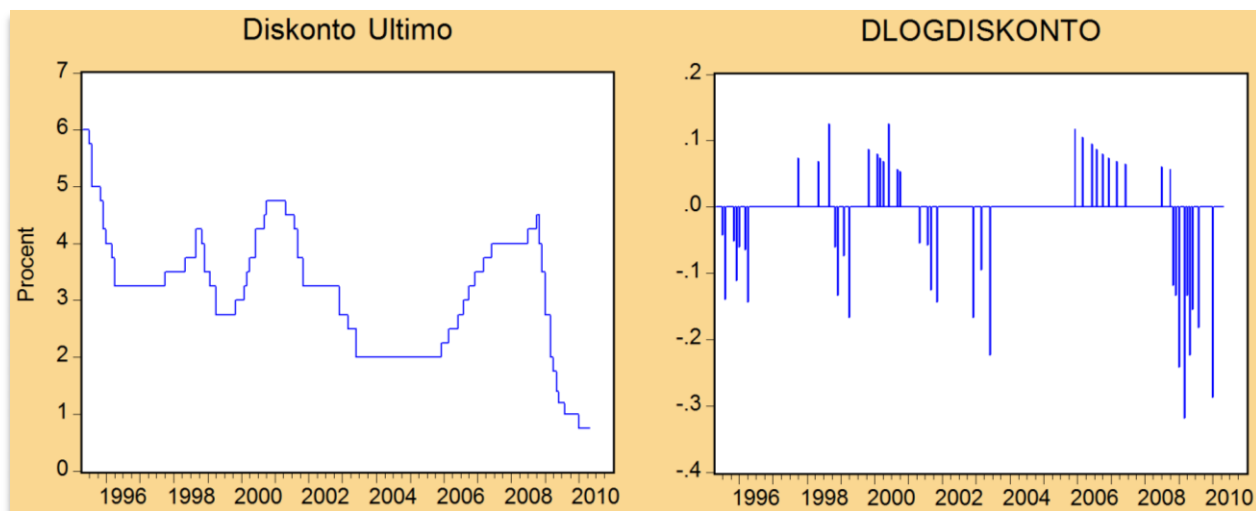
6.3.4 Diskonto⁴²

Vi vil nu gennemgå vores anden type finansieringsvariable, de forskellige renter. Dette vil blive gjort ud fra både toneangivende renter som ECB⁴³ og FED⁴⁴ renterne, samt de mere direkte rentesatser som diskontoen og obligationsrenten. Den første vi vil undersøge er Nationalbankens diskonto.⁴⁵ Denne testes som de øvrige ved en Augmented Dickey-Fuller test for enhedsrod som vist nedenfor.

Null Hypothesis: DISKONTO_ULTIMO has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 9 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)			Null Hypothesis: D(DISKONTO_ULTIMO) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 8 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.445057	0.1298	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.279006	0.0000
Test critical values:			Test critical values:		
1% level	-3.438562		1% level	-3.438562	
5% level	-2.865054		5% level	-2.865054	
10% level	-2.568696		10% level	-2.568696	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 6-21 Test for enhedsrod af diskonto ultimo

Det fremgår af outputtet ovenfor til venstre at vi ikke kan forkaste nulhypotesen om enhedsrod for diskontoen, givet p-værdien på 0,1298. Derfor tager vi 1'ordens differensen af variabelen og gentager testen, som vist i outputtet til højre ovenfor. Vi kan nu forkaste nulhypotesen, og acceptere variabelen som stationær.



Figur 6-22 Grafisk fremstilling af diskonto ultimo (tv), de procentvise ændringer i diskonto ultimo

⁴² www.nationalbanken.dk

⁴³ Den europæiske Centralbank

⁴⁴ Den amerikanske Centralbank

⁴⁵ Nationalbankens "signalrente", der angiver det overordnede niveau for de pengepolitiske renter (Nationalbanken, 2003, s. 27)

Figuren ovenfor til venstre illustrerer hvorledes diskontoen i starten af perioden falder over ca. et år fra 6 procent til 3,25 procent. Hvorefter der forekommer en mindre stigning til 4,25 i 1998, efterfulgt af et fald til omkring 2,75 procent. En stigning igen i løbet af 2000 til knap 5 %. Efter 2001 falder renten igen og ender i 2003 til 2006 stabilt på 2 procent. Efterfølgende stiger renten til og med 2008 til 4,25 procent, hvorefter der forekommer massive fald i løbet af 2009 og starten af 2010 hvor diskontoen ender på 0,75 procent. Undersøges denne udvikling i forhold til boblerne, så forekommer der et signifikant fald i renten som startskud til boblen i år 2000, efterfulgt af en periode med stabile renter. Op til boblens brist forekommer en relativ markant stigning. Dette ses i perioden fra slutningen af 1998 til midten af 2000. Dette er samme periode hvor IT-boblen forekommer. I forbindelse med boblerne på boligmarkedet og OMXC20 forekommer markante fald ultimo 2002 til 2003. Efterfulgt af en periode på 3 år hvor renten ikke ændres. Primo 2006 til 2007 stiger diskontoen fra 2 procent til 4 procent. Stigningen igennem 2006 medførte, som vist i variablene for boligmarkedet ejerlejlighedsindeks og villaindeks, at boblen bristede. Priserne på villaer stagnerede og priserne på ejerlejligheder faldt. Diskontoen som variabel i forbindelse med en model til forklaring af bobledannelse, vil umiddelbart kunne fungere, med forventning om en toneangivende rolle udelukker vi heller ikke variabelen fra at have en betydning for boblerne på OMXC20. Undersøges figuren ovenfor til højre, hvor variabelen er differenset og logget, fremgår det at der er betydelige svingninger i variabelen ved boblernes brist, det være sig i 2000, 2006, 2007 og 2008. Her forekommer de største udsving efter boblens brist i 2008, hvor renten falder kraftigt.

6.3.5 Obligationsrente⁴⁶

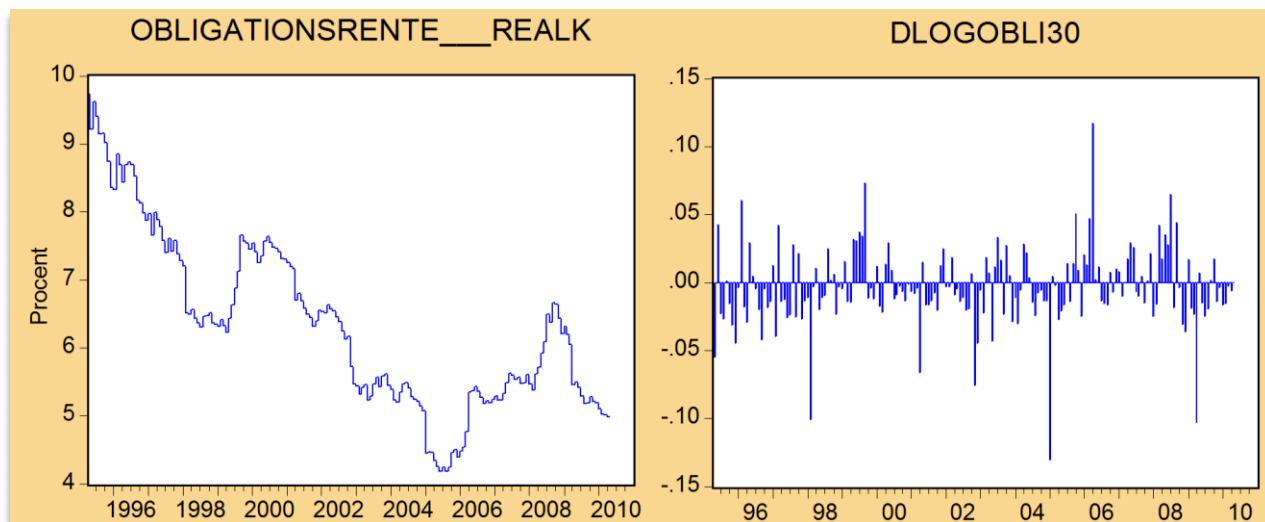
Vi antager at obligationsrenten har en særdeles vigtig rolle i især bobledannelsen på boligmarkedet, hvorfor vi har valgt at medtage den som forklarende variabel til vores modelleringer. Data for obligationsrenten for 30 års annuitetslån er månedsdata og observationerne ultimo hver måned. Vi begynder gennemgangen med at teste variabelen for enhedsrod ved en Augmented Dickey-Fuller test, outputtet er vist nedenfor.

Null Hypothesis: OBLIGATIONSRENTE__REALK has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)			Null Hypothesis: D(OBLIGATIONSRENTE__REALK) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
		t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.562243	0.1014	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-28.08157 0.0000
Test critical values:	1% level	-3.438465		Test critical values:	1% level -3.438476
	5% level	-2.865012			5% level -2.865016
	10% level	-2.568674			10% level -2.568676
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				*MacKinnon (1996) one-sided p-values.	

Figur 6-23 Test for enhedsrod af den 30 årige obligationsrente

⁴⁶ www.nationalbanken.dk

Det fremgår af outputtet herover til venstre, at vi ikke i første omgang kan forkaste nulhypotesen om enhedsrod givet p-værdien på 0,1014. Vi tester derfor igen, outputtet herover til højre, nu med 1. ordens differens, og forkaster nulhypotesen ved p-værdien på nær nul.



Figur 6-24 Grafisk fremstilling af den 30 årige obligationsrente (tv), de procentvise ændring i den 30 årige obligationsrente

I figuren ovenfor til venstre er den 30 årige obligationsrentes udvikling over perioden illustreret.

Obligationsrenten er, som diskontoen, faldet gennem næsten hele perioden og tyder på at være korreleret med diskontoen, hvilket også kunne forventes. Lige som ved diskontoen opleves der signifikante rentefald op til boblerne og stigninger ved boblernes brist. Obligationsrenten for annuitetslån med en løbetid på 30 år, er i vores projekt relevant i forbindelse med boligmarkedet, i kraft af, at hovedparten af boligkøb finansieres med et obligationslån på 30 år. I figuren ovenfor til højre ses den endelige differensede og loggede variabel til modelleringsprocessen. Umiddelbart kan boblerne ikke identificeres ud fra denne.

6.3.6 Pengemarkedsrente fra FED⁴⁷

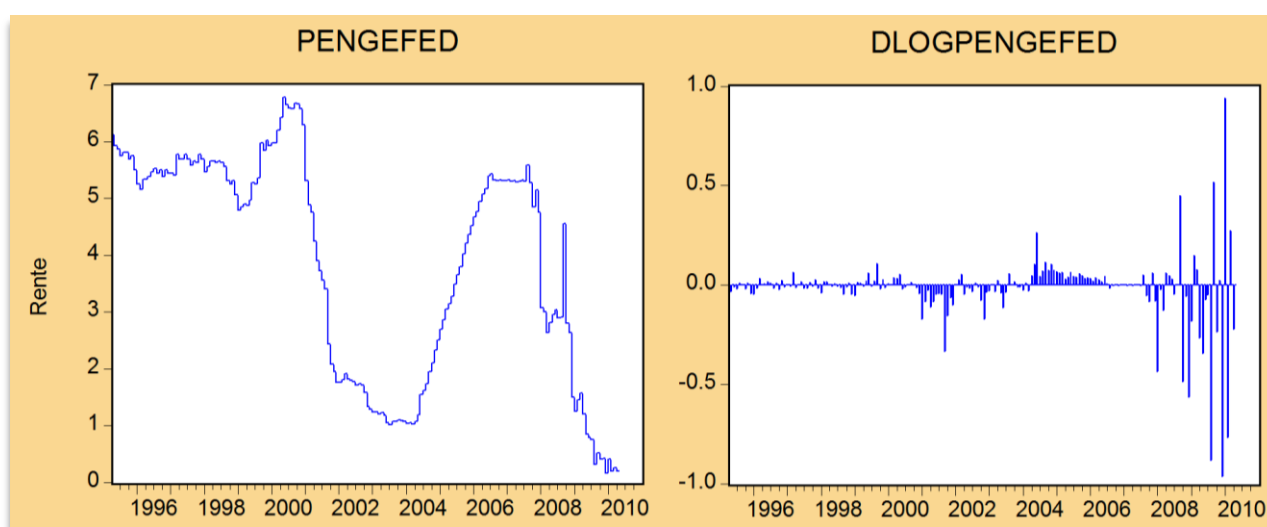
Vi har valgt at medtage FED renten idet denne er toneangivende for eksempelvis ECB renten og Nationalbankens pengemarkedsrente. Der er tale om pengemarkedsrenten for usikrede lån med løbetid på 3 måneder. Vi begynder undersøgelsen af variabelen med en Augmented Dickey-Fuller test for enhedsrod som vist herunder.

⁴⁷ www.nationalbanken.dk

Null Hypothesis: PENGEFED has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)			Null Hypothesis: D(PENGEFED) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.533328	0.8819	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-28.02055	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.438465		Test critical values: 1% level	-3.438476	
5% level	-2.865012		5% level	-2.865016	
10% level	-2.568674		10% level	-2.568676	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 6-25 Test for enhedsrod af pengemarkedsrenten fra FED

Det fremgår af p-værdien på 0,8819 i outputtet ovenfor til venstre, at vi ikke i første omgang kan forkaste nulhypotesen om enhedsrod for variabelen. Derfor udfører vi igen testen for 1'ordens differensen, som vist i outputtet ovenfor til højre. Vi kan nu forkaste nulhypotesen og acceptere variabelen som stationær.

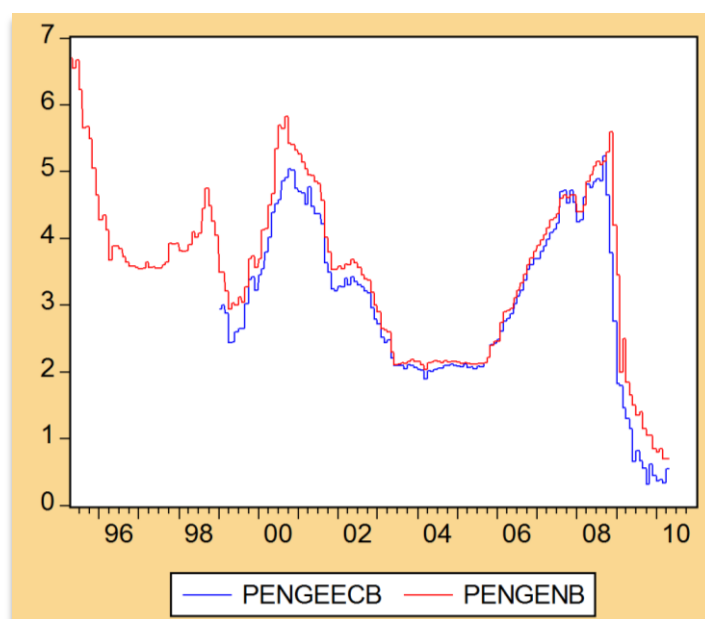


Figur 6-26 Grafisk fremstilling af pengemarkedsrenten fra FED (tv), de procentvise ændringer i pengemarkedsrenten fra FED

Figuren ovenfor til venstre viser udviklingen i FEDs pengemarkedsrente for usikrende lån med 3 måneders løbetid. Det fremgår heraf at renten fra primo 1999 og frem til boblens brist i 2000 steg. Fra ultimo 2000 og frem til medio 2004 sås et kraftigt fald i renten fra omkring 6,8 procent til omkring 1 procent. Dette kan ses som startskuddet til boblerne på boligmarkedet samt aktieboblen i 2008. Fra midt i 2004 og frem til starten af 2006 stiger renten kraftigt, hvorefter den stagnerer, dette falder sammen med boblen på ejerlejligheder brister. Herefter følger kraftige fald, hvilket ikke umiddelbart kan sammenkædes med boblen på aktiemarkedets brist i 2008. Til højre ovenfor ses variabelen differenset og logget, som den vil blive benyttet i modelleringsprocessen. Her kan der ses kraftig volatilitet sidst i perioden, hvilket ikke er overraskende givet den verdensomspændende finanskrisen. Vi forventer ikke at denne variabel har megen indflydelse på modelleringerne for boligboblerne, men kan have en effekt med henblik på boblerne på aktiemarkedet, givet at den ceteris paribus må have en effekt på valutakursen. Hvilket vil blive undersøgt senere. Hvorfor vi vælger at teste denne i modelleringerne.

6.3.7 Pengemarkedsrente Nationalbanken og ECB⁴⁸

Nedenfor er illustreret Nationalbankens og ECBs pengemarkedsrente for usikrede lån med 3 måneders løbetid. Figuren fungerer til illustration af at de to renter er kraftigt korrelerede, hvorfor vi fremover kun vil benytte en af gangen i modelleringerne, samt blot vil beskrive udviklingen i Nationalbankens pengemarkedsrente. Det skal endvidere noteres, at den europæiske centralbank (ECB), først blev oprettet 1. juni 1998 som resultatet af Amsterdam-traktaten, hvorfor renten derfor først observeres herefter.⁴⁹



Figur 6-27 Grafisk fremstilling af pengemarkedsrenterne fra Nationalbanken og ECB

Vi vil nu undersøge Nationalbankens pengemarkedsrente nærmere, og starter med at teste denne for enhedsrod. Dette gøres som vist nedenfor i outputtet ved en Augmented Dickey-Fuller test.

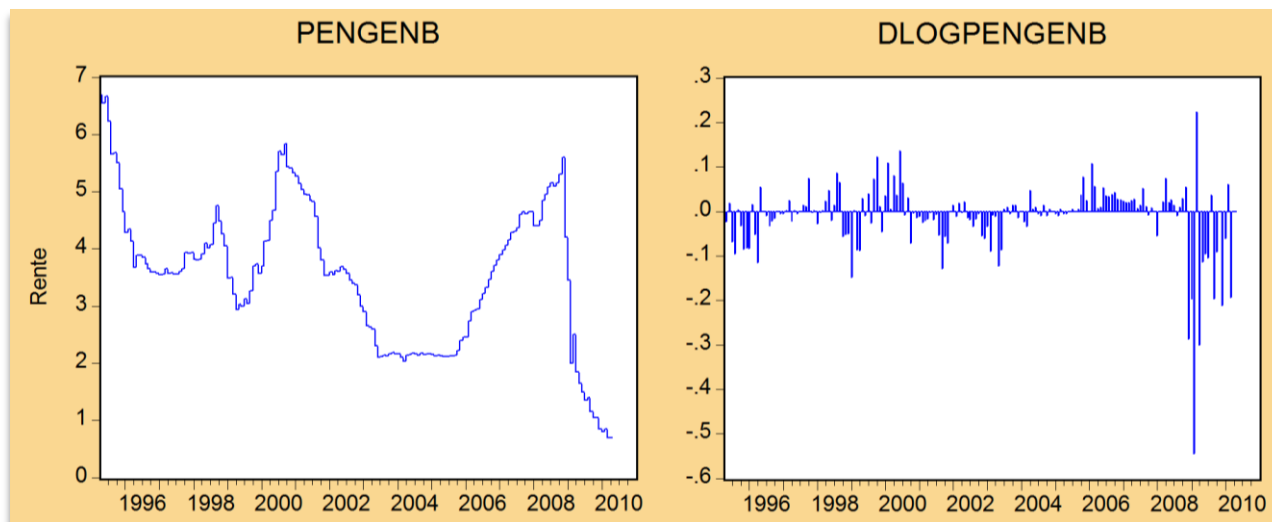
Null Hypothesis: PENGEBN has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 9 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)			Null Hypothesis: D(PENGEBN) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 8 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.637277	0.0859	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.801108	0.0000
Test critical values:			Test critical values:		
1% level	-3.438562		1% level	-3.438562	
5% level	-2.865054		5% level	-2.865054	
10% level	-2.568696		10% level	-2.568696	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 6-28 Test for enhedsrod af pengemarkedsrenten fra Nationalbanken

⁴⁸ www.nationalbanken.dk

⁴⁹ (Centralbank)

Ovenfor i outputtet til venstre fremgår det af p-værdien på 0,0859 at vi ikke kan forkaste nulhypotesen for Dickey-Fuller testen, hvorfor vi tester igen, denne gang for 1'ordens differens, som vist i outputtet ovenfor til højre. Vi forkaster nu nulhypotesen om enhedsrod givet p-værdien tæt på nul.



Figur 6-29 Grafisk fremstilling af pengemarkedsrenten fra Nationalbanken (tv), de procentvise ændringer i Nationalbankens pengemarkedsrente

I figuren ovenfor til venstre er illustreret Nationalbankens pengemarkedsrente for usikrede lån med 3 måneders løbetid. Det ses hvorledes renten dykker kraftigt i starten af perioden op mod boblen i 2000. Herefter stiger renten kraftigt fra primo 1999 og frem til boblens brist i 2000. Efter boblen er bristet falder renten igen markant frem til primo 2003, hvorefter den stagnere indtil ultimo 2005. Herfra stiger den frem til ultimo 2008, hvilket betyder at begge bobler for boligmarkedet brister i løbet af denne stigning, og sidst brister også boblen på OMXC20 i 2008. Herefter følger krisen, og renten dykker kraftigt i løbet af 2009 fra omkring 5,9 procent til omkring 0,9 procent. I figuren herover til højre ses den endelige variabel, differenset og logget. Af denne fremgår det at, der er en markant øget volatilitet sidst i perioden, og i øvrigt minder den meget om FED variabelen, og synes umiddelbart korreleret. Vi forventer at benytte variabelen i modellering af boblerne på boligmarkedet, og eventuelt teste om den er signifikant med henblik på modelleringen af bobleelementet på OMXC20.

6.3.8 Valutakurs⁵⁰

I nedenstående vil vi beskrive variabelen for valutakursen. Vi har her valgt den danske krone overfor den amerikanske dollar. Begrundelsen for dette valg er baseret på dels, dollars rolle som reservevaluta for Danmark og valutakursens signifikante rolle som gearingsinstrument i forhold til investeringer. Vi begynder med at teste variabelen for enhedsrod som vist i outputtet nedenfor.

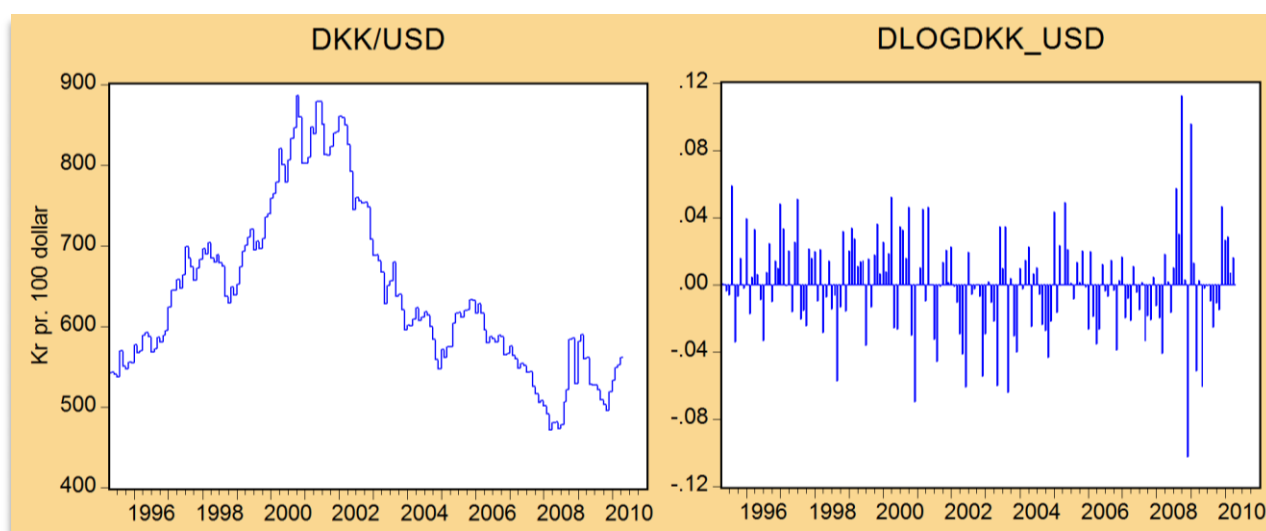
⁵⁰ www.nationalbanken.dk

Null Hypothesis: DKK_USD has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.286789	0.6375
Test critical values: 1% level	-3.438465	
5% level	-2.865012	
10% level	-2.568674	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Null Hypothesis: D(DKK_USD) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=20)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-27.94658	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.438476	
5% level	-2.865016	
10% level	-2.568676	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Figur 6-30 Test for enhedsrod af valutakurs (DKK/USD)

I outputtet herover til venstre ses udført Augmented Dickey-Fuller test for enhedsrod på variabelen. Ud fra p-værdien på 0,6375 kan vi ikke forkaste nulhypotesen om enhedsrod, hvorfor vi tester samme, nu med 1'ordens differens af variabelen. Outputtet ses ovenfor til højre, og det fremgår heraf at vi nu forkaster nulhypotesen givet en p-værdi tæt på nul.



Figur 6-31 Grafisk fremstilling af valutakursen DKK/USD (tv), de procentvise ændringer i valutakursen DKK/USD (th)

Ovenfor ses kursen for 100 dollars i danske kroner illustreret over tid. Udviklingen i valutakursen har igennem perioden haft en tilnærmelsesvis ubrudt stigning fra 1995 til den når topniveauet ultimo 2000/ primo 2001. Herefter følger en lang periode, helt frem til primo 2008, hvor kronen generelt styrkes overfor dollaren. Gennem 2008 svækkes kronen igen overfor dollaren, hvorefter den igen styrkes inden der er tendenser til en svækkelse igen perioden ud. Undersøges udviklingen i forhold til de bobler projektet beskæftiger sig med, så må det konkluderes at valutakursen ikke giver nogen umiddelbar sammenhæng i forbindelse med boblernes opståen. I forbindelse med IT-boblen deprecierede kronen overfor dollaren. I modsætning dertil apprecierede valutaen op mod boblerne på OMXC20 og Boligmarkedet. Dog skal det anføres, at op mod alle boblebrist deprecierede kronen. Spørgsmålet er om denne depreciering er signifikant? Dette kan undersøges ved at tage de procentvise ændringer. Dette vises i kurven ovenfor til højre. Hvoraf det fremgår, at der forekommer en kraftig volatilitet i forbindelse med boblerne på OMXC20

og boligmarkedet i slutningen af perioden. I forbindelse med IT-boblen forefindes ikke samme volatilitet. Hypotesen omkring en kraftig depreciering af valutaen kan være katalysator for et boblebrist må derfor forkastes. Vi vælger dog at teste variabelen ved modelleringen, især med henblik på boblerne på OMXC20, givet valutakursens rolle i blandt andet gearing af investeringer.

6.4 Variabeloversigt

I nedenstående tabel har vi opsat de nu gennemgåede variable, som vil blive afprøvet i vores modelleringsproces. Variablene er opstillet i form af en tekstmæssig beskrivelse, samt hvilken variabel fra de ovenstående kurver som der vil blive benyttet, kombineret med hvad variabelen vil hedde i vores fremtidige analyse og modeller. Sidst er det opsummeret hvilken variabeltype der er tale om.

Variablens oprindelige navn	Justeret variabel:	Variabel Navn	Variabeltype
Den procentvise ændring i Ejerlejlighedsindekset uden trend	Dlogejerutrend	Ejer	Markedsvariabel
Den procentvise ændring i villaindekset uden trend	Dlogvillautrend	Villa	Markedsvariabel
Den procentvise ændring i byggeomkostningsindekset uden trend	Dlogbyomutrend	Byom	Markedsvariabel
Den procentvise ændring i OMXC20 indekset	Dlogomxc20	OMX	Markedsvariabel
Den procentvise ændring i OMXC20 indekset uden trend	Dlogbobleomx	Omxboble	Markedsvariabel
Ændringen i arbejdsløsheden	Darb	Arbejdsloshed	Statusvariabel
Den procentvise ændring i den disponible indkomst	Dlogdispo	Dispindkomst	Statusvariabel
Den procentvise ændring i BNP pr. Capita	Dlogbnp	BNP	Statusvariabel
Ændringer i betalingsbalancens løbende poster	Dbb	BB	Statusvariabel
Ændringen i forbrugertilliden	Dforbrugertillid	Forbrugertillid	Stemningsvariabel
Ændringen i opsparingskvoten	Dopsparing	Opsparingskvoten	Stemningsvariabel
Ændringen i forbrugskvoten	Dlogforbrugskvoten	Forbrugskvoten	Stemningsvariabel
Den procentvise ændring i afdragsfrie lån	Dlogafdragsfri	Afdragsfri	Finansieringsvariabel
Den procentvise ændring i rentetilpasningslån	Dlogrentetilpas	Rentetilpasning	Finansieringsvariabel
Den procentvise ændring i realkreditinstitutternes udlån	Dlogrealkreditudlan	Realudlan	Finansieringsvariabel
Den procentvise ændring i diskontoen	Dlogdiskonto	Diskonto	Finansieringsvariabel
Den procentvise ændring i den 30 årige obligationsrente	Dlogobli30	Obli30	Finansieringsvariabel
Den procentvise ændring i FEDs pengemarkedsrente	Dlogpengefed	Fedrente	Finansieringsvariabel
Den procentvise ændring i Nationalbanken pengemarkedsrente	Dlogpengeb	NBrente	Finansieringsvariabel
Den procentvise ændring i valutakursen Dkk/USD	Dlogdkk_usd	DKKUSD	Finansieringsvariabel

Figur 6-32 Variabeloversigt

6.5 Delkonklusion for variabelbeskrivelse

Vi vil her kort opsummere for de fire bobler, sat i forhold til de beskrevne variable, for herigennem at klarlægge, hvilke variable der er særligt interessante i forbindelse med konstrueringen af modeller. Det er også med denne begrundelse vi vælger at gennemgå boblerne adskilt her, samt med henblik på at skabe et bedre overblik.

Vi tager udgangspunkt i IT-boblen i år 2000 på OMXC20. Vi kan konkludere, at renten ser ud til at spille en rolle i dannelsen af bobler. Den diskontoen stiger markant fra ultimo 1999, samtidig ses kraftige stigninger i den 30 årige obligationsrente, fra starten af 1999 og frem til boblens brist. BNP pr. capita ser ikke ud til at spille en stor rolle i bobledannelsen i 2000, dog ses der en stagnering efter boblen er bristet. Vi undersøgte overskuddet på BBs løbende poster, men identificerede ikke umiddelbart en effekt på 2000 boblen. Op til boblen i 2000, identificerede vi en markant faldende arbejdsløshed, hvor kurven vender efter bristet, hvilket indikerer at variabelen spiller en signifikant rolle i bobledannelsen. Vi fandt ikke en åbenlys sammenhæng mellem forbrugertilliden og bobledannelsen i 2000, dette var heller ikke forventet idet forbrugertilliden er baseret på en spørgeskemaundersøgelse, hvor de enkelte respondenter ikke nødvendigvis har en tilknytning til aktiemarkedet. Hvilket betyder at de ikke i samme grad blev påvirket af boblen i 2000, som af boblen på boligmarkedet i 2006-07. Den sidst nævnte boble havde direkte indflydelse på husholdningernes privatøkonomi. Opsparingskvoten er begrænset af, at data kun løber fra 1999, hvorfor den ikke giver et fuldstændigt billede af perioden op til boblen i 2000. Eftersom forbruget og opsparingskvoterne er omvendt korrelerede, må faldet i opsparingen betyde en stigende forbrugskvote.

For at gå kronologisk frem beskrives her udviklingen frem mod boblerne på boligmarkedet. Der kan identificeres en depreciering af valutakursen, kroner over for dollar, fra starten af 2005 og frem mod boblens brist i 2006, men ud fra den procentvise ændring, synes den ikke umiddelbart signifikant. Vi vil dog alligevel teste om valutakursen har en betydning, i vores modelleringsproces. For boblerne på boligmarkedet synes renten også at spille en væsentlig rolle, idet der ses kraftige stigninger i såvel den korte som den lange rente i perioden op til boblens brist. Med hensyn til væksten, BNP pr. capita, ses der i perioden op til 2006 en indikator for bobledannelse, dog ses en stagnering og et mindre fald, efter boligboblernes brist. Vi identificerede for overskuddet på BBs løbende poster en lagget effekt på boligboblerne, samt en generelt stigende tendens i perioden op til boblerne. For arbejdsløsheds kan vi konkludere en markant faldende tendens i perioden op til boblen, hvilket stemmer godt overens med vores forventninger. I perioden op til boligboblen ses i forbrugertilliden en stigende optimisme i økonomien, hvilket indikerer at variabelen er interessant med henblik på modelleringsprocessen. For opsparingskvoten

kunne vi konstatere, at der i hele perioden fra boblen i 2000, frem til boligboblerne i 2006 var en generel faldende tendens. Omvendt ses i perioden en stigende forbrugskvote.

Fokuserer vi nu på boblen på OMXC20 i 2008, ses igen en markant depreciering af kronen, som dog ikke umiddelbart virker signifikant, men i de procentvise ændringer, kan vi tydeligt aflæse, at denne faktisk er kraftigere idet den foregår over en kortere periode. I perioden frem mod 2008 ses en yderligere stigning i diskontoen, der ellers stagnerede efter boblebristen i 2006, samtidig ses en markant stigning i den 30 årige obligationsrente. Vi kan altså fastslå, at renterne er en meget plausibel variabel for vores modellering, i alle identificerede bobletilfælde. For BNP pr. capita, kan der ikke ses nogen effekt på dannelsen af boblen i 2008. For OMXC20 boblen i 2008, fandt vi en markant stigende tendens i overskuddet på BBs løbende poster, i perioden op til boblen, efterfulgt af et fald ca. et år efter boblens brist. Arbejdsløsheden synes at være signifikant variabel til forklaring af dannelsen af bobler, idet denne er markant faldende i perioden op til boblens brist, for så at stige efterfølgende. Med henblik på forbrugertilliden ses igen en variabel der er kraftigt påvirket af boblebristet i 2006, hvorfor perioden umiddelbart op til boblen i 2008 bliver noget turbulent. Vores undersøgelse af opsparingskvotens udvikling op til boblen på OMXC20 i 2008, viste igen en faldende tendens, hvorefter kvoten stiger efter boblens brist. Modsat opsparingen stiger forbrugskvoten frem mod boblens brist, for efterfølgende at falde perioden ud.

I figuren nedenfor er variablene beskrevet ud fra hvorledes de udvikler sig under boblerne henholdsvis i 2000, 2006-07 og 2008. Figuren bidrager til overblikket over valget af variable samtidig sættes variablene op imod Calverleys liste over typiske karakteristika for forklaringen af en boble.

Typiske karakteristika for forklaringen af en boble: ⁵¹	Undersøgte variable	OMXC20 boblen 2000	Boligboblerne 2006-07	OMXC20 boblen 2008
Periode		1999-2001	2004-2007	2004-2008
Accelererende stigning i priser	OMXC20, Prisindeks (bolig).	Opfyldt	Opfyldt	Opfyldt
Overvurdering sammenlignet med historisk gennemsnit	Forskel mellem aktuel værdi og trendlinjen	Opfyldt	Opfyldt	Opfyldt
Overvurdering sammenlignet med fornuftige niveau	Ejerutrend, Villautrend OMXboble	OMXC20 over 1,3	Ejerlejlighed og villa over 1,3 ved brist	OMXC20 over 1,3 ved brist
Flere år med økonomisk opsving	BNP pr. Capita, Betalingsbalancen	Opfyldt	Opfyldt	Opfyldt
Underliggende grund/grunde til højere priser	Diskontoen, Obligationsrente	Lav rente under opbygning	Lav rente under opbygning	Lav rente under opbygning
Et nyt element f.eks. teknologi for aktier	Afdragsfrie lån, rentetilpasningslån	Stigning i internetforbin. ⁵²	Nye låntyper som rentetilpasningslån og afdragsfrie lån	Nye låntyper som rentetilpasningslån og afdragsfrie lån
Nye investorer trækkes ind	Forældrekøb	Stigning i antallet af internetforb.	Forældrekøb	Internettet muliggøre flere private daytraders
Markant stigning i udlån	Realudlån	Opfyldt	Opfyldt	Opfyldt
Nye långivere eller låne politikker	Afdragsfrie lån og rentetilpasningslån		Opfyldt	Opfyldt
Lempelig pengepolitik	Diskonto, valutakurs	Opfyldt	Opfyldt	Opfyldt
Fald i opsparingskvoten	Opsparingskvote	Opfyldt	Opfyldt	Opfyldt
En stærk valutakurs	DKK/USD, valutareserven	Ikke Opfyldt	Opfyldt	Opfyldt

Figur 6-33 Calverleys liste i forhold til de undersøgte bobler

7.0 Analyse

7.1 Modellering af Ejerlejlighedsmodel

Ud fra variabelgennemgangen i afsnittet ovenfor, har vi udvalgt hvilke variable vi finder bedst egnede til at modellere boblen i priserne på ejerlejligheder. De valgte variable er opsummeret i tabellen nedenfor:

⁵¹ (Calverley, 2009, s. 13-18)

⁵² www.tdc.dk og www.itst.dk

Variabel navn:	Justeret variabel:	Variabel type:
Forbrugskvoten	$D(\log(\text{forbrugskvoten}))$	Stemningsvariabel
Arbejdsløshed	$D(\text{arbejdsløshed})$	Statusvariabel
OMX	$D(\log(\text{OMXC20}))$	Markedsvariabel
Diskonto	$D(\log(\text{diskonto}))$	Finansieringsvariabel
Rentetilpasning	$D(\log(\text{rentetilpasning}))$	Finansieringsvariabel
Afdragsfri	$D(\log(\text{afdragsfri}))$	Finansieringsvariabel
Forbrugertillid	$D(\text{forbrugertillid})$	Stemningsvariabel
Ejer	$D(\log(\text{ejer}))$	Markedsvariabel
BNP	$D(\log(\text{BNP}))$	Statusvariabel
Dispindkomst	$D(\log(\text{dispindkomst}))$	Statusvariabel
Obli30	$D(\log(\text{obli30}))$	Finansieringsvariabel
Opsparing	$D(\log(\text{opsparing}))$	Statusvariabel
Realudlan	$D(\log(\text{realudlan}))$	Finansieringsvariabel
C	Konstant	-

Figur 7-1 Undersøgte variable i ejerlejlighedsmodellen

I tabellen herover ses de valgte variable. Længst til venstre i tabellen ses variabelens navn, angivet som den er benævnt i kommende modelleringer. Midt i tabellen er angivet hvorledes variabelen er justeret, jævnføre variabelbeskrivelsesafsnittet, der er her tale om variable der er differensede, differensede og loggede samt konstanten. I sidste kolonne er benævnt hvilken type variabel der er tale om, her skelner vi mellem stemningsvariable, statusvariable, finansieringsvariable samt markedsvariable. Den første variabel på listen er forbrugskvoten, som vi forventer relevant idet andelen af den disponible indkomst der bliver brugt på forbrug, må afspejle fremtidsforventningerne i økonomien. Har agenterne eksempelvis negative forventninger til fremtiden, må det antages, at de anvender en mindre del af indkomsten på forbrug, og en større andel på opsparing. Dette er også vores argument for at afprøve opsparingen som forklarende variabel. En lav opsparingskvote var ifølge Calverleys liste en karakteristika for en boble. Forbrugertilliden bygger på samme argument, idet denne er en direkte variabel til måling af forbrugernes forventninger til fremtiden. Arbejdsløsheden forventer vi vil være en central forklarende variabel, idet beskæftigelsessituationen er afgørende for hvorvidt man kan optage et boliglån, og derigennem påvirker variabelen også prisudviklingen herfor. Variabelen BNP dækker over bruttonationalproduktet pr. capita, og forventes derfor også at være signifikant, dog holdes in mente at variabelen kan være korreleret med arbejdsløsheden. OMXC20 indekset er inkluderet, idet vi forventer at prisudviklingen på aktiemarkedet

kunne have en indvirkning på prisudviklingen på boligmarkedet. De to rente variable, diskontoen og den 30 årige obligationsrente er begge med i modelleringen, diskontoen idet den er toneangivende for obligationsrenten. Den 30 årige obligationsrente er valgt med baggrund i dens direkte tilknytning til boligmarkedet, givet at hovedparten af boliglånene er bundet op på denne rente. Vi har endvidere valgt, at modellere ud fra de tre finansierings variable for henholdsvis afdragsfrie, rentetilpasnings og samlede realkreditinstitutudlån. Vi forventer at især rentetilpasningslån og afdragsfrie lån er signifikante i forklaring af boblen, men forventer ikke at begge kan indgå i samme model, givet korrelation. Den sidst variabel er den afhængige variabel, det isolerede bobleelement fra prisudviklingen på ejerlejligheder. Denne variabel er endvidere benyttet lagget som forklarende variabel.

7.1.1 Overordnet modellering

I outputtet herunder ses den isolerede boble i prisen på ejerlejligheder modelleret ved samtlige valgte variable. Det er i denne modellering vi tager udgangspunkt, hvorefter variable udskilles efter test for eventuelle problemer, samt for at opnå et acceptabelt signifikansniveau. Det ses umiddelbart i outputtet, at under den givne lagstruktur er der flere variable der ikke opfylder vores krav om et 5 procents signifikansniveau. Dette betyder dog ikke, at vi kassere variablene umiddelbart, først vil de blive testet både visuelt og statistisk for problemer med f. eks korrelation, kovarians osv. For denne overordnede model har vi valgt ikke at indsætte outputtet for de forskellige undersøgelser, for i stedet at undersøge de bedst mulige modeller, ud fra de valgte variable, mere indgående.

Dependent Variable: EJER				
Method: Least Squares				
Date: 07/13/10 Time: 14:47				
Sample (adjusted): 1/06/1999 12/30/2009				
Included observations: 574 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001582	0.000810	-1.952704	0.0514
FORBRUGSKVOTEN	-0.036187	0.029474	-1.227750	0.2201
ARBEJDSLOshed	-0.054051	0.019211	-2.813525	0.0051
OMX	-0.013970	0.010900	-1.281618	0.2005
DISKONTO	0.031486	0.010707	2.940649	0.0034
RENTETILPASNING	0.066265	0.026535	2.497292	0.0128
EJER(-26)	0.341327	0.039952	8.543463	0.0000
EJER(-52)	0.107792	0.047067	2.290167	0.0224
BNP	1.038985	0.157445	6.599018	0.0000
DISPINDKOMST	-0.070312	0.024297	-2.893870	0.0040
AFDRAGSFRI	-0.003206	0.009795	-0.327302	0.7436
FORBRUGERTILLID	0.001227	0.000292	4.208452	0.0000
OBLI30	-0.095173	0.024702	-3.852830	0.0001
OPSPARING	4.60E-05	8.82E-05	0.521570	0.6022
REALUDLAN	0.050065	0.075814	0.660366	0.5093
R-squared	0.319689	Mean dependent var	-0.000261	
Adjusted R-squared	0.302651	S.D. dependent var	0.009284	
S.E. of regression	0.007753	Akaike info criterion	-6.855679	
Sum squared resid	0.033601	Schwarz criterion	-6.741934	
Log likelihood	1982.580	F-statistic	18.76306	
Durbin-Watson stat	2.127367	Prob(F-statistic)	0.000000	

Figur 7-2 Eviews output over de undersøgte variable

7.1.2 Endelige modeller med lags før test

Nedenfor ses de to bedste modelleringer af boblen i prisudviklingen på ejerlejligheder. Modelleringen er foreløbig, idet der kan forekomme ændringer, givet diverse tests der vil blive udført på modellerne. Af den grund vil vi ikke her undersøge lagstrukturen mere i dybden for de specifikke lags, end allerede gjort i variabelbeskrivelsesafsnittet. Vi vil altså blot her kommentere kort på de endeligt valgte variable og deres tilhørende koefficienter. I hele analysegennemgangen for ejerlejligheder vil modellen til venstre blive refereret til som model 1 og modellen til højre som model 2.

Undersøges først de fælles variable for model 1 og model 2, ses at denne er modelleret af følgende forklarende variable. Ejer/lagget der modelmæssigt giver god mening, idet denne blot tilkendegiver, at den afhængige variabels tidligere udvikling forklarer udviklingen nu. Vi må også konkludere, at den positive koefficient var forventet, idet det fremgår af kontekst afsnittet, at en periode med stigende priser fordrer yderligere prisstigninger, indtil boblen brister, hvorefter fald skaber fald. Arbejdsløsheden er også med som forklarende variabel, hvilket giver økonomisk mening, da en ændring i beskæftigelsesstatus hos en given agent i økonomien, alt andet lige, påvirker dennes boligsituation. Ligeledes må det siges, at det negative fortegn på koefficienten var forventet, idet en stigning i arbejdsløsheden da påvirker prisudviklingen negativt. Forbrugskvoten ser vi som modelmæssigt signifikant idet denne fungerer som en indikator på forbrugsvilligheden i økonomien, hvorfor vi finder det tankevækkende, at koefficienten her har negativt fortegn, dette vil blive diskuteret mere indgående senere, såfremt der ikke findes en løsning gennem tests og justeringer af modellen. Derudover er OMXC20 medtaget som forklarende variabel, med en forventning om, at aktiemarkedet i høj grad afspejler temperaturen i økonomien. Vi forventer altså, som det også figurere i modellen at variabelen har positivt fortegn. Den femte forklarende variabel er rentetilpasningslån, som vi forventer spiller en markant rolle for prisudviklingen på ejerlejligheder, vi forventer dermed som det også er tilfældet, en positiv koefficient på variabelen.

Model 1 og model 2 afviger fra hinanden ved de to sidste variable, henholdsvis for model 1 diskontoen og for model 2 den 30 årige obligationsrente. Diskontoen der er medtaget som forklarende variabel i model 1, anser vi som relevant for modelleringen, idet denne er toneangivende for obligationsrenten. Netop obligations renten er medtaget i model 2, og bør være en signifikant variabel, givet netop denne rentes forbindelse til boligmarkedet, hvor de fleste boliglån baseres på et 30 årigt obligationslån.

Dependent Variable: EJER
Method: Least Squares
Date: 07/16/10 Time: 16:20
Sample (adjusted): 4/17/1996 4/21/2010
Included observations: 732 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-52)	0.284214	0.035346	8.040880	0.0000
ARBEJDSLOSHED	-0.050930	0.017824	-2.857399	0.0044
FORBRUGSKVOTEN(-13)	-0.087244	0.025004	-3.489215	0.0005
OMX(-13)	0.028521	0.009958	2.864005	0.0043
RENTETILPASNING(-13)	0.038457	0.018355	2.095150	0.0365
DISKONTO(-4)	-0.018058	0.009166	-1.970167	0.0492
R-squared	0.138406	Mean dependent var	-0.000261	
Adjusted R-squared	0.132472	S.D. dependent var	0.008302	
S.E. of regression	0.007733	Akaike info criterion	-6.878563	
Sum squared resid	0.043411	Schwarz criterion	-6.840893	
Log likelihood	2523.554	Durbin-Watson stat	2.028447	

Dependent Variable: EJER
Method: Least Squares
Date: 07/16/10 Time: 17:59
Sample (adjusted): 4/17/1996 5/26/2010
Included observations: 737 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-52)	0.274302	0.034503	7.949997	0.0000
ARBEJDSLOSHED	-0.041899	0.017690	-2.368534	0.0181
FORBRUGSKVOTEN(-13)	-0.094186	0.024817	-3.795188	0.0002
OMX(-13)	0.026963	0.009848	2.737796	0.0063
RENTETILPASNING(-13)	0.036856	0.018133	2.032517	0.0425
OBLI30(-44)	-0.069757	0.020565	-3.392013	0.0007
R-squared	0.147123	Mean dependent var	-0.000259	
Adjusted R-squared	0.141289	S.D. dependent var	0.008274	
S.E. of regression	0.007667	Akaike info criterion	-6.895644	
Sum squared resid	0.042972	Schwarz criterion	-6.858174	
Log likelihood	2547.045	Durbin-Watson stat	2.038306	

Figur 7-3 Ejerlejlighedsmodel 1 (tv), Ejerlejlighedsmodel 2 (th)

I outputtet ovenfor ses de to bedst mulige modeller givet de valgte variable, og et signifikansniveau på 5 procent. I modellerne figurere de samme variable med en undtagelse, i modellen til venstre indgår diskontoen som forklarende variabel, mens den i modellen til højre er erstattet af den 30 årige obligationsrente. Vi kan umiddelbart analysere de to modeller ved at sammenholde det viste output. Eftersom modellerne endnu ikke er færdigmodellerede vil vi ikke analysere i dybden her, men blot sammenholde værdierne for forklaringsgrad og infokriterier. Vi kan umiddelbart notere at forklaringsgraden for begge modeller ikke er overvældende høj, med henholdsvis 13,8 procent for model 1 og 14,7 procent for model 2. Undersøges infokriterierne Akaike og Schwarz⁵³ fremgår det at model 2 lige som ved forklaringsgraden, er en smule stærkere statistisk end model 1. Dette ses ved værdier for Akaike og Schwarz på henholdsvis -6,89 og -6,85 overfor de tilsvarende for model 1 på -6,87 og -6,84. Det skal dog nævnes at modellerne kan forbedres gennem tests og diverse justeringer, af eksempelvis lagstruktur.

⁵³ Akaike og Schwarz informationskriterium benyttes til at vurdere to eller flere regressionsmodeller overfor hinanden. Succeskriteriet er at finde de absolut laveste værdier af AIC og SIC. AIC udregnes som følger $AIC(p) = \log(s_p^2) + \frac{2p}{n}$ SIC udregnes som følger: $SIC(p) = \log(s_p^2) + \frac{p \log(n)}{n}$. P er udtryk for antallet af forklarende variable, s_p^2 er udtryk for maximum likelihood estimator af variansen i fejleddet. N er udtryk for antallet af observationer. (Christian Heij, 2004, s. 279)

7.1.3 White-test⁵⁴

Det er en grundlæggende antagelse for modellering med OLS⁵⁵ at der er konsistente fejllid. Det vil sige at modellens fejllid skal være homoskedastiske, hvilket betyder at der er konstant varians i fejlliddene over tid. Er dette ikke tilfældet vil der være heteroskedastiske fejllid, altså en ikke konsistent varians over tid. For at være sikre på at modellerne opfylder antagelsen for anvendelse af OLS estimering udfører vi en White-test. Nedenfor er vist outputtet fra Eviews for White-test på de to modeller.

White Heteroskedasticity Test:					White Heteroskedasticity Test:				
F-statistic	50.57359	Prob. F(12,719)	0.000000		F-statistic	50.27136	Prob. F(12,724)	0.000000	
Obs*R-squared	335.0510	Prob. Chi-Square(12)	0.000000		Obs*R-squared	334.9767	Prob. Chi-Square(12)	0.000000	
Test Equation:					Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2					Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares					Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 00:11					Date: 07/17/10 Time: 01:45				
Sample: 4/17/1996 4/21/2010					Sample: 4/17/1996 5/26/2010				
Included observations: 732					Included observations: 737				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.91E-05	1.49E-05	-1.953995	0.0511	C	-2.70E-05	1.45E-05	-1.856976	0.0637
EJER(-52)	0.008604	0.001693	5.080664	0.0000	EJER(-52)	0.009032	0.001606	5.623476	0.0000
EJER(-52)^2	0.247143	0.026508	9.323460	0.0000	EJER(-52)^2	0.248392	0.025351	9.798106	0.0000
ARBEJDSLOSHED	1.47E-05	0.000794	0.018450	0.9853	ARBEJDSLOSHED	-0.000131	0.000772	-0.169779	0.8652
ARBEJDSLOSHED^2	0.022992	0.009493	2.421969	0.0157	ARBEJDSLOSHED^2	0.019077	0.009240	2.064653	0.0393
FORBRUGSKVOTEN(-13)	0.005989	0.001011	5.926269	0.0000	FORBRUGSKVOTEN(-13)	0.005770	0.000983	5.869200	0.0000
FORBRUGSKVOTEN(-13)^2	0.129714	0.016562	7.831766	0.0000	FORBRUGSKVOTEN(-13)^2	0.129639	0.016096	8.054022	0.0000
OMX(-13)	-0.000820	0.000410	-1.998392	0.0461	OMX(-13)	-0.000782	0.000398	-1.964105	0.0499
OMX(-13)^2	0.080098	0.006017	13.31131	0.0000	OMX(-13)^2	0.074980	0.005855	12.80593	0.0000
RENTETILPASNING(-13)	-0.007960	0.001556	-5.114750	0.0000	RENTETILPASNING(-13)	-0.007590	0.001506	-5.040523	0.0000
RENTETILPASNING(-13)^2	0.186779	0.036740	5.083861	0.0000	RENTETILPASNING(-13)^2	0.177283	0.035566	4.984576	0.0000
DISKONTO(-4)	0.001444	0.000565	2.556920	0.0108	OBLI30(-44)	0.001894	0.000832	2.276893	0.0231
DISKONTO(-4)^2	0.004193	0.002691	1.558390	0.1196	OBLI30(-44)^2	0.024721	0.010642	2.322983	0.0205
R-squared	0.457720	Mean dependent var	5.93E-05		R-squared	0.454514	Mean dependent var	5.83E-05	
Adjusted R-squared	0.448669	S.D. dependent var	0.000416		Adjusted R-squared	0.445473	S.D. dependent var	0.000403	
S.E. of regression	0.000309	Akaike info criterion	-13.30928		S.E. of regression	0.000300	Akaike info criterion	-13.36600	
Sum squared resid	6.86E-05	Schwarz criterion	-13.22766		Sum squared resid	6.53E-05	Schwarz criterion	-13.28482	
Log likelihood	4884.196	F-statistic	50.57359		Log likelihood	4938.372	F-statistic	50.27136	
Durbin-Watson stat	2.054588	Prob(F-statistic)	0.000000		Durbin-Watson stat	2.059890	Prob(F-statistic)	0.000000	

Figur 7-4 White test for heteroskedastiske fejllid, Model 1 (tv), Model 2 (th)

Nulhypotesen for White testet er, at der er homoskedastiske fejllid. Altså skal vi, for ikke at kunne forkaste nulhypotesen, og dermed have en model der opfylder antagelsen for OLS, have en p-værdi højere end 0,05 givet vores restriktion om fem procents signifikansniveau. Den værdi der undersøges, altså testresultatet for White testet er p-værdien for obs*R-squared værdien. Obs*R-squared værdien er beregnet af antallet af observationer multipliceres med testens R^2 værdi. Denne testværdi følger en asymptotisk χ^2 fordeling hvor antallet af frihedsgrader er bestemt af antallet af forklarende variable i testen undtaget konstanten.

⁵⁴ Eksempel på en White testligning er udtrykt som følger, under antagelse omkring følgende regression, $y_t = b_1 + b_2x_t + b_3z_t + e_t$ hvor b er de estimerede parametre og e er fejlliddet. Teststatikken er derfor baseret på følgende regression: $\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1x_t + \alpha_2z_t + \alpha_3x_t^2 + \alpha_4z_t^2 + \alpha_5x_tz_t + v_t$ H_0 : Ingen heteroskedastiske fejllid H_1 : Heteroskedastiske fejllid (Christian Heij, 2004, s. 345 – 346)

⁵⁵ Jf. bilag 6 Antagelser for OLS

Det fremgår tydeligt af outputtet fra White testene på de to modeller herover, at vi må forkaste nulhypotesen om homoskedastiske fejllid, idet begge test resultater viser en p-værdi på nul. Dette betyder med andre ord at vores valgte modeller har heteroskedastiske fejllid, og vi kan dermed ikke anerkende resultaterne umiddelbart. En metode til at tage højde for heteroskedastiske fejllid, er ved at modellere en ARCH-model⁵⁶. For at kunne løse problemet ved denne metode skal der være ARCH effekter i fejlliddene, hvilket vi må teste for. Outputtet fra ARCH testen er vist herunder.

7.1.4 ARCH-test

ARCH testen udføres under nulhypotesen: Der findes ingen ARCH effekter I fejlliddene op til q-orden. Testen udføres ved at regressere fejlliddene kvadreret på en konstant og de kvadrerede residualer lagget op til orden q.⁵⁷ Ligesom ved White testet er den egentlige test statistik beregnet som antallet af observationer multipliceret med R^2 værdien fra testen, herudfra findes p-værdien, idet test statistikken følger en asymptotisk χ^2 fordeling. Undersøges nu outputtet herunder, ses det at vi for begge modeller ikke kan forkaste nulhypotesen, idet p-værdierne for test statistikkerne er på henholdsvis 0,66 for model 1 og 0,69 for model 2. Der er med andre ord ingen ARCH effekter i modellernes fejllid. Eftersom vi dermed ikke kan modellere en ARCH model, som løsningen på problemet med de heteroskedastiske fejllid, vælger vi at anvende en White kovarians matrix estimator. Dette er vist anvendt i outputtet i næste afsnit.

ARCH Test:				
F-statistic	0.191286	Prob. F(1,729)	0.661978	
Obs*R-squared	0.191761	Prob. Chi-Square(1)	0.661455	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 00:15				
Sample (adjusted): 4/24/1996 4/21/2010				
Included observations: 731 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.03E-05	1.56E-05	3.877309	0.0001
RESID^2(-1)	-0.016197	0.037032	-0.437363	0.6620
R-squared	0.000262	Mean dependent var	5.94E-05	
Adjusted R-squared	-0.001109	S.D. dependent var	0.000416	
S.E. of regression	0.000417	Akaike info criterion	-12.72628	
Sum squared resid	0.000127	Schwarz criterion	-12.71371	
Log likelihood	4653.454	F-statistic	0.191286	
Durbin-Watson stat	2.000623	Prob(F-statistic)	0.661978	

ARCH Test:				
F-statistic	0.160657	Prob. F(1,734)	0.688669	
Obs*R-squared	0.161060	Prob. Chi-Square(1)	0.688183	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 01:46				
Sample (adjusted): 4/24/1996 5/26/2010				
Included observations: 736 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.92E-05	1.50E-05	3.939625	0.0001
RESID^2(-1)	-0.014793	0.036907	-0.400821	0.6887
R-squared	0.000219	Mean dependent var	5.84E-05	
Adjusted R-squared	-0.001143	S.D. dependent var	0.000404	
S.E. of regression	0.000404	Akaike info criterion	-12.78866	
Sum squared resid	0.000120	Schwarz criterion	-12.77615	
Log likelihood	4708.226	F-statistic	0.160657	
Durbin-Watson stat	2.000588	Prob(F-statistic)	0.688669	

Figur 7-5 ARCH-test for ejerlejlighedsmodellerne Model 1 (tv), Model 2 (th)

⁵⁶ ARCH-modeller er regressionsmodeller der tager højde for heteroskedastisitet i fejlliddene. (ARCH = Autoregressive conditional heteroscedasticity)

⁵⁷ $e_t^2 = \beta_0 + (\sum_{s=t}^q \beta_s e_{t-s}^2) + u_t$

7.1.5 Modeller som tager højde for heteroskedastiske fejl

I outputtet herunder ses de nye modeller, nu med implementeret White kovarians matrix estimator. Baggrunden for at implementere dette i modellen er at vi dermed gør modellernes koefficienter effiente, givet OLS antagelsen om homoskedastiske fejl.⁵⁸ Metoden hvorved White kovarians matrix estimatoren bevirker dette, er ved at lægge en kovarians matrix estimator⁵⁹ ind over den normale OLS. Metoden bevirker altså korrekte estimater af koefficienternes kovarians givet der er heteroskedastisitet i modellens fejl.

Dependent Variable: EJER Method: Least Squares Date: 07/17/10 Time: 00:20 Sample (adjusted): 4/17/1996 4/21/2010 Included observations: 732 after adjustments White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance					Dependent Variable: EJER Method: Least Squares Date: 07/17/10 Time: 01:47 Sample (adjusted): 4/17/1996 5/26/2010 Included observations: 737 after adjustments White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-52)	0.284214	0.149092	1.906308	0.0570	EJER(-52)	0.274302	0.144691	1.895781	0.0584
ARBEJDSLOshed	-0.050930	0.046194	-1.102525	0.2706	ARBEJDSLOshed	-0.041899	0.043974	-0.952822	0.3410
FORBRUGSKVOTEN(-13)	-0.087244	0.099324	-0.878371	0.3800	FORBRUGSKVOTEN(-13)	-0.094186	0.098777	-0.953522	0.3406
OMX(-13)	0.028521	0.027506	1.036892	0.3001	OMX(-13)	0.026963	0.026476	1.018370	0.3088
RENTILPASNING(-13)	0.038457	0.020589	1.867815	0.0622	RENTILPASNING(-13)	0.036856	0.019628	1.877740	0.0608
DISKONTO(-4)	-0.018058	0.013695	-1.318527	0.1877	OBLI30(-44)	-0.069757	0.032107	-2.172662	0.0301
R-squared	0.138406	Mean dependent var	-0.000261		R-squared	0.147123	Mean dependent var	-0.000259	
Adjusted R-squared	0.132472	S.D. dependent var	0.008302		Adjusted R-squared	0.141289	S.D. dependent var	0.008274	
S.E. of regression	0.007733	Akaike info criterion	-6.878563		S.E. of regression	0.007667	Akaike info criterion	-6.895644	
Sum squared resid	0.043411	Schwarz criterion	-6.840893		Sum squared resid	0.042972	Schwarz criterion	-6.858174	
Log likelihood	2523.554	Durbin-Watson stat	2.028447		Log likelihood	2547.045	Durbin-Watson stat	2.038306	

Figur 7-6 Ejerlejlighedsmodel 1 med White kovarians matrix estimator (tv), Ejerlejlighedsmodel 2 med White kovarians matrix estimator (th)

Modellerne er nu effiente i henhold til de heteroskedastiske fejl. Det ses dog af outputtet for modellerne herover, at implementeringen af White kovarians matrix estimatoren har ændret de enkelte variables signifikans, hvilket vil blive undersøgt nærmere efter vi har testet modellerne yderligere. Vi vil i næste afsnit teste modellerne for seriel korrelation både visuelt ved korrelogrammer og statistisk ved Breusch-Godfrey LM test(BG-test).⁶⁰

⁵⁸ Jf. bilag 6 antagelser for OLS

⁵⁹ $\hat{\Sigma}_W = \frac{T}{T-k} (X'X)^{-1} (\sum_{t=1}^T u_t^2 x_t x_t') (X'X)^{-1}$, Hvor T er antallet af observationer, k er antallet af regressorer og u_t er least squares residualet.

⁶⁰ Breusch-Godfrey test for seriel korrelation af p'te orden: Man estimerer med OLS sin model: $y = X\beta + \varepsilon$

og gemmer residualerne $e = y - Xb$. Dernæst benytter man OLS i hjælpe regressions ligningen:

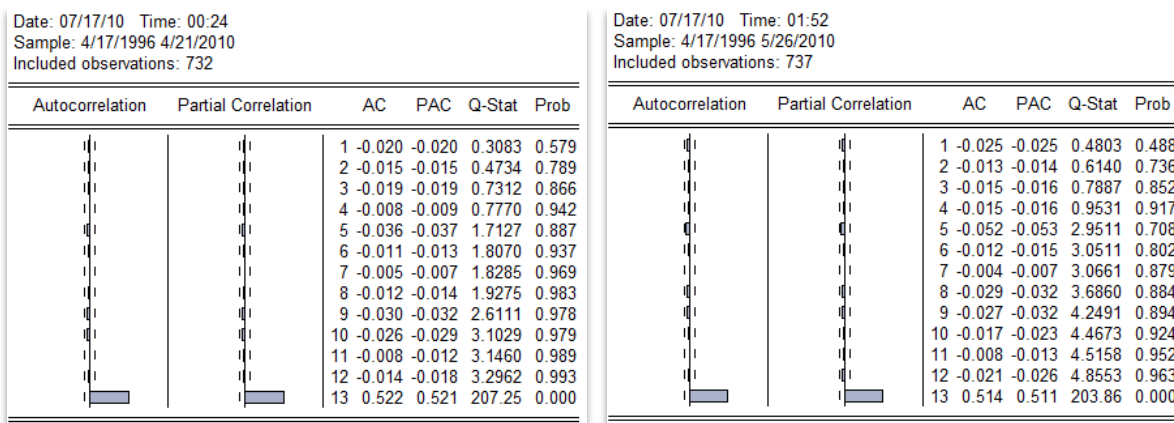
$e_i = x_i' \delta + \gamma_1 e_{i-1} + \dots + \gamma_p e_{i-p} + \omega_i$, $i = p + 1, \dots, n$. Da $LM = nR^2$ hvor R^2 er koefficienten fra hjælpe regressionen.

Denne følger da en asymptotisk $\chi^2(p)$ fordeling, under nulhypotesen, at der ingen serie korrelation findes, altså hvis

$\gamma_1 = \dots = \gamma_p = 0$. (Christian Heij, 2004, s. 362-364)

7.1.6 Korrelogrammer og seriel korrelations test (BG)

Korrelogrammerne herunder indikerer, at modellerne har et problem med korrelation i 13 lag, hvilket vil sige lagget 13 uger, eller et kvartal. For med sikkerhed at kunne fastslå om der er korrelation i modellerne, udfører vi en BG test på begge. Vi må dog konstatere, at korrelogrammerne indikere dette kraftigt, hvorfor vi må forvente at BG testet bekræfter korrelationen.



Figur 7-7 Korrelogrammer for ejerlejlighedsmodel 1 (tv) og ejerlejlighedsmodel 2 (th)

Nedenfor ses outputtet fra BG testen. Ligesom det var tilfældet for White testet og ARCH testet, er det $obs \cdot R^2$ der er det egentlige test resultat, og p-værdien der bestemmes herudfra der konkluderes på. Nulhypotesen for BG testet er: Der er ingen seriel korelation op til orden p, hvor orden p er den prespecifiserede orden til hvilken man tester. Eftersom korrelogrammet viste klare indikationer på korrelation i 13 lag, udfører vi BG testet til 13 orden. Vi vurderer igen test resultatet ud fra et fem procents signifikansniveau, og kan for begge modeller konkludere at vi må forkaste nulhypotesen, og dermed acceptere at modellerne indeholder seriel korrelation.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	23.10295	Prob. F(13,713)	0.000000	
Obs*R-squared	213.7771	Prob. Chi-Square(13)	0.000000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 00:22				
Sample: 4/17/1996 4/21/2010				
Included observations: 732				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-52)	-0.103470	0.030545	-3.387474	0.0007
ARBEJDSLOSHED	0.038006	0.015626	2.432137	0.0153
FORBRUGSKVOTEN(-13)	0.007252	0.021170	0.342572	0.7320
OMX(-13)	0.007393	0.008559	0.863748	0.3880
RENTETILPASNING(-13)	-0.002195	0.015595	-0.140771	0.8881
DISKONTO(-4)	0.002866	0.007898	0.362803	0.7169
RESID(-1)	-0.010070	0.031458	-0.320091	0.7490
RESID(-2)	-0.009374	0.031495	-0.297620	0.7661
RESID(-3)	-0.003350	0.031472	-0.106429	0.9153
RESID(-4)	0.016325	0.031574	0.517035	0.6053
RESID(-5)	-0.024563	0.031653	-0.776000	0.4380
RESID(-6)	-0.006494	0.031515	-0.206061	0.8368
RESID(-7)	0.001618	0.031491	0.051385	0.9590
RESID(-8)	0.005399	0.031563	0.171062	0.8642
RESID(-9)	-0.008599	0.031959	-0.269047	0.7880
RESID(-10)	-0.018272	0.031616	-0.577933	0.5635
RESID(-11)	0.002887	0.031485	0.091685	0.9270
RESID(-12)	0.001200	0.032215	0.037242	0.9703
RESID(-13)	0.561578	0.032548	17.25395	0.0000
R-squared	0.292045	Mean dependent var	-0.000603	
Adjusted R-squared	0.274173	S.D. dependent var	0.007683	
S.E. of regression	0.006545	Akaike info criterion	-7.194568	
Sum squared resid	0.030544	Schwarz criterion	-7.075279	
Log likelihood	2652.212	Durbin-Watson stat	2.227081	

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	22.17557	Prob. F(13,718)	0.000000	
Obs*R-squared	207.8762	Prob. Chi-Square(13)	0.000000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 01:50				
Sample: 4/17/1996 5/26/2010				
Included observations: 737				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-52)	-0.096665	0.030037	-3.218249	0.0013
ARBEJDSLOSHED	0.032833	0.015527	2.114534	0.0348
FORBRUGSKVOTEN(-13)	0.010536	0.021170	0.497685	0.6189
OMX(-13)	0.007077	0.008511	0.831530	0.4060
RENTETILPASNING(-13)	-0.002376	0.015513	-0.153148	0.8783
OBLI30(-44)	0.016060	0.017755	0.904542	0.3660
RESID(-1)	-0.012897	0.031607	-0.408044	0.6834
RESID(-2)	-0.007968	0.031626	-0.251930	0.8012
RESID(-3)	-0.005148	0.031614	-0.162826	0.8707
RESID(-4)	0.007648	0.031734	0.240992	0.8096
RESID(-5)	-0.029212	0.032046	-0.911563	0.3623
RESID(-6)	-0.008117	0.031664	-0.256353	0.7978
RESID(-7)	0.002305	0.031639	0.072839	0.9420
RESID(-8)	-0.004250	0.031759	-0.133810	0.8936
RESID(-9)	-0.003747	0.032086	-0.116776	0.9071
RESID(-10)	-0.013369	0.031781	-0.420658	0.6741
RESID(-11)	0.001164	0.031639	0.036801	0.9707
RESID(-12)	-0.001453	0.031775	-0.045738	0.9635
RESID(-13)	0.550162	0.032656	16.84737	0.0000
R-squared	0.282057	Mean dependent var	-0.000600	
Adjusted R-squared	0.264059	S.D. dependent var	0.007617	
S.E. of regression	0.006535	Akaike info criterion	-7.197914	
Sum squared resid	0.030661	Schwarz criterion	-7.079259	
Log likelihood	2671.431	Durbin-Watson stat	2.218848	

Figur 7-8 Breusch-Godfrey serial korrelation LM test for ejerlejlighedsmodel 1 (tv) og ejerlejlighedsmodel 2 (th)

Eftersom BG testet konkluderede at modellerne har serial korrelation og korrelogrammerne for begge modeller indikerede tydeligt at korrelationen ligger i 13 lag, implementere vi et AR13 led i begge modeller. AR13 leddet implementeres med henblik på at fjerne den observerede serielle korrelation.

7.1.7 Modeller med AR(13)

I outputtet nedenfor ses de to modeller, nu med et AR13 led. Det bemærkes at AR13 leddet har en tydelig effekt på modellens forklaringsgrad, der øges markant, hvilket kan ses som et udslag af, at vi har fået fjernet korrelationen i modellerne. Forklaringsgraden øges således i model 1 fra 13,8 procent til 38,9 procent og i model 2 fra 14,7 procent til 38,8 procent. Undersøges AIC, ses også en forbedring i begge modeller, hvor værdien tidligere lå på -6,9 er den nu mindskes til -7,2. Det må dog bemærkes at modellerne stadig ikke har den korrekte lagstruktur givet at flere af variablene nu overstiger vores restriktion for p-værdierne, idet vi arbejder ud fra et fem procents signifikansniveau.

Dependent Variable: EJER				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 00:25				
Sample (adjusted): 7/17/1996 4/21/2010				
Included observations: 719 after adjustments				
Convergence achieved after 8 iterations				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-52)	0.165000	0.094127	1.752939	0.0800
ARBEJDSLOshed	-0.026285	0.046906	-0.560382	0.5754
FORBRUGSKVOTEN(-13)	-0.127474	0.064767	-1.968189	0.0494
OMX(-13)	0.034404	0.023186	1.483813	0.1383
RENTETILPASNING(-13)	0.042822	0.044412	0.964204	0.3353
DISKONTO(-4)	-0.019975	0.014565	-1.371434	0.1707
AR(13)	0.553629	0.142021	3.898205	0.0001
R-squared	0.389392	Mean dependent var	-0.000252	
Adjusted R-squared	0.384247	S.D. dependent var	0.008369	
S.E. of regression	0.006567	Akaike info criterion	-7.203705	
Sum squared resid	0.030709	Schwarz criterion	-7.159136	
Log likelihood	2596.732	Durbin-Watson stat	2.230998	
Inverted AR Roots	.96	.85-.44i	.85+.44i	.54+.79i
	.54-.79i	.12-.95i	.12+.95i	-.34-.89i
	-.34+.89i	-.72+.63i	-.72-.63i	-.93-.23i
	-.93+.23i			

Dependent Variable: EJER				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 01:53				
Sample (adjusted): 7/17/1996 5/26/2010				
Included observations: 724 after adjustments				
Convergence achieved after 8 iterations				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-52)	0.167099	0.094581	1.766725	0.0777
ARBEJDSLOshed	-0.022411	0.046125	-0.485878	0.6272
FORBRUGSKVOTEN(-13)	-0.129149	0.064929	-1.989067	0.0471
OMX(-13)	0.033547	0.022708	1.477293	0.1400
RENTETILPASNING(-13)	0.045200	0.043451	1.040263	0.2986
OBLI30(-44)	-0.040307	0.019519	-2.065070	0.0393
AR(13)	0.545410	0.143537	3.799784	0.0002
R-squared	0.388604	Mean dependent var	-0.000251	
Adjusted R-squared	0.383488	S.D. dependent var	0.008340	
S.E. of regression	0.006549	Akaike info criterion	-7.209472	
Sum squared resid	0.030749	Schwarz criterion	-7.165144	
Log likelihood	2616.829	Durbin-Watson stat	2.229259	
Inverted AR Roots	.95	.85-.44i	.85+.44i	.54+.79i
	.54-.79i	.12+.95i	.12-.95i	-.34+.89i
	-.34-.89i	-.71+.63i	-.71-.63i	-.93+.23i
	-.93+.23i			

Figur 7-9 Ejerlejlighedsmodel 1 med AR(13) led (tv) og Ejerlejlighedsmodel 2 med AR(13) led (th)

7.1.8 Modeller med AR-led og ny lagstruktur

Vi har nu korrigeret modellernes lagstruktur, så de igen er signifikante indenfor fem procent, som vist i outputtet nedenfor. Undersøges nu model 1 for om dette har bevirket markante ændringer for modellens styrke, ses at forklaringsgraden er tæt ved uændret på 38,9 procent og den justerede forklaringsgrad ændres heller ikke fra 38,4 procent. AIC er ligeledes uændret på -7,2. I model 2 ses en mindre forbedring i forklaringsgraden med den nye lagstruktur, fra 38,8 procent til 39,6 procent. Dette afspejles ligeledes i en marginal forbedring af AIC der mindskes fra -7,2 til -7,22. Sammenholdes forklaringsgrader og værdierne for AIC, for de to modeller, må vi umiddelbart vælge model 2 som den bedste model idet forklaringsgraden er en anelse bedre.

Dependent Variable: EJER				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 00:34				
Sample (adjusted): 7/17/1996 4/21/2010				
Included observations: 719 after adjustments				
Convergence achieved after 8 iterations				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-52)	0.172373	0.084239	2.046221	0.0411
ARBEJDSLOSHED(-4)	0.074657	0.027938	2.672191	0.0077
FORBRUGSKVOTEN(-13)	-0.130064	0.060890	-2.136062	0.0330
OMX(-52)	0.021128	0.010642	1.985344	0.0475
RENTETILPASNING(-46)	0.036334	0.017711	2.051526	0.0406
DISKONTO(-8)	-0.012571	0.005627	-2.234040	0.0258
AR(13)	0.564091	0.132407	4.260268	0.0000
R-squared				
Adjusted R-squared				
S.E. of regression				
Sum squared resid				
Log likelihood				
Inverted AR Roots				
.96 .85-.44i .85+.44i .54+.79i				
.54-.79i .12-.95i .12+.95i -.34-.89i				
-.34+.89i -.72+.63i -.72-.63i -.93-.23i				
-.93+.23i				

Dependent Variable: EJER				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 01:56				
Sample (adjusted): 7/17/1996 5/26/2010				
Included observations: 724 after adjustments				
Convergence achieved after 8 iterations				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-52)	0.168510	0.083772	2.011523	0.0446
ARBEJDSLOSHED(-4)	0.080384	0.028166	2.853961	0.0044
FORBRUGSKVOTEN(-13)	-0.134292	0.060351	-2.225186	0.0264
OMX(-52)	0.021138	0.010619	1.990605	0.0469
RENTETILPASNING(-46)	0.034214	0.016899	2.024666	0.0433
OBLI30(-44)	-0.055272	0.026926	-2.052755	0.0405
AR(13)	0.560194	0.131034	4.275172	0.0000
R-squared				
Adjusted R-squared				
S.E. of regression				
Sum squared resid				
Log likelihood				
Inverted AR Roots				
.96 .85+.44i .85-.44i .54-.79i				
.54+.79i .12-.95i .12+.95i -.34+.89i				
-.34-.89i -.72-.63i -.72+.63i -.93-.23i				
-.93+.23i				

Figur 7-10 Ejerlejlighedsmodel 1 med AR(13) led og ny lagstruktur (tv) og Ejerlejlighedsmodel 2 med AR(13) led og ny lagstruktur (th)

Vi tester nu igen modellerne visuelt og statistisk, for at sikre os at korrelationen gennem AR13 leddet er udbedret, samt at den nye lagstruktur ikke har bevirket yderligere korrelation i andre lags.

7.1.9 Korrelogram og BG test

Det fremgår tydeligt af korrelogrammerne herunder at det indsatte AR13 led har fjernet korrelationen fra modellerne. Selv om der ikke umiddelbart visuelt kan spores korrelation i modellerne, vælger vi at lave en BG test, med henblik på også statistisk at afvise tilstedeværelsen af korrelation i modellerne.

Date: 07/17/10 Time: 01:04						
Sample: 7/17/1996 4/21/2010						
Included observations: 719						
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
1	0.067	0.067	0.067	3.2002		
2	-0.012	-0.016	0.000	3.3000	0.069	
3	0.008	0.007	0.000	3.3519	0.187	
4	0.014	0.014	0.000	3.4849	0.323	
5	-0.009	-0.007	0.000	3.5419	0.472	
6	0.011	0.010	0.000	3.6311	0.604	
7	-0.027	-0.026	0.000	4.1640	0.654	
8	0.015	0.012	0.000	4.3348	0.741	
9	0.009	0.011	0.000	4.3981	0.820	
10	-0.019	-0.017	0.000	4.6607	0.863	
11	0.006	0.005	0.000	4.6884	0.911	
12	-0.044	-0.045	0.000	6.1201	0.865	
13	-0.081	-0.087	0.000	10.957	0.533	

Date: 07/17/10 Time: 01:58						
Sample: 7/17/1996 5/26/2010						
Included observations: 724						
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
1	0.071	0.071	0.071	3.6431		
2	-0.014	-0.019	0.000	3.7776	0.052	
3	0.004	0.002	0.000	3.7907	0.150	
4	0.018	0.019	0.000	4.0380	0.257	
5	-0.009	-0.007	0.000	4.1034	0.392	
6	0.013	0.013	0.000	4.2355	0.516	
7	-0.026	-0.025	0.000	4.7400	0.578	
8	-0.000	-0.004	0.000	4.7400	0.692	
9	0.001	-0.000	0.000	4.7403	0.785	
10	-0.011	-0.012	0.000	4.8329	0.849	
11	0.009	0.008	0.000	4.8875	0.899	
12	-0.033	-0.033	0.000	5.7157	0.892	
13	-0.081	-0.085	0.000	10.509	0.571	

Figur 7-11 Korrelogrammer for Ejerlejlighedsmodel 1 med AR(13) led og ny lagstruktur (tv) og Ejerlejlighedsmodel 2 med AR(13) led og ny lagstruktur (th)

Nedenfor ses outputtet fra BG testet. Det fremgår nu af p-værdien for test statistikken at vi ikke kan forkaste nulhypotesen om ingen serial korrelation. P-værdien er 0,26 for model 1 og 0,21 for model 2,

hvorfor vi acceptere at der ikke længere findes korrelation i modellerne indenfor vores 5 % signifikansniveau.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.628925	Prob. F(2,710)	0.196872	F-statistic	1.869263	Prob. F(2,715)	0.154990
Obs*R-squared	2.677806	Prob. Chi-Square(2)	0.262133	Obs*R-squared	3.094921	Prob. Chi-Square(2)	0.212788

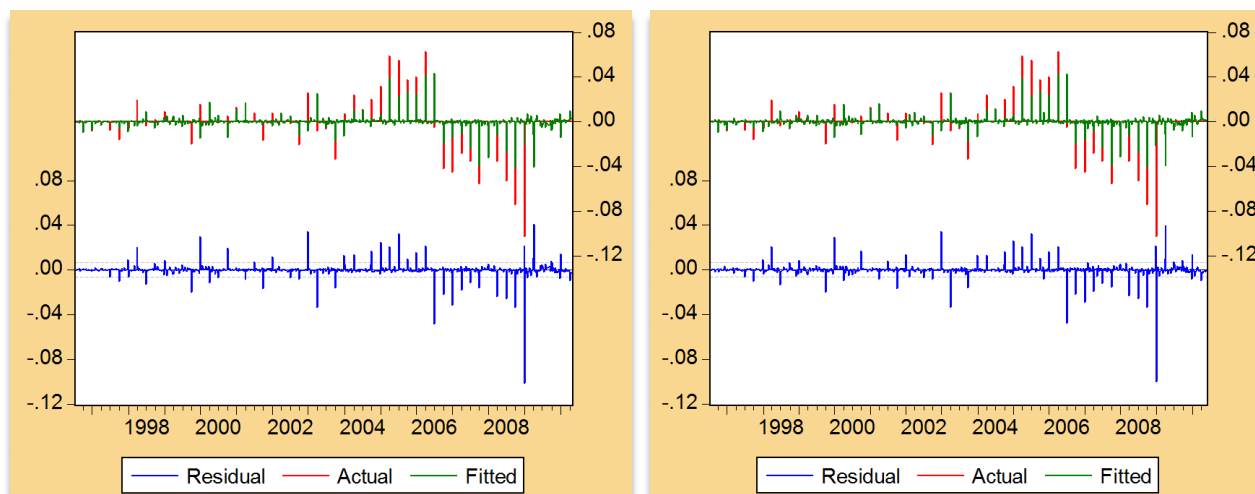
Figur 7-12 Breusch-Godfrey seriel korrelation LM test Model 1 (tv) og Model 2 (th)

Eftersom vi nu har løst problemet med korrelation i modellerne vil vi teste fejlleddene yderligere. I næste afsnit vil vi visuelt undersøge fejlleddene samt teste for om de overholder antagelse 7 for OLS om normalfordelte fejll.

⁶¹

7.1.10 Residualdiagram og Test for normalfordelte fejll

I diagrammerne nedenfor ses illustreret henholdsvis den afhængige variabel(actual), modellens beregnede værdi for den afhængige variabel(fitted) samt fejlleddene(residuals). Når vi herudfra undersøger modellerne, ses det at udsvingene i den afhængige variabel er mindre i starten af perioden, mens der ses markant større volatilitet under boblen fra starten af 2004-2006, samt under boblens brist, efter 2006. Det fremgår yderligere at modellerne ligger tæt op ad den reelle værdi for den afhængige variabel, dog ses der mere markante outliers i fejlleddene under boblen og dennes brist.

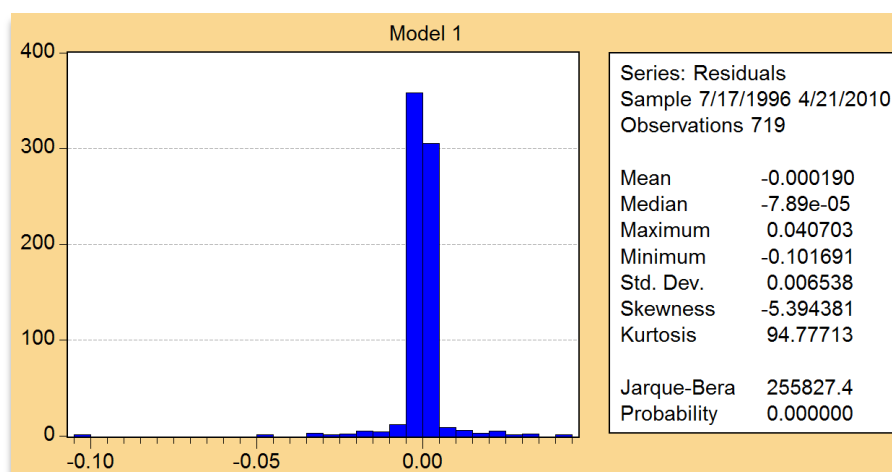


Figur 7-13 Residualdiagram for ejerlejlighedsmodel 1 (tv) og ejerlejlighedsmodel 2 (th)

Vi tester nu modellerne for at fastslå at de har normalfordelte fejll, idet dette er en antagelse for anvendelsen af OLS estimering. Nedenfor ses et histogram over fejlleddene i model 1. Det fremgår visuelt af histogrammet, at fejlleddene har en klar asymptotisk struktur omkring 0. Der ses enkelte outliers men

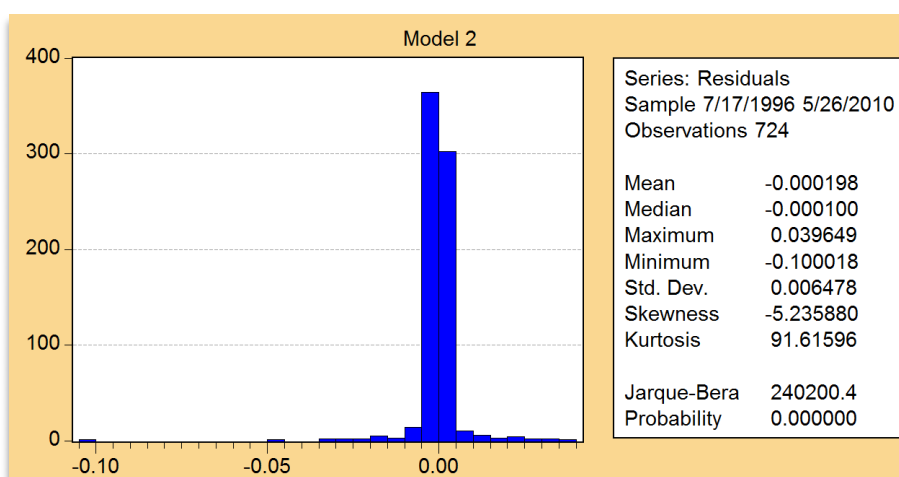
⁶¹ Jf. bilag 6 antagelser for OLS

ikke i alarmerende omfang. Vi må dog konkludere at fejleddenes struktur ikke umiddelbart er klokkeformet, som en normalfordeling. Undersøger vi dernæst den statistiske test for normalfordelte fejledd, Jarque-Bera testen⁶², der er vist til højre i figuren nedenfor, ses det at denne forkaster normalfordelte fejledd ud fra nulhypotesen: Fejleddene er normalfordelte. Dette var til dels forventet givet heteroskedastisiteten der tidligere blev identificeret i modellen, vi korrigerede for dem med Whites matrix estimator, men fjernede dem ikke. Vi må dermed acceptere ikke normalfordelte fejledd.



Figur 7-14 Histogram og Jarque-Bera test for ejerlejlighedsmodel 1

For model 2 ses samme situation som for model 1. Visuelt fremstår fejleddene ikke normalfordelte, men synes at have en asymptotisk fordeling omkring 0. Der udføres igen en Jarque-Bera test på fejleddene, og som ved model 1 forkastes nulhypotesen om normalfordelte fejledd.



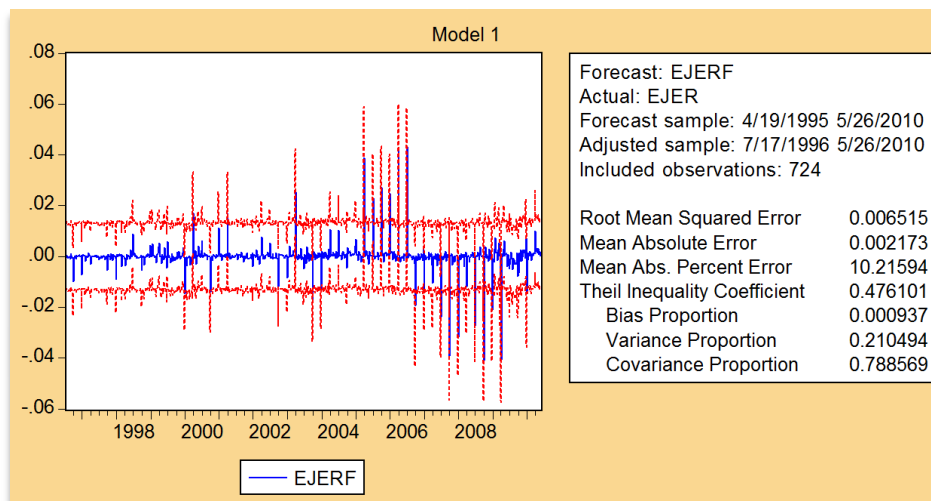
Figur 7-15 Histogram og Jarque-Bera test for ejerlejlighedsmodel 2

⁶² $Jarque - Bera = \frac{N-k}{6} (S^2 + \frac{(K-3)^2}{4})$ S er skævhed, K er Kurtosis og k er antallet af estimerede koefficienter.

(Christian Heij, 2004, s. 387)

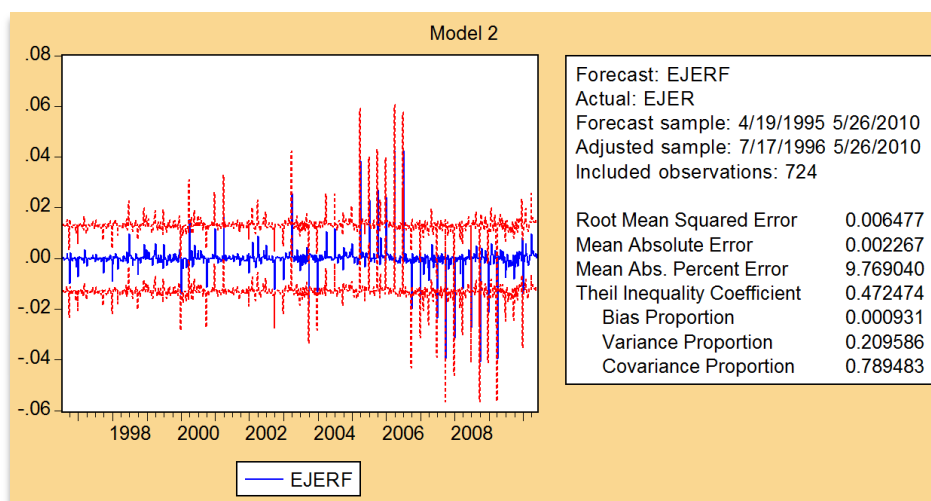
7.1.11 Forecast

I dette afsnit undersøges modellernes evne til at forecaste udviklingen i den afhængige variabel, bobleelementet i prisen på ejerlejligheder.



Figur 7-16 Forecast med ejerlejlighedsmodel 1

Forecastet for model 1 er vist i figuren herover og forecastet for model 2 ses herunder. Sammenholdes outputtet for de to forecast med hinanden ses meget stor lighed mellem de to modeller. Fra Root Mean Squared Error, forecastets standardfejl, ses at model 2 vinder marginalt frem for model 1. Undersøges Theil ulighedskoefficienten⁶³ er det igen model 2 der klarer sig bedst, idet denne skal nærme sig nul, dog noteres igen at modellerne er meget tætte. Sammenlignes kovariansen for de to forecast ses model 2 igen som marginalt bedst.



Figur 7-17 Forecast med ejerlejlighedsmodel 2

⁶³ Theils ulighedskoefficient er udtryk for tilfældigheden i forecastet. Hvis Theil U værdien er tæt på eller over 1, svarer det til at slå med en terning, hvorimod hvis den er 0 eller tæt på nul, så er forecastet meget præcist. Jf. bilag 7

7.1.12 Valg af model

De to modeller, som udelukkende afviger fra hinanden ved at model 1 indeholder diskontoen - hvor model 2 indeholder den 30 årige obligationsrente som forklarende variabel, er nu blevet gennemgået og testet. På baggrund af dette vil vi vælge den bedste model, til at forklare udviklingen i den afhængige variabel, bobleelementet i prisudviklingen på ejerlejligheder. Nedenfor har vi indsat en model over de vigtigste indikatorer for hvilken model vi bør vælge, og vil på baggrund af denne træffe et valg.⁶⁴

	Model 1	Model 2
Forklaringsgrad R^2	38,9 %	<u>39,6 %</u>
Justeret forklaringsgrad	38,4 %	<u>39,1 %</u>
AIC	-7,2	<u>-7,22</u>
SIC	-7,16	<u>-7,18</u>
Standard afvigelse	0,0066	<u>0,0065</u>
Forecast		
RMSE	0,006515	<u>0,006477</u>
MAE	<u>0,002173</u>	0,002267
MAPE	10,21594	<u>9,76904</u>
Theil	0,4761	<u>0,4725</u>

Figur 7-18 Valg af ejerlejlighedsmodel

Tabellen ovenfor viser at model 2, indeholdende obligationsrenten frem for diskontoen er den bedste model af de to. Dette baseres på det faktum, at model 2 på alle andre punkter end MAE, klarer sig bedre end model 1. At model 2 viser sig at være den bedste til at forklare udviklingen i den afhængige variabel, var dels forventet og dels teoretisk logisk, givet den 30 årige obligationsrentes nære bånd til boligmarkedet. Ud fra tabellen herover kan vi dermed fastslå, at model 2, om end marginalt, er den bedste af de to til såvel modellering som forecast af bobleelementet i prisudviklingen på ejerlejligheder.

7.1.13 Forklaring af modellens koefficienter og lagstruktur

Vi vil i afsnittet her, gennemgå den valgte model i dybden, herunder en gennemgang af modellens koefficienter samt lagstruktur. For at fremme overblikket i gennemgangen, har vi herunder igen indsat outputtet for modellen fra Eviews.

⁶⁴ Jf. bilag 7

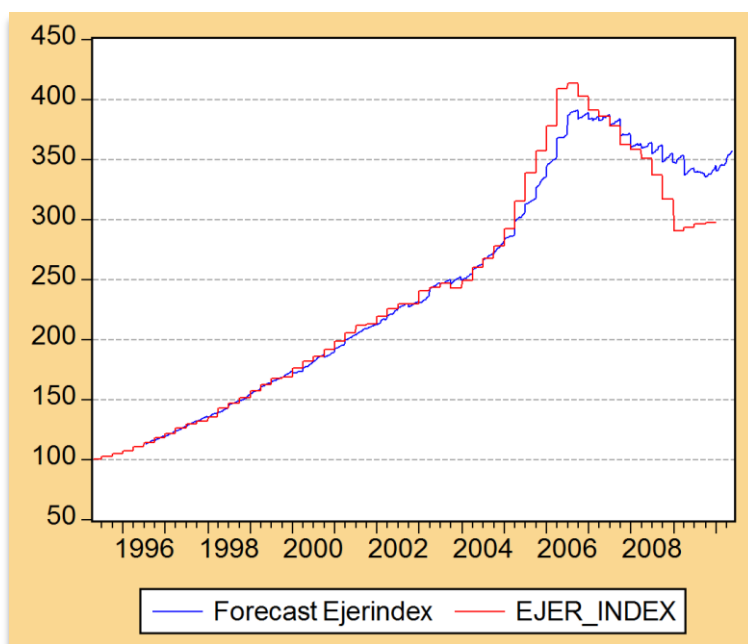
Dependent Variable: EJER				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 01:56				
Sample (adjusted): 7/17/1996 5/26/2010				
Included observations: 724 after adjustments				
Convergence achieved after 8 iterations				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-52)	0.168510	0.083772	2.011523	0.0446
ARBEJDSLOSHED(-4)	0.080384	0.028166	2.853961	0.0044
FORBRUGSKVOTEN(-13)	-0.134292	0.060351	-2.225186	0.0264
OMX(-52)	0.021138	0.010619	1.990605	0.0469
RENTETILPASNING(-46)	0.034214	0.016899	2.024666	0.0433
OBLI30(-44)	-0.055272	0.026926	-2.052755	0.0405
AR(13)	0.560194	0.131034	4.275172	0.0000
R-squared	0.396130	Mean dependent var	-0.000251	
Adjusted R-squared	0.391077	S.D. dependent var	0.008340	
S.E. of regression	0.006508	Akaike info criterion	-7.221858	
Sum squared resid	0.030371	Schwarz criterion	-7.177530	
Log likelihood	2621.313	Durbin-Watson stat	2.139583	
Inverted AR Roots	.96	.85+.44i	.85-.44i	.54-.79i
	.54+.79i	.12-.95i	.12+.95i	-.34+.89i
	-.34-.89i	-.72-.63i	-.72+.63i	-.93-.23i
	-.93+.23i			

Figur 7-19 Endelig model til beskrivelse bobleelementet for ejerlejligheder

Den første forklarende variabel i modellen er markedsvariablen ejer(-52), altså ændringen i den afhængige variabel lagget 52 uger, eller et år. Koefficienten for variabelen er estimeret til 0,17, hvilket betyder at en ændring på 10 procent i bobleelementet for ejerlejligheder, forklarer 1,7 procent af ændringen i bobleelementet for ejerlejligheder et år efter. Arbejdsløsheden er lagget fire uger, og har en koefficient på 0,07. Variablen er en statusvariabel, og i modsætning til de resterende variable, er den blot differenset, ikke logget. Det overrasker os meget at variabelen er med positivt fortegn, altså en stigning i arbejdsløsheden i dag vil medføre en stigning i bobleelementet for ejerlejligheder om 4 uger. Vi vil diskutere denne uoverensstemmelse mellem vores model og den økonomiske teori senere i projektet. Næste forklarende variabel er forbrugskvoten lagget 13 uger, eller et kvartal. Koefficienten for denne er på -0,13, hvilket indikere at en 10 procents stigning i forbrugskvoten vil betyde et fald i bobleelementet for ejerlejligheder kvartalet efter. Hvilket igen umiddelbart er i strid med vores forventninger til variabelen, som var et positivt fortegn. Derudover har vi OMX lagget 52 uger, eller et år som forklarende variabel, med en koefficient på 0,02. Dette indikerer at en ændring i OMX ifølge modellen forårsager en ændring på 0,2 procent i bobleelementet for ejerlejligheder et år efter. Rentetilpasning lagget 46 uger er ligeledes i modellen som forklarende variabel. Denne har en koefficient på 0,036, hvilket indikere, at en påvirkning af variabelen med 10 procent vil have en effekt på ca. 0,4 procent 46 uger efter. Denne variabel overrasker os også, givet den relativt mindre effekt den har på bobleelementet for ejerlejligheder, dog antager variabelen som forventet et positivt fortegn. Derudover er der i modellen obligationsrenten lagget 44 uger som forklarende variabel, med en koefficient på -0,055. Hvilket indikere at en stigning i obligationsrenten betyder et fald i

boblelementet for ejerlejligheder, hvilket også var vores forventning til variabelen, dog skal nævnes at vi havde forventet en højere koefficient. Den sidste forklarende variabel i modellen er AR13 leddet, der har en koefficient på 0,56. Umiddelbart virker koefficienten på AR leddet som meget høj, hvilket skyldes at metoden hvorved AR leddet genereres af Eviews.⁶⁵ Beregningsmetoden bevirker at AR leddet indeholder alle de forklarende variable lagget 13 uger, samt den afhængige variabel lagget 13 uger. Det skal her påpeges, at en forklarende variabel eksempelvis lagget 5 uger i forvejen i modellen, ligeledes indeholdes i AR13 leddet således, at denne variabel lagget 18 uger.

Vi vil nu undersøge det underliggende prisindeks for ejerlejligheder hvorudfra den afhængige variabel er beregnet, sat overfor modellens beregning af prisindekset for ejerlejligheder.⁶⁶ De to udviklinger er vist i figuren nedenfor.



Figur 7-20 Grafisk fremstilling af modellen beskrivelse af prisindekset for ejerlejligheder og det faktiske prisindeks for ejerlejligheder

Figuren herover viser graferne for udviklingen i prisindekset for ejerlejligheder reelt, samt beregnet ud fra vores model. Det fremgår heraf, at modellen rammer udviklingen godt i perioden op til boblen, hvorefter

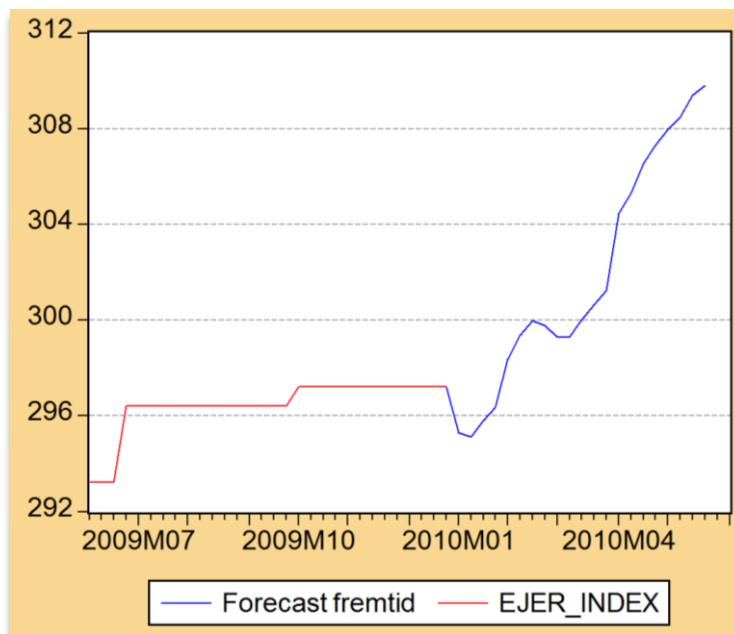
⁶⁵ Jf. bilag 8 for udledning af ligningen for ejerlejlighedsmodellen med AR(13).

⁶⁶ Startværdien for Forecast Ejerindeks udregnes således: $\frac{\text{Ejerlejlighedsindex uden trend}_{t-1}}{e^{-\text{Forecast Ejert}}_t} \times \text{Ejertrend}_t =$

$\text{Forecast ejerindex}_t$, efterfølgende værdier udregnes således:

$$\frac{\text{Forecast Ejerindex}_{t-1}}{e^{-\text{Forecast Ejert}}_t} \times \text{Ejertrend}_t = \text{Forecast Ejerindex}_t$$

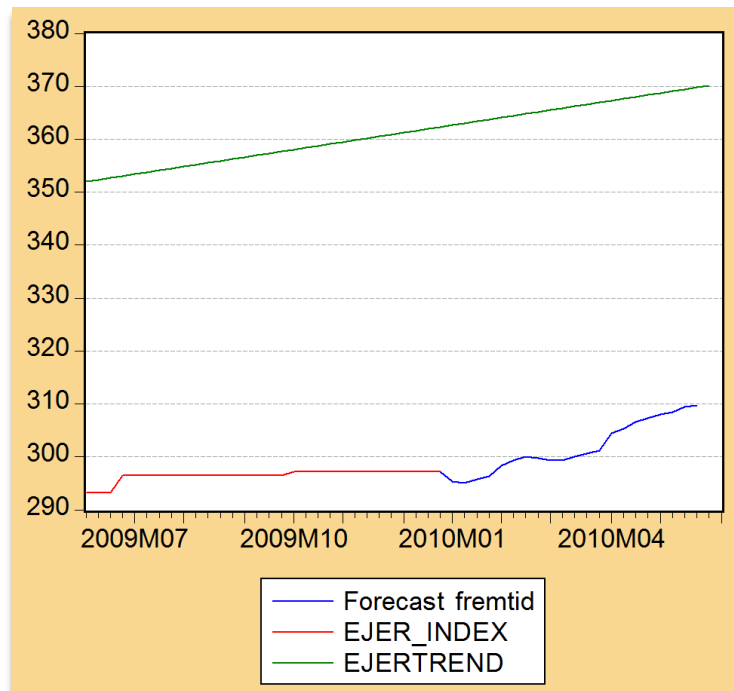
afvigelsen øges. Ligeledes ses det at, i slutningen af perioden beregner modellen ikke et så markant fald i priserne på ejerlejligheder, som reelt fandt sted. Vi vil nu undersøge hvorledes modellen forecaster, og har nedenfor indsat dette forecast grafisk.



Figur 7-21 Forecast på 3 måneder af prisindekset for ejerlejligheder⁶⁷

Det ses i figuren ovenfor, hvorledes udviklingen i priserne på ejerlejligheder reelt var, den røde linje, frem til første kvartal 2010, der er vores sidst kendte data. Den blå tre måneders fortsættelse af kurven viser modellens forecast på, hvorledes prisudviklingen vil fortsætte. Det fremgår af figuren at modellen forudsiger en markant stigning indenfor de næste tre måneder i priserne på ejerlejligheder. Denne stigning synes dog mere markant grafisk end den reelt er, idet den for de tre måneder er på samlet 4,3 procent. Sætter vi dette op imod stigningsprocenten for trenden for ejerlejligheder i samme periode ligger denne på 2,5 procent. Nedenfor har vi indsat trendlinjen sammen med udviklingen i priserne på ejerlejligheder samt forecastet herfor.

⁶⁷ Udregnes på samme måde som for Forecast Ejerindex, med den ændring at startværdien for forecastet er 4. kvartal 2009 for Ejerlejlighedsindekset uden trend



Figur 7-22 Forecast på 3 måneder af prisindekset for ejerlejligheder med trend

Det fremgår af figuren herover, at faldet på markedet for ejerlejligheder har bevirket at prisniveauet ligger under vores generelle trendmæssige stigning i priserne. Ligeledes fremgår det af figuren, at sammenlignes forecastet med trenden, og dermed den generelle tendens på ejerlejlighedsmarkedet, er den forecastede stigning for de næste tre måneder ikke nær så markant som først antaget. Derimod kan der argumenteres for, at markedet vil vende tilbage til niveauet omkring trenden over tid, hvilket modellen vil tage højde for ved at forudsige stigninger kraftigere end trend procenten.

7.1.14 Delkonklusion for Ejerlejlighedsmodellen

I dette afsnit vil vi konkludere på modellen til beskrivelse af bobleelementet for prisindekset for ejerlejligheder.

Igennem modelleringsprocessen kom vi frem til, at modellen med rentetilpasningslån og obligationsrenten forklarede udviklingen i bobleelementet bedst. Dette vurderede vi ud fra forklaringsgraden på 39,6 %, og de i forhold til modellen med diskontoen og rentetilpasningslån, lavere AIC og SIC værdier.

Det kan konkluderes, at ingen af modellerne havde normalfordelte fejllid. Hvilket kan skyldes de heteroskedastiske fejllid, som forefindes i begge modeller, men som der igennem Whites kovarians matrix estimator er taget højde for i modelleringen. Hvilket betyder, at vi i højere grad har tillid til koefficienternes

efficiens. Dog må vi konkludere, at givet de ikke normalfordelte fejlede svækkes vores model, da vi ikke opfylder antagelse 7 for OLS⁶⁸

Det kan konkluderes, at variabeltyperne som blev benyttet i modellen rummede; 2 markedsvARIABLE, 1 stemningsvariabel, 1 statusvariabel og 2 finansieringsvariable. Ydermere indeholdt modellen et autoregressivt led, nemlig et AR(13).⁶⁹

På baggrund af datamaterialet, som var til rådighed for projektet, prognosticerede modellen en stigning i prisindekset for ejerlejligheder over de næste 3 måneder. Det skal dog konkluderes, at prisindekset for ejerlejligheder ligger under den trendmæssige værdi. Hvilket betyder, at den prognosticerede stigning stemmer overens med vores forventninger til udviklingen, som er at prisindekset over tid vil svinge omkring trenden.

Som afslutning på denne delkonklusion er opstillet ligningen for modellen.

$$Ejer_t = \frac{0,168510}{(0,083772)} Ejer_{t-52} + \frac{0,080384}{(0,028166)} Arbejdsloshed_{t-4} - \frac{0,134292}{(0,060651)} Forbrugskvoten_{t-13} \\ + \frac{0,021138}{(0,010619)} OMX_{t-52} + \frac{0,034214}{(0,016899)} Rentetilpasning_{t-46} - \frac{0,055272}{(0,026926)} Obli30_{t-44} \\ + \frac{0,560194}{(0,131034)} AR_{13} + \varepsilon_t$$

7.2 Modellering af Villamodel

I dette afsnit vil vi gennemgå modelleringsprocessen for modellen til beskrivelse af bobleelementet for villaer. Formålet med afsnittet er at finde frem til en model, som kan beskrive boblen på villaer, og samtidig prognosticerer den fremtidige udvikling i bobleelementet og samtidig derved om der er en risiko for at en ny boble er under dannelse. Nedenfor er opstillet en liste over de undersøgte variable i modellen. Blandt disse variable har vi valgt at benytte en række variable som beskriver den generelle stemning i samfundet. I Kindleberger-Minsky's model til beskrivelse af en boble fremkommer stadiet "Euphoria". Dette stadie er væsentligt beslægtet med stemningen i det generelle samfund, specielt når der er tale om et så centralt marked, som boligmarkedet.

Som stemningsvariable er ændringerne i forbrugertilliden inddraget i modellen. Centralt i metoden for frembringelsen af forbrugertilliden er spørgsmålene om hvordan agenterne ser sin økonomi i dag frem for sidste år, og hvordan husholdningens forventninger er til det kommende års udvikling.⁷⁰

⁶⁸ Jf. bilag 6 antagelser for OLS.

⁶⁹ Jf. bilag 8 udledning af ligning for ejerlejlighedsmodellen

⁷⁰ For beskrivelse af variablene henvises til variabelbeskrivelsesafsnittet samt afsnittet for ejerlejlighedsmodellen.

Variabel navn:	Justeret variabel:	Variabel type:
Opsparingskvoten	D(opsparingskvoten)	Stemningsvariabel
Arbejdsløshed	D(arbejdsløshed)	Statusvariabel
OMX	D(log(OMXC20))	Markedsvariabel
Diskonto	D(log(diskonto))	Finansieringsvariabel
Rentetilpasning	D(log(rentetilpasning))	Finansieringsvariabel
Afdragsfri	D(log(afdragsfri))	Finansieringsvariabel
Forbrugertillid	D(forbrugertillid)	Stemningsvariabel
Ejer	D(log(ejer))	Markedsvariabel
BNP	D(log(BNP))	Statusvariabel
Dispindkomst	D(log(disvindkomst))	Statusvariabel
Obli30	D(log(obli30))	Finansieringsvariabel
Opsparingskvoten	D(log(opsparring))	Statusvariabel
Realudlan	D(log(realudlan))	Finansieringsvariabel
Forbrugskvoten	D(log(forbrugskvoten))	Stemningsvariabel
BB	D(BB)	Statusvariabel
Byom	D(log(byomutrend))	Markedsvariabel
FEDrente	D(log(pengefede))	Finansieringsvariabel
C	Konstant	-

Figur 7-23 Undersøgte forklarende variable i modelleringen af villamodellen

7.2.1 Endelige modeller med lags før test

I dette afsnit vil vi gennemgå de modeller som bedst forklarer udviklingen i den afhængige variabel, Villa, set ud fra forklaringsgrad og signifikansniveau for de beskrivende variable. Igennem modelleringsprocessen har vi været nødsaget til at fjerne flere af de beskrivende variable, med baggrund i at de i deres lagstruktur ikke er fundet signifikante. Der er forsøgt med lags fra -1 til -104.

Som vi beskrev i det tidligere afsnit har vi valgt at medtage ændringerne i rentetilpasningslån og afdragsfrie lån. Disse to variable kunne dog ikke være signifikante i samme model. Derfor er der i dette afsnit vist to modeller hvor forskellen er netop disse variable. En analyse af de procentvise ændringer i variablene diskonto og 30 år obligationslån viste, at variablene er korrelerede. Derfor er der også for disse variable fremlagt to modeller til vurdering. Nedenfor har vi for nemheds skyld fremstillet en tabel over hvilke modeller der er fremlagt til analyse:

Variable	Afdragsfrie lån (afdragsfri)	Rentetilpasningslån (rentetilpas)
Diskonto (diskonto)	Model 1	Model 2
30 års obligationslån (obli30)	Model 3	Model 4

Figur 7-24 Navngivning af undersøgte villamodeller

7.2.2 Modellerne før test

Dependent Variable: VILLA				
Method: Least Squares				
Date: 07/15/10 Time: 12:41				
Sample (adjusted): 10/18/1995 12/30/2009				
Included observations: 742 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-13)	0.416650	0.024297	17.14807	0.0000
DISPINDKOMST(-26)	-0.127186	0.013967	-9.105914	0.0000
FORBRUGERTILLID(-13)	0.001021	0.000160	6.401099	0.0000
ARBEJDSLOSHED(-22)	-0.006045	0.002923	-2.068500	0.0389
AFDRAGSFRI(-13)	0.010299	0.005029	2.047911	0.0409
DISKONTO(-13)	-0.018496	0.006374	-2.901954	0.0038
R-squared	0.372424	Mean dependent var	2.98E-05	
Adjusted R-squared	0.368160	S.D. dependent var	0.006618	
S.E. of regression	0.005260	Akaike info criterion	-7.649207	
Sum squared resid	0.020366	Schwarz criterion	-7.611935	
Log likelihood	2843.856	Durbin-Watson stat	2.183193	

Figur 7-25 Villamodel 1 før test

Dependent Variable: VILLA				
Method: Least Squares				
Date: 07/16/10 Time: 13:20				
Sample (adjusted): 10/18/1995 12/30/2009				
Included observations: 742 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-13)	0.413232	0.024234	17.05205	0.0000
DISPINDKOMST(-26)	-0.127034	0.013909	-9.133483	0.0000
FORBRUGERTILLID(-13)	0.001021	0.000159	6.427937	0.0000
ARBEJDSLOSHED(-22)	-0.006774	0.002909	-2.328323	0.0202
RENTETILPASNING(-14)	0.041344	0.012789	3.232721	0.0013
DISKONTO(-13)	-0.016950	0.006362	-2.664168	0.0079
R-squared	0.377684	Mean dependent var	2.98E-05	
Adjusted R-squared	0.373456	S.D. dependent var	0.006618	
S.E. of regression	0.005238	Akaike info criterion	-7.657624	
Sum squared resid	0.020195	Schwarz criterion	-7.620352	
Log likelihood	2846.978	Durbin-Watson stat	2.179557	

Figur 7-26 Villamodel 2 før test

Dependent Variable: VILLA				
Method: Least Squares				
Date: 07/16/10 Time: 13:21				
Sample (adjusted): 12/20/1995 12/30/2009				
Included observations: 733 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-13)	0.409978	0.024187	16.95070	0.0000
DISPINDKOMST(-26)	-0.127446	0.013987	-9.111975	0.0000
FORBRUGERTILLID(-13)	0.001101	0.000159	6.912842	0.0000
ARBEJDSLOSHED(-22)	-0.005481	0.002935	-1.867686	0.0622
AFDRAGSFRI(-12)	0.011093	0.005044	2.199246	0.0282
OBLI30(-35)	-0.048184	0.013847	-3.479664	0.0005
R-squared	0.376774	Mean dependent var	3.02E-05	
Adjusted R-squared	0.372488	S.D. dependent var	0.006658	
S.E. of regression	0.005274	Akaike info criterion	-7.643762	
Sum squared resid	0.020224	Schwarz criterion	-7.606132	
Log likelihood	2807.439	Durbin-Watson stat	2.161708	

Figur 7-27 Villamodel 3 før test

Dependent Variable: VILLA				
Method: Least Squares				
Date: 07/16/10 Time: 13:23				
Sample (adjusted): 12/20/1995 12/30/2009				
Included observations: 733 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-13)	0.407135	0.024132	16.87123	0.0000
DISPINDKOMST(-26)	-0.126663	0.013932	-9.091702	0.0000
FORBRUGERTILLID(-13)	0.001096	0.000159	6.901656	0.0000
ARBEJDSLOSHED(-22)	-0.006262	0.002924	-2.141432	0.0326
OBLI30(-35)	-0.045400	0.013833	-3.282019	0.0011
RENTETILPASNING(-14)	0.040697	0.012834	3.171164	0.0016
R-squared	0.381188	Mean dependent var	3.02E-05	
Adjusted R-squared	0.376932	S.D. dependent var	0.006658	
S.E. of regression	0.005256	Akaike info criterion	-7.650869	
Sum squared resid	0.020081	Schwarz criterion	-7.613239	
Log likelihood	2810.043	Durbin-Watson stat	2.158357	

Figur 7-28 Villamodel 4 før test

De fire modeller har overordnet 4 beskrivende variable som er ens hele vejen igennem. De 4 variable er følgende:

- Den procentvise ændring i bobleleddet for ejerlejligheder (13 uger tilbage = 1 kvartal)
- Den procentvise ændring i husholdningernes disponible indkomst (26 uger tilbage = ½ år)
- Ændringen i forbrugertilliden (13 uger tilbage = 1 kvartal)
- Ændringen i arbejdsløsheden (22 uger tilbage = 4 måneder)

Grundvariablene består af en markedsvARIABLE (ejerlejligheder), to statusvariable (arbejdsløsheden og den disponible indkomst) og en stemningsvariable (forbrugertilliden). De to variable som der i vores analyse bliver ændret på er alle finansieringsvariable. Samtlige variable i modellerne er signifikante under betingelsen om et 95 % konfidensinterval, på nær arbejdsløsheden i modellen med afdragsfrie lån og obligationsrenten som finansieringsvariable.

7.2.3 White test

Et centralt punkt i antagelserne for OLS⁷¹, er om koefficienterne er effeciente. Dette undersøges ved hjælp af en White-test for heteroskedastisitet. Nulhypotesen H_0 : Der er homoskedastiske fejlede og derved konstant varians i fejleddene.

White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	9.615875	Prob. F(12,729)	0.000000
Obs*R-squared	101.3983	Prob. Chi-Square(12)	0.000000

Figur 7-29 White test for heteroskedastiske fejlede af model 1

White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	15.70818	Prob. F(12,729)	0.000000
Obs*R-squared	152.4424	Prob. Chi-Square(12)	0.000000

Figur 7-30 White test for heteroskedastiske fejlede af model 2

White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	11.29036	Prob. F(12,720)	0.000000
Obs*R-squared	116.0863	Prob. Chi-Square(12)	0.000000

Figur 7-31 White test for heteroskedastiske fejlede af model 3

White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	16.75918	Prob. F(12,720)	0.000000
Obs*R-squared	160.0392	Prob. Chi-Square(12)	0.000000

Figur 7-32 White test for heteroskedastiske fejlede af model 4

For alle modellerne kan nulhypotesen forkastes, hvilket betyder at der forekommer heteroskedastiske fejlede. Vi undersøger derfor nedenfor om der i de fire modeller skulle være ARCH-effekter.

7.2.4 ARCH-test

ARCH Test:			
F-statistic	2.019893	Prob. F(1,739)	0.155672
Obs*R-squared	2.019838	Prob. Chi-Square(1)	0.155256

Figur 7-33 ARCH-test model 1

ARCH Test:			
F-statistic	1.901813	Prob. F(1,739)	0.168293
Obs*R-squared	1.902065	Prob. Chi-Square(1)	0.167847

Figur 7-34 ARCH-test model 2

ARCH Test:			
F-statistic	1.465805	Prob. F(1,730)	0.226401
Obs*R-squared	1.466876	Prob. Chi-Square(1)	0.225839

Figur 7-35 ARCH-test model 3

ARCH Test:			
F-statistic	1.434166	Prob. F(1,730)	0.231475
Obs*R-squared	1.435275	Prob. Chi-Square(1)	0.230905

Figur 7-36 ARCH-test model 4

Vi kan ikke forkaste nulhypotesen om, at der ingen ARCH-effekter forekommer. Vi benytter os derfor af en metode i Eviews, hvor der tages hensyn til heteroskedastiske fejlede. Koefficienterne bliver derved

⁷¹ Jf. bilag 6 Antagelser for OLS

efficiente, hvis variablen selvfølgelig er signifikant. Nedenfor har vi opstillet samtlige fire modeller igen, med denne betingelse indført

7.2.5 Modeller som tager højde for heteroskedastiske fejl

Dependent Variable: VILLA				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 18:39				
Sample (adjusted): 6/26/1996 12/30/2009				
Included observations: 706 after adjustments				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-13)	0.417256	0.132376	3.152054	0.0017
DISPINDKOMST(-26)	-0.125372	0.046941	-2.670824	0.0077
FORBRUGERTILLID(-13)	0.001116	0.000411	2.714096	0.0068
ARBEJDSLOSHED(-22)	-0.006773	0.003036	-2.230574	0.0260
AFDRAGSFRI(-15)	0.007687	0.003574	2.150597	0.0318
DISKONTO(-62)	0.003757	0.001747	2.150750	0.0318
R-squared	0.371209	Mean dependent var	3.30E-05	
Adjusted R-squared	0.366718	S.D. dependent var	0.006779	
S.E. of regression	0.005395	Akaike info criterion	-7.598327	
Sum squared resid	0.020372	Schwarz criterion	-7.559577	
Log likelihood	2688.210	Durbin-Watson stat	2.175559	

Figur 7-37 Villamodel 1 som tager højde for heteroskedastiske fejl

Dependent Variable: VILLA				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 18:38				
Sample (adjusted): 10/18/1995 12/30/2009				
Included observations: 742 after adjustments				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-13)	0.404959	0.127157	3.184706	0.0015
DISPINDKOMST(-26)	-0.124020	0.046923	-2.643056	0.0084
FORBRUGERTILLID(-13)	0.001076	0.000383	2.810866	0.0051
ARBEJDSLOSHED(-22)	-0.006590	0.002654	-2.483077	0.0132
RENTETILPASNING(-14)	0.044363	0.020857	2.127001	0.0338
DISKONTO(-24)	0.002756	0.001374	2.006011	0.0452
R-squared	0.371838	Mean dependent var	2.98E-05	
Adjusted R-squared	0.367570	S.D. dependent var	0.006618	
S.E. of regression	0.005263	Akaike info criterion	-7.648274	
Sum squared resid	0.020385	Schwarz criterion	-7.611001	
Log likelihood	2843.510	Durbin-Watson stat	2.176601	

Figur 7-38 Villamodel 2 som tager højde for heteroskedastiske fejl

Dependent Variable: VILLA				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 18:36				
Sample (adjusted): 12/20/1995 12/30/2009				
Included observations: 733 after adjustments				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-13)	0.409978	0.125687	3.261895	0.0012
DISPINDKOMST(-26)	-0.127446	0.046188	-2.759275	0.0059
FORBRUGERTILLID(-13)	0.001101	0.000383	2.875587	0.0042
ARBEJDSLOSHED(-22)	-0.005481	0.002682	-2.044011	0.0413
AFDRAGSFRI(-12)	0.011093	0.004898	2.264608	0.0238
OBLI30(-35)	-0.048184	0.024281	-1.984465	0.0476
R-squared	0.376774	Mean dependent var	3.02E-05	
Adjusted R-squared	0.372488	S.D. dependent var	0.006658	
S.E. of regression	0.005274	Akaike info criterion	-7.643762	
Sum squared resid	0.020224	Schwarz criterion	-7.606132	
Log likelihood	2807.439	Durbin-Watson stat	2.161708	

Figur 7-39 Villamodel 3 som tager højde for heteroskedastiske fejl

Dependent Variable: VILLA				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 18:35				
Sample (adjusted): 12/20/1995 12/30/2009				
Included observations: 733 after adjustments				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-13)	0.407135	0.125266	3.250154	0.0012
DISPINDKOMST(-26)	-0.126663	0.046446	-2.727098	0.0065
FORBRUGERTILLID(-13)	0.001096	0.000381	2.872425	0.0042
ARBEJDSLOSHED(-22)	-0.006262	0.002689	-2.329069	0.0201
OBLI30(-35)	-0.045400	0.022915	-1.981258	0.0479
RENTETILPASNING(-14)	0.040697	0.019335	2.104822	0.0356
R-squared	0.381188	Mean dependent var	3.02E-05	
Adjusted R-squared	0.376932	S.D. dependent var	0.006658	
S.E. of regression	0.005256	Akaike info criterion	-7.650869	
Sum squared resid	0.020081	Schwarz criterion	-7.613239	
Log likelihood	2810.043	Durbin-Watson stat	2.158357	

Figur 7-40 Villamodel 4 som tager højde for heteroskedastiske fejl

For at gøre de beskrivende variable signifikante har det været nødvendigt at ændre på lagstrukturen. Dette er specielt i forbindelse med modellerne med Diskontoen som beskrivende variabel. Ydermere giver fortegnet på koefficienten ikke umiddelbar mening. Da bobleelementet, ifølge vores model, skulle være positivt afhængig af diskontoen. Ydermere har det været nødvendigt at ændre lagget for Diskontoen fra 13 uger tilbage, til 62 uger tilbage, hvilket er 1 år og 2,5 måned i modellen med diskontoen og afdragsfrie lån, før variablen blev signifikant. I modellen med Diskontoen og rentetilpasningslån er diskontoen ændret fra

13 uger til 24 uger. I tabellen nedenfor har vi opstillet en række kriterier som vil være medvirkende i bedømmelsen af modellerne, som gør at vi vil udvælge de 2 stærkeste modellerne til videre analyse

Model	R ²	Justeret R ²	AIC	SIC
1	37,1 %	36,67 %	-7,598	-7,56
2	37,18 %	36,76 %	-7,648	-7,611
3	37,68 %	37,2 %	-7,644	-7,606
4	38,1 %	37,69 %	-7,65	-7,613

Figur 7-41 Fravalg af 2 villamodeller

På alle fire punkter udskiller modellen med variablene, obligationsrente og rentetilpasningslån, sig med bedste værdier både på forklaringsgrader og for SIC og AIC. Model 4 er derfor videre i bedømmelsen. Det bliver straks sværere når vi skal finde den anden model. Set ud fra forklaringsgraden, så skal valget falde på model 3, men set ud fra SIC og AIC så skal valget falde på model 2. Med baggrund i den bemærkelsesværdige koefficient for Diskontoen, sammen med at obligationsrenten forklarer 0,5 % mere end diskontoen, falder valget på model 3.

7.2.6 Korrelogrammer og seriel korrelationstest (BG)

Durbin-Watson statistikken⁷² for begge modeller ligger på henholdsvis 2,16 og 2,158, hvilket kunne tyde på at der i begge modeller forekommer negativ autokorrelation. Hypotesen vil blive efterprøvet igennem en Breusch-Godfrey LM test for serielkorrelation. Nulhypotesen H_0 : Der forekommer ingen serielkorrelation. Derunder har vi opstillet korrelogrammerne for hver af modellerne.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.662046	Prob. F(13,714)	0.800938
Obs*R-squared	8.721542	Prob. Chi-Square(13)	0.793634

Figur 7-42 Breusch-Godfrey seriel korrelation LM test
villamodel 3

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.558074	Prob. F(13,714)	0.887495
Obs*R-squared	6.837088	Prob. Chi-Square(13)	0.910351

Figur 7-43 Breusch-Godfrey seriel korrelation LM test
villamodel 4

⁷² Durbin Watson statistikken defineres således: $d = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2}$, Hvor $0 \leq d \leq 4$, (Christian Heij, 2004, s. 361-362)

Date: 07/17/10 Time: 21:47
Sample: 12/20/1995 12/30/2009
Included observations: 733

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.083	-0.083	5.0768	0.024
		2 -0.005	-0.012	5.0927	0.078
		3 -0.011	-0.012	5.1825	0.159
		4 0.032	0.030	5.9234	0.205
		5 -0.014	-0.009	6.0673	0.300
		6 -0.005	-0.007	6.0889	0.413
		7 -0.009	-0.010	6.1472	0.523
		8 -0.005	-0.008	6.1650	0.629
		9 -0.023	-0.024	6.5508	0.684
		10 -0.009	-0.013	6.6165	0.761
		11 -0.006	-0.008	6.6400	0.827
		12 0.000	-0.002	6.6400	0.880
		13 -0.038	-0.038	7.7439	0.860

Figur 7-44 Korrelogram for villamodel 3

Date: 07/17/10 Time: 21:50
Sample: 12/20/1995 12/30/2009
Included observations: 733

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.083	-0.083	5.0189	0.025
		2 -0.005	-0.012	5.0370	0.081
		3 -0.013	-0.015	5.1630	0.160
		4 0.031	0.028	5.8525	0.210
		5 -0.008	-0.004	5.9021	0.316
		6 -0.002	-0.003	5.9066	0.434
		7 -0.006	-0.006	5.9335	0.548
		8 -0.002	-0.004	5.9366	0.654
		9 -0.017	-0.017	6.1411	0.726
		10 -0.004	-0.007	6.1520	0.802
		11 0.000	-0.000	6.1522	0.863
		12 0.006	0.006	6.1815	0.907
		13 -0.032	-0.031	6.9691	0.904

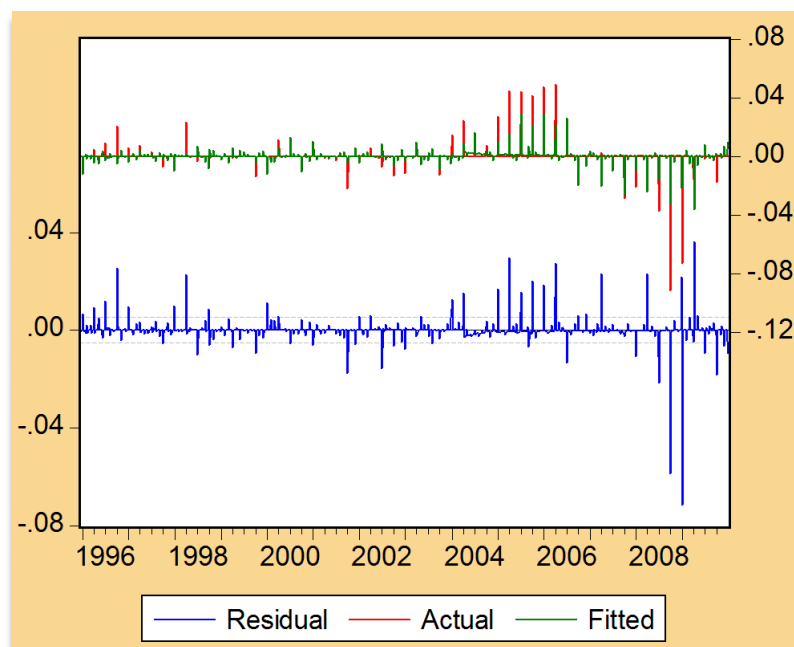
Figur 7-45 Korrelogram for villamodel 4

Både ud fra Breusch-Godfrey testen og en visuel inspektion af korrelogrammet kan vi ikke forkaste nulhypotesen. Det tyder derfor på at der ingen seriel korrelation er til stede i modellen. Vi kan derfor konkludere at der ikke skal tilføjes nogen AR eller MA led til modellerne.

7.2.7 Residualdiagram og test for normalfordelte fejlede

Nedenfor undersøger vi hvordan modellerne rammer den faktiske udvikling. Den røde linje viser den faktiske udvikling, den grønne er modellens værdi. Den blå kurve viser udviklingen i fejleddet.

7.2.7.1 Model 3

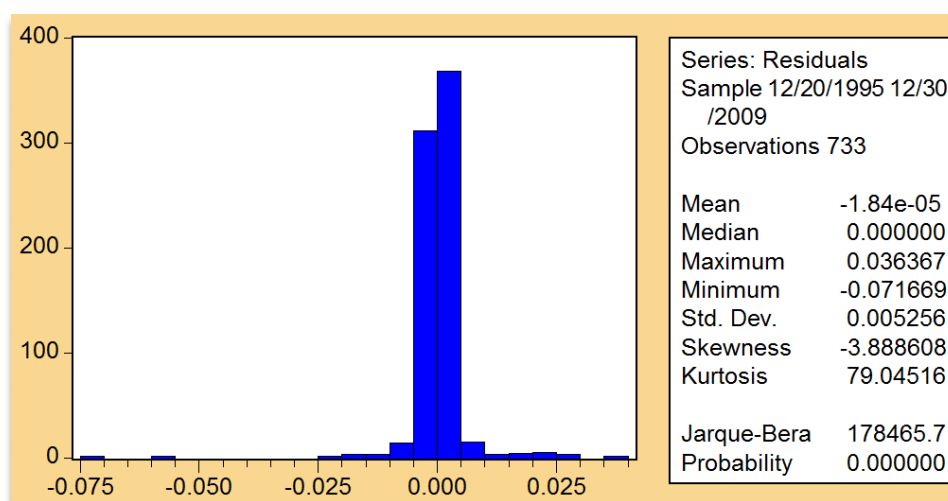


Figur 7-46 Residualdiagram for villamodel 3

Igennem perioden opstår der små udslag i fejleddene. I forbindelse med boblen opstår der kraftigere udsving. Fejleddene er forskellen mellem den faktiske værdi for den afhængige variabel og den i modellen

beregnete værdi af de beskrivende variable. Ses der på forklaringsgraden fra tidligere er ca. 60 % forklaret udenfor modellen. Det kunne i forbindelse med boblen være den i Kindelberg-Minskys model beskrevne *Euforia*. Ydermere skal det nævnes at prisindekset for villaer er opgjort kvartalsmæssigt, og en række af de beskrivende variable er opgjort ned til månedsdata. Det betyder at modellen igennem de tre måneder optil den nye værdi i prisindekset, vil sige at der skal være en procentvis stigning i den afhængige variabel. Derfor vil der umiddelbart være større fejllad på selve dagen for fremlæggelsen af den nye værdi, men lægges de procentvise stigninger eller fald sammen vil forskellen være væsentlig mindre. Dette vil vi vise i et senere afsnit.

En anden væsentlig antagelse i OLS-estimatoren er at fejlleddene er normalfordelte.⁷³ Dette undersøger vi i diagrammet nedenfor.



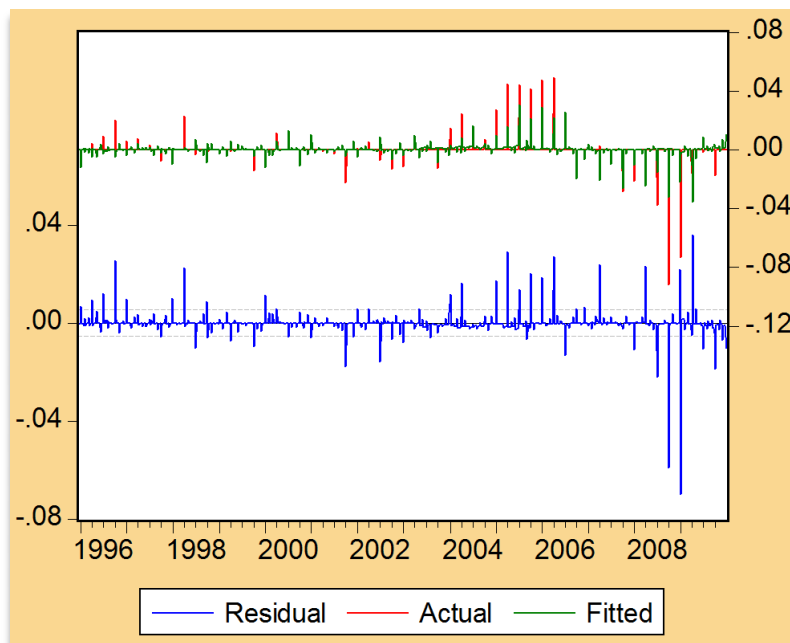
Figur 7-47 Histogram og Jarque-Bera test for villamodel 3

Vi undersøger først modellen med obligationsrenten og afdragsfrie lån først. Her er middelværdien relativt tæt på nul. Der forekommer enkelte outliers f.eks. på -0,0717 og 0,0364. Disse ekstreme værdier forekommer efter boblen er bristet. Ud fra Jarque-Bera kan vi forkaste nulhypotesen omkring normalfordelte fejllad. Dette må tilskrives de heteroskedastiske fejllad. Vi har i vores model taget hensyn til dem, men ikke fjernet dem.

7.2.7.2 Model 4

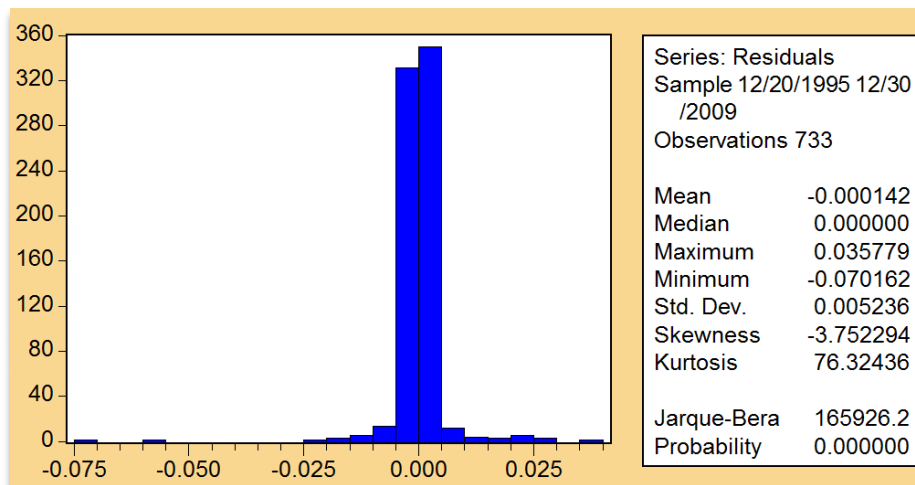
I dette afsnit gennemgår vi de samme to kurver som i det foregående. Denne gang er det for modellen med obligationsrenten og rentetilpasningslån.

⁷³ Jf. bilag 6 antagelser for OLS



Figur 7-48 Residualdiagram for villamodel 4

Modellerne er meget ens, og vi observere de samme udslag på fejlleddene som i den foregående model. Undersøgelsen af histogrammet for denne model kan ses nedenfor.



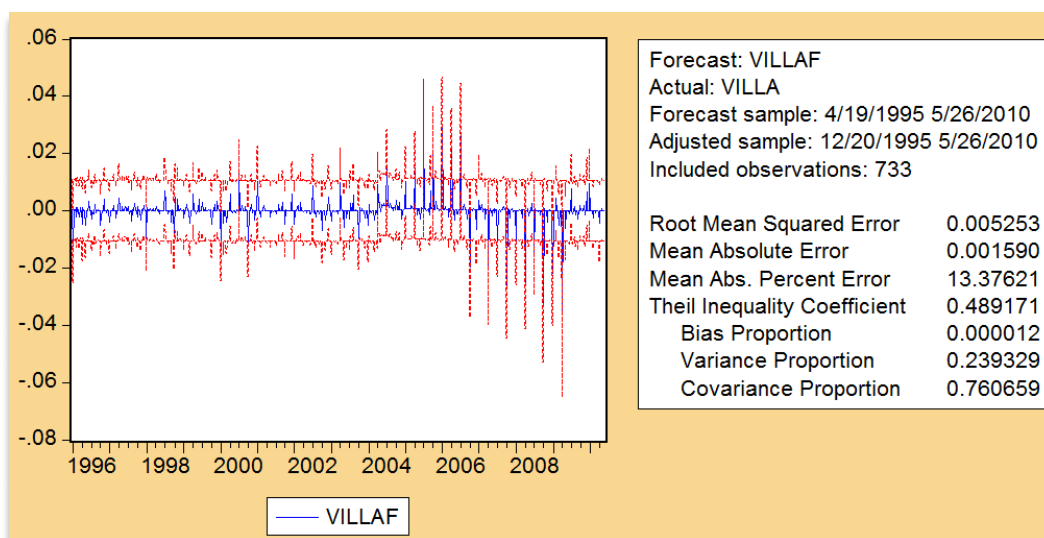
Figur 7-49 Histogram og Jarque-Bera test for villamodel 4

Lige som ved den foregående model kan vi forkaste nulhypotesen om normalfordelte fejllid. MAX/MIN – værdierne for denne model er inden for et mindre interval. Hovedparten af fejlleddene ligger meget tæt på nul.

7.2.8 Forecast

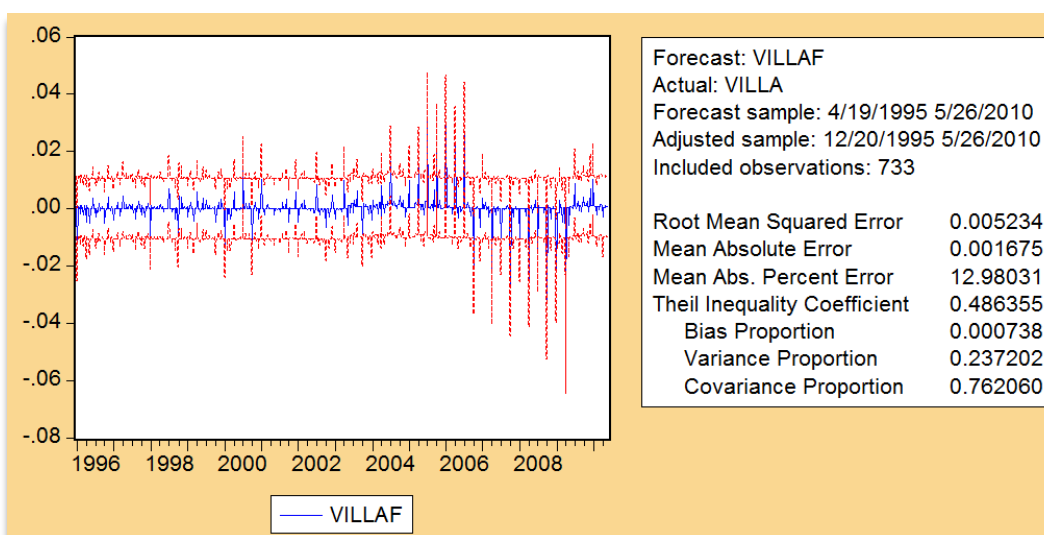
I dette afsnit undersøger vi modellernes evne til at prognosticere udviklingen i bobleelementet.

7.2.8.1 Model 3



Figur 7-50 Forecast for villamodel 3

7.2.8.2 Model 4



Figur 7-51 Forecast for villamodel 4

Theil ulighedskoefficienten skal være så tæt på nul så muligt. Så her vil model 4, med rentetilpasning og obligationsrenten, være at foretrække. Kovariansen er også i model 4 den bedste for de to modeller, da den er tættest på 1. De øvrige værdier viser også at model 4 vil være den model som bedst prognosticerer udviklingen i bobleelementet.

7.2.9 Valg af model

Efter at have gennemgået fire modeller til beskrivelse af bobleelementet for villaer, blev to modeller valgt ud, hvor obligationsrenten var beskrivende variabel i dem begge. Skal valget af den endelige model baseres på modellen med rentetilpasningslån eller afdragsfrie lån.

Nedenfor er opstillet en tabel over de relevante egenskaber for de to modeller og et endeligt valg vil blive truffet derefter.

	Model 3	Model 4
Forklaringsgrad R^2	37,6774	<u>38,1188</u>
Justeret forklaringsgrad	37,2488	<u>37,6932</u>
AIC	-7,643762	<u>-7,650869</u>
SIC	-7,606132	<u>-7,613239</u>
Standard afvigelse	0,005274	<u>0,005256</u>
Forecast		
RMSE	0,005253	<u>0,005234</u>
MAE	<u>0,001590</u>	0,001675
MAPE	13,37621	<u>12,98031</u>
Theil	0,489171	<u>0,486355</u>

Figur 7-52 Valg af villamodel

Modellerne er meget ens, og de tal som ligger til grund for valget er relativt tæt på hinanden. Dog skal det anføres at model 4 vinder på næsten samtlige punkter på nær MAE værdien. Her er vi nede på en forskel på 0,000085. Hvilket i denne sammenhæng er så lidt at vi kan se bort fra det. Valget falder med den baggrund på model 4, med rentetilpasningslån som beskrivende variabel.

7.2.10 Forklaring af modellens koefficienter og lagstruktur

I dette afsnit vil vi gennemgå den valgte model mere i dybden, herunder koefficienterne for de beskrivende variable. For nemheds skyld har vi nedenfor indsat outputtet fra Eviews igen.

Dependent Variable: VILLA				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 18:35				
Sample (adjusted): 12/20/1995 12/30/2009				
Included observations: 733 after adjustments				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EJER(-13)	0.407135	0.125266	3.250154	0.0012
DISPINDKOMST(-26)	-0.126663	0.046446	-2.727098	0.0065
FORBRUGERTILLID(-13)	0.001096	0.000381	2.872425	0.0042
ARBEJDSLOSHED(-22)	-0.006262	0.002689	-2.329069	0.0201
OBLI30(-35)	-0.045400	0.022915	-1.981258	0.0479
RENTETILPASNING(-14)	0.040697	0.019335	2.104822	0.0356
R-squared	0.381188	Mean dependent var	3.02E-05	
Adjusted R-squared	0.376932	S.D. dependent var	0.006658	
S.E. of regression	0.005256	Akaike info criterion	-7.650869	
Sum squared resid	0.020081	Schwarz criterion	-7.613239	
Log likelihood	2810.043	Durbin-Watson stat	2.158357	

Figur 7-53 Endelig model til beskrivelse af bobleelementet for villaprisindekset

De procentvise ændringer i bobleelementet for ejerlejligheder 13 uger tilbage har en koefficient på 0,407. Denne koefficient betyder at en ændring på 10 % i bobleelementet for ejerlejligheder medfører en ændring på 4 % for villaer 13 uger efter. Den disponibel indkomst er med som forklarende variabel, lagget 26 uger eller 2 kvartaler, den har en koefficient på -0,127. Hvilket undrede os en del, idet vi havde forventet et positivt fortegn på variabelen. Denne uoverensstemmelse vender vi tilbage til senere i projektet.

Forbrugertilliden, som er vores stemningsvariabel, har en koefficient på 0,001096. Da der er tale om en variabel som kun er differenset, er koefficienten også tilsvarende mindre. Stiger forbrugertilliden medfører det ifølge vores model, en stigning i bobleelementet. Forbrugertilliden er en forventningsvariabel, da respondenterne i undersøgelsen også bliver spurgt, om deres forventninger til deres økonomi det kommende år. Hvilket betyder at en øget optimisme i samfundet, også ceteris paribus må smitte af på boligmarkedet.

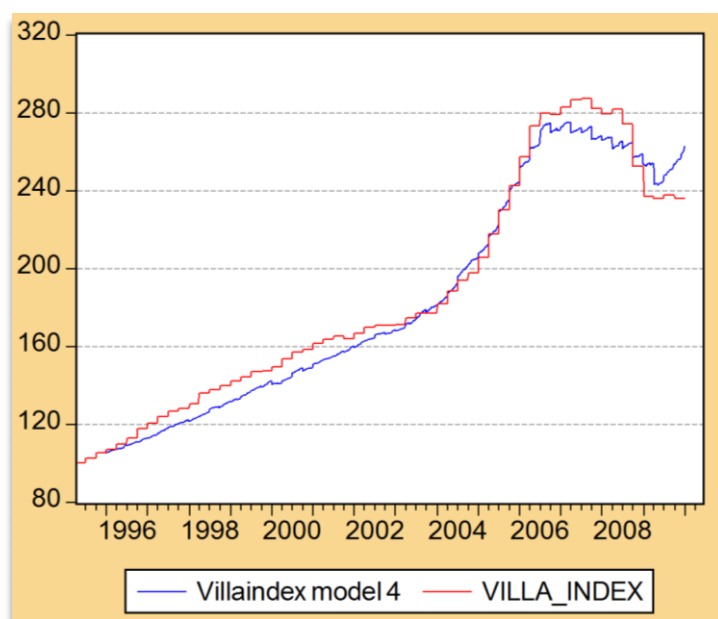
Arbejdsløsheden er en statusvariabel, og som forbrugertilliden differenset uden log. Det betyder at en ændring i arbejdsløsheden vil blive brugt direkte. F.eks. hvis arbejdsløsheden i måned 1 er 4,2 og i måned 2 4,1, så vil værdien som medtages i modellen være 0,1. Koefficienten til denne beskrivende variabel er med negativt fortegn, nemlig -0,006262. Det betyder at et fald i arbejdsløsheden ceteris paribus skulle medføre en stigning i bobleelementet. Dette stemmer fint overens med vores forventninger.

Obligationsrenten er en finansieringsvariabel, og vi havde en forventning om at koefficienten til denne variabel skulle være negativ. Da et fald i renten ceteris paribus skulle gøre det billigere at belåne sit hus og derigennem muliggøre et køb af en dyrere bolig end ellers. Denne mekanik er med til at presse boligpriserne op, og derved bobleelementet. Det kan ligeledes anføres at bobleelementet er en vækst i boligpriserne, som ligger over den generelle vækst i trenden. Det tager nogen tid før et rente fald for alvor

slår igennem på boligpriserne, dette ses i at obligationsrentevariablen er observeret 35 uger tilbage eller knap 3 kvartaler.

Rentetilpasning betragtes også som en finansieringsvariabel. Hvis der forekommer en stigning i rentetilpasningslån, så medfører det, ceteris paribus, også en stigning i bobleelementet. En stigning i rentetilpasningslån er udtryk for et renteniveau som ligger væsentligt under de fastforrentede lån.

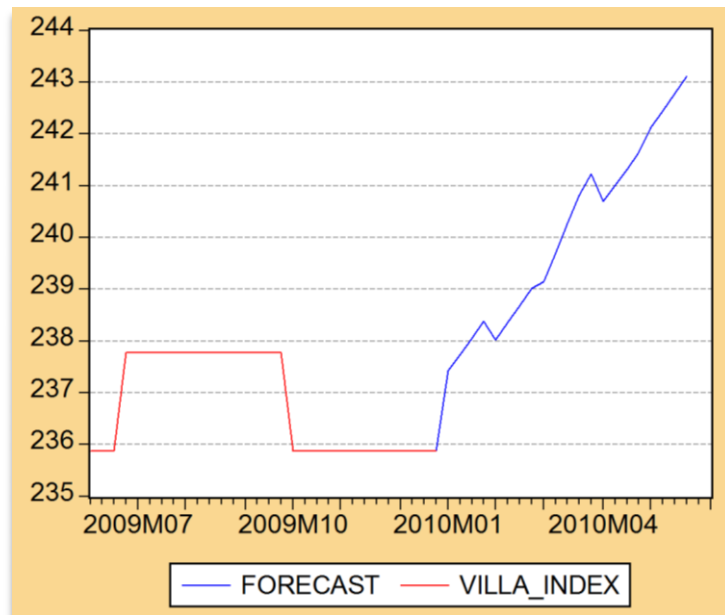
I kurven nedenfor har vi ladet modellen beskrive udviklingen i prisindekset for villaer. Ved at gange trenden med bobleelementet fås det reelle prisindeks igen. Startværdien for den beregnede udvikling er 4. kvartals værdi for prisindekset.



Figur 7-54 Grafisk fremstilling af prisindekset for villaer, udregnet igennem villamodel 4 og det faktiske indeks

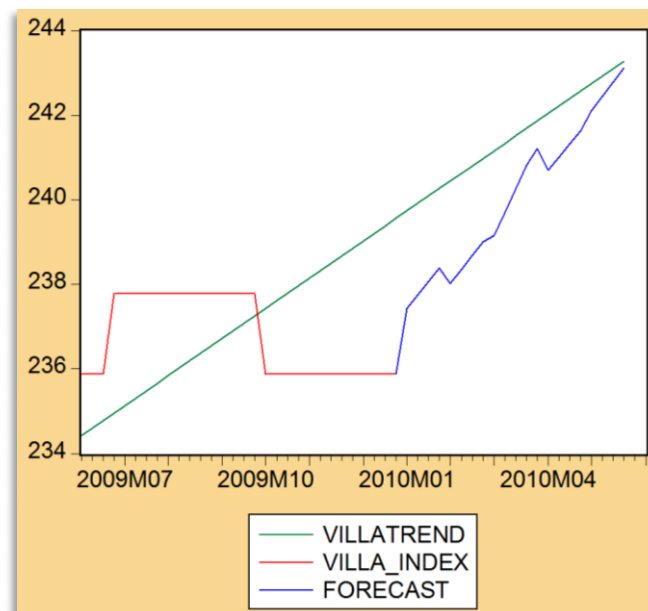
Som det ses følger de to kurver hinanden relativt pænt. Dog hen imod slutningen antager modellen, at priserne skulle stige kraftigere end de egentlig gjorde. Dog skal det siges at en model af denne type ikke er beregnet til at prognosticere i så lang en periode. Derfor har vi i kurven nedenfor beregnet udviklingen ud fra den sidst kendte værdi for det faktiske prisindeks.

Det giver følgende udvikling:



Figur 7-55 3 måneders forecast af prisindekset for villaer

Ud fra modellen prognosticeres en stigning i prisindekset. Stigningen kan synes markant, men stigningen er "kun" på ca. 3 % over det næste kvartal. Ses dette i forhold til trenden, som forventer en stigningstakst på 2,2 %, ses der ingen umiddelbar grund til at hæve advarselsflagene. Nedenfor har vi sat denne udvikling ind sammen med trenden, således at det tydeligere kan ses om modellen prognosticeres en stigning med henblik på at indhente det tabte i forhold til trenden.



Figur 7-56 3 måneders forecast af prisindekset for villaer med trend

Ovenfor ses antagelsen om at den øgede stigning mere er for at lukke hullet. Stigningen i villapriserne må tilskrives de lave renter, og de derigennem øgede rentetilpasningslån. Arbejdsløsheden er i de senere

måneder faldet og har derigennem ændret indkomstgrundlaget for agenterne og den økonomiske stabilitet i økonomien, som ligger til grund for køb af en ejendom.

7.2.11 Delkonklusion for Villamodellen

I dette afsnit vil vi lave en delkonklusion for afsnittet omkring modelleringsprocessen til beskrivelse af bobleelementet for prisindekset for villaer. I kapitlet havde vi 4 modeller, som der blev analyseret ud fra. Forskellen mellem modellerne var kombinationen af de 4 finansieringsvariable; Diskonto, obligationslånsrenten, rentetilpasningslån og afdragsfrie lån. Det blev konstateret, at obligationsrenten var den bedste rentevariabel til beskrivelse af udviklingen i bobleelementet. Spørgsmålet var, om det var afdragsfrie lån eller rentetilpasningslån, som efterfølgende beskrev udviklingen bedst. Her kan det konkluderes, at modellen med obligationslånsrenten og variabelen for rentetilpasningslån var bedst på samtlige punkter med undtagelse af MAE-værdien. Den endelige model endte med en forklaringsgrad på 38,1 %. Alle modellerne havde heteroskedastiske fejled, som der blev taget højde for igennem Whites kovarians matrix estimator. Dette betød ydermere, at ingen af modellerne havde normalfordelte fejled, hvorfor vi ender ud med en svagere estimator, da vi ikke opfylder antagelse 7 for OLS.⁷⁴

Til beskrivelse af udviklingen i bobleelementet for villaer benyttede vi følgende variabeltyper i modellen; 1 markedsvariabel, 2 statusvariable, 1 stemningsvariabel og 2 finansieringsvariable.

Det kan konkluderes, at modellens prognose for den fremtidige udvikling i prisindekset for villaer, forudsiger stigninger i løbet af de næste 3 måneder. Prisindekset lå ved datamaterialets udløb marginalt under trendniveauet. Dette lever op til vores forventninger, dels på baggrund af stigninger i rentetilpasningslån, den lavere arbejdsløshed samt det lave renteniveau. Som ligningen nedenfor foreskriver, bevirker disse tre variable, ceteris paribus, en stigning i boligpriserne.

$$\begin{aligned}
 Villa_t = & \frac{0,407135}{(0,125266)} Ejer_{t-13} - \frac{0,126663}{(0,046446)} Dispindkomst_{t-26} + \frac{0,001096}{(0,000381)} Forbrugertillid_{t-13} \\
 & - \frac{0,006262}{(0,002689)} Arbejdsloshed_{t-22} - \frac{0,04540}{(0,022915)} Oblis_{t-35} + \frac{0,040697}{(0,019335)} Rentetilpasning_{t-14} \\
 & + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

⁷⁴ Jf. bilag 6 antagelser for OLS.

7.3 Modellering af OMXC20-model

Variabel navn:	Justeret variabel:	Variabel type:
Forbrugskvoten	$D(\log(\text{forbrugskvoten}))$	Stemningsvariabel
Arbejdsløshed	$D(\text{arbejdsløshed})$	Statusvariabel
OMX	$D(\log(\text{OMXC20}))$	Markedsvariabel
Diskonto	$D(\log(\text{diskonto}))$	Finansieringsvariabel
Rentetilpasning	$D(\log(\text{rentetilpasning}))$	Finansieringsvariabel
Afdragfri	$D(\log(\text{afdragsfri}))$	Finansieringsvariabel
Forbrugertillid	$D(\text{forbrugertillid})$	Stemningsvariabel
Ejer	$D(\log(\text{ejer}))$	Markedsvariabel
BNP	$D(\log(\text{BNP}))$	Statusvariabel
Dispindkomst	$D(\log(\text{dispindkomst}))$	Statusvariabel
Obli30	$D(\log(\text{obli30}))$	Finansieringsvariabel
Opsparing	$D(\log(\text{opsparing}))$	Stemningsvariabel
Realudlan	$D(\log(\text{realudlan}))$	Finansieringsvariabel
Omxboble	$D(\log(\text{omxboble}))$	Markedsvariabel
Dividender	$D(\log(\text{dividender}))$	Markedsvariabel
Dkkusd	$D(\log(\text{dkkusd}))$	Finansieringsvariabel
Fedrente	$D(\log(\text{fedrente}))$	Finansieringsvariabel
Pe	$D(\log(\text{pe}))$	Markedsvariabel
C	Konstant	-

Figur 7-57 Undersøgte variable i modellen til beskrivelse af OMXboblemodellen

I tabellen ovenfor ses de variable vi har fundet relevante i vores modellering af bobleelementet for OMXC20. Det er langt fra alle variablene der viste sig konsistente nok til at indgå i de endelige modeller, tabellen samt denne gennemgang skal dermed ses som en briefing i de overvejelser og modelleringer der ligger bag det endelige output. Ligesom ved de tidligere modeller for boligmarkedet, har vi opdelt variablene i de fire hovedgrupperinger: stemnings, status, finansierings og markedsvariable. Hvis vi først ser på hvilke stemningsvariable der blev testet i modelleringsprocessen kan nævnes forbrugskvoten og forbrugertilliden. Begge variable anses som relevante for modelleringen af boble leddet på OMXC20, idet de begge forklarer stemningen i økonomien. Forbrugskvoten forklarer forbrugslysten i økonomien, mens forbrugertilliden forklarer det mere u håndgribelige, som agenternes forventninger til økonomiens fremtid. Vi testede følgende statusvariable, arbejdsløshed, BNP pr. capita og den disponible indkomst. Her erfarede

vi at arbejdsløshed og BNP pr. capita var korrelerede, men at de begge var interessante som variable, givet deres sammenhæng med den umiddelbare status i økonomien. Den disponible indkomst fandt vi interessant i forbindelse med modelleringen af OMXC20 boblen idet den forklarer dels bevægelser i indkomst, samt hvordan indkomsterne i økonomien allokeres privatøkonomisk. Vi testede i øvrigt følgende finansieringsvariable, diskontoen, fedrenten, den 30 årige obligationsrente, rentetilpasningslån, afdragsfrie lån samt realkredit udlån. Diskontoen, fedrenten og obligationsrenten forventes at have en afsmittende effekt på OMXC20 indekset, hvorfor vi har testet variablene i modellerne. De tre lånevariable beskriver meget det samme, især afdragsfrie lån og rentetilpasningslån er interne korrelerede. Vi mener dog, at variablene kan være med til at forklare OMX bobleelementet, på trods af at de hovedsagligt henvender sig til boligmarkedet. Desuden testede vi valutakursen, idet denne ses som den mest anvendte investering for investeringsselskaber der ønsker at ændre deres gearing på diverse investeringer på bl.a. aktiemarkedet. Vi testede derudover følgende markedsvARIABLE, OMXC20 indekxværdi, dividender og PE-værdien. For modelleringen af bobleleddet på OMXC20, anser vi især markedsvARIABLENE som interessante. OMXC20 indekxværdien, idet den beskriver bevægelserne i det indeks hvorudfra vi har trukket bobleelementet. Dividender, idet de sammen med prisen forklarer investeringens afkast og udviklingen heri. PE-værdien, idet denne forklarer risikoniveauet ved investeringen. Vi har desuden yderligere to markedsvARIABLE, omxboble og ejer. Hvor omxboble er den afhængige variabel, det vil sige det isolerede bobleelement på OMXC20 indekset. Ejer er bobleelementet isoleret fra prisindekset på ejerlejligheder og synes også relevant, idet der ses en sammenhæng mellem boble bristet i priserne på ejerlejligheder og boble bristet på OMXC20 indekset. Vi vil nu gennemgå modelleringen, frem til vi ender ud med den model der ud fra de oplystede variable beskriver udviklingen i bobleelementet på OMXC20 bedst.

7.3.1 Overordnet modellering

Nedenfor ses omxbobleelementet modelleret med alle de undersøgte forklarende variable. Det ses i outputtet herunder, at denne modellering resultere i en forklaringsgrad på 99,9 procent! Dette er resultatet af, at flere variable er korrelerede kraftigt, samt at størsteparten af forklarende variables koefficienter ikke er nær signifikante. Formålet med at indsætte denne modellering er at skabe et overblik over hvilke variable der umiddelbart forklarer meget, samt hvilke variable der er problemer med. Blandt de umiddelbare problematiske variable i nedenstående ses OMX variablen, hvor der tydeligt er et problem idet koefficienten er meget nær 1, hvilket indikere kraftig korrelation med den afhængige variable. I næste afsnit præsenteres vores to bedst mulige modeller for bobleelementet fra OMXC20.

Dependent Variable: OMXBOBLE				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 14:08				
Sample (adjusted): 1/06/1999 12/30/2009				
Included observations: 574 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001259	2.45E-05	-51.35938	0.0000
ARBEJDSLOSHED	8.28E-05	0.000594	0.139367	0.8892
BNP	-0.000110	0.004844	-0.022688	0.9819
DISKONTO	-8.33E-05	0.000342	-0.243515	0.8077
DISPINDKOMST	-0.000132	0.000742	-0.178224	0.8586
DIVIDENDER	-0.000208	0.000255	-0.815132	0.4153
DKKUSD	-0.001360	0.000710	-1.915987	0.0559
EJER	-0.002887	0.001233	-2.341547	0.0196
FEDRENTE	-0.000203	0.000133	-1.524210	0.1280
FORBRUGERTILLID	-4.35E-06	9.02E-06	-0.482848	0.6294
FORBRUGSKVOTEN	-4.14E-05	0.000885	-0.046758	0.9627
OBL30	0.000406	0.000751	0.540320	0.5892
OMX	0.999126	0.000492	2030.951	0.0000
OPSPARING	-2.71E-06	2.67E-06	-1.017639	0.3093
PE	0.000175	0.000274	0.637164	0.5243
REALUDLAN	-0.001340	0.002289	-0.585442	0.5585
AFDRAGSFRI	0.000809	0.000297	2.723062	0.0067
RENTETILPASNING	0.004795	0.000805	5.955532	0.0000
OMXBOBLE(-52)	-0.000124	0.000339	-0.365356	0.7150
OMXBOBLE(-26)	-0.000160	0.000327	-0.487620	0.6260
R-squared	0.999942	Mean dependent var	-0.000472	
Adjusted R-squared	0.999941	S.D. dependent var	0.030325	
S.E. of regression	0.000234	Akaike info criterion	-13.84908	
Sum squared resid	3.03E-05	Schwarz criterion	-13.69742	
Log likelihood	3994.686	F-statistic	506867.9	
Durbin-Watson stat	0.080678	Prob(F-statistic)	0.000000	

Figur 7-58 Eviews output med samtlige undersøgte variable for OMXmodel

7.3.2 Endelige modeller med lags før test

Vi har nedenfor indsat outputtet med de to endelige modeller, og vil som tidligere gennem analysen henvise til modellen til venstre som model 1 og modellen til højre som model 2. Undersøges outputtet for de to modeller, ses det at begge indeholder PE-værdien, dividender, omxboble lagget 22 uger, forbrugskvoten lagget 46 uger samt diskontoen lagget henholdsvis 5 uger og 1 uge, som forklarende variable. Derudover har model 1 yderligere BNP pr. capita lagget 65 uger og rentetilpasningslån lagget 2 uger som forklarende variable. Model 2 har yderligere arbejdsløsheden og valutakursen lagget 2 uger som forklarende variable. Vi vil ikke her diskutere lagstrukturen yderligere idet denne kan ændres efter der er blevet testet, og de korrektioner testene eventuelt vil medføre.

Dependent Variable: OMXBOBLE Method: Least Squares Date: 07/17/10 Time: 15:54 Sample (adjusted): 7/17/1996 5/26/2010 Included observations: 724 after adjustments					Dependent Variable: OMXBOBLE Method: Least Squares Date: 07/17/10 Time: 16:11 Sample (adjusted): 3/06/1996 5/05/2010 Included observations: 740 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PE	0.291410	0.018046	16.14839	0.0000	PE	0.290715	0.017782	16.34865	0.0000
DIVIDENDER	-0.267503	0.017021	-15.71599	0.0000	DIVIDENDER	-0.266608	0.016672	-15.99143	0.0000
OMXBOBLE(-22)	0.063869	0.024561	2.600475	0.0095	OMXBOBLE(-22)	0.051787	0.024560	2.108589	0.0353
FORBRUGSKVOTEN(-46)	0.173649	0.059866	2.900611	0.0038	FORBRUGSKVOTEN(-46)	0.180967	0.060256	3.003308	0.0028
DISKONTO(-5)	0.073688	0.022703	3.245796	0.0012	DISKONTO(-1)	0.046931	0.022410	2.094221	0.0366
BNP(-65)	0.874551	0.286794	3.049401	0.0024	ARBEJDSLOshed	-0.120500	0.044518	-2.706747	0.0070
RENTETILPASNING(-2)	0.091326	0.044569	2.049098	0.0408	DKKUSD(-2)	0.139269	0.049982	2.786354	0.0055
R-squared	0.573715	Mean dependent var	0.000376		R-squared	0.568601	Mean dependent var	0.000370	
Adjusted R-squared	0.570148	S.D. dependent var	0.029034		Adjusted R-squared	0.565070	S.D. dependent var	0.028771	
S.E. of regression	0.019036	Akaike info criterion	-5.075379		S.E. of regression	0.018974	Akaike info criterion	-5.082031	
Sum squared resid	2.59811	Schwarz criterion	-5.031050		Sum squared resid	0.263902	Schwarz criterion	-5.038454	
Log likelihood	1844.287	Durbin-Watson stat	2.055530		Log likelihood	1887.351	Durbin-Watson stat	2.044069	

Figur 7-59 OMXmodeller før test, model 1 (tv) og model 2 (th)

Undersøges nærmere det statistiske output for modellerne, ses at model 1 har en højere forklaringsgrad på 57,3 procent mod model 2 der forklarer 56,8 procent. AIC for de to modeller ligger meget tæt, på -5,075 og -5,08 for henholdsvis model 1 og 2. Vi vil ikke her diskutere yderligere omkring værdierne, idet modelleringen endnu ikke er færdig. I stedet vil vi gennemføre tests på modellerne, med henblik på at fastslå konsistens i fejlede og koefficienterne.

7.3.3 White-test

Den første test vi udfører på modellerne er White testet for heteroskedastiske fejlede. Som tidligere beskrevet tester vi her nulhypotesen: Der er homoskedastiske fejlede. Undersøges nu p-værdien for $\text{obs} \cdot R^2$ ser vi at nulhypotesen forkastes for begge modeller med p-værdier nær 0. Det betyder at modellernes fejlede ikke er homoskedastiske, og modellernes koefficienter er ikke effiente. For at løse problemet kan der modelleres en ARCH modeller, hvis modellerne indeholder ARCH effekter.

White Heteroskedasticity Test:				White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	204.5668	Prob. F(14,709)	0.000000	F-statistic	163.3137	Prob. F(14,725)	0.000000
Obs*R-squared	580.3321	Prob. Chi-Square(14)	0.000000	Obs*R-squared	561.8432	Prob. Chi-Square(14)	0.000000

Figur 7-60 White test for heteroskedastiske fejlede model 1 (tv) og model 2 (th)

7.3.4 ARCH-test

Outputtet fra ARCH testen af modellerne ses herunder, vi tester nulhypotesen at der ikke findes ARCH effekter i modellerne. Undersøges p-værdierne for teststatistikken, $\text{obs} \cdot R^2$, ses p-værdierne 0,34 og 0,41 for henholdsvis model 1 og 2. Vi kan dermed ud fra vores 5 procents signifikansniveau ikke forkaste nulhypotesen, hvorfor vi accepterer at de to modeller ikke indeholder ARCH effekter. Da der ikke er indikationer for at det ville være hensigtsmæssigt at modellere en ARCH model, vælger vi at korrigere for

de heteroskedastiske fejled, ved at implementere en White kovarians matrix estimator på OLS regressionen.

ARCH Test:				ARCH Test:			
F-statistic	0.903606	Prob. F(1,721)	0.342135	F-statistic	0.667794	Prob. F(1,737)	0.414086
Obs*R-squared	0.904978	Prob. Chi-Square(1)	0.341450	Obs*R-squared	0.669000	Prob. Chi-Square(1)	0.413401

Figur 7-61 ARCH-test model 1 (tv) og model 2 (th)

7.3.5 Modeller som tager højde for heteroskedastiske fejled

Vi har nu implementeret Whites kovarians matrix estimator på vores modeller, outputtet ses nedenfor. Implementeringen af White kovarians matrix estimatoren har ændret på modellens lagstruktur, hvilket fremgår i outputtet nedenfor, hvor den nye struktur er modelleret. Med Whites kovarians matrix estimator har vi nu korrigeret modellen for heteroskedastiske fejled, så modellen tager nu højde for dette. Det bevirker at vi får konsistente koefficienter, og gør modellerne effiente.

Dependent Variable: OMXBOBLE Method: Least Squares Date: 07/17/10 Time: 16:00 Sample (adjusted): 3/06/1996 5/26/2010 Included observations: 743 after adjustments White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance					Dependent Variable: OMXBOBLE Method: Least Squares Date: 07/17/10 Time: 16:26 Sample (adjusted): 3/06/1996 5/05/2010 Included observations: 740 after adjustments White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PE	0.290811	0.072342	4.019944	0.0001	PE	0.294935	0.070726	4.170102	0.0000
DIVIDENDER	-0.258450	0.056055	-4.610620	0.0000	DIVIDENDER	-0.258319	0.055684	-4.639006	0.0000
OMXBOBLE(-26)	0.051701	0.025677	2.013507	0.0444	OMXBOBLE(-26)	0.058555	0.025999	2.252180	0.0246
FORBRUGSKVOTEN(-46)	0.171317	0.066986	2.557497	0.0107	FORBRUGSKVOTEN(-46)	0.181490	0.068013	2.668467	0.0078
DISKONTO(-4)	-0.037307	0.017272	-2.160045	0.0311	DISKONTO(-4)	-0.042833	0.018241	-2.348147	0.0191
BNP(-13)	0.490365	0.168322	2.913248	0.0037	ARBEJDSLOSHED(-7)	-0.103838	0.042566	-2.439473	0.0149
RENTETILPASNING(-6)	0.083227	0.041473	2.006808	0.0451	DKKUSD(-2)	0.159927	0.049764	3.213691	0.0014
R-squared	0.560044	Mean dependent var	0.000369		R-squared	0.564766	Mean dependent var	0.000370	
Adjusted R-squared	0.556457	S.D. dependent var	0.028713		Adjusted R-squared	0.561203	S.D. dependent var	0.028771	
S.E. of regression	0.019123	Akaike info criterion	-5.066511		S.E. of regression	0.019059	Akaike info criterion	-5.073180	
Sum squared resid	0.269137	Schwarz criterion	-5.023072		Sum squared resid	0.266248	Schwarz criterion	-5.029603	
Log likelihood	1889.209	Durbin-Watson stat	2.034263		Log likelihood	1884.076	Durbin-Watson stat	2.038281	

Figur 7-62 OMXmodeller som tager højde for heteroskedastiske fejled, model 1 (tv) og model 2 (th)

Undersøges outputtet nærmere ses det at forklaringsgraden, med implementeringen af White kovarians matrix estimatoren, samt de nye lagstrukturer, falder fra 57,3 procent til 56 procent for model 1. Den samme tendens ses i model 2, hvor forklaringsgraden falder fra 56,8 procent til 56,5 procent. Det fremgår heraf, at de to modeller så at sige bytter plads, således at model 2 nu har en bedre forklaringsgrad end model 1. Denne forskydning kan skyldes at koefficienterne før var en anelse misvisende grundet de heteroskedastiske fejled, som vi identificerede i White testen. Undersøges AIC ses, at de to modeller fortsat ligger tæt på hinanden, med værdier på -5,06 og -5,07 for henholdsvis model 1 og 2. Igen kan vi notere os at AIC værdierne, som forklaringsgraderne, er mindsket efter implementeringen af White kovarians matrix estimatoren, dog ikke markant. Undersøges modellerne for indikationer på korrelation,

gennem Durbin-Watson statistikken, der ses nederst til højre i outputtene ovenfor, ses ikke nogen alarmerende værdier for de to modeller, der begge har værdier nær 2. For en god ordens skyld vælger vi dog at lave en visuel inspektion gennem korrelogrammer, samt den statistisk stærkere BG korrelations test.

7.3.6 Korrelogrammer og Serielkorrelations test (BG)

Vi har herunder testet modellerne visuelt for korrelation, ved hjælp af korrelogrammerne. Ud fra outputtet er der ingen tegn på korrelation i modellerne, hvilket også var indikeret af Durbin-Watson statistikken. For helt at afvise at der kunne findes korrelation, udfører vi også en BG test på modellerne.

Date: 07/17/10 Time: 16:02 Sample: 3/06/1996 5/26/2010 Included observations: 743						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1 -0.019	-0.019	0.2596	0.610	
		2 0.043	0.043	1.6307	0.442	
		3 0.004	0.006	1.6443	0.649	
		4 0.053	0.052	3.7816	0.436	
		5 -0.011	-0.010	3.8793	0.567	
		6 -0.019	-0.024	4.1486	0.657	
		7 -0.010	-0.011	4.2309	0.753	
		8 0.020	0.019	4.5358	0.806	
		9 0.004	0.007	4.5471	0.872	
		10 -0.009	-0.009	4.6147	0.915	
		11 -0.009	-0.009	4.6745	0.946	
		12 0.007	0.005	4.7119	0.967	
		13 0.014	0.014	4.8547	0.978	

Date: 07/17/10 Time: 16:29 Sample: 3/06/1996 5/05/2010 Included observations: 740						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1 -0.020	-0.020	0.2901	0.590	
		2 0.031	0.031	1.0028	0.606	
		3 0.004	0.005	1.0134	0.798	
		4 0.058	0.057	3.5193	0.475	
		5 -0.022	-0.020	3.8724	0.568	
		6 -0.015	-0.019	4.0408	0.671	
		7 -0.018	-0.018	4.2887	0.746	
		8 0.012	0.009	4.3900	0.820	
		9 0.008	0.012	4.4338	0.881	
		10 -0.028	-0.027	5.0426	0.888	
		11 -0.031	-0.031	5.7493	0.890	
		12 -0.002	-0.004	5.7521	0.928	
		13 0.021	0.022	6.0990	0.942	

Figur 7-63 Korrelogrammer for OMXmodeller, model 1 (tv) og model 2 (th)

Outputtet fra BG testene som er vist herunder, afviser klart korrelation i modellerne. Vi tester ud fra nulhypotesen om ingen seriel korrelation, og BG statistikken ses under $obs \cdot R^2$, og vurderes ud fra p-værdien. Nulhypotesen kan ikke forkastes ud fra p-værdierne på 0,98 og 0,94 for henholdsvis model 1 og 2. Dermed accepterer vi at modellerne ikke indeholder korrelation, hvilket også betyder at vi ikke modificere modellerne yderligere, men beholder såvel variabelstruktur som lagstruktur.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.372430	Prob. F(13,723)	0.978105
Obs*R-squared	4.278973	Prob. Chi-Square(13)	0.987846

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.462809	Prob. F(13,720)	0.944789
Obs*R-squared	6.108114	Prob. Chi-Square(13)	0.942129

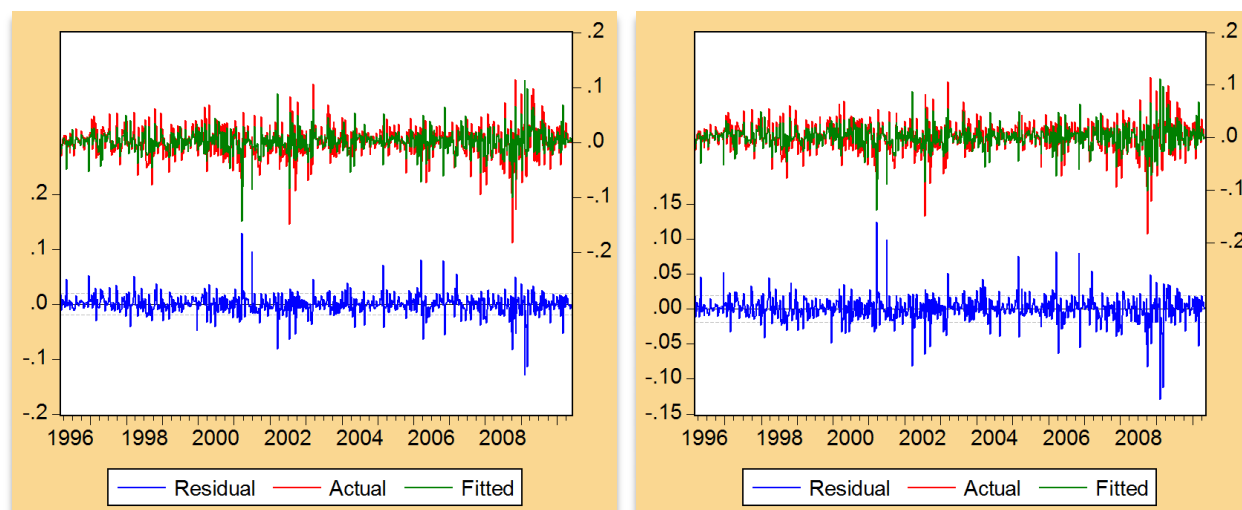
Figur 7-64 Breusch-Godfrey seriel korrelation LM test for OMXmodeller, model 1 (tv) og model 2 (th)

Vi vil nu undersøge modellernes residualer nærmere, både visuelt og statistisk, samt herunder teste for om modellerne har normalfordelte fejllid.

7.3.7 Residualdiagram og test for normalfordelte fejllid.

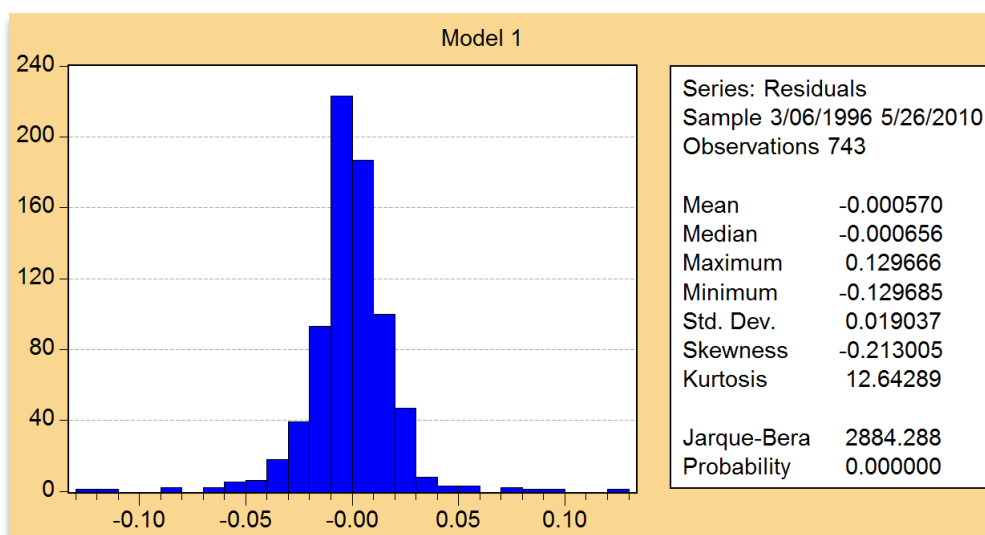
I diagrammerne herunder ses plottet henholdsvis modellernes fejllid(residual), afhængige variabel $omxboble(actual)$ samt modellens beregnede værdi for $omxboble(fitted)$. Det ses i diagrammet, at der er en øget volatilitet i fejlliddene omkring boblerne og ved deres brist, hvilket især er tydeligt ved boblen i 2008.

Umiddelbart ser det ikke ud til ud fra diagrammet, at der er problemer med normaliteten i fejlleddene, som man kunne forvente, givet heteroskedastisiteten som tidligere blev konstateret.



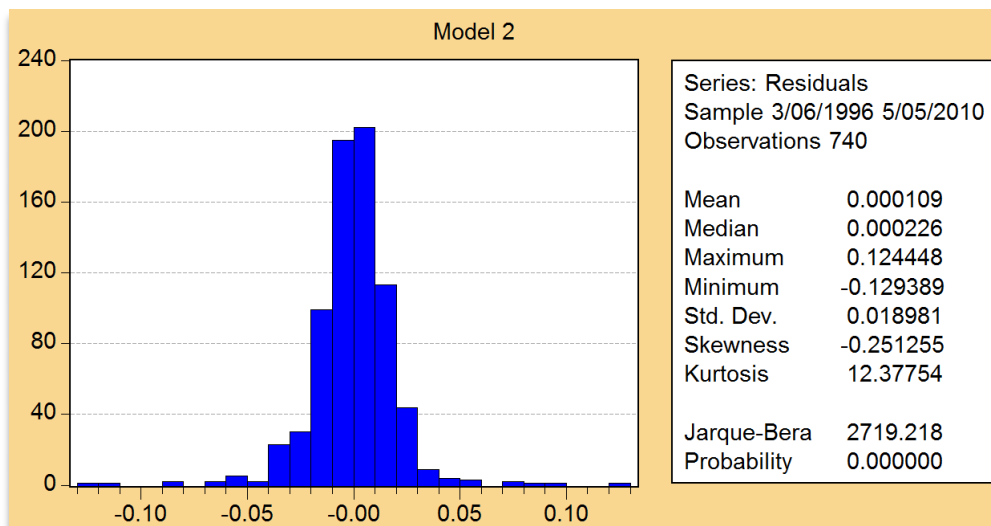
Figur 7-65 Residualdiagram for OMXmodellerne, model 1 (tv) og model 2 (th)

Nedenfor ses histogrammet for fejlleddene i model 1, umiddelbart virker de normalfordelte rent visuelt. I højre side af figuren ses outputtet fra normalitetstesten af fejlleddene, heriblandt Jarque-Bera testen. Jarque-Bera tester ud fra nulhypotesen, fejlleddene er normalfordelte, og vurderes ud fra p-værdien. Vi kan altså ud fra Jarque-Bera forkaste nulhypotesen, fejlleddene er med andre ord ikke normalfordelte.



Figur 7-66 Histogram og Jarque-Bera test for OMXmodel 1

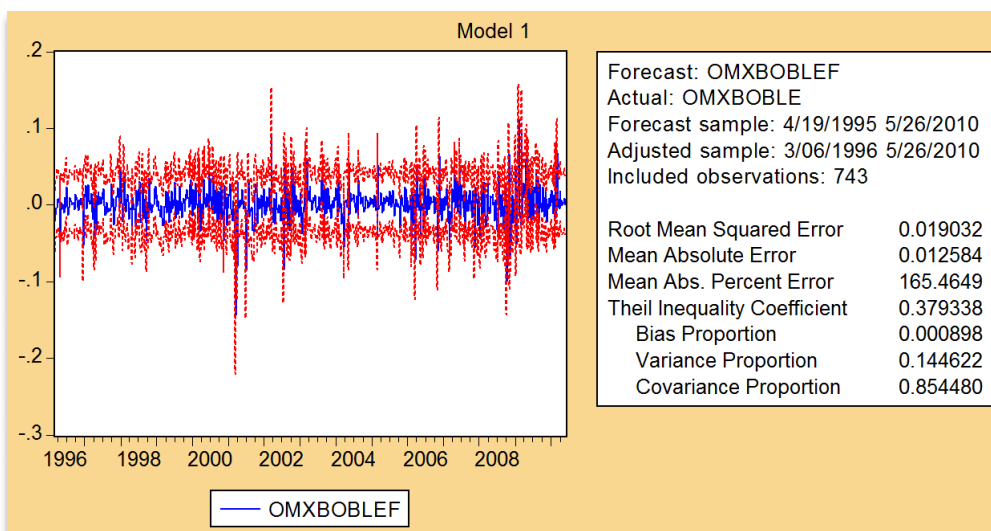
Det samme som for model 1 gør sig gældende for model 2. Visuelt synes fejlleddene normalfordelte, men Jarque-Bera teststatistikken forkaster igen nulhypotesen om normalfordelte fejll.



Figur 7-67 Histogram og Jarque-Bera test for OMXmodel 2

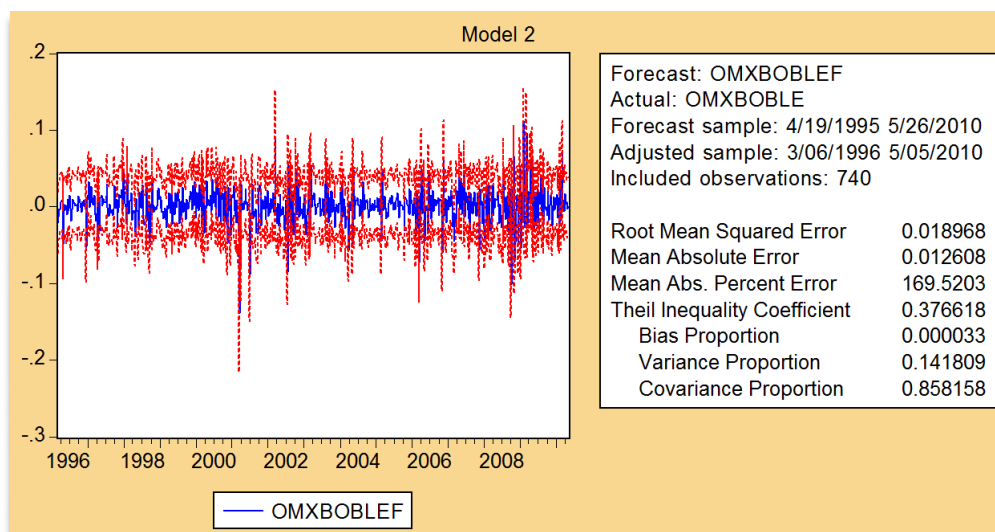
7.3.8 Forecast

Vi vil nu undersøge modellernes styrke i prognostisering af udviklingen i den afhængige variabel.



Figur 7-68 Forecast for OMXmodel 1

Vi sammenligner her outputtet for forecastet for de to modeller. Outputtet herover er for model 1 mens model 2 er vist herunder. Vi begynder sammenligningen med at se på Theil ulighedskoefficienten, hvor succeskriteriet er en værdi nær nul. Værdierne for de to modeller ligger på 0,379 og 0,376 for henholdsvis model 1 og 2. Værdierne er tilstrækkeligt lave, men afvigelsen modellerne imellem er svær at dømme modellerne på overfor hinanden. Det samme gør sig gældende ved undersøgelse af kovariansen, model 1 og 2 er igen meget tæt på hinanden med værdier på 0,854 og 0,858 henholdsvis, her skal værdierne nærme sig 1.



Figur 7-69 Forecast for OMXmodel 2

7.3.9 Valg af model

De to modelleringer af bobleelementet på OMXC20 indekset er nu blevet gennemgået samt testet. Ud fra dette vil vi vælge den bedste model af de to. Nedenfor er opsat en tabel over nøgletallene for de to modeller.

	Model 1	Model 2
Forklaringsgrad R^2	56 %	<u>56,5 %</u>
Justeret forklaringsgrad	55,6 %	<u>56,1 %</u>
AIC	<u>5,07</u>	<u>5,07</u>
SIC	5,02	<u>5,03</u>
Standard afvigelse	<u>0,019</u>	<u>0,019</u>
Forecast		
RMSE	0,019032	<u>0,018968</u>
MAE	<u>0,012584</u>	0,012608
MAPE	<u>165,46</u>	169,52
Theil	0,489171	<u>0,486355</u>

Figur 7-70 Valg af OMXmodel

Det fremgår af tabellen ovenfor at de to modeller ligger meget tæt på hinanden. Men på trods af dette, må vi konkludere at model 2 indeholdende arbejdsløshed og valutakurs vinder frem for model 1 med BNP pr. capita og rentetilpasningslån. Vi træffer vores valg primært på baggrund af den bedre forklaringsgrad for modellen, samt Theil ulighedskoefficienten for styrken i forecastet.

7.3.10 Forklaring af modellens koefficienter og lagstruktur

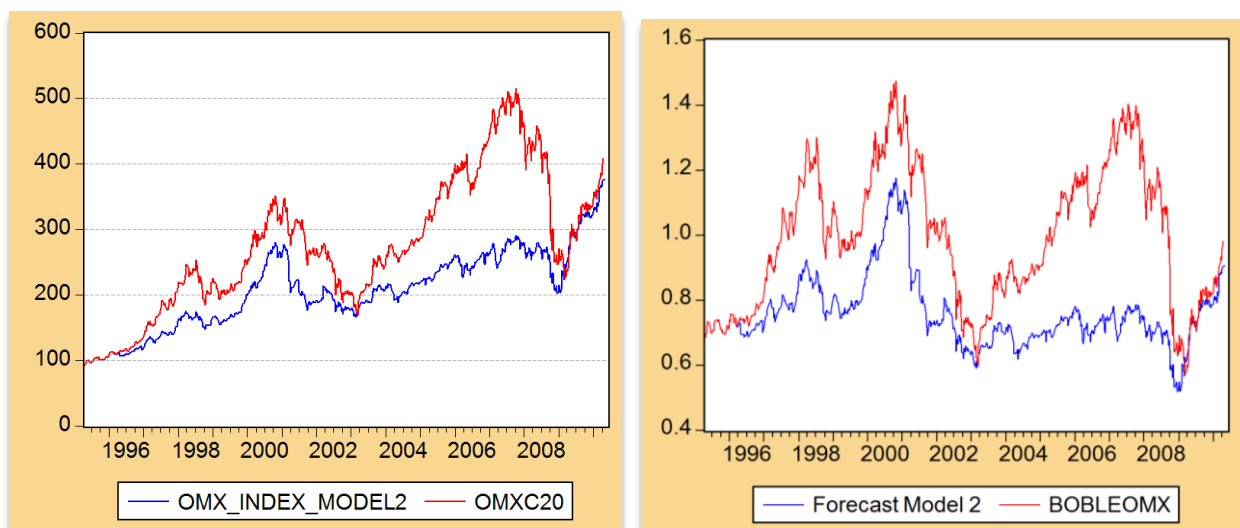
Vi vil nu undersøge den valgte model mere i dybden, samt undersøge dens styrke til reel beskrivelse af OMXC20 og forecast. Først vil vi undersøge de forklarende variable nærmere.

Dependent Variable: OMXBOBLE				
Method: Least Squares				
Date: 07/17/10 Time: 16:26				
Sample (adjusted): 3/06/1996 5/05/2010				
Included observations: 740 after adjustments				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PE	0.294935	0.070726	4.170102	0.0000
DIVIDENDER	-0.258319	0.055684	-4.639006	0.0000
OMXBOBLE(-26)	0.058555	0.025999	2.252180	0.0246
FORBRUGSKVOTEN(-46)	0.181490	0.068013	2.668467	0.0078
DISKONTO(-4)	-0.042833	0.018241	-2.348147	0.0191
ARBEJDSLØSHED(-7)	-0.103838	0.042566	-2.439473	0.0149
DKKUSD(-2)	0.159927	0.049764	3.213691	0.0014
R-squared	0.564766	Mean dependent var		0.000370
Adjusted R-squared	0.561203	S.D. dependent var		0.028771
S.E. of regression	0.019059	Akaike info criterion		-5.073180
Sum squared resid	0.266248	Schwarz criterion		-5.029603
Log likelihood	1884.076	Durbin-Watson stat		2.038281

Figur 7-71 Forklaring af OMXmodel 2

Modellen indeholder følgende forklarende variable PE, dividender, omxboble lagget 26 uger, forbrugskvoten lagget 46 uger, diskontoen lagget 4 uger, arbejdsløsheden lagget 7 uger og valutakursen lagget 2 uger. Undersøges først PE, der er i modellen som forklarende variabel uden lag, ses en koefficient på 0,29, hvilket indikerer at en 10 procents ændring i PE vil bevirke en 2,9 procents ændring i omxbobleelementet. Det er ikke overraskende at PE er signifikant i forklaring af variabelen uden lag, idet den beregnes delvist ud fra OMXC20 indekset. Den næste forklarende variabel i modellen er dividender, igen en ulagget variabel, med en koefficient på -0,26, hvilket betyder at en 10 procents stigning i dividenderne vil resultere i et fald på 2,6 procent i omxbobleelementet. Denne variabel var også forventet at have en direkte effekt på omxc20 indekset. Undersøges den forklarende variabel omxboble(-26), der er den afhængige variabel lagget 26 uger, eller to kvartaler. Variablen har en koefficient på 0,059 hvilket som forventet indikerer at en ændring i omxboble, ifølge modellen, bevirker en ændring på 0,6 procent 26 uger senere. Forbrugskvoten er lagget 46 uger, og har en koefficient på 0,18, hvilket passer med vores forventninger til at forbrugskvoten skal have en positiv effekt på prisniveauet på OMXC20 indekset. Diskontoen svarer også til vores forventninger, med en relativt lille lag på 4 uger påvirker den omxbobleelementet negativt ved en stigning, koefficienten er på -0,04. Arbejdsløsheden har ligeledes en negativ koefficient på -0,1, hvilket igen stemmer overens med vores forventning om at en stigning i arbejdsløsheden bevirker et fald i bobleelementet for omxc20, variabelen er lagget 7 uger. Den sidste variabel i modellen er valutakursen, danske kroner/amerikanske dollars, den er lagget 2 uger og har en koefficient på 0,16.

Vi vil nu se nærmere på modellens evne til at gengive udviklingen i prisniveauet på OMXC20 indekset. Nedenfor til venstre ses den reelle udvikling på OMXC20 indekset, den røde kurve, og modellens beregnede udvikling for OMXC20 den blå kurve. Sammenholdes de to kurver fremgår det at vores model rammer udviklingen rigtig godt under boblen på OMXC20 i 2000, men fra 2003 og frem vender billedet. Modellen synes ikke at fange boblen i 2008, men ligner nærmest blot den trendmæssige udvikling i denne periode, dog skal det noteres at modellen slutter pænt af med at fange den markante stigning helt til sidst i vores undersøgte periode.



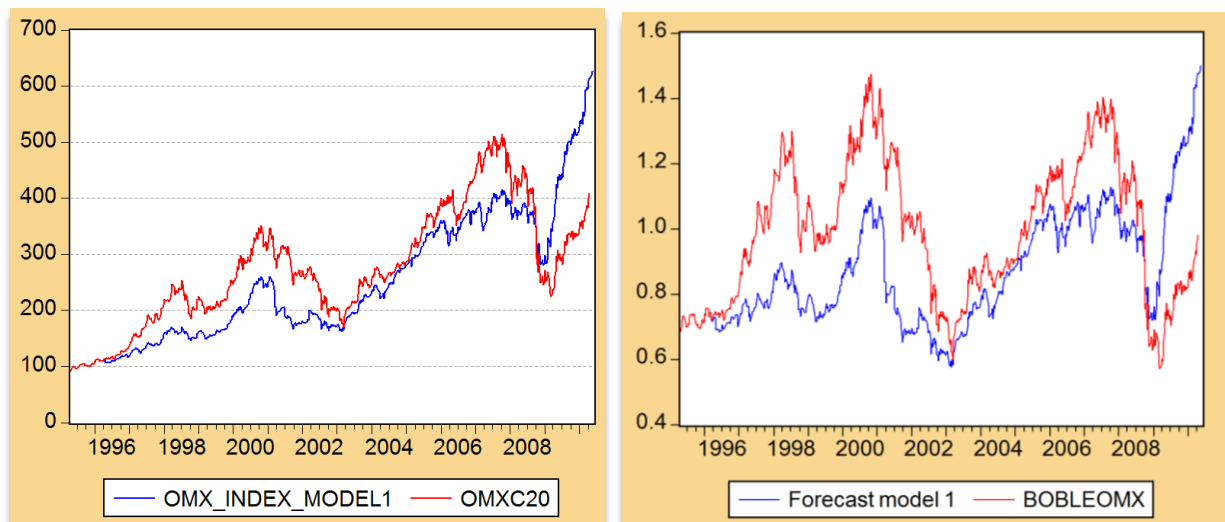
Figur 7-72 Grafisk fremstilling af model 2 evne til at beskrive OMXC20 indekset (tv) og OMXboble (th)

Eftersom modellen syntes at overse boblen på OMXC20 i 2008, valgte vi alligevel at kontrollere, hvorvidt modellen udviser samme tendens i modelleringen af selve bobleelementet i OMXC20, dette er vist grafisk ovenfor til højre. Det fremgår tydeligt af kurverne, at også her rammer modellen helt ved siden af, under boblen i 2008, for så igen at fange udviklingen sidst i perioden.

Denne drejning var mildest talt overraskende for os, idet modellen hidtil havde udvist tegn på en robust modellering, dog med en vis nedjustering af vores forventninger givet de ikke normalfordelte fejllid. Vi valgte derfor at undersøge om vi havde truffet det forkerte valg, mellem de to modeller, og lavede samme beregninger for model 1. Dette er illustreret i figuren nedenfor. Undersøger vi først figuren til venstre ses hvordan model 1 lige som model 2 rammer godt under boblen i 2000. Den rammer dog markant bedre under boblen i 2008 for den beregnede indekssværdi for OMXC20. I figuren nedenfor til højre er vist hvordan model 1 rammer ved beregning af omxbobleelementet ud fra modellen, sat overfor det reelle forløb. Igen fremgår det at model 1 gengiver udviklingen på OMXC20 væsentligt bedre end vores valgte model 2.

Eftersom model 2 blev valgt ud fra de bedre statistiske kriterier kan vi ikke forkaste modellen til fordel for model 1, på trods af at denne øjensynligt er en bedre model til beskrivelse af udviklingen på OMXC20. Vi

valgte derfor at forsøge at forbedre model 2, ved at teste de forklarende variable fra model 1, som model 2 var foruden. Det viste sig at være muligt at indsætte rentetilpasningslån som variabel i model 2, som endnu en forklarende variabel lagget 3 uger. Dermed ender vi ud med en ny model, model 3, som vi nu vil undersøge nærmere.



Figur 7-73 Grafisk fremstilling af model 1 evne til at beskrive OMXC20 indekset (tv) og OMXboble (th)

Nedenfor ses outputtet for model 3, hvor variabelen rentetilpasning lagget 3 uger er implementeret som forklarende variabel.

Dependent Variable: OMXBOBLE				
Method: Least Squares				
Date: 07/23/10 Time: 11:58				
Sample (adjusted): 3/06/1996 5/05/2010				
Included observations: 740 after adjustments				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PE	0.293698	0.070551	4.162940	0.0000
DIVIDENDER	-0.257216	0.055587	-4.627223	0.0000
OMXBOBLE(-26)	0.058829	0.025984	2.264032	0.0239
FORBRUGSKVOTEN(-46)	0.177763	0.066858	2.658802	0.0080
DISKONTO(-4)	-0.037838	0.018584	-2.035998	0.0421
ARBEJDSLOSHED(-7)	-0.106309	0.042552	-2.498353	0.0127
DKKUSD(-2)	0.161940	0.049318	3.283581	0.0011
RENTETILPASNING(-3)	0.084384	0.042549	1.983228	0.0477
R-squared	0.566873	Mean dependent var	0.000370	
Adjusted R-squared	0.562731	S.D. dependent var	0.028771	
S.E. of regression	0.019025	Akaike info criterion	-5.075330	
Sum squared resid	0.264959	Schwarz criterion	-5.025528	
Log likelihood	1885.872	Durbin-Watson stat	2.049230	

Figur 7-74 OMXmodel 3 før test

Rentetilpasning lagget 3 uger indgår i modellen med en koefficient på 0,08. Undersøges de øvrige variable for udsving i koefficienterne, ses kun marginale udsving i PE, dividender, omxboble, arbejdsløsheden,

forbrugskvoten og valutakursen. For diskontoen ændres koefficienten fra -0,04 til -0,03 hvilket heller ikke er et markant udsving. Ingen af variablene skaber problemer gennem skift af fortegn. Vi sammenligner da modellen med model 2, vores tidligere valg, ud fra værdierne i outputtet for modellerne. Dette ses i tabellen nedenfor.

	Model 3	Model 2
Forklaringsgrad R^2	<u>56,7 %</u>	56,5 %
Justeret forklaringsgrad	<u>56,3 %</u>	56,1 %
AIC	<u>5,08</u>	5,07
SIC	<u>5,03</u>	<u>5,03</u>
Standard afvigelse	<u>0,019</u>	<u>0,019</u>

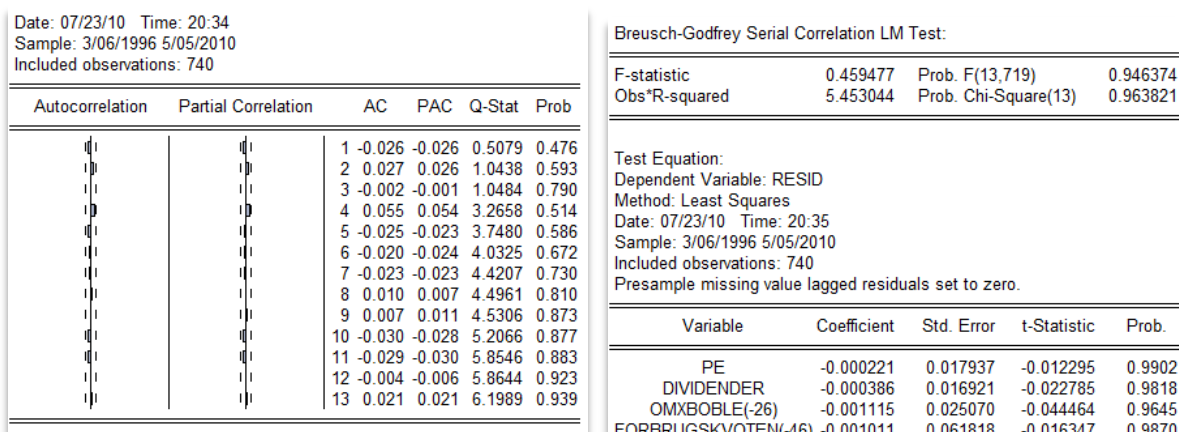
Figur 7-75 Valg af OMXmodel

Af tabellen herover fremgår det at den nye model 3, er bedre end model 2 både med henblik på forklaringsgrad, justeret forklaringsgrad og AIC. For SIC og standardafvigelsen er de to modeller ens. Vi vælger da at underkaste model 3 samme tests som de øvrige modeller, med henblik på at få klarhed for, hvorvidt modellen er konsistent. Første to tests har vi gennemført på modellen, før den blev præsenteret ovenfor. De to tests er White test for heteroskedastiske fejllid, som er vist nedenfor til venstre. Vi forkastede nulhypotesen om homoskedastiske fejllid, ved en p-værdi på nær 0. Derfor testede vi modellen for ARCH effekter, hvorfra outputtet er plottet nedenfor til højre. Her viste testen at vi ikke kunne forkaste nulhypotesen om at der ingen ARCH effekter findes i modellen, hvorfor vi som tidligere valgte at korrigere for de heteroskedastiske fejllid med Whites matrix estimator. Denne er allerede implementeret i den netop præsenterede model 3.

White Heteroskedasticity Test:				ARCH Test:			
F-statistic	134.1079	Prob. F(16,723)	0.000000	F-statistic	1.203577	Prob. F(1,737)	0.272966
Obs*R-squared	553.4992	Prob. Chi-Square(16)	0.000000	Obs*R-squared	1.204876	Prob. Chi-Square(1)	0.272349

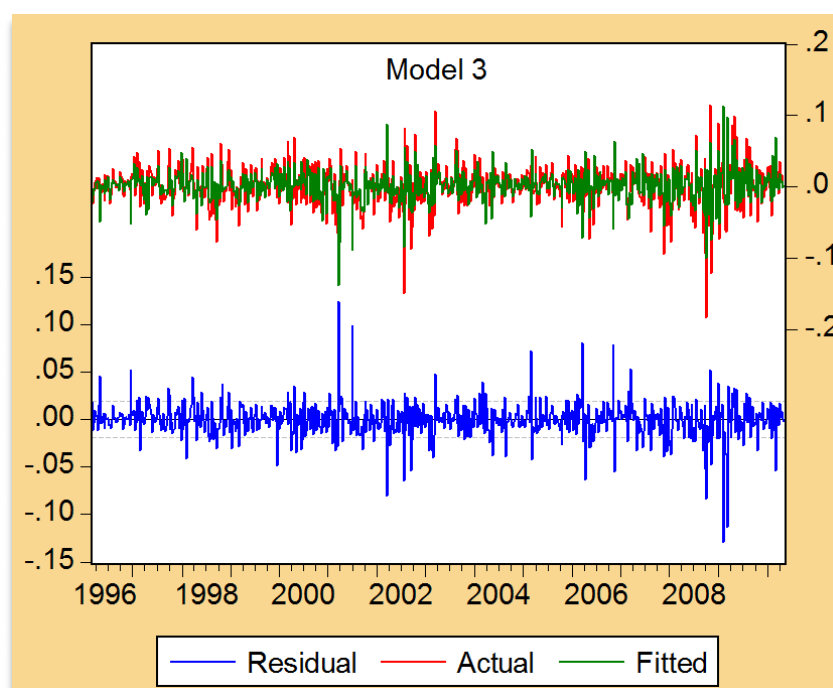
Figur 7-76 White test heteroskedastiske fejllid for OMXmodel 3 (tv) ARCH-test for OMXmodel 3 (th)

Vi vil nu teste modellen for korrelation, hvorfor vi først plotter et korrelogram, med henblik på en visuel inspektion. Korrelogrammet der er vist herunder til venstre viser ingen indikationer på korrelation, men vi udfører for en sikkerheds skyld en BG test på modellen. Outputtet fra denne er indsat nedenfor til højre og det fremgår her af p-værdien på 0,96, at vi ikke kan forkaste nulhypotesen, om ingen seriel korrelation i modellen.



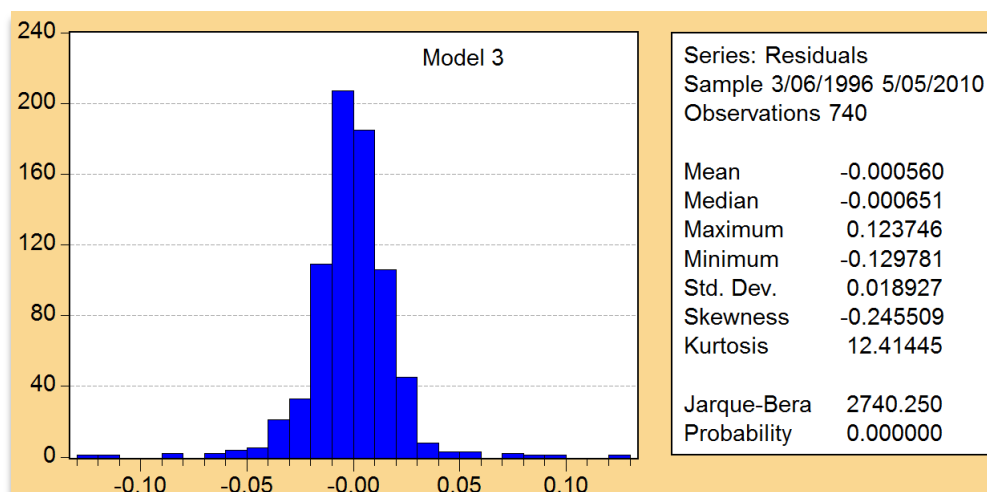
Figur 7-77 Korrelogram for OMXmodel 3 (tv) og Breusch-Godfrey serial korrelation LM test for OMXmodel 3 (th)

Ligesom tidligere plotter vi et residualdiagram, som vist herunder, for visuelt at undersøge om residualerne indeholder markante udsving, eller volatilitet. Det fremgår heraf, at der som forventet er en øget volatilitet i fejleddene omkring de to bobler i henholdsvis 2000 og 2008.



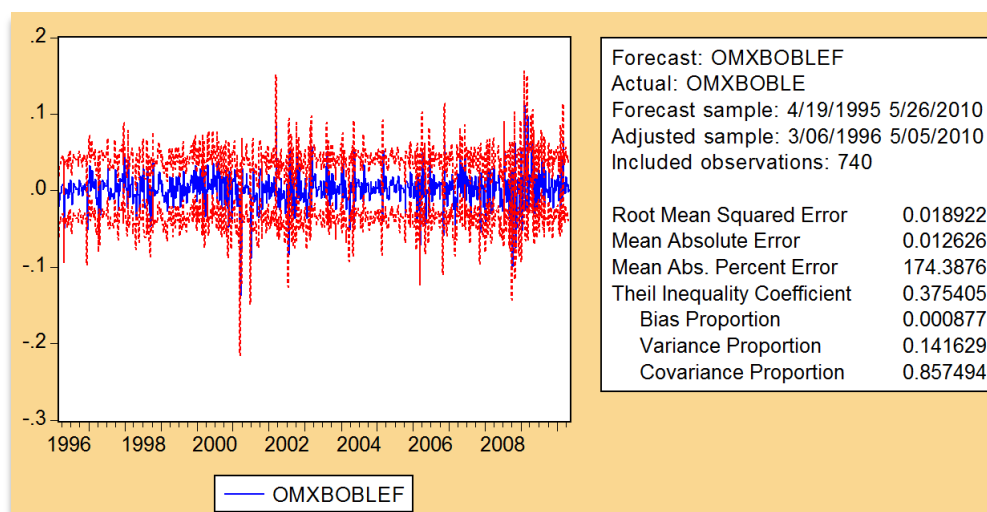
Figur 7-78 Residualdiagram for OMXmodel 3

Vi undersøger dernæst fejleddene visuelt og statistik for normalfordeling ved at se på histogrammet herunder, og Jarque-Bera testen. Histogrammet ser ikke alarmerende ud, og tyder på normalfordelte fejled, men Jarque-Bera testen forkaster nulhypotesen om normalfordelte fejled og fastslår dermed statistisk, at det er de ikke. Igen må vi kommentere på dette, at det kan skyldes heteroskedasticiteten i fejleddene der blev fastslået i White testen, og som vi korrigerede for, men ikke direkte udbedrede.



Figur 7-79 Histogram og Jarque-Bera test for OMXmodel 3

Vi undersøger da modellens evne til at forecaste udviklingen i bobleelementet for OMXC20.



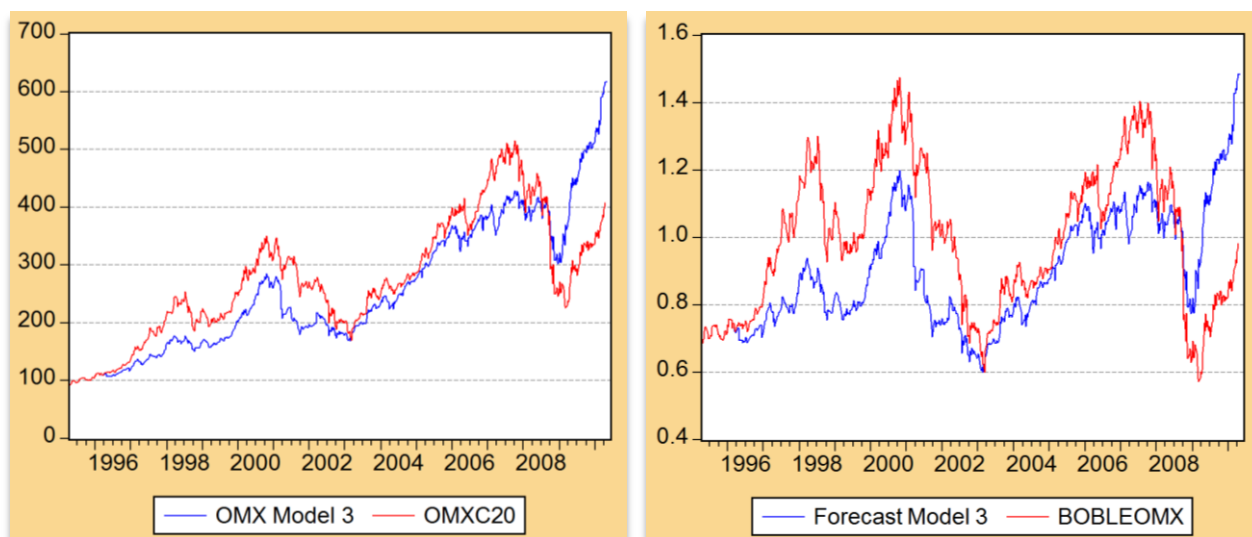
Figur 7-80 Forecast af OMXmodel 3

Undersøges outputtet for forecastet ovenfor nærmere, ses meget lave værdier for RMSE og MAE, men en høj MAPE værdi. Theils ulighedskoefficient er på 0,37 hvilket er en markant forbedring i forhold til de to tidligere undersøgte modeller. Vi sammenligner nu modellens resultater for forecastet med model 2's værdier herfor, dette er sat op i tabellen nedenfor.

Forecast	Model 3	Model 2
RMSE	<u>0,018922</u>	0,018968
MAE	0,012626	<u>0,012608</u>
MAPE	174,39	<u>169,52</u>
Theil	<u>0,375405</u>	0,486355

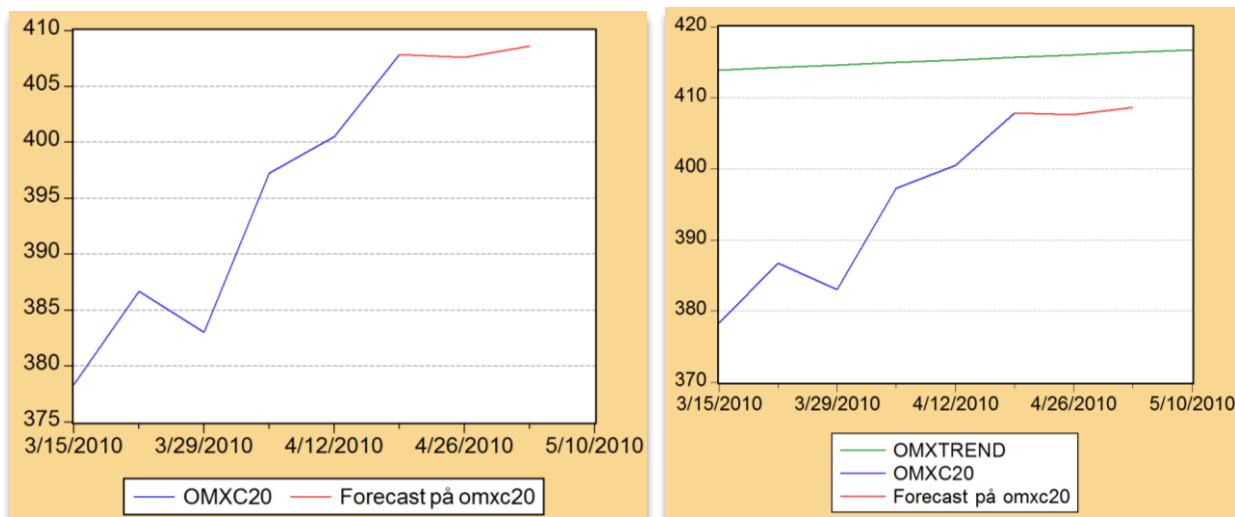
Figur 7-81 Valg af OMXmodel set i forhold til forecast

Det fremgår af tabellen ovenfor at model 3, med henblik på forecast, klarer sig bedre end model 2 for henholdsvis Theils ulighedskoefficient og RMSE. Derudover ligger de meget tæt på hinanden med henblik på MAE. Model 2 er bedst for MAPE værdien. Alt i alt klarer model 3 sig bedst, især vægter vi forklaringsgraden, AIC og Theil værdien højt i denne erkendelse. Vi vil nu undersøge hvordan den endelige model, model 3, klarer sig i gengivelse af den reelle udvikling på OMXC20, og udviklingen i OMXC20 bobleelementet.



Figur 7-82 Grafisk fremstilling af model 3 evne til at beskrive OMXC20 indekset (tv) og OMXboble (th)

I figuren ovenfor til venstre er modellens beregning af udviklingen i OMXC20 indekset sat op imod den reelle udvikling. Vi kan ud fra kurven nu se en klar forbedring i forhold til den tidligere model, hvilket må indikere at rentetilpasningslån har en markant rolle i dannelsen af boblen i 2008. Modellen er selvfølgelig ikke blevet forbedret med henblik på perioden 1995-2003, idet rentetilpasningslån ikke eksisterede der, hvorfor variabelen antager værdien nul for den pågældende periode. Samme tendens gør sig gældende i figuren til højre, hvor det er omxbobleelementet der sættes op imod modellens beregning af samme. Her ses igen en markant forbedring i forhold til den tidligere model, specielt under boblen i 2008. Til gengæld ses der en kraftig overskydning helt sidst i perioden. Denne vil vi nu se nærmere på, idet vi anvender modellen til forecast som vist i figurerne herunder.



Figur 7-83 3 ugers forecast af OMXC20 indekset af OMXmodel 3 (tv) med trend (th)

Ovenfor i figuren til højre ses modellens forecast af perioden fra det sidst kendte data og 2 uger frem. Vi vælger at lave et så kortsigtet forecast primært af to årsager. For det første er OMXC20 et langt mere bevægeligt marked end det var tilfældet for boligmarkedet, hvor vi forecastede 3 måneder frem. Dette forventer vi ikke at kunne på et marked med så store udsving fra dag til dag som det er tilfældet for OMXC20 indekset. For det andet er forecastet tvunget til at bygge på en ceteris paribus antagelse med henblik på de to variable PE og dividender, idet disse ikke er laggede i modellen. Med andre ord antager vi, at den sidst kendte data værdi, for de to variable, forbliver uændrede de næste 3 uger. Fokuserer vi nu på selve forecastet, altså den røde del af kurven i figuren ovenfor til venstre, ses at modellen forudser en svag stigning over de næste tre uger. I figuren ovenfor til højre forholder vi os til den forecastede stigning, ud fra den tidligere identificerede trend på OMXC20. Umiddelbart ser forecastet ikke alarmerende ud, idet OMXC20 stadig bevæger sig under trendlinjen, samt at der forecastes en svagere stigning end den reelle stigningsrate der ses op til forecastet.

7.3.11 Delkonklusion for OMXC20modellen

I dette afsnit vil vi lave en delkonklusion for modelleringen af bobleelementet på OMXC20 indekset. Vi analyserede ud fra 2 modeller, hvor vi konkluderede, at modellen indeholdende arbejdsløshed og valutakurs forklarede udviklingen bedre end modellen indeholdende BNP pr. capita og rentetilpasningslån. Efter at have ladet modellen prognosticere udviklingen i bobleelementet på OMXC20, konstaterede vi dog, at modellen ikke fangede boblen i 2008. Eftersom vi ikke på et statistisk grundlag kunne forkaste model 2 til fordel for model 1, valgte vi at implementere rentetilpasningsvariablen i model 2, hvorved vi endte ud med model 3. Dette bevirkede, at modellen fangede boblen i 2008 markant bedre, samt gav en mere statistisk

robust model. Modellen endte ud med en forklaringsgrad på 56,5 %, og indeholdt følgende variabeltyper: 3 markedsvariable, 1 stemningsvariabel, 1 statusvariabel og 3 finansieringsvariable.

Der forekom i samtlige tre modeller heteroskedastiske fejllid, men ingen ARCH-effekter, hvilket bevirkede, at vi benyttede Whites kovarians matrix estimator for heteroskedastisk konsistente fejllid. Dette bevirkede, at modellen ikke havde normalfordelte fejllid og derved ikke opfyldte antagelse 7 for OLS.⁷⁵

Med baggrund i aktiemarkedets dag til dag følsomhed overfor økonomiske impulser, valgte vi at lave et forsigtigt forecast på 3 uger frem i tiden. Denne prognose skal i høj grad opfattes som en indikator på tendensen, under antagelsen om ceteris paribus, på OMXC20 indekset. Prognosen for modellen viste en svag stigning, tæt på stagnering af indekset, dog set i lyset af, at der blot er tale om en prognose for 3 uger. Vores umiddelbare forventninger til fremtidige ændringer i OMXC20 indekset var, som modellen foreskriver, en svagt stigende tendens og gradvis tilnærmelse til trenden.

Den endelige model kan skrives op som følger:

$$\begin{aligned}
 OMXBOBLE_t = & \frac{0,293698PE_t}{(0,070551)} - \frac{0,257216Dividender_t}{(0,055587)} + \frac{0,058829Omxboble_{t-26}}{(0,025984)} \\
 & + \frac{0,177763Forbrugskvoten_{t-46}}{(0,066858)} - \frac{0,037838Diskonto_{t-4}}{(0,018584)} \\
 & - \frac{0,106309Arbejdsløshed_{t-7}}{(0,042552)} + \frac{0,16194DKKUSD_{t-2}}{(0,049318)} + \frac{0,084384Rentetilpasning_{t-3}}{(0,042549)} \\
 & + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

8.0 Diskussion

I dette afsnit vil vi foretage en diskussion af projektet og problemstillingen, som oplæg til konklusionen.

Vi har i projektet vist, at der forekom bobler på OMXC20 indekset i 2000 og 2008. Der forekom bobler på boligmarkedet i 2006 for ejerlejligheder, og 2007 for villaer. Opstod disse bobler tilfældigt eller blev de genereret af specifikke samfundsøkonomiske faktorer?

Vi har i projektet benytte Calverleys liste til at diagnosticere den samfundsøkonomiske kontekst for perioderne som indeholdt boblerne. Vi konstaterede derudfra, at der var flere sammenfald mellem de karakteristika Calverley oplyste, og de reelle samfundsøkonomiske udviklinger. Herunder skal især nævnes: BNP pr. Capita som i projektet blev benyttet til at beskrive boblerne på OMXC20 indekset. Vi viste igennem variablen, at der som Calverley foreskriver, har været flere år med økonomisk opsving frem mod

⁷⁵ Jf. bilag 6 antagelser for OLS.

boblerne. Dette argument blev underbygget igennem variabelen for arbejdsløshed, hvor opsvinget medførte en stigende beskæftigelse op til boblerne. Calverley udtrykte på sin liste, at et andet karakteristika for en boble var lave opsparingskvoter. I projektet udregnede vi forbrugskvoten igennem opsparingskvoten, og fandt, at under dannelsen af boblerne var forbrugskvoten markant højere. En høj forbrugertillid og en stærk valutakurs blev også på Calverleys liste angivet som en væsentlig indikator for dannelsen af bobler. Både forbrugertilliden og valutakursen blev i projektet anvendt til modellering af bobleelementer. En anden væsentlig indikation på bobledannelse ifølge Calverleys liste, er en lempelig pengepolitik, samt nye låntyper og muligheder. De to punkter kommer til udtryk i vores modeller ved henholdsvis rentevariablene, diskontoen og obligationsrenten, samt variablene for rentetilpasningslån og afdragsfrie lån.

Et centralt mål for projektet var at undersøge for hvorvidt der i perioderne for bobledannelse var enkelte fælles faktorer, som direkte understøttede udviklingen som førte til boblerne. Der kan argumenteres for, at dette er netop hvad Calverley allerede har gjort, i form af sin liste. Ud fra vores modelleringsproces samt, ikke mindst, vores endelige modeller, fandt vi frem til flere fælles variable med tilknytning til Calverleys liste. Vi adskiller os fra Calverleys liste ved gennem statistisk modellering, at have afprøvet de centrale variable til beskrivelse af bobleelementet. Her fandt vi enkelte variable, som indgik i den modelmæssige forklaring af samtlige bobleelementer. Her er der tale om; Arbejdsløshed, rente og rentetilpasningslån. Netop at disse variable spiller en central rolle, lever fint op til vores forventninger.

Det er i den forbindelse vigtigt at nævne, at til beskrivelse af prisudviklingen på et hvilket som helst marked, finder vi det nødvendigt, at have nogle markedsspecifikke forklarende variable. Afhængig af markedstypen, skal der indgå en stemningsvariabel, som tager udgangspunkt i forbrugsvilligheden i samfundet, som for eksempel forbrugertilliden eller forbrugskvoten. Samtidig skal der indgå en statusvariabel, som forklarer udviklingen i samfundsøkonomien, eksempelvis BNP pr. capita eller arbejdsløsheden. Afhængig af markedets finansielle karakter, er det også centralt, at have en eller flere finansieringsvariable med, eksempelvis en kort eller lang rente. De variabeltyper vi via vores modelleringsproces konstaterede som fællesindikatorer for bobledannelse, var statusvariablen, arbejdsløshed, og i særdeleshed finansieringsvariablene renter og låntyper. Her tænkes på Diskontoen og Obligationslånsrenten og rentetilpasningslån.

I de markedsspecifikke variable, kan også indeholde nye elementer for markedet, som kan være med til at skabe den for Kindelberger-Minsky udtrykte *displacement*, der kan bevirke bobledannelsen. I forbindelse, med boblerne på boligmarkedet i 2006-07 og boblen på OMXC20 i 2008, er det nye element i økonomien som tidligere nævnt rentetilpasningslån, der igennem vores modellering viste sig, at have en essentiel rolle. Rentetilpasningslån var rettet mod boligmarkedet og der kan derfor argumenteres for, at boblen på

OMXC20 i høj grad opstod på baggrund af boblerne på boligmarkedet, da rentetilpasningslån viste sig som en signifikant forklarende variabel i modellen for OMXC20, med henblik på boblen i 2008.

Vi definerede en boble som når den faktiske værdi/kurs på et marked overstiger den historiske trend/benchmarken med mere end 30 %. Dette adskiller vores bobleterm, fra naturlige svingninger omkring trenden. Dette betyder også, at vores definition levner plads til konjunktursvingninger, uden at dette vil blive opfattet som en boble. Skulle den faktiske værdi overstige trenden med f.eks. 10 %, vil dette i første omgang blive opfattet som en naturlig afvigelse i en højkonjunktur periode. Et svagt punkt ved udregningen af trendene for de forskellige markeder i projektet, er den relativt korte benchmark periode. Der kan endvidere argumenteres for, at så kort en periode er for spinkelt et grundlag at opbygge en historisk trend ud fra.

Endvidere må vi konstatere jævnføre vores tests, at modellerne ikke opfylder antagelse 7 for estimering med OLS. Hvilket bevirker en svagere estimator. Det kommer dog ikke som en overraskelse for os, givet udviklingen i de afhængige variable, der netop forløber stabilt i starten af perioden, for så at svinge kraftigt under boblerne. Dette betyder logisk set, at konstant varians i fejlleddene, og dermed normalfordelte fejled ikke er muligt. Derudover konstaterede vi problematiske fortegn på enkelte forklarende variable i modellerne, hvilket vi ikke, ud fra den økonomiske teori kan forklare. Eksempelvis den disponible indkomst i villamodellen, der antager negativt fortegn. I ejermodellen antager arbejdsløsheden positivt fortegn samt forbrugskvoten antager negativt fortegn. I modellen for OMXC20 angiver variabelen for valutakursen, det modsatte påvirkningsmønster af Calverleys liste, idet en depreciering af valutaen medfører en stigning i bobleelementet. I dette tilfælde kan der dog findes en økonomisk plausibel forklaring, idet valutaen også deprecierede op til boblen i 2000. En depreciering af valutaen medfører endvidere en styrkelse af nettoeksporten, hvilket alt andet lige bevirker vækst i økonomien.

Calverley nævner på sin liste den lempelige pengepolitik, som en væsentlig faktor til en bobledannelse. Dette punkt billiger vi, set ud fra de historisk lave renter i perioderne op til boblerne. Ydermere anser vi også den førte skattepolitik, som medvirkende årsag til boblen på boligmarkedet. Skattestoppet bevirkede at regeringen mindskede sine muligheder for at påvirke boligmarkedet. Givet ændringen fra at ejendomsværdiskatten fulgte boligens pris, til at være et fastsat beløb. Det betyder ligeledes at faldet i boligpriserne også forstærkes, da ejendomsbeskatningen ikke følger boligens værdi.⁷⁶

⁷⁶ (Af formandskabet for De Økonomiske Råd: Peter Birch Sørensen)

Nationalbanken har igennem deres formålsprogram, haft en manglede handlefrihed i forbindelse med ændringer af diskontoen og den korte rente, da dette vil konflikte med fastkursprincippet over for euroen, samtidig med at det kunne medfører uro i det generelle prisniveau.

Med andre ord, de to centrale institutioner som kunne have udglattet boblen på boligmarkedet, har enten *bundet sig selv på hænder og fødder*, her tænkes på regeringen med indførelsen af skattestoppet, eller er blevet hæmmet gennem afhængighed i henhold til forpligtelser overfor EU, her tænkes på Nationalbanken. Hvis dette sættes til side, så mener vi, regeringen burde have genindført ejendomsværdiskatten og derigennem ladet skatten følge boligens værdi. Nationalbanken skulle i modsætning til det øvrige Europa have hævet diskontoen, og derved bevirket en stigning i de øvrige renter langt tidligere. Diskontoen stiger i 3-4. kvartal 2005, da priserne allerede er 30 % over det trendmæssige niveau. Havde de ladet renten stige 3-6 måneder tidligere, da priserne lå på 15-20 % over trenden, havde indvirkningen og konsekvenserne af de førte politikker været væsentlig mindre, og boblen kunne have været udglattet.

Træerne vokser ikke ind i himlen, det er først et problem, når agenterne i økonomien tror de gør det.

9.0 Konklusion

I dette afsnit vil vi konkludere i forhold til den igennem projektet tilegnede viden, og sammenholde dette med vores problemformulering og efterfølgende konkludere på denne.

Vores problemformulering lyder som følger:

Hvilke fælles indikatorer er til stede under dannelsen af en økonomisk boble, samt kan disse indikatorer ydermere benyttes til konstruktion af en model, hvis formål er identifikation samt forecast af dannelsen af en økonomisk boble?

I forhold til vores definition af en økonomisk boble, som var: Der forekommer en økonomisk boble, hvis den faktiske værdi/kurs overstiger den historiske trend med mere end 30 %, kan vi konkludere, at der forekom en boble på OMXC20 indekset i 2000 og 2008. Samtidig kan det konkluderes, at der forekom en boble på boligmarkedet for ejerlejligheder i 2006 og en boble for villaer i 2007.

Til beskrivelse af bobleelementet benyttede vi i modellerne følgende variabeltyper: Stemnings-, status-, markeds- og finansieringsvariable. Finansieringsvariablene endte med at få en central betydning på forklaringen af dannelsen af boblerne på de undersøgte markeder.

Det kan konkluderes, at samtlige variabeltyper indgik som forklarende variable i modellerne. Vi fandt fælles indikatorer på bobledannelse, da arbejdsløshed, rente og rentetilpasningslån, indgik i samtlige modeller.

Renten var med i samtlige modeller, men i forskellig afskygning, for ejerlejligheds- og villamodellen var det den 30 årige obligationsrente og for OMXC20 var det diskontoen. Det skal konkluderes, at selvom de forklarende variable i samtlige modeller ikke er ens, og med samme lagstruktur, skal de ikke forkastes som værende fælles indikatorer. Det skal pointeres, at variabeltyperne i højere grad er væsentlige til forklaring af bobleelementet. En modellering kan ikke alene bygges på en bestemt variabeltype, men bør inkludere mindst en af hver type.

I modelleringsprocessen endte vi ud med modeller som alle, ikke havde normalfordelte fejllid og derved ikke opfyldte antagelse 7 for OLS. Modellering er en mulighed, men på baggrund af de ikke normalfordelte fejllid, er dette en svækkelse af vores estimatorer for modellerne.

Vi undersøgte i projektet ligeledes muligheden for at prognosticere udviklingen i prisindekset for boligmarkedet og for OMXC20 indekset. Det skal konkluderes, at en prognose for boligmarkedet er mere sandsynlig, da markedet er væsentligt mere trægt end aktiemarkedet. Det bevirkede, at vi prognosticerer 3 måneder frem for boligmarkedsmodellerne og 3 uger for OMXC20 indekset.

Modellerne kan benyttes til at undersøge udviklingen på de givne markeder, for om der er en boble under dannelse. Under antagelsen om rationelle agenter vil dette betyde, at en viden omkring, at en boble er under dannelse, og vil briste i fremtiden, ceteris paribus, medfører at den brister i dag. Dette betyder også at de økonomiske konsekvenser en boble medfører mindskes eller udglattes.

10.0 Bibliografi

Af formandskabet for De Økonomiske Råd: Peter Birch Sørensen, M. R.-J. (u.d.). *Boligmarkedet og krisen*.

Hentede 08. august 2010 fra www.dors.dk: <http://www.dors.dk/sw7100.asp>

boligadvokater, V. (2008). *Forældrekøb*. Robinhuse.

Brink, H. (2001). *Makroøkonomi - Introduktion i teori og politik* (1. udgave udg.). Jurist- og økonomforbundets forlag.

Calverley, J. P. (2009). *When Bubbles Burst - Surviving the Financial Fallout*. Nicholas Brealey Publishing.

Centralbank, D. E. (u.d.). www.ecb.int. Hentede 8. august 2010 fra www.ecb.int/ecb/10ann/history/html/index.en.html

Christian Heij, m. f. (2004). *Econometric methods with applications in business and economics*. Oxford University Press.

Eviews, U. (u.d.). www.scribd.com. Hentede 30. Juli 2010 fra www.scribd.com/doc/21816409/eviews-6-users-guide-l

Grice, D. (18. november 2009). *www.forum-monetaire.com*. Hentede 8. August 2010 fra Societe generale - Cross asset research : <http://www.forum-monetaire.com/wp-content/uploads/2009/11/sg-gold.pdf>

Grossman, B. T. (September 1988). The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices. *The Economic Journal*, Vol. 98, No. 392 , s. 746-754.

Information. (19. januar 2009). *information.dk*. Hentede 8. august 2010 fra Tvivl om bankpakkens virkning: <http://www.information.dk/180048>

Jespersen, J. (2007). *Makroøkonomisk metodologi - i et samfundsvidenskabeligt perspektiv* (1. udgave udg.). Jurist- og økonomforbundets forlag.

Kindleberger, C. P. (April 1978). Manias, Panics, and Rationality. *Eastern Economic Journal*, Vol. 4, No. 2 , s. 103-112.

Nationalbanken. (2003). *Pengepolitik i Danmark* (2. udgave udg.). Danmarks Nationalbank.

Nationalbanken.dk. (24. Marts 2010). Nationalbankens tre overordnede formål. http://www.nationalbanken.dk/DNDK/OmNB.nsf/side/Maalsætning_og_grundholdninger!OpenDocument

Nitzsche, K. C. (2005). *Quantitative financial economics* (2. udgave udg.). John Wiley & sons, Ltd. .

Schumpeter, J. A. (1939). *Business Cycles - A Theoretical, Historical and Statistical Analysis of* (1. udg.). McGraw-Hill Book Company.

Schwartz, H. M. (2009). *Subprime Nation - American Power, Global Capital, and the Housing Bubble*. Cornell University Press.

Shiller, R. J. (2005). *Irrational Exuberance* (2. udgave udg.). Princeton University Press.

Statistik, D. (31. marts 2010). Husholdningerne øger opsparingen. *NYT fra Danmarks Statistik* (144), s. 2.

Stiglitz, J. E. (Spring 1990). Symposium on Bubbles. *The Journal of Economic Perspectives* , s. 13-18.

Torben M. Andersen, H. L.-N. (2002). *Beskrivende dansk økonomi* (1. udgave 1. oplag udg.). Bogforlaget Handelsvidenskab.

11.0 Figurliste

Figur 3-1 Grafisk fremstilling af simuleret aktiekursudvikling.....	11
Figur 3-2 Kindlerberg - Minsky model og boblens anatomi	13
Figur 3-3 Calverleys liste over typiske karakteristika for en boble	15
Figur 3-4 Boblen ud fra PE-værdien.....	17
Figur 4-1 Grafisk fremstilling af Prisindeks for Villaer (tv) 1995=100, Prisindeks for ejerlejligheder (th) 1995=100	18
Figur 4-2 Grafisk fremstilling af prisindeks for byggeomkostninger 1995=100 (tv). Villa, Ejerlejlighed og byggeomkostningsindeks samlet (th).....	20
Figur 4-3 Test for enhedsrod af prisindeks for ejerlejligheder	21
Figur 4-4 Grafisk fremstilling af prisindeks for ejerlejligheder (tv), De procentvise ændringer i prisindekset af ejerlejligheder (th)	21
Figur 4-5 Grafisk fremstilling af prisindeks for ejerlejlighed og trend	22
Figur 4-6 Test for enhedsrod af Ejerlejlighed uden trend	23
Figur 4-7 Grafisk fremstilling af ejerlejlighed uden trend (tv), de procentvise ændringer i ejerlejlighed uden trend	23
Figur 4-8 Test for enhedsrod af prisindeks for villaer	24
Figur 4-9 Grafisk fremstilling af prisindeks for villaer (tv), de procentvise ændringer i prisindekset for villaer (th).....	24

Figur 4-10 Grafisk fremstilling af prisindeks for villaer og trend	25
Figur 4-11 Test for enhedsrod af villa uden trend	25
Figur 4-12 Grafisk fremstilling af villa uden trend (tv), de procentvise ændring i villa uden trend (th).....	26
Figur 4-13 Test for enhedsrod af byggeomkostningsindekset	27
Figur 4-14 Grafisk fremstilling af byggeomkostningsindekset 1995=100 (tv), de procentvise ændringer i byggeomkostningsindekset (th)	27
Figur 4-15 Grafisk fremstilling af byggeomkostningsindeks med trend	28
Figur 4-16 Test for enhedsrod af byggeomkostninger uden trend	28
Figur 4-17 Grafisk fremstilling af byggeomkostning uden trend (tv), de procentvise ændringer i byggeomkostninger uden trend	29
Figur 4-18 Grafisk fremstilling af villa, ejerlejlighed og byggeomkostninger uden trend	30
Figur 5-1 Grafisk fremstilling af OMXC20 indekset (tv) OMXC20 indekset med HP filter (th)	31
Figur 5-2 Test for enhedsrod af OMXC20	32
Figur 5-3 Test for enhedsrod af 1'orden differensen af OMXC20 indekset.....	32
Figur 5-4 Grafisk fremstilling af 1'ordens differensen af OMXC20 indekset (tv), de procentvise ændringer af OMXC20 indeks	33
Figur 5-5 Grafisk fremstilling af bobleomx (tv), de procentvise ændringer i bobleomx (th)	34
Figur 5-6 Test for enhedsrod af bobleomx	34
Figur 5-7 Test for enhedsrod af PE-værdien udregnet af datastream.....	35
Figur 5-8 Grafisk fremstilling af PE-værdien for OMXC20 udregnet af Datastream (tv), de procentvise ændringer i PE-værdien (th)	35
Figur 5-9 Grafisk fremstilling af PE-værdien for OMXC20 udregnet af Datastream og PE-værdien for OMXC20 egen udregning	36
Figur 5-10 Test for enhedsrod af dividend yield for OMXC20 udregnet af Datastream.....	37
Figur 5-11 Grafisk fremstilling af dividend yield for OMXC20 (tv), de procentvise ændringer i dividend yield for OMXC20 (th)3,	37
Figur 6-1 Test for enhedsrod af arbejdsløsheden	39
Figur 6-2 Grafisk fremstilling af arbejdsløshed i procent af den samlede arbejdsstyrke (tv), ændringer i arbejdsløsheden (th)	39
Figur 6-3 Test for enhedsrod af den disponible indkomst	41
Figur 6-4 Grafisk fremstilling af den disponible indkomst i løbende priser ikke sæsonkorigeret (tv), de procentvise ændringer i den disponible indkomst.....	41
Figur 6-5 Test for enhedsrod BNP pr. capita.....	42
Figur 6-6 Grafisk fremstilling af BNP pr. capita i 1000 kr. (tv), de procentvise ændringer i BNP pr. capita (th).....	43
Figur 6-7 Test for enhedsrod af overskud på betalingsbalancens løbende poster	44
Figur 6-8 Grafisk fremstilling af overskuddet på betalingsbalancens løbende poster i mio. kroner (tv), ændringen i overskuddet på betalingsbalancens løbende poster.....	44
Figur 6-9 Test for enhedsrod af forbrugertillidsindekset	45
Figur 6-10 Grafisk fremstilling af forbrugertillidsindeks (tv), ændring i forbrugertillidsindekset	46
Figur 6-11 Test for enhedsrod af opsparingskvoten og forbrugskvoten	48
Figur 6-12 Grafisk fremstilling af Forbrugskvoten (tv), Opsparingskvoten (th)	48
Figur 6-13 Grafisk fremstilling af det årlige gennemsnit af forbrugskvoten (tv), det årlige gennemsnit af opsparingskvoten (th)	49
Figur 6-14 Grafisk fremstilling af de procentvise ændringer i forbrugskvoten (tv), ændringer i opsparingskvoten (th)	50
Figur 6-15 Test for enhedsrod af afdragsfrie lån	51
Figur 6-16 Grafisk fremstilling af afdragsfrie lån i mio. kr. (tv), de procentvise ændringer i afdragsfrie lån (th).....	51
Figur 6-17 Test for enhedsrod af rentetilpasningslån	52
Figur 6-18 Grafisk fremstilling af rentetilpasningslån i mio. kr. (tv), de procentvise ændringer i rentetilpasningslån	52
Figur 6-19 Test for enhedsrod af realkreditinstitutternes udlån.....	53
Figur 6-20 Grafisk fremstilling af realkreditinstitutternes udlån i mio. kr. (tv), de procentvise ændringer i realkreditinstitutternes udlån (th).....	54
Figur 6-21 Test for enhedsrod af diskonto ultimo	55
Figur 6-22 Grafisk fremstilling af diskonto ultimo (tv), de procentvise ændringer i diskonto ultimo	55
Figur 6-23 Test for enhedsrod af den 30 årlige obligationsrente.....	56
Figur 6-24 Grafisk fremstilling af den 30 årlige obligationsrente (tv), de procentvise ændring i den 30 årlige obligationsrente	57
Figur 6-25 Test for enhedsrod af pengemarkedsrenten fra FED.....	58
Figur 6-26 Grafisk fremstilling af pengemarkedsrenten fra FED (tv), de procentvise ændringer i pengemarkedsrenten fra FED.....	58
Figur 6-27 Grafisk fremstilling af pengemarkedsrenterne fra Nationalbanken og ECB.....	59
Figur 6-28 Test for enhedsrod af pengemarkedsrenten fra Nationalbanken.....	59
Figur 6-29 Grafisk fremstilling af pengemarkedsrenten fra Nationalbanken (tv), de procentvise ændringer i Nationalbankens pengemarkedsrente	60
Figur 6-30 Test for enhedsrod af valutakurs (DKK/USD).....	61
Figur 6-31 Grafisk fremstilling af valutakursen DKK/USD (tv), de procentvise ændringer i valutakursen DKK/USD (th)	61
Figur 6-32 Variabeloversigt	62
Figur 6-33 Calverleys liste i forhold til de undersøgte bobler	65
Figur 7-1 Undersøgte variable i ejerlejlighedsmodellen	66
Figur 7-2 Eviews output over de undersøgte variable	67
Figur 7-3 Ejerlejlighedsmodel 1 (tv), Ejerlejlighedsmodel 2 (th)	69
Figur 7-4 White test for heteroskedastiske fejl, Model 1 (tv), Model 2 (th).....	70
Figur 7-5 ARCH-test for ejerlejlighedsmodellerne Model 1 (tv), Model 2 (th)	71
Figur 7-6 Ejerlejlighedsmodel 1 med White kovarians matrix estimator (tv), Ejerlejlighedsmodel 2 med White kovarians matrix estimator (th)	72
Figur 7-7 Korrelogrammer for ejerlejlighedsmodel 1 (tv) og ejerlejlighedsmodel 2 (th).....	73
Figur 7-8 Breusch-Godfrey seriel korrelation LM test for ejerlejlighedsmodel 1 (tv) og ejerlejlighedsmodel 2 (th)	74
Figur 7-9 Ejerlejlighedsmodel 1 med AR(13) led (tv) og Ejerlejlighedsmodel 2 med AR(13) led (th).....	75
Figur 7-10 Ejerlejlighedsmodel 1 med AR(13) led og ny lagstruktur (tv) og Ejerlejlighedsmodel 2 med AR(13) led og ny lagstruktur (th)	76
Figur 7-11 Korrelogrammer for Ejerlejlighedsmodel 1 med AR(13) led og ny lagstruktur (tv) og Ejerlejlighedsmodel 2 med AR(13) led og ny lagstruktur (tv).....	76
Figur 7-12 Breusch-Godfrey seriel korrelation LM test Model 1 (tv) og Model 2 (th).....	77
Figur 7-13 Residualdiagram for ejerlejlighedsmodel 1 (tv) og ejerlejlighedsmodel 2 (th).....	77
Figur 7-14 Histogram og Jarque-Bera test for ejerlejlighedsmodel 1.....	78
Figur 7-15 Histogram og Jarque-Bera test for ejerlejlighedsmodel 2.....	78
Figur 7-16 Forecast med ejerlejlighedsmodel 1.....	79
Figur 7-17 Forecast med ejerlejlighedsmodel 2.....	79
Figur 7-18 Valg af ejerlejlighedsmodel	80
Figur 7-19 Endelig model til beskrivelse bobleelementet for ejerlejligheder	81

Figur 7-20 Grafisk fremstilling af modellen beskrivelse af prisindekset for ejerlejligheder og det faktiske prisindeks for ejerlejligheder	82
Figur 7-21 Forecast på 3 måneder af prisindekset for ejerlejligheder	83
Figur 7-22 Forecast på 3 måneder af prisindekset for ejerlejligheder med trend.....	84
Figur 7-23 Undersøgte forklarende variable i modelleringen af villamodellen	86
Figur 7-24 Navngivning af undersøgte villamodeller	87
Figur 7-25 Villamodel 1 før test	87
Figur 7-26 Villamodel 2 før test	87
Figur 7-27 Villamodel 3 før test	87
Figur 7-28 Villamodel 4 før test	87
Figur 7-29 White test for heteroskedastiske fejld af model 1	88
Figur 7-30 White test for heteroskedastiske fejld af model 2	88
Figur 7-31 White test for heteroskedastiske fejld af model 3	88
Figur 7-32 White test for heteroskedastiske fejld af model 4	88
Figur 7-33 ARCH-test model 1	88
Figur 7-34 ARCH-test model 2	88
Figur 7-35 ARCH-test model 3	88
Figur 7-36 ARCH-test model 4	88
Figur 7-37 Villamodel 1 som tager højde for heteroskedastiske fejld	89
Figur 7-38 Villamodel 2 som tager højde for heteroskedastiske fejld	89
Figur 7-39 Villamodel 3 som tager højde for heteroskedastiske fejld	89
Figur 7-40 Villamodel 4 som tager højde for heteroskedastiske fejld	89
Figur 7-41 Fravalg af 2 villamodeller	90
Figur 7-42 Breusch-Godfrey seriel korrelation LM test villamodel 3	90
Figur 7-43 Breusch-Godfrey seriel korrelation LM test villamodel 4	90
Figur 7-44 Korrelogram for villamodel 3	91
Figur 7-45 Korrelogram for villamodel 4	91
Figur 7-46 Residualdiagram for villamodel 3	91
Figur 7-47 Histogram og Jarque-Bera test for villamodel 3	92
Figur 7-48 Residualdiagram for villamodel 4	93
Figur 7-49 Histogram og Jarque-Bera test for villamodel 4	93
Figur 7-50 Forecast for villamodel 3	94
Figur 7-51 Forecast for villamodel 4	94
Figur 7-52 Valg af villamodel	95
Figur 7-53 Endelig model til beskrivelse af bobleelementet for villaprisindekset	96
Figur 7-54 Grafisk fremstilling af prisindekset for villaer, udregnet igennem villamodel 4 og det faktiske indeks.....	97
Figur 7-55 3 måneders forecast af prisindekset for villaer	98
Figur 7-56 3 måneders forecast af prisindekset for villaer med trend	98
Figur 7-57 Undersøgte variable i modellen til beskrivelse af OMXboblemodellen	100
Figur 7-58 Eviews output med samtlige undersøgte variable for OMXmodel	102
Figur 7-59 OMXmodeller før test, model 1 (tv) og model 2 (th)	103
Figur 7-60 White test for heteroskedastiske fejld model 1 (tv) og model 2 (th)	103
Figur 7-61 ARCH-test model 1 (tv) og model 2 (th)	104
Figur 7-62 OMXmodeller som tager højde for heteroskedastiske fejld, model 1 (tv) og model 2 (th)	104
Figur 7-63 Korrelogrammer for OMXmodeller, model 1 (tv) og model 2 (th)	105
Figur 7-64 Breusch-Godfrey seriel korrelation LM test for OMXmodeller, model 1 (tv) og model 2 (th)	105
Figur 7-65 Residualdiagram for OMXmodellerne, model 1 (tv) og model 2 (th)	106
Figur 7-66 Histogram og Jarque-Bera test for OMXmodel 1	106
Figur 7-67 Histogram og Jarque-Bera test for OMXmodel 2	107
Figur 7-68 Forecast for OMXmodel 1	107
Figur 7-69 Forecast for OMXmodel 2	108
Figur 7-70 Valg af OMXmodel	108
Figur 7-71 Forklaring af OMXmodel 2	109
Figur 7-72 Grafisk fremstilling af model 2 evne til at beskrive OMXC20 indekset (tv) og OMXboble (th)	110
Figur 7-73 Grafisk fremstilling af model 1 evne til at beskrive OMXC20 indekset (tv) og OMXboble (th)	111
Figur 7-74 OMXmodel 3 før test	111
Figur 7-75 Valg af OMXmodel	112
Figur 7-76 White test heteroskedastiske fejld for OMXmodel 3 (tv) ARCH-test for OMXmodel 3 (th)	112
Figur 7-77 Korrelogram for OMXmodel 3 (tv) og Breusch-Godfrey seriel korrelation LM test for OMXmodel 3 (th)	113
Figur 7-78 Residualdiagram for OMXmodel 3	113
Figur 7-79 Histogram og Jarque-Bera test for OMXmodel 3	114
Figur 7-80 Forecast af OMXmodel 3	114
Figur 7-81 Valg af OMXmodel set i forhold til forecast	114
Figur 7-82 Grafisk fremstilling af model 3 evne til at beskrive OMXC20 indekset (tv) og OMXboble (th)	115
Figur 7-83 3 ugers forecast af OMXC20 indekset af OMXmodel 3 (tv) med trend (th)	116

12.0 Bilag

Bilag 1

I dette bilag vises et eksempel på udregningen af PE-værdien for det samlede OMXC20 indeks. Vi har taget data fra den 1. marts 2006. Vægten for de enkelte aktier er udregnet ved at tage markedsværdien for den enkelte aktie divideret med den samlede markedsværdi for OMXC20.

Aktie	PE-værdi for aktien	Aktiens vægt ift. markedsværdi	Matematisk handling	PE-værdi andel
Mærsk A	21	0,1297	+	2,72
Mærsk B	10,3	0,1315	+	1,35
Carlsberg B	27,2	0,0176	+	0,478
Danisco	19,7	0,0237	+	0,467
Danske Bank	11,5	0,1498	+	1,722
DS Norden	23,9	0,0066	+	0,158
DSV	18,5	0,0185	+	0,343
FLSmith	21,9	0,0099	+	0,2167
Genmap	0	0,0074	+	0
H.Lundbeck	17,5	0,0306	+	0,536
Jyske Bank	12,6	0,0219	+	0,276
NKT	29,9	0,0081	+	0,242
Nordea	11,1	0,2021	+	2,24
Novo Nordisk	22,6	0,1172	+	2,649
Novozymes	31,1	0,0230	+	0,7157
Sydbank	13,8	0,0134	+	0,1856
TopDanmark	20,1	0,0138	+	0,2775
Trygvesta	11,3	0,0251	+	0,283
Vestas	0	0,0244	+	0
William DH	36,1	0,0257	+	0,9269
PE-værdi til tiden t			=	15,7864

Bilag 2

Price/Earnings Ratio (Datastream calculated) - datatype (DSPE)

The PER is derived by dividing the total market value of an index by the total earnings. The values have been calculated by Datastream as the source does not currently calculate this datatype (approval given by source).

Datastream Global Index

Price/earnings ratio (PER) - datatype (DSPE)

For Datastream sectors, the PER is derived by dividing total market value by the total earnings, thus providing an earnings-weighted average of the PERs of the constituents. It is given by:

Where:

$$PE_t = \frac{\sum_{i=1}^n (P_t * N_t)}{\sum_{i=1}^n (E_t * N_t)}$$

PE_t = price earnings ratio at day t

P_t = unadjusted share price on day t

N_t = number of shares in issue on day t

E_t = earnings per share on day t. (Negative earnings per share are treated as zero)

n = number of constituents in index

Countries for which available

All Datastream Global Index markets

Bilag 3

Referat af mødet med Professor Phoebus J. Dhrymes

Mødet fandt sted på Columbia University i New York, tirsdag den 6. april 2010 kl. 14:00 lokale 1025.

Til stede var: Martin Elmegaard Mortensen og Professor Phoebus J. Dhrymes

Formålet med mødet var, at:

- Få Professor Dhrymes' kommentar og erfaringer med de valgte test for tilstedeværelsen af en spekulativ boble.

- Få Professor Dhrymes' perspektiv til hvordan han ville teste og løse projektets problemstilling.

For Professor Dhrymes blev fremlagt følgende tests:

- Shillers volatility test
- Diba and Grossmans test for rationale bubble (ADF and cointegration)

Professor Dhrymes udtrykte sin kritik af Shillers metode. Professor Dhrymes anså testen som svag, men dog brugbar til en hvis grænse. Det samme gælder for Diba og Grossmans testmetode. Kritikken gik ydermere på at aktiekurs og dividender/fundamentelværdi, som testene tager udgangspunkt i, ikke i nævneværdig grad fremstår som retvisende for at der forefindes en boble. Til dette foreslog Professor Dhrymes at gruppen i stedet for lagde deres fokus på leverage ratio subsidiært PE værdierne.

Professor Dhrymes anførte væsentligheden i, at projektet havde en meget præcis og konkret definition på en boble. Professor Dhrymes definition på hvornår der er fare for en boble, set ud fra leverage ratioen, er en Leverage Ratio over 20 subsidiært en PE-værdi over 35.

Professor Dhrymes anbefaler gruppen at definere boblen ud fra nogle sikre rammer. Så det med større sandsynlighed kan konstateres om der forefindes en boble ud fra PE-værdien.

Price /Earnings PE	Risiko profil	Konsekvens
1 - 5	Meget sikker	Undervurderet værdi
6 – 19	Sikker	Sund niveau
20 – 35	Øget usikkerhed	Øget sandsynlighed for en boble er under dannelse
35 < PE	Kraftig usikkerhed	Boble forefindes

Definitionen vil gruppen taget op til overvejelse. Denne metode giver gruppen en afhængig variable som kan fungere som termometer for de enkelte aktiver.

Professor Dhrymes anbefalede projektet at have data for 2 perioder for hvert undersøgelsesfelt. F.eks. For boligmarkedet, så skal der være et datasæt for perioden, hvor gruppen mistænker, at der forefindes en boble. Ydermere skal der var data for en periode, hvor gruppen med stor sandsynlighed kan sige, at der ikke har været en boble. Denne del skal fungere som benchmark. Med denne metode kan vi derfor uden problemer benytte Shillers og Diba og Grossmans test metoder. Baggrunden for dette metodevalg bygger Professor Dhrymes på at, hvis vi havde taget en periode på for eksempel 100 år, så er det overhængende sandsynligt at der har været en boble før. Ydermere anfører Professor Dhrymes at det er vigtigt at fokusere på konteksten hvori data er dannet. Dette skulle bevirke at processen med at udvælge signifikante forklarende variable til vores senere model bliver gjort betydeligt nemmere.

Bilag 4

Dividend Yield (Datastream calculated) - datatype (DSDY)

The dividend yield for an index is the total dividend amount for the index, expressed as a percentage of the total market value for the constituents of that index. The values have been calculated by Datastream as the source does not currently calculate this datatype (approval given by source).

Datastream Global Index

Dividend yield - datatype (DSDY)

For sectors, dividend yield is derived by calculating the total dividend amount for a sector and expressing it as a percentage of the total market value for the constituents of that sector. This provides an average of the individual yields of the constituents weighted by market value. It is calculated as follows:

$$DY_t = \frac{\sum_{i=1}^n (D_i * N_i)}{\sum_{i=1}^n (P_i * N_i)} * 100 \quad DY_t = \frac{\sum_{i=1}^n (D_i * N_i)}{\sum_{i=1}^n (P_i * N_i)} * 100$$

Where:

DY_t = aggregate dividend yield on day t

D_t = dividend per share on day t

N_t = number of shares in issue on day t

P_t = unadjusted share price on day t

n = number of constituents in index

Countries for which available

All Datastream Global Index markets

See also

[Datastream sectors](#) for details of the composition of sectors.

Bilag 5

Hej med jer,

Jeg tror det bliver lidt svært for mig, da jeg ikke sådan lige har en tidslinje, men skal gøre mit bedste (jeres tal burde næsten kunne vise det)

Fra 1995-omkring 2000 har det været et OK marked med stigninger i 1995-1999.

Mener, der var tale om en IT-bobel omkring år 2000, hvorefter markedet dykkede en smule – for en kortere periode.

Der kan have været et par mindre ting, som jeg ikke vil betegne som kriser – og fra 2002/2003 gik det bare frem og frem, indtil de første krisetegn viste sig i 2006/2007. Krisen satte for alvor ind i marts 2008 (finanskrisen var vistnok i november 2008) – og derefter har det været lutter nedtur.

De første positive tegn var fra omkring juli 2009, hvor salget lå over 2008-niveauet (for måneden – ikke år-til-dato). Regnskabsmæssigt var 2009 det værste år (det samme med styksalget) – men med de spæde tegn på bedringer, som er forsat ind i 2010, hvor man generelt ligger over 2009.

Udgangspunktet er dog, at boligmarkedet har nået sit laveste niveau i 2008/2009 og godt ind i 2010 i **de sidste 30 år** (se vedhæftede Excel-ark – der dog ikke er ajourført. Jeg tror, man skal forvente, at boligsalget vil ligge underdrejet i lang tid fremover (altså man når ikke et "normalår" i flere år frem i tiden). Desuden er der mange usikre faktorer (skattestigninger, ny finanskrise på vej?, uro i de europæiske økonomier og store underskud i EU, USA og Japan, rentestigninger på vej? – før eller siden skal regningen jo betales).

Sidste "rigtige" boligkrise var i 1989-1992/1993 som følge af kartoffelkur – og dermed faldende salg og mange tvangsauktioner.

Håber, dette kan hjælpe jer lidt på vej...

Med venlig hilsen

Hans Henrik Buchreitz

Analyseansvarlig

home a/s

Søren Frichs Vej 36F, 8230 Åbyhøj

Tlf 86 15 43 00 - Fax 86 15 29 88

hhbu@home.dk - www.home.dk

home
vi vil være din foretrukne ejendomsmægler
EJENDOMSMÆGLERKÆDE FOR DANSKE BANK KONCERNEN

Bilag 6 Antagelser for OLS

Antagelse	Beskrivelse	Ligning
1	De forklarende variable er kendte	$\sum (x_i - \bar{x})^2 > 0$
2	Fejlledene er stokastisk fordelt med middelværdi på 0	$E[\varepsilon_i] = 0 \ (i = 1, \dots, n)$
3	Homoskedastiske fejll	$E[\varepsilon_i^2] = \sigma^2 \ (i = 1, \dots, n)$
4	Ingen korrelation i fejlledene	$E[\varepsilon_i \varepsilon_j] = 0 \ (i, j = 1, \dots, n, i \neq j)$
5	Konstante parametre	$\sigma > 0$
6	Lineær model	$E[y_i] = \alpha + \beta x_i, \text{var}(y_i) = \sigma^2,$ $\text{cov}(y_i, y_j) = 0 \ (i \neq j)$
7	Normalfordelte fejll	$\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n$ er gensidigt uafhængig

(Christian Heij, 2004, s. 92-93)

Bilag 7 Ligninger fra forecast

Root Mean Squared Error	$\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$
Mean Absolute Error	$\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t - y_t / h$
Mean Absolute Percentage Error	$100 \sum_{t=T+1}^{T+h} \left \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right / h$
Theil Inequality Coefficient	$\frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t^2 / h} + \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} y_t^2 / h}}$

Bias Proportion	$\frac{((\sum \hat{y}_t/h) - \bar{y})^2}{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2/h}$
Variance Proportion	$\frac{(s_{\bar{y}} - s_y)^2}{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2/h}$
Covariance Proportion	$\frac{2(1-r)s_{\bar{y}}s_y}{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2/h}$

(Eviews, s. 553-554)

Bilag 8 Udledning af ligning for Ejerlejlighedsmodellen

Fra projektet afsnit 7.1.14 er følgende ligning fremkommet:

$$\begin{aligned}
 Ejer_t = & \frac{0,168510Ejer_{t-52}}{(0,083772)} + \frac{0,080384Arbejdsloshed_{t-4}}{(0,028166)} - \frac{0,134292Forbrugskvoten_{t-13}}{(0,060651)} \\
 & + \frac{0,021138OMX_{t-52}}{(0,010619)} + \frac{0,034214Rentetilpasning_{t-46}}{(0,016899)} - \frac{0,055272Obli30_{t-44}}{(0,026926)} \\
 & + \frac{0,560194AR_{13}}{(0,131034)} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

For nemheds skyld omdøbes den afhængige variabel til y_t .

$$\begin{aligned}
 Ejer_t = y_t \quad \mu_t = & \alpha_1 y_{t-52} + \alpha_2 Arbejdsloshed_{t-4} + \alpha_3 Forbrugskvoten_{t-13} + \alpha_4 OMX_{t-52} + \\
 & \alpha_5 Rentetilpasning_{t-46} + \alpha_6 Obli30_{t-44}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 y_t = & \alpha_1 y_{t-52} + \alpha_2 Arbejdsloshed_{t-4} + \alpha_3 Forbrugskvoten_{t-13} + \alpha_4 OMX_{t-52} \\
 & + \alpha_5 Rentetilpasning_{t-46} + \alpha_6 Obli30_{t-44} + u_t = \mu_t + u_t
 \end{aligned}$$

Modellen skal have implementeret et AR(13) led, som udregnes igennem fejlleddet u_t .

For en AR(13)

$$u_t = p_1 u_{t-13} + \varepsilon_t$$

Vi isolerer her u_t i den øverste ligning.

$$\begin{aligned}
 u_t &= y_t - \mu_t \\
 u_t &= p_{13}(y_{t-13} - \mu_{t-13}) + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

Vi indsætter nu AR-leddene i udgangsligningen. Eviews' estimater for de forskellige variable er:

$$\widehat{\alpha}_1, \widehat{\alpha}_2, \widehat{\alpha}_3, \widehat{\alpha}_4, \widehat{\alpha}_5, \widehat{\alpha}_6, \widehat{p}_1$$

$$y_t = p_{13}(y_{t-13} - (\alpha_1 y_{t-65} + \alpha_2 \text{Arbejdsloshed}_{t-17} + \alpha_3 \text{Forbrugskvoten}_{t-26} + \alpha_4 \text{OMX}_{t-65} + \alpha_5 \text{Rentetilpasning}_{t-59} + \alpha_6 \text{Obli30}_{t-57})) + \alpha_1 y_{t-52} + \alpha_2 \text{Arbejdsloshed}_{t-4} + \alpha_3 \text{Forbrugskvoten}_{t-13} + \alpha_4 \text{OMX}_{t-52} + \alpha_5 \text{Rentetilpasning}_{t-46} + \alpha_6 \text{Obli30}_{t-44} + \varepsilon_t \Rightarrow$$

$$y_t = \alpha_1(y_{t-52} - p_{13}y_{t-65}) + \alpha_2(\text{Arbejdsloshed}_{t-4} - p_{13}\text{Arbejdsloshed}_{t-17}) + \alpha_3(\text{Forbrugskvoten}_{t-13} - p_{13}\text{Forbrugskvoten}_{t-26}) + \alpha_4(\text{OMX}_{t-52} - p_{13}\text{OMX}_{t-65}) + \alpha_5(\text{Rentetilpasning}_{t-46} - p_{13}\text{Rentetilpasning}_{t-59}) + \alpha_6(\text{Obli30}_{t-44} + p_{13}\text{Obli30}_{t-57}) + p_{13}y_{t-13} + \varepsilon_t$$

For hver variabel og dennes laggede værdi, kan vi nu, ud fra den ovenstående ligning, udregne elasticiteten.

Vi kalder her elasticiteten β .

$$y_t = \beta_1 y_{t-52} - \beta_2 y_{t-65} + \beta_3 \text{Arbejdsloshed}_{t-4} - \beta_4 \text{Arbejdsloshed}_{t-17} + \beta_5 \text{Forbrugskvoten}_{t-13} - \beta_6 \text{Forbrugskvoten}_{t-26} + \beta_7 \text{OMX}_{t-52} - \beta_8 \text{OMX}_{t-65} + \beta_9 \text{Rentetilpasning}_{t-46} - \beta_{10} \text{Rentetilpasning}_{t-59} + \beta_{11} \text{Obli30}_{t-44} - \beta_{12} \text{Obli30}_{t-57} + p_{13}y_{t-13} + \varepsilon_t$$

Elasticitet	Udregnet	Estimat	Variabel
β_1	α_1	0,16851	Ejer
β_2	$-\alpha_1 p_{13}$	-0,0944	Ejer
β_3	α_2	0,080384	Arbejdsløshed
β_4	$-\alpha_2 p_{13}$	-0,04503	Arbejdsløshed
β_5	α_3	-0,13429	Forbrugskvoten
β_6	$-\alpha_3 p_{13}$	0,07523	Forbrugskvoten
β_7	α_4	0,021138	OMX
β_8	$-\alpha_4 p_{13}$	-0,01184	OMX
β_9	α_5	0,034214	Rentetilpasning
β_{10}	$-\alpha_5 p_{13}$	-0,01917	Rentetilpasning
β_{11}	α_6	-0,05527	Obligationslån 30 år
β_{12}	$-\alpha_6 p_{13}$	0,030963	Obligationslån 30 år
β_{13}	p_{13}	0,560194	Ejer

Nedenfor er opstillet ligningen med de estimater som er fremkommet igennem modelleringsprocessen:

$$y_t = 0,1685y_{t-52} - 0,0944y_{t-65} + 0,0803\text{Arbejdsloshed}_{t-4} - 0,045\text{Arbejdsloshed}_{t-17} - 0,134292\text{Forbrugskvoten}_{t-13} + 0,075\text{Forbrugskvoten}_{t-26} + 0,0211\text{OMX}_{t-52} - 0,0118\text{OMX}_{t-65} + 0,0342\text{Rentetilpasning}_{t-46} - 0,0192\text{Rentetilpasning}_{t-59} - 0,0553\text{Obli30}_{t-44} + 0,0301\text{Obli30}_{t-57} + 0,5602y_{t-13} + \varepsilon_t$$