

Øvelsestime 9

Tidsserier

Agenda

- 1) Introduktion til tidsseriedata og PS9
- 2) Gruppearbejde: Diskussion
- 3) Opsamling
- 4) Gruppearbejde: Stata
- 5) Opsamling

Tobias Gabel Christiansen
tgc@econ.ku.dk
10-05-2021

KØBENHAVNS UNIVERSITET



0) Planen for semesteret

Dato	Opgave
Uge 7 - 15/02	PS1
Uge 8 - 22/02	PS2
Uge 9 - 01/03	PS3
Uge 10 - 08/03	OO1
Uge 11 - 15/03	PS4
Uge 12 - 22/03	PS5 + gennemgang af OO1
Uge 13 - 29/03	PS6
Uge 14 - 05/04	Påskeferie
Uge 15 - 12/04	OO2
Uge 15 - 19/04	PS7
Uge 16 - 26/04	PS8 + gennemgang af OO2
Uge 17 - 03/05	OO3
Uge 18 - 10/05	PS9
Uge 19 - 17/05	PS10 + gennemgang af OO3
	Spørgetime

 Her er vi :-)

1) Tidsserie data

Indtil nu har vi arbejdet med tværssnitsdata, dvs. data hvor vi observerer forskellige personer/virksomheder/lande etc. målt på et bestemt tidspunkt. Vores data har derfor været på følgende form:

$$y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} \text{ og } X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} \\ 1 & x_{21} & x_{22} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} \end{pmatrix}$$

Hvor n angiver antallet af personer/virksomheder etc. Ved tidsseriedata observerer vi i stedet én enhed (fx et land, virksomhed etc.) og hvordan forskellige karakteristika (variable) udvikler sig over tid for denne enhed (fx BNP, profit etc.). Data er derfor på formen:

$$y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_T \end{pmatrix} \text{ og } X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} \\ 1 & x_{21} & x_{22} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_{T1} & x_{T2} \end{pmatrix}$$

Hvor T angiver antallet af perioder. Typisk arbejder man med årlige/kvartalsvise/månedlige perioder.

1) Tidsserie data

- I tværsnitsanalyser opfatter vi ofte datasættet som værende et *random sample* trukket fra en fælles population.
- I tidsserieanalyser refererer forskellige observationer til forskellige tidspunkter, og det giver ikke mening at antage at vi har en random sample af tidsperioder. I stedet betragter vi vores sample som *én realisation* af hvad der kunne ske over perioden vi betragter. For at kunne sig noget generelt om de sammenhænge vi analyserer ud fra denne éne realisation af historiens gang bliver vi nødt til at gøre os nogle antagelser om hvordan data er genereret (dvs. antagelser vedrørende den stokastiske proces der har genereret data).
- I tidsserier analyser antager vi derfor ofte at data er genereret fra en proces der er:
 1. **Svagt stationært** Middelværdi, varians og kovarians er konstant for alle t .
 2. **Svagt afhængige**: Jo længere tid der er imellem to observationer desto mindre afhængige er de.

1) Tidsserie data – OLS estimatorens egenskaber

- OLS estimatoren er **konsistent** under følgende antagelser:
 - i) Modellen er lineære i parametre: $y_t = x_t' \beta + u_t$
 - ii) Pre-determinedness: $E(u_t | x_t) = 0$ (I virkeligheden er $cov(u_t, x_t) = 0$ nok. Se fx Wooldridge s. 371)
 - iii) Ingen perfekt multikollinearitet
 - iv) Processen $z_t = (y_t, x_t')'$ er (svagt) stationær og svagt afhængig.
- OLS estimatoren er **unbiased (middelret)** under følgende antagelser:
 - i) Modellen er lineære i parametre: $y_t = x_t' \beta + u_t$
 - ii) Streng eksogenitet: $E(u_t | x_1, x_2, \dots, x_t, \dots, x_T) = 0$
 - iii) Ingen perfekt multikollinearitet
 - iv) Processen $z_t = (y_t, x_t')'$ er (svagt) stationær og svagt afhængig.

Bemærk: Stationaritet er ikke et krav for at estimatoren er konsistent og asymptotisk normalfordelt på trods af vi ofte antager det (se Wooldridge s. 370).

1) Tidsserie data – OLS estimatorens egenskaber

- Under antagelserne på forrige slide er OLS-estimatoren også asymptotisk normalfordelt. Hvis vi yderligere antager at fejlledet er:
 1. Homoskedasticitet ($E(u_t^2|x_t) = \sigma^2$)
 2. Ingen autokorrelation ($E(u_t u_s | x_t, x_s) = 0$ for alle $t \neq s$)
- Er OLS-estimatoren asymptotisk normalfordelt med en varians der kan beregnes med en formel svarende til den vi har set for tværsnitsdata. Både F- og t-test er valide i dette tilfælde.
- I tilfælde af at der er heteroskedasticitet (men ingen autokorrelation) kan der benyttes standardfejl robuste mod heteroskedasticitet. I det tilfælde er de tilhørende heteroskedastisk-robuste F- og t-test valide.
- I tilfælde af at der både er heteroskedasticitet og autokorrelation kan der benyttes standardfejl der er robuste overfor begge disse ting (HAC eller Newey standardfejl). I så fald er F- og t-test beregnet på baggrund af disse er da valide.

1) Introduktion til PS9

- I PS9 skal vise nærmere på en Phillipskurve. Den simple Phillipskurve relaterer lønstigningstaksten til (lagged) ledighed:

$$\Delta \ln lna_t = \beta_0 + \beta_2 ledighed_{t-1} + u_t,$$

- Vi udvider den simple Phillipskurve og ser nærmere på følgende model:

$$\Delta \ln lna_t = \beta_0 + \beta_1 inflation_t + \beta_2 ledighed_{t-1} + \beta_3 \Delta ledighed_t + \beta_4 \Delta \log Aftalt\ arb.tid_t + \beta_5 komp_{t-1} + u_t$$

- Hvor variablene er som beskrevet i PS9.
- Til at estimere modellen bruger vi data fra MONA som er Nationalbankens kvartalsvise model over dansk økonomi.
- Vi har adgang til kvartalsvis data på samtlige variable fra 1. kvartal 1975 til og med 1. kvartal 2018 (i alt 173 observationer).

2) Gruppearbejde - Diskussion

Næste 20 minutter:

Diskuter spørgsmål 1. og 2.

$$\Delta \ln lna_t = \beta_0 + \beta_1 inflation_t + \beta_2 ledighed_{t-1} + \beta_3 \Delta ledighed_t + \beta_4 \Delta \log Aftalt\ arb.tid_t + \beta_5 komp_{t-1} + u_t,$$

1. Diskuter, hvordan modellen er relateret til den simple Phillips kurve. Diskuter, hvorfor de øvrige faktorer er inkluderet og forklar, hvordan disse faktorer kan påvirke løndannelsen. Overvej, hvilket fortegn I vil forvente til parametrene: $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ og β_5 .
2. Formuler et test for at modellen kan reduceres til en simpel Phillips kurve.

Brug for hjælp? Skriv Jeres gruppenummer i Padlet (link i chatten)

2) Gruppearbejde - Opsamling

1. Diskuter, hvordan modellen er relateret til den simple Phillips kurve. Diskuter, hvorfor de øvrige faktorer er inkluderet og forklar, hvordan disse faktorer kan påvirke løndannelsen. Overvej, hvilket fortegn I vil forvente til parametrene: $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ og β_5 .

2) Gruppearbejde - Opsamling

Den **simple** Phillips kurve er givet ved:

$$\Delta \ln lna_t = \beta_0 + \beta_2 ledighed_{t-1} + u_t,$$

Denne relaterer altså lønstigningstaksten til (lagged) ledighed. Her vil man forvente at $\beta_2 < 0$ da højere ledighed betyder at udbuddet af arbejdskraft er større hvilket vil lægge et nedadgående pres på prisen på arbejdskraft. Den **udvidede** Phillips kurve er givet ved:

$$\Delta \ln lna_t = \beta_0 + \beta_1 inflation_t + \beta_2 ledighed_{t-1} + \beta_3 \Delta ledighed_t + \beta_4 \Delta \log Aftalt\ arb.tid_t + \beta_5 komp_{t-1} + u_t,$$

Her inkluderes:

- Inflationen i periode t som et mål for inflationsforventningerne. Forventes inflationen at stige vil det give et pres på de nominelle lønninger (for at undgå reallønsfald) så det kan forventes at $\beta_1 > 0$.
- Ændringen i ledigheden fra periode $t-1$ til t . Vi tillader derfor for at det ikke kun er niveauet af (lagged) ledighed, og dermed niveauet af arbejdsudbuddet, som har en effekt på lønstigningstakten, men også at ændringer i ledighed/arbejdsudbud (for et givent niveau) kan have en effekt. Der er ikke klart om store ændringer i ledigheden (for et givent niveau i periode $t-1$) leder til højere eller lavere lønstigningstakster, så ingen klar forventning til β_3 .
- Ændringer i aftalt arbejdstid fra periode $t-1$ til t , hvilket kan ses som udbudsstød (en stigning i den aftalte arbejdstid vil øge arbejdsudbuddet) og vi forventer $\beta_4 < 0$ (husk vi ser på timelønnen og ikke månedslønnen).
- Kompensationsraten ved ledighed i periode $t-1$. En højere kompensationsrate vil (måske) reducere udbuddet af arbejdskraft og styrke arbejdernes forhandlingsposition ($\beta_5 > 0$).

2) Gruppearbejde - Opsamling

2. Formuler et test for at modellen kan reduceres til en simpel Phillips kurve.

2) Gruppearbejde - Opsamling

- Modellen er givet ved:

$$\Delta \ln lna_t = \beta_0 + \beta_1 \text{inflation}_t + \beta_2 \text{ledighed}_{t-1} + \beta_3 \Delta \text{ledighed}_t + \beta_4 \Delta \log \text{Aftalt arb.tid}_t + \beta_5 \text{komp}_{t-1} + u_t,$$

- Hypotesen for at modellen kan reduceres til den simple Phillips kurve er:

$$H_0: \beta_1 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$$

$$H_A: \text{mindst en } \beta_i \neq 0 \text{ for } i = 1, 3, 4, 5$$

- Under H_0 er det kun (lagged) ledighed der påvirker (forklarer) lønstigningstakten.
- Vi kan benytte en F-test til at teste for dette (se hvilke antagelser der skal være gældende på tidligere slides).

3) Gruppearbejde - Stataøvelser

Indtil 12:30:

Arbejd på Stataøvelserne

Hints:

1. Laggede variable kan dannes med kommandoen:

```
gen ly=l.y
```

2. Første differencer kan dannes med kommandoen:

```
gen dy=d.y
```

3. Lønstigningsraten kan findes (approksimeres) ved at tage første differenser af $\log(\ln a)$.

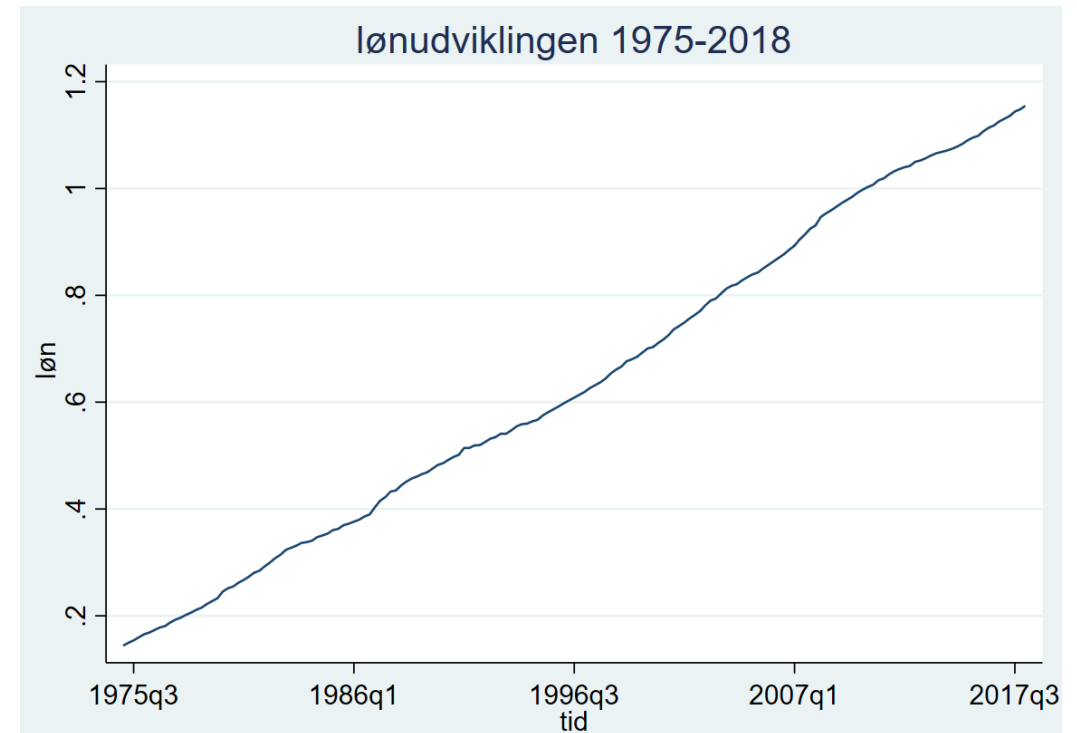
Brug for hjælp? Skriv Jeres gruppenummer i Padlet (link i chatten)

4) Gruppearbejde - Opsamling

1.a Vi starter med at lave en grafisk analyse af variablene (deskriptiv analyse). Start med at lave en graf over lønindekset over tid: *lna*.

- Når vi arbejder med tidsseriedata antager vi ofte at den datagenerende process er (svagt) stationær og svagt afhængig.
- Vi kender aldrig den sande datagenerende proces og kan derfor ikke verificere dette.
- Ved at plotte data kan vi dog danne os et godt indtryk.
- Vi ser fx at lønudvikling har en kraftig opadgående trend. Det tyder altså ikke på at variablen er stationær (middelværdien ændrer sig over tid)

```
twoway (line lna tid), title("lønudviklingen 1975-2018") ytitle(" løn")
```



4) Gruppearbejde - Opsamling

1.b Lav en ny variabel, som angiver den kvartalsvise nominelle lønstigningsrate:

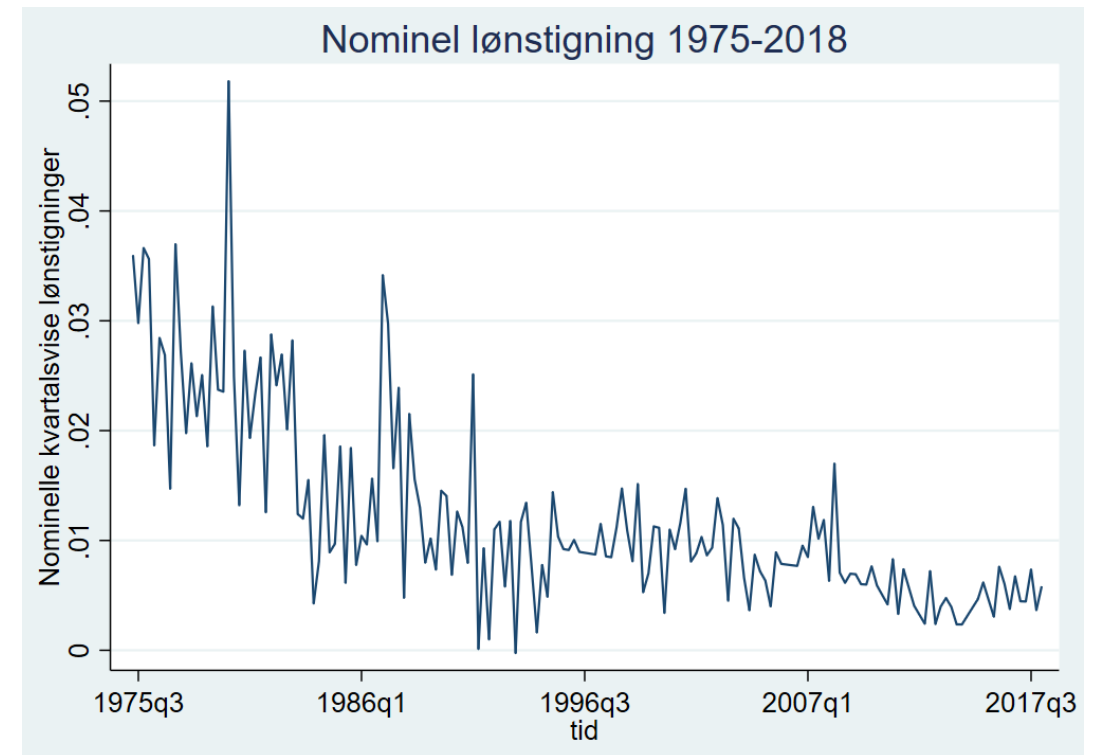
- Vi kan approksimere den kvartalsvise nominelle lønstigningsrate ved at tage første differensen til $\log(\ln a)$:

$$\begin{aligned}\log(\ln a_t) - \log(\ln a_{t-1}) &= \log\left(\frac{\ln a_t}{\ln a_{t-1}}\right) = \log\left(1 + \frac{\ln a_t - \ln a_{t-1}}{\ln a_{t-1}}\right) \\ &= \log\left(1 + \frac{\Delta \ln a_t}{\ln a_{t-1}}\right) \approx \frac{\Delta \ln a_t}{\ln a_{t-1}}\end{aligned}$$

Hvor vi bruger approksimationen $\log(1 + x) \approx x$

- Med lidt god vilje har den kvartalsvise (nominelle) lønstigningsrate konstant middelværdi og varians og dermed er den (svagt) stationær.

```
gen loglna=ln(lna)
gen Dloglna=d.loglna
twoway (line Dloglna tid), title("Nominel lønstigning 1975-2018") ///
      ytitle("Nominelle kvartalsvise lønstigninger")
```

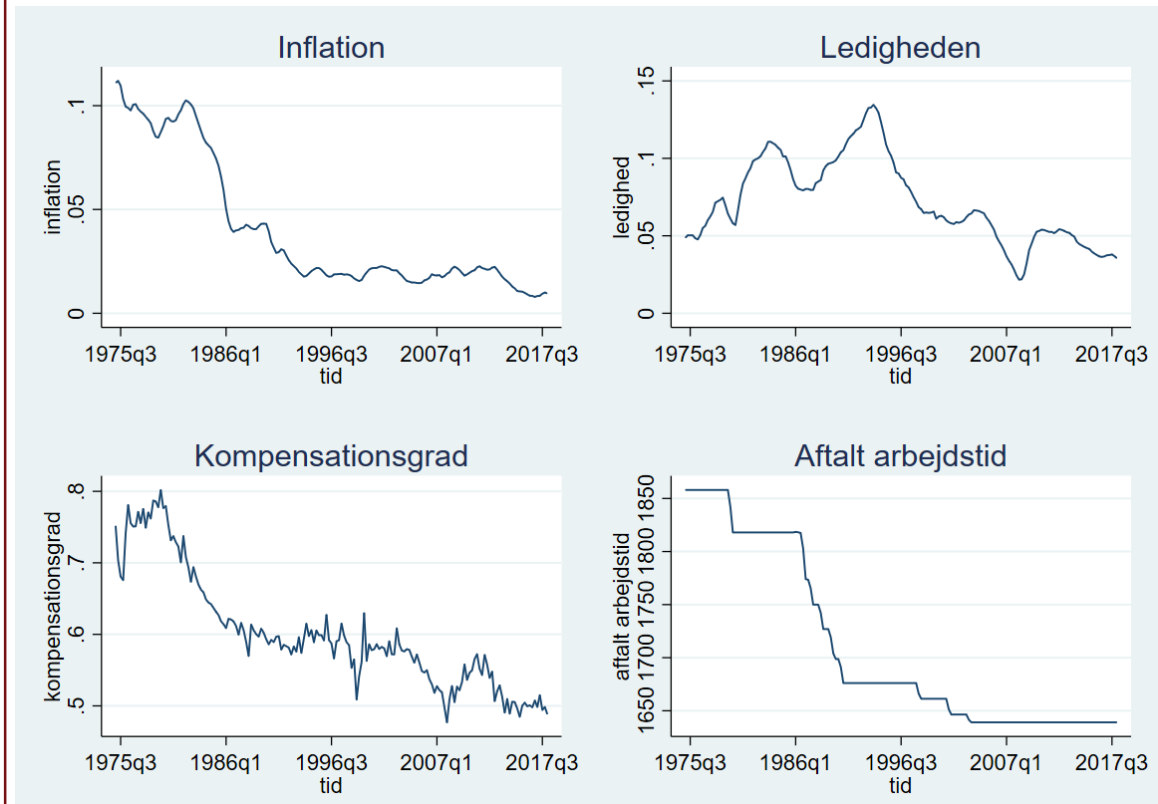


4) Gruppearbejde - Opsamling

1.c Lav dernæst en graf for hver af de fire variable, som indgår i modellen:
ledighed, inflation, aftalt arbejdstid og kompensationsgrad. Konstruer

- Vi plotter nu de forklarende variable for at danne os et overblik.
- Generelt er der nedadgående trends i inflationen, kompensationsgraden og den aftalte arbejdstids. Ingen af disse variable fremstår (svagt) stationære
- Generelt er det en god ide at transformere sådanne variable eller eksplicit inkludere en trend i regressionen for at undgå resultater drevet af at variablene samvarierer med den afhængige variable gennem deres trend (spurious results).
- Da vores model i PS9 bygger på økonomisk teori undlader vi dog at gøre dette for alle variable i dag.
- Ledigheden svinger op og ned (følger generelt konjunkturerne) og fremstår nogenlunde stationær.

```
twoway (line ledighed tid), title("Ledigheden") name(ledighed, replace)
twoway (line komp tid), title("Kompensationsgrad") name(komp, replace)
twoway (line maxtid2 tid), title("Aftalt arbejdstid") name(arbejdstid, replace)
twoway (line inflation tid), title("Inflation") name(infl, replace)
graph combine infl ledighed komp arbejdstid
```



4) Gruppearbejde - Opsamling

2.a Estimer model (1) med OLS og anvend dine konstruerede variable.

- Generelt passer estimerterne med det som vi forventede.
- En stigning i inflationsforventningerne på 1 pp. fører til stigning i lønstigningsraten på (approx.) 11,2%.
- Vokser ledigheden med 1 pp. fra periode $t-1$ til periode t falder lønstigningsraten med 16.8%, mens en stigning i lagged ledighed på 1 pp. fører til et fald på 5,4%
- Stiger kompensationsgraden i forrige kvartal med 1 pp. fører det til en stigning i lønstigningsraten på 4,6%
- En stigning i aftalt arbejdstid på 1% fører til et fald på 9,1% i lønstigningsraten.

OBS: Husk at det er %-vise ændringer i en rate. Ændringerne er altså ikke så voldsomme som man kunne snydes til at tro. Hvis lønstigningsraten er 1% fra et kvartal til et andet, vil en stigning på 10% altså betyde at lønstigningsraten så er 1,1%.

```
gen dloglna=d.loglna
gen dledighed=d.ledighed
gen lledighed=l.ledighed
gen logmaxtid=ln(maxtid)
gen dlogmaxtid=d.logmaxtid
gen lkomp=l.komp
```

```
reg dloglna inflation dledighed lledighed lkomp dlogmaxtid
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	172
Model	.008733693	5	.001746739	F(5, 166)	=	65.73
Residual	.00441122	166	.000026574	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6644
				Adj R-squared	=	0.6543
Total	.013144913	171	.000076871	Root MSE	=	.00515

dloglna	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inflation	.1117017	.029856	3.74	0.000	.0527552	.1706481
dledighed	-.1675765	.138162	-1.21	0.227	-.4403576	.1052046
lledighed	-.0544488	.0155946	-3.49	0.001	-.0852381	-.0236595
lkomp	.0455138	.0121458	3.75	0.000	.0215336	.069494
dlogmaxtid	-.9056345	.1678534	-5.40	0.000	-1.237037	-.5742319
_cons	-.0164399	.0060214	-2.73	0.007	-.0283283	-.0045515

4) Gruppearbejde - Opsamling

2.b I STATA er det også muligt at anvende tidsrækkefunktionerne direkte i regressionen. Prøv at køre følgende regressionsmodel:

- Nøjagtigt samme resultater som før

```
reg d.loglna inflation d.ledighed l.ledighed l.komp d.logmaxtid
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 172		
Model	.008733693	5	.001746739	F(5, 166) = 65.73		
Residual	.00441122	166	.000026574	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.6644		
				Adj R-squared = 0.6543		
Total	.013144913	171	.000076871	Root MSE = .00515		

D.loglna	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inflation	.1117017	.029856	3.74	0.000	.0527552	.1706481
ledighed						
D1.	-.1675765	.138162	-1.21	0.227	-.4403576	.1052046
L1.	-.0544488	.0155946	-3.49	0.001	-.0852381	-.0236595
komp						
L1.	.0455138	.0121458	3.75	0.000	.0215336	.069494
logmaxtid						
D1.	-.9056345	.1678534	-5.40	0.000	-1.237037	-.5742319
_cons	-.0164399	.0060214	-2.73	0.007	-.0283283	-.0045515

4) Gruppearbejde - Opsamling

2.c Test for autokorrelation i fejleddet.

- Vi bruger en Breusch-Godfrey LM-test til at teste for 1. og 4. ordens autokorrelation i fejleddet.
- Testen kan udføres manuelt ved at regressere residualerne fra modellen på deres laggede værdier (op til den orden af autokorrelation som man vil teste):

$$\hat{u}_t = \gamma_1 \hat{u}_{t-1} + \gamma_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \gamma_p \hat{u}_{t-p} + x_t' \beta$$

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0 \text{ (ingen autokorrelation)}$$

- Under H_0 følger LM-statistikken (der er givet ved $n \cdot R^2$) en χ_p^2 hvor p angiver antallet af restriktioner.
- Vi kan undlade at gøre dette manuelt og i stedet benytte Statas indbyggede kommando.
- Bruger vi denne til at teste for 1. og op til 4. ordens autokorrelation finder vi at:
 - Vi kan ikke forkaste hypotesen om ingen 1. ordens autokorrelation
 - Vi kan på et 5% signifikansniveau forkaste hypotesen om ingen 4. ordens autokorrelation. Sædvanlige standardfejl (og dermed inferens) er derfor ikke gyldige.

```
reg d.loglna inflation d.ledighed l.ledighed l.komp d.logmaxtid
estat bgodfrey, lags(1 4)
```

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.558	1	0.4549
4	12.025	4	0.0172

H0: no serial correlation

4) Gruppearbejde - Opsamling

2.d Test for heteroskedasticitet:

- Vi tester for heteroskedasticitet ved et Breusch-Pagan test.
- Testen kan fx udføres manuelt ved at regressere de kvadrerede residualer fra modellen på de forklarende variable og de forklarende variable kvadreret (interaktioner mellem de forklarende variable kunne potentielt også inkluderes):

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + x_t' \beta + x_t^2' \gamma$$

$$H_0: \beta = \gamma = 0 \text{ (ingen heteroskedasticitet)}$$

- Under H_0 følger LM-statistikken (der er givet ved $n \cdot R^2$) en χ_p^2 hvor p angiver antallet af restriktioner.
- Vi kan undlade at gøre dette manuelt og i stedet benytte Statas indbyggede kommando.
- Gør vi dette finder vi at vi kan forkaste H_0 på et 5% signifikansniveau. Der er altså tegn på at fejlleddet er heteroskedastisk. Igen er de almindelige standardfejl altså invalide og inferens ugyldigt.

Bemærk: Ved at skrive "iid" til slut i kommandoen afslapper vi antagelsen om at fejlleddet er normalfordelt

```
foreach var in inflation ledighed komp logmaxtid {
  gen `var'sq=`var'^2
}

estat hettest inflation d.ledighed l.ledighed ///
               l.komp d.logmaxtid inflationsq d.ledighedsq ///
               l.ledighedsq l.kompsq d.logmaxtidsq, iid
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: inflation D.ledighed L.ledighed L.komp D.logmaxtid inflationsq
           D.ledighedsq L.ledighedsq L.kompsq D.logmaxtidsq

      chi2(10)      =    37.45
      Prob > chi2    =   0.0000
```

4) Gruppearbejde - Opsamling

2.e Det er muligt at få de robuste standardfejl beregnet. Dette kan gøres ved at anvende en kovariansmatrix, som er robust overfor autokorrelation og heteroskedasticitet. Man kan gøre dette at bruge følgende

- Der er altså tegn på både heteroskedasticitet og autokorrelation op til 4. orden.
- Vi kan korrigere beregningen af vores standardfejl så der tages højde for begge disse ting ved at benytte HAC eller Newey standardfejl.
- Dette gøres ved at skrive "newey" i stedet for "reg" og ved at angive ordenen af autokorrelation der skal tages højde for til slut "lag(4)".
- Vi ser at standardfejlene generelt er større når vi tager højde for heteroskedasticitet og autokorrelation af 4. orden.
- Alle variable – med undtagelse af ændringer i ledighed – er signifikante.

```
newey dloglna inflation dledighed lledighed l.komp dlogmaxtid, lag(4)
```

	(1)	(2)
VARIABLES	Alm. S.E	Newey (4 lags)
inflation	0.112*** (0.0299)	0.112** (0.0485)
dledighed	-0.168 (0.138)	-0.168 (0.142)
lledighed	-0.0544*** (0.0156)	-0.0544*** (0.0185)
L.komp	0.0455*** (0.0121)	0.0455*** (0.0152)
dlogmaxtid	-0.906*** (0.168)	-0.906*** (0.188)
Constant	-0.0164*** (0.00602)	-0.0164** (0.00728)
Observations	172	172
R-squared	0.664	

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4) Gruppearbejde - Opsamling

2.f Test for om modellen kan reduceres til den simple Phillips kurve.

- Under de øverste af antagelserne beskrevet på slide 5 er OLS estimatoren konsistent og asymptotisk normalfordelt.
- Når vi bruger Newey standardfejl tager vi desuden højde for både heteroskedasticitet og autokorrelation (op til 4. orden i vores tilfælde) når vi beregner kovariansmatrixen. Med disse standardfejl er vores t- og F-test altså asymptotisk valide under både heteroskedasticitet og autokorrelation op til 4. orden.
- For at teste om modellen kan reduceres til den simple Phillipskurve opstiller vi hypotesen fra tidligere:

$$H_0: \beta_1 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$$
$$H_A: \text{mindst en } \beta_i \neq 0 \text{ for } i = 1, 3, 4, 5$$

- Foretager vi en (robust) F-test finder vi:

```
newey dloglna inflation dledighed lledighed l.komp dlogmaxtid, lag(4)
test inflation dledighed l.komp dlogmaxtid

F( 4, 166) = 98.67
Prob > F = 0.0000
```

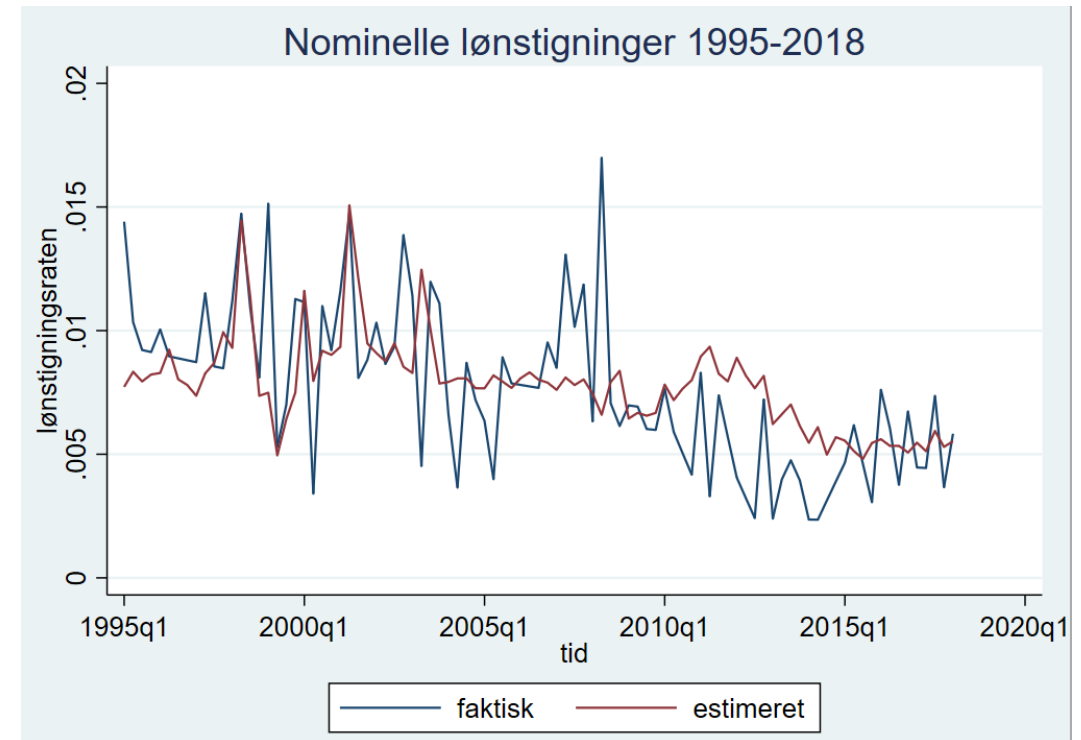
- Med en p-værdi på 0 kan vi altså forkaste H_0 på et 1% signifikansniveau. Modellen kan derfor ikke reduceres til den simple Phillips kurve.

4) Gruppearbejde - Opsamling

2.g Lav til sidst en graf, som sammenligner den faktiske nominelle lønstigning med den prædikterede nominelle lønstigning. Fokuser på perioden

- I perioden fra 1995 og frem kan man se at modellen ikke er god til at fange de kraftige lønstigninger op til den finansielle krise i 2008. Modellen prædikterer for lave lønstigningsrater.
- Omvendt i årene efter 2008 og frem til ca. 2014 overvurderer modellen lønstigningsraten. Der er således noget som tyder på, at modellen ikke er så godt til at forudsige udviklingen lige op til og efter den finansielle krise.
- Husk desuden at dette er in-sample prædiktioner. Modellen er altså estimeret på det data som den bruges til at prædikterer. Modellen vil generelt være væsentligt dårligere til at prædiktere out-of-sample.

```
twoway (line dloglna tid if tid>tq(1994q4)) ///  
       (line yhat tid if tid>tq(1994q4)), ///  
       title("Nominelle lønstigninger 1995-2018") ///  
       ytitle("lønstigningsraten") ///  
       legend( order(1 "faktisk" 2 "estimeret")) name(prediction95, replace)
```



Tak for i dag

- Næste gang er sidste holdtime. Der gennemgår vi OO3 og PS10.
- Husk at OO3 skal afleveres i dag.