### lecture 3 presentation

Simon Fløj Thomsen<sup>2</sup>

oktober 22, 2022

Simon Fløj Thomsen<sup>3</sup>

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup>Aalborg University, sft@business.aau.dk, lokale 24 fib 11, MaMTEP

- **1** Kort intro:
- 2 Statistik opsumering
- **3** Moving Average process opsumering:
- 4 Auto regressive Processes opsumering
- Done

Section 1

**Kort intro:** 

### **Kort intro:**

- Alle skulle gerne kunne udregne varians, gennemsnit og autocovarians for AR(1) og MA(1) modeller.
- Alle skulle gerne kunne forklarer hvilke regler der bliver brugt til at udregne ovenstående.
- Hvis tid til overs kan i lave eksamensopgaver.

### Section 2

## Statistik opsumering

# **Expected value**

$$E(aX + b) = aE(X) + b$$

$$E(X + Y) = E(X)E(Y)$$

$$E(XY) = E(X)E(Y)$$

- Hvis X og Y er uafhængige
- Bevis for dette behøves i ik at kende

### **Variance**

$$Var(X) = E[X - E(X)]^2 = E(XX) - E(X)E(X)$$

- Vi kan se hvis E(X) = 0 er  $Var(X) = E(X^2)$
- Bevis ovenstående

$$Var(aX + b) = a^2 Var(X)$$

$$Var(X + Y) = Var(X) + Var(Y) + 2Cov(X, Y)$$

Bevis ovenstående

$$Var(X + Y) = Var(X) + Var(Y)$$

• Hvis X og Y er uafhængige og dermed Cov(X, Y) = 0

# Bevis for Var(X)

$$Var(X) = E[X - E(X)]^2 = E(XX) - E(X)E(X)$$

• Løs på tavlen

## Bevis for Var(X+Y)

$$Var(X + Y) = Var(X) + Var(Y) + 2Cov(X, Y)$$

### **Covariance**

$$Cov(X, Y) = E[X - E(X)][Y - E(Y)] = E(XY) - E(X)E(Y)$$

Bevis ovenstående

$$Cov(X,X) = Var(X)$$

$$Cov(aX + b, cY + d) = acCov(X, Y)$$

$$Cov(X + Y, Z) = Cov(X, Z) + Cov(Y, Z)$$

# Bevis Cov(X,Y)

• Forsøg selv at bevis nedenstående (5-10 minutter):

$$Cov(X, Y) = E[X - E(X)][Y - E(Y)] = E(XY) - E(X)E(Y)$$

Løs på tavlen

### Section 3

Moving Average process opsumering:

## Mean, varians og Covariance

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \alpha \varepsilon_{t-1}$$
$$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$$

• Udregn mean af  $Y_t$ 

$$E[Y_t] = E[\mu]E[\varepsilon_t] + E[\alpha\varepsilon_{t-1}]$$

• Vi ved  $E[\varepsilon_t] = E[\varepsilon_{t-1}] = 0$ 

$$E[Y_t] = \mu$$

# Mean, varians og Covariance

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \alpha \varepsilon_{t-1}$$
$$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$$

Udregn variancen

$$\begin{aligned} Var[Y_t] &= E[(Y_t - \mu)^2] \\ &= E[(\varepsilon_t + \alpha \varepsilon_{t-1})^2] \\ &= E[\varepsilon_t^2 + 2\alpha \varepsilon_t \varepsilon_{t-1} + \alpha^2 \varepsilon_{t-1}^2] \\ &= E[\varepsilon_t^2] + 2\alpha E[\varepsilon_t \varepsilon_{t-1}] + \alpha^2 E[\varepsilon_{t-1}^2] \end{aligned}$$

- Hvorfor ved vi  $2\alpha E[\varepsilon_t \varepsilon_{t-1}] = 0$ ?
- Hvad sker der med  $E[\varepsilon_t^2]$  og  $E[\varepsilon_{t-1}^2]$ , og hvorfor?

$$= E[\varepsilon_t^2] + \alpha^2 E[\varepsilon_{t-1}^2]$$
$$(1 + \alpha^2)\sigma^2$$

## Mean, varians og Covariance

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \alpha \varepsilon_{t-1}$$
$$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$$

• Udregn autocovariance mellem  $Y_t$  og  $Y_{t-1}$ 

$$Cov[Y_t, Y_{t-1}] = E[(Y_t - \mu) * (Y_{t-1} - \mu)]$$
$$E[(\varepsilon_t + \alpha \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-2})]$$

Forsøg selv at tage de sidste steps!

$$\alpha E[\varepsilon_{t-1}]$$

 $\alpha \sigma^2$ 

### Mean, Variance og Covariance

• Udregn autocovariance mellem  $Y_t$  og  $Y_{t-2}$ 

$$Cov[Y_t, Y_{t-2}] = E[(Y_t - \mu) * (Y_{t-2} - \mu)]$$
$$= E[(\varepsilon_t + \alpha \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-2} + \alpha \varepsilon_{t-3})]$$

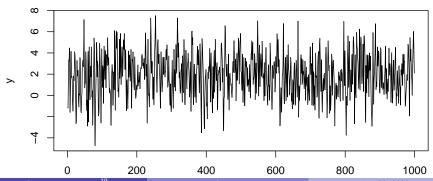
• Samme metode som vist på tavlen før:

$$= 0$$

## MA(1) Simulation

$$Y_t = 2 + \varepsilon_t + 0.9\varepsilon_{t-1}$$
$$\varepsilon_t \sim IID(0, 1.5^2)$$

MA(1) process with  $\alpha$ =0.9



# MA(1) Simulation

```
mean(y)# 1.919655
var(y) # 3.991872
cov(y[-length(y)],y[-1])# 1.922769
```

$$E(y_t) = \mu = 2$$
 $V(y_t) = (1 + \alpha^2)\sigma^2$ 
 $V(y_t) = (1 + 0.9^2)1.5^2$ 
 $V(y_t) = (1 + 0.9^2)1.5^2 = 4.0725$ 
 $Cov = \alpha * \sigma^2$ 
 $Cov = 0.9 * 1.5^2 = 2.025$ 

### Section 4

### **Auto regressive Processes opsumering**

# **Auto regressive Processes opsumering**

$$Y_t = \mu + \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$$

- Værktøjer vi skal bruge til properties af AR-modeller:
- Geometriske serier.
- Difference ligninger.

### Geometriske serier review - Eksempler på serier

#### Eksempel 1:

$$\sum_{n=1}^{n} ax^{n} = x + x^{2} + x^{3} + x^{4} + \dots + x^{n-1}$$

• Hyor a = 1

### **Eksempel 2:**

$$\sum_{n=0}^{n} ax^{-1/2n} = x + \sqrt{x} + 1 + \frac{1}{\sqrt{x}} + \frac{1}{x} \dots$$

• Hvor a = x

### Typer af geometriske serier

#### Note til senere:

- $\bullet$   $a=\mu$
- $k = \theta$

### **Endelig serie**

$$\sum_{n=1}^{n} ak^n = a * \frac{1-k^n}{1-k}, \ k \neq 1$$

### **Uendelig** serie

$$\sum_{n=1}^{n} ak^n = rac{a}{1-k}$$
,  $|k| < 1$   
 $\sum_{n=1}^{n} ak^n = na$ ,  $|k| = 1$ 

### **Udregning**

#### **Endelig serie**

 $S_n$  står for summen ved et givent n

$$S_{n} = \alpha + \alpha * k + \alpha * k^{2} + \alpha * k^{3} + \dots + \alpha * k^{n-1}$$

$$k * S_{n} = \alpha * k + \alpha * k^{2} + \alpha * k^{3} + \alpha * k^{4} + \dots + \alpha * k^{n}$$

$$S_{n} - k * S_{n} = \alpha + (\alpha * k - \alpha * k) + (\alpha * k^{2} - \alpha * k^{2}) + \dots + (\alpha * k^{n-1} - \alpha * k^{n-1}) - \alpha * k^{n}$$

$$S_{n} - k * S_{n} = \alpha - \alpha * k^{n}$$

$$S_{n}(1 - k) = \alpha(1 - k^{n})$$

$$S_{n} = \alpha * \frac{1 - k^{n}}{1 - k}$$

### **Udregning**

#### **Uendelig** serie

Hvis |k| < 1 når  $n \to \infty$  vil udtrykket gå mod:

$$S_n = \alpha * \frac{1}{1-k}$$

Dermed kan vi skrive:

$$\sum_{n=1}^{\infty} \alpha k^n = \frac{\alpha}{1-k}$$

### Difference equations: Math to econometrics

Lad os kigge på en 1. ordens differensligning

På 2. semester Mat havde vi følgende:

$$x_t = ax_{t-1} + b$$

I tids serie økonometri har vi set det som en AR(1) process:

$$y_t = \mu + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Hvad er forskellen?

Først lad os se hvad de har tilfældes:

- ullet Begge har en konstant  $\mu$  og b
- Begge har en coefficient  $\theta$  og a
- Begge har en variable der ændres over tid (discrete)  $y_t$  and  $x_t$

### Difference equations: Math to econometrics

#### Forskellen er $\varepsilon_t$ Med definationen:

$$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$$

Identical, Independent Distributed med mean = 0 og  $Var = \sigma^2$ 

Senere ser vi hvilke forskelle dette giver!

Lad os løse differensligningen vi havde før:

$$x_t = ax_{t-1} + b_t$$

Vi kan starte fra et givent punkt  $x_0$ 

$$x_1 = ax_0 + b_1$$

$$x_2 = ax_1 + b_2 = a(ax_0 + b_1) + b_2 = a^2x_0 + ab_1 + b_2$$

$$x_3 = ax_2 + b_3 = a(a^2x_0 + ab_1 + b_2) + b_3 = a^3x_0 + a^2b_1 + ab_2 + b_3$$

Vi kan allerede se et mønster:

$$x_t = a^t x_0 + \sum_{k=1}^t a^{t-k} b_k$$

Vi antager nu  $b_k = b$  Så nu har vi en konstant ligsom i AR(1) modellen (fixed over tid).

Vi kan nu skrive det sidste led som:

$$\sum_{k=1}^{t} a^{t-k} b$$

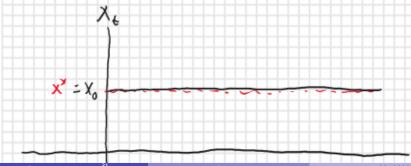
Hvilket er en geometrtisk serie! Som vi lige har kigget på!

$$\sum_{k=1}^{t} a^{t-k} b = b(a^{t-1} + a^{t-2} + a^{t-3} + \dots + a + 1) = \frac{(b - ba^t)}{(1 - a)}$$

Derfor kan vi nu skrive:

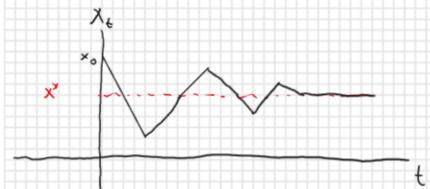
$$x_t = a^t(x_0 - \frac{b}{1-a}) + \frac{b}{1-a}$$

Vi kan se hvis  $x_0 = \frac{b}{1-a}$  får vi løsningen  $x_t = \frac{b}{1-a}$  hvilket er illustreret under:



Ud fra differens ligningen  $x_t = ax_{t-1} + b$  kan vi også se at hvis  $x_s$  på noget tidspunkt rammer  $\frac{b}{1-a}$  vil vi aldrig komme væk fra dette punkt:

$$x_{s+1} = a \frac{b}{1-a} + b = \frac{b}{1-a}$$



Simon Fløj Thomsen<sup>32</sup>

# Difference equations (stability)

Vi kan kigge på stabiliteten, nøjagtigt ligsom AR(1) modellen i økonometri:

#### Case 1

Vi kan se at  $a^t$  går mod 0 når  $t \to \infty$ :

$$x_t = a^t(x_0 - \frac{b}{1-a}) + \frac{b}{1-a}$$

Og vi ender med

$$x_t = \frac{b}{1-a}$$

## Difference equations (stability)

#### Case 2

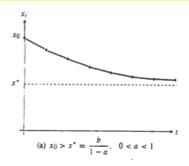
- Vi kan nu se at  $a^t$  Går imod  $\infty$  når  $t \to \infty$  og eksplodere.
- Lad os kigge på de forskellige scenarier

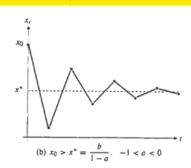
#### Case 3

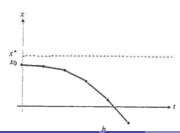
$$|a| = 1$$

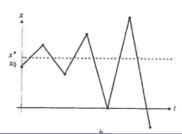
Kommer vi til senere

## Difference equations (stability)









## AR(1) model Econometrics

Lad os kigge på AR(1) processen igen:

$$y_t = \mu + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Hvor den eneste forskel var fejlledet:  $\varepsilon_t$  lad os se på nogle eksempler om vi kan finde en forskel

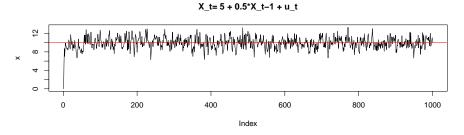
# AR(1) model Exonometrics

Som eksempel bruger vi:

$$y_t = 5 + 0.5y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Med start værdien  $y_0 = 0$ 

Lad is bruge løsningen for en difference ligning for når  $|{\it a}| < 1$ 

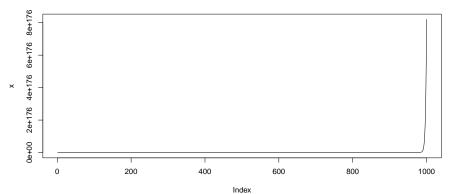


Vi kan se at stød fra  $\varepsilon_t$  gør så vi aldrig bliver i  $\frac{b}{1-a}$ , så istedet regner vi mean!

### AR(1) model Exonometrics

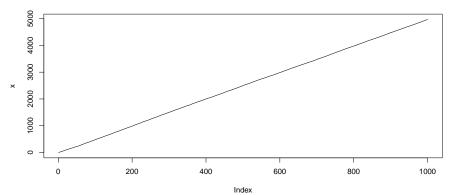
$$y_t = 5 + 1.5y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$X_t = 5 + 1.5 \times X_t - 1 + u_t$$



$$y_t = 5 + 1y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$X_t = 5 + 1*X_t - 1 + u_t$$



Plottet vi så før ligner bare en lineær funktion! Hvilket det er!

Husk løsning til vores difference eq.

$$x_t = a^t x_0 + \sum_{k=1}^t a^{t-k} b_k$$

Her brugte vi løsningen til den geometriske serie til at substituere ind for  $\sum_{k=1}^t a^{t-k}b_k$  Men vi antog |a|<1

Gå tilbage til geometriske serier!

Vi kan derfor nu indsætte  $\sum_{k=1}^{t} a^{t-k} b_k = ta$ 

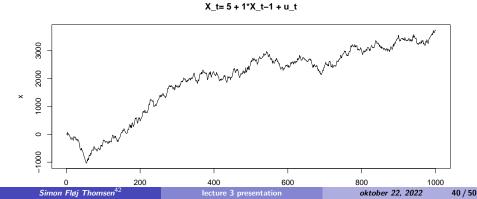
$$x_t = a^t x_0 + ta$$

Vi ved a=1 dermed starter vi i  $x_0$  og vokser linært som  $t\to\infty$ 

Tilbage til AR(1) processen! Hvad er det vi kalder det når |a|=1 aka | heta|=1

En Random walk med drift!

Lad os lave det lidt mere tydeligt ved at øge standard deviation i fejlledet!



# AR(1) model Exonometrics (mean)

Som vi så før grundet fejlledet er der ik en løsning  $\frac{b}{1-a}$  men istedet kan vi udregne mean

$$E[y_t] = E[\mu + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t]$$

$$= \mu + \theta E[y_{t-1}] + E[\varepsilon]$$

$$= \mu + \theta E[\mu + \theta y_{t-2} + \varepsilon_{t-1}]$$

$$= \mu + \mu \theta + \theta^2 E[y_{t-2}]$$

$$= \mu + \mu \theta + \theta^2 E[\mu + \theta y_{t-3} + \varepsilon_{t-2}]$$

$$= \mu(1 + \theta + \theta^2 + \theta^3 + \dots + \theta^\infty)$$

Så tilbage til geometriske serier, hvis  $|\theta| < 1$  får vi  $\frac{\mu}{1-\theta}$ 

# AR(1) model Exonometrics (mean)

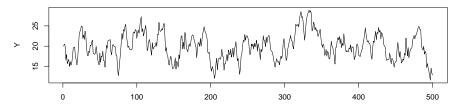
Lad os udregne mean fra eksemplet før:

$$y_t = 5 + 0.5y_{t-1} + \varepsilon_t$$
  
 $E[y_t] = \frac{5}{1 - 0.5} = 10$ 

Lad os se på plottet igen!

Da  $\mu$  er en konstant vil denne ikke påvirke variancen og vi kan fjerne denne fra start.

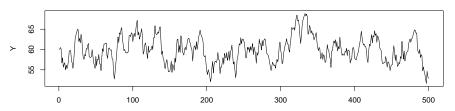
AR(1) process with  $\theta$ =0.9 and $\mu$ =2



var(Y)

## [1] 10.191

AR(1) process with  $\theta$ =0.9 and $\mu$ =6



var(Y)

## [1] 10.191

$$y_t = \mu + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$$

Vi antager derfor  $\mu = 0$ 

$$V(y_t) = E[(y_t - E[y_t])^2]$$

forklar dette step

$$V(y_t) = E[(\theta y_{t-1} + \varepsilon_t)^2]$$

$$V(y_t) = E[\varepsilon_t^2] + \theta^2 E[y_{t-1}^2]$$

$$V(y_t) = \sigma^2 + \theta^2 E[y_{t-1}^2]$$

$$V(y_t) = \sigma^2 + \theta^2 E[(\theta y_{t-2} + \varepsilon_{t-1})^2]$$

• Vi kan nu indsætte  $y_{t-2}$  og gøre nøjagtigt de samme steps:

$$\sigma^{2}(1+\theta^{2}+\theta^{4}+\theta^{6}+...+\theta^{\infty})$$

• Brug igen geometrisk serier

$$\frac{\sigma^2}{1-\theta^2}$$

• IF  $|\theta| < 1$ 

# **AR(1)** model Exonometrics (Auto covariance)

$$cov(Y_t, Y_{t-1}) = cov(\mu + \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t, Y_{t-1})$$

• fra statistik ved vi at Cov(X + Y, Z) = Cov(X, Z) + Cov(Y, Z)

$$cov(\mu, Y_{t-1}) + \theta cov(Y_{t-1}, Y_{t-1}) + cov(\varepsilon_t, Y_{t-1})$$

- vi ved at  $cov(\mu, Y_{t-1}) = cov(\varepsilon_t, Y_{t-1}) = 0$
- Og hvad er det nu  $cov(Y_{t-1}, Y_{t-1})$  er?

$$cov(Y_t, Y_{t-1}) = \theta \frac{\sigma^2}{1 - \theta^2}$$

- Og antagelsen fra variance skal nu bruges: | heta| < 1

# AR(1) model Exonometrics (Auto covariance)

$$cov(Y_t, Y_{t-2}) = cov(\mu + \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t, Y_{t-2})$$

$$cov(\mu, Y_{t-2}) + \theta cov(Y_{t-1}, Y_{t-2}) + cov(\varepsilon_t, Y_{t-1})$$

- vi ved at  $cov(\mu, Y_{t-1}) = cov(\varepsilon_t, Y_{t-1}) = 0$
- Og vi kender  $cov(Y_{t-1}, Y_{t-2})$  som vi fandt på sidste slide.

$$cov(Y_t, Y_{t-2}) = \theta^2 \frac{\sigma^2}{1 - \theta^2}$$

- ullet Da vi bruger covariancen med antagelsen, gælder den stadig: | heta| < 1
- Derfor ACF aftager over tid når i plotter en AR-model.

Section 5

Done

#### Cheatsheet

A	R(1)		AR(1) (RW1)	AR(1) (RW2)	AR(1) (RW3)
Name	heta  < 1	MA(1)	heta =1	$ \theta  = 1$	heta  $=$ 1
Mean $\frac{1}{1}$	$\frac{\iota}{-\theta}$	μ	<i>Y</i> <sub>0</sub>	$Y_0 + T\mu$	<i>Y</i> <sub>0</sub> +
	2				$T\mu + t$
Var $\frac{c}{1-c}$	$\frac{\sigma^2}{-\theta^2}$	$(1+\alpha^2)\sigma^2$	$T\sigma^2$	$T\sigma^2$	$T\sigma^2$
Cov $\theta$	$\frac{\sigma^2}{1-\theta^2}$	$\alpha \sigma^2$	$T\sigma^2$	$T\sigma^2$	$T\sigma^2$
Stationary? YES! YES!		NO!	NO!	NO!	