

lecture 3 presentation

Simon Fløj Thomsen²

oktober 21, 2022

²Aalborg University, sft@business.aau.dk, lokale 24 fib 11, MaMTEP

- 1 Statistik opsummering
- 2 Moving Average process opsummering:
- 3 Auto regressive Processes opsummering
- 4 Done

Section 1

Statistik opsummering

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

$$\text{Var}(X) = E[X - E(X)]^2 = E(XX) - E(X)E(X)$$

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

$$\text{Var}(aX + b) = a^2 \text{Var}(X)$$

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y)$$

- Bevis ovenstående

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$$

- Hvis X og Y er uafhængige og dermed $\text{Cov}(X, Y) = 0$

Bevis for $\text{Var}(X)$

$$\text{Var}(X) = E[X - E(X)]^2 = E(XX) - E(X)E(X)$$

- Løs på tavlen

Bevis for $\text{Var}(X+Y)$

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y)$$

Covariance

$$\text{Cov}(X, Y) = E[X - E(X)][Y - E(Y)] = E(XY) - E(X)E(Y)$$

- Bevis ovenstående

$$\text{Cov}(X, X) = \text{Var}(X)$$

$$\text{Cov}(aX + b, cY + d) = ac\text{Cov}(X, Y)$$

$$\text{Cov}(X + Y, Z) = \text{Cov}(X, Z) + \text{Cov}(Y, Z)$$

Bevis $\text{Cov}(X, Y)$

- Forsøg at bevis nedenstående:

$$\text{Cov}(X, Y) = E[X - E(X)][Y - E(Y)] = E(XY) - E(X)E(Y)$$

- Løs på tavlen

Section 2

Moving Average process opsummering:

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 variansen

$$\text{Var}[Y_t] = E[(Y_t - \mu)^2]$$

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

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

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

- 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}

$$\text{Cov}[Y_t, Y_{t-1}] = E[(Y_t - \mu) * (Y_{t-1} - \mu)]$$

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

- 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}

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

- Samme metode som vist på tavlen før:

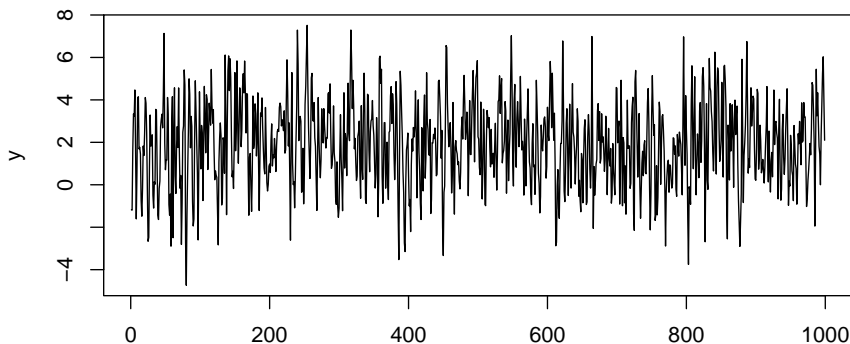
$$= 0$$

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 3

Auto regressive Processes opsummering

Auto regressive Processes opsummering

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

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

Geometriske serier review - Eksempler på serier

Eksempel 1:

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

Eksempel 2:

$$x + \sqrt{x} + 1 + \frac{1}{\sqrt{x}} + \frac{1}{x} \dots$$

Typer af geometriske serier

Note til senere:

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

Endelig serie

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

Uendelig serie

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

$$\sum_{n=1}^n ak^n = na, |k| = 1$$

Udregning

Endelig serie

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

$$k * S_n = \alpha * k + \alpha * k^2 + \alpha * k^3 + \alpha * k^4 + \dots + \alpha * k^n$$

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

$$S_n - k * S_n = \alpha - \alpha * k^n$$

$$S_n(1 - k) = \alpha(1 - k^n)$$

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

Udregning

Uendelig serie

Hvis $|k| < 1$ når $n \rightarrow \infty$ 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:

- Begge har en konstant μ og b
- Begge har en coefficient θ og a
- Begge har en variable der ændres over tid (discrete) y_t and x_t

Difference equations: Math to econometrics

Forskellen er ε_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!

Differens equations (Math)

Lad os løse differensligningen vi havde før:

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

Vi kan starte fra et givent punkt x_0

$$x_1 = ax_0 + b_1$$

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

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

Differens equations (Math)

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 ligesom 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 geometrisk serie! Som vi lige har kigget på!

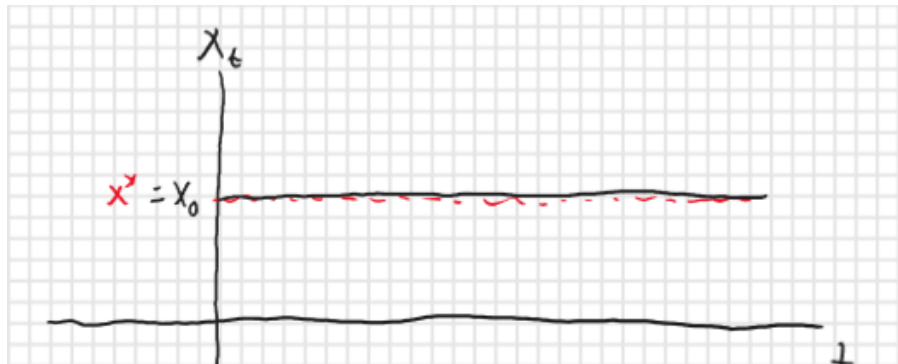
$$\sum_{k=1}^t a^{t-k} b = b(a^{t-1} + a^{t-2} + a^{t-3} + \dots + a + 1) = \frac{(b - ba^t)}{(1 - a)}$$

Differens equations (Math)

Derfor kan vi nu skrive:

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

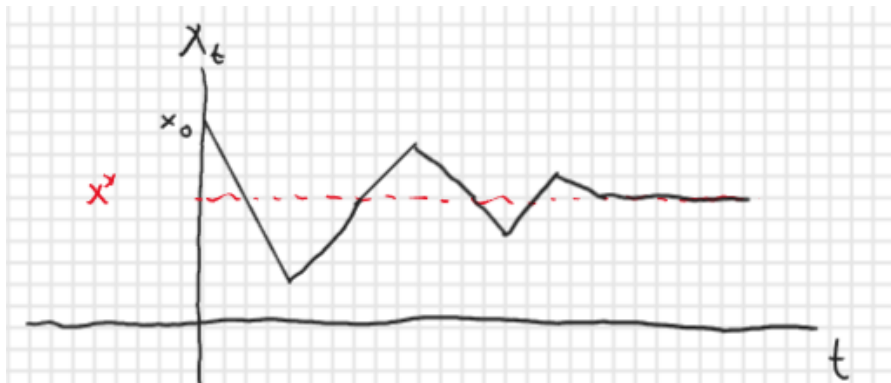
Vi kan se hvis $x_0 = \frac{b}{1-a}$ får vi $x_t = \frac{b}{1-a}$ hvilket er illustreret under:



Differens equations (Math)

Hvis x_s på noget tidspunkt rammer $\frac{b}{1-a}$ vil vi aldrig komme væk fra dette punkt:

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



Difference equations (stability)

Case 1

$$|a| < 1$$

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

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

Og vi ender med

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

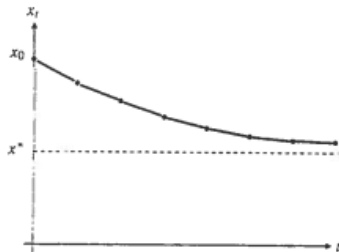
Difference equations (stability)

Case 2

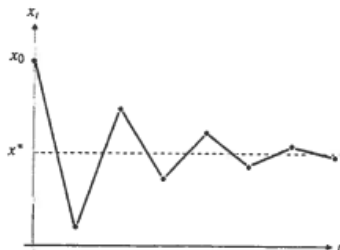
$$|a| > 1$$

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

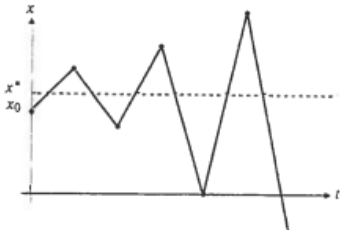
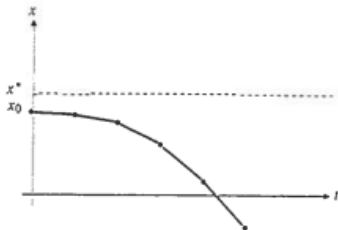
Difference equations (stability)



(a) $x_0 > x^* = \frac{b}{1-a}, \quad 0 < a < 1$



(b) $x_0 > x^* = \frac{b}{1-a}, \quad -1 < a < 0$



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: ε_t lad os se på nogle eksempler om vi kan finde en forskel

AR(1) model Exonometrics

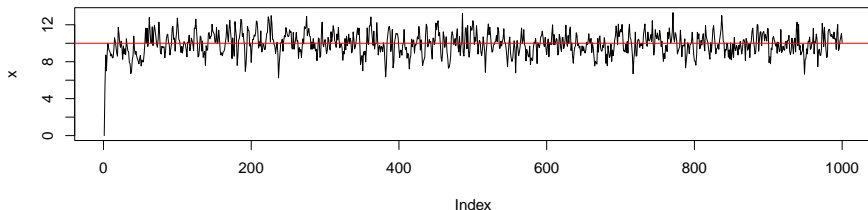
Som eksempel bruger vi:

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

Med start værdien $y_0 = 0$

Lad is bruge løsningen for en difference ligning for når $|a| < 1$

$$X_t = 5 + 0.5X_{t-1} + u_t$$

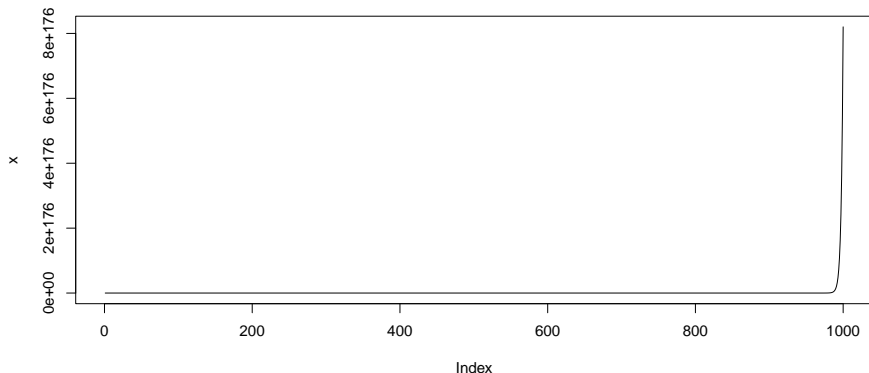


Vi kan se at stød fra ε_t gør så vi aldrig bliver i $\frac{b}{1-a}$, så istedet regner vi mean!

AR(1) model Exonometrics

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

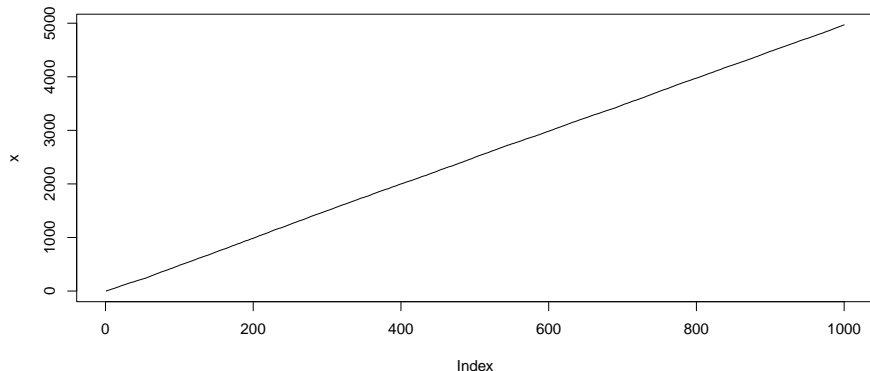
$$X_t = 5 + 1.5X_{t-1} + u_t$$



AR(1) model Exonometrics

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

$$X_t = 5 + 1 \cdot X_{t-1} + u_t$$



AR(1) model Exonometrics

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!

AR(1) model Exonometrics

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 $t \rightarrow \infty$

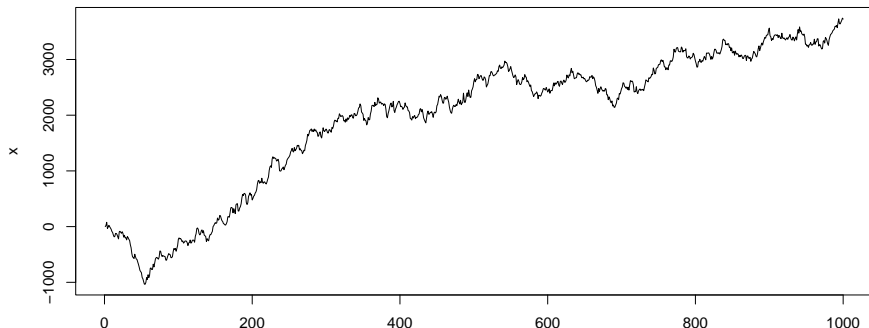
AR(1) model Exonometrics

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

En Random walk med drift!

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

$$X_t = 5 + 1 \cdot X_{t-1} + u_t$$



AR(1) model Exonometrics (mean)

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

$$\begin{aligned}
 E[y_t] &= E[\mu + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t] \\
 &= \mu + \theta E[y_{t-1}] + E[\varepsilon] \\
 &= \mu + \theta E[\mu + \theta y_{t-2} + \varepsilon_{t-1}] \\
 &= \mu + \mu\theta + \theta^2 E[y_{t-2}] \\
 &= \mu + \mu\theta + \theta^2 E[\mu + \theta y_{t-3} + \varepsilon_{t-2}] \\
 &= \mu(1 + \theta + \theta^2 + \theta^3 + \dots + \theta^\infty)
 \end{aligned}$$

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:

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

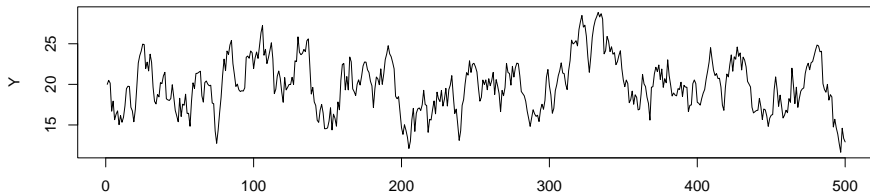
$$E[y_t] = \frac{5}{1 - 0.5} = 10$$

Lad os se på plottet igen!

AR(1) model Exonometrics (Variance)

Da μ er en konstant vil denne ikke påvirke variansen og vi kan fjerne denne fra start.

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

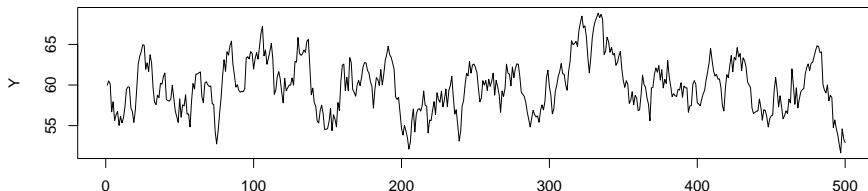


```
var(Y)
```

```
## [1] 10.191
```

AR(1) model Exonometrics (Variance)

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



```
var(Y)
```

```
## [1] 10.191
```

AR(1) model Exonometrics (Variance)

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

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

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:

$$\sigma^2(1 + \theta^2 + \theta^4 + \theta^6 + \dots + \theta^\infty)$$

AR(1) model Exonometrics (Variance)

- Brug igen geometrisk serie

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

- IF $|\theta| < 1$

AR(1) model Exonometrics (Auto covariance)

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

- fra statistik ved vi at $\text{Cov}(X + Y, Z) = \text{Cov}(X, Z) + \text{Cov}(Y, Z)$

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

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

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

- Og antagelsen fra variance skal nu bruges: $|\theta| < 1$

AR(1) model Exonometrics (Auto covariance)

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

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

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

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

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

Section 4

Done

Cheatsheet

AR(1)		AR(1) (RW1)	AR(1) (RW2)	AR(1) (RW3)	
Name	$ \theta < 1$	MA(1)	$ \theta = 1$	$ \theta = 1$	$ \theta = 1$
Mean	$\frac{\mu}{1-\theta}$	μ	Y_0	$Y_0 + T\mu$	$Y_0 + T\mu + t$
Var	$\frac{\sigma^2}{1-\theta^2}$	$(1 + \alpha^2)\sigma^2$	$T\sigma^2$	$T\sigma^2$	$T\sigma^2$
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!