3.4 ARMA- und ARIMA-Modelle

ARMA-Prozesse: Autoregressive moving average Prozesse

ARMA(p,q)-Modelle

AR(p)-Modell entspricht ARMA(p,0).

MA(q)-Modell entspricht ARMA(0.q).

Prinzip der Sparsamkeit: Äquivalente Darstellung eines komplexen Modells durch ein einfacher strukturiertes Modell.



Beispiel: ARMA(1,1)-Modell

$$X_t = \varphi_1 X_{t-1} + U_t - \theta_1 U_{t-1}$$

Äquivalente Darstellung als $MA(\infty)$ -Prozess:

Substitution von X_{t-1} durch

$$X_{t-1} = \phi_1 X_{t-2} + U_{t-1} - \theta_1 U_{t-2}$$

führt zu

$$\begin{aligned} X_t &= \phi_1 (\phi_1 X_{t-2} + U_{t-1} - \theta_1 U_{t-2}) + U_t - \theta_1 U_{t-1} \\ &= \phi_1^2 X_{t-2} + U_t + (\phi_1 - \theta_1) U_{t-1} - \phi_1 \theta_1 U_{t-2} \end{aligned}$$

Substitution von X_{t-2} durch

$$X_{t-2} = \phi_1 X_{t-3} + U_{t-2} - \theta_1 U_{t-3}$$

ergibt

$$\begin{split} X_t &= \phi_1^2 \big(\phi_1 X_{t-3} + U_{t-2} - \theta_1 U_{t-3} \big) + U_t + \big(\phi_1 - \theta_1 \big) U_{t-1} - \phi_1 \theta_1 U_{t-2} \\ &= \phi_1^3 X_{t-3} + U_t + \big(\phi_1 - \theta_1 \big) U_{t-1} + \phi_1 \big(\phi_1 - \theta_1 \big) U_{t-2} - \phi_1^2 \theta_1 U_{t-3} \end{split}$$

Führt man die Substitution unendlich oft durch, dann erhält man schließlich

$$X_t = U_t + (\phi_1 - \theta_1) \sum_{i=1}^{\infty} \phi_1^i U_{t-i}$$

was die $MA(\infty)$ -Darstellung des ARMA(1,1)-Prozesses ist. Das Prinzip der Sparsamkeit im Sinne einer einfacheren Darstellung durch das ARMA(1,1)-Modell ist offensichtlich.

Varianz des ARMA(1,1)-Prozesses

$$\begin{split} X_t &= \phi_1 X_{t-1} + U_t - \theta_1 U_{t-1} \\ X_{t-1} &= \phi_1 X_{t-2} + U_{t-1} - \theta_1 U_{t-2} \\ Var\left(X_t\right) &= \gamma_0 = E\left(X_t^2\right) = E\left[\left(\phi_1 X_{t-1} + U_t - \theta_1 U_{t-1}\right)^2\right] \\ &= \phi_1^2 E\left(X_{t-1}^2\right) + E\left(U_t^2\right) + \theta_1^2 E\left(U_{t-1}^2\right) - 2\phi_1 \theta_1 \underbrace{E\left(X_{t-1} U_{t-1}\right)}_{= E\left(U_{t-1} U_{t-1}\right) = E\left(U_{t-1}^2\right)}_{= E\left(U_{t-1} U_{t-1}\right) = E\left(U_{t-1}^2\right)} \\ &= \theta_1^2 \gamma_0 + \sigma^2 + \theta_1^2 \sigma^2 - 2\phi_1 \theta_1 \sigma^2 \end{split}$$

$$\Rightarrow \left(1 - \phi_1^2\right)\!\gamma_0 = \left(1 + \theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1\right)\!\sigma^2$$

$$\Rightarrow \gamma_0 = \frac{1 + \phi_1^2 - 2\phi_1\theta_1}{1 - \phi_1^2} \sigma^2, \quad |\phi_1| < 1$$

• Autokovarianzen des ARMA(1,1)-Prozesses

$$\begin{split} \gamma_1 &= \mathrm{E}\big(X_t X_{t-1}\big) = \mathrm{E}\big[\big(\phi_1 X_{t-1} + U_t - \theta_1 U_{t-1}\big) X_{t-1}\big] \\ &= \phi_1 \mathrm{E}\big(X_{t-1}^2\big) - \theta_1 \underbrace{\mathrm{E}\big(U_{t-1} X_{t-1}\big)}_{= \mathrm{E}\big(U_{t-1}^2\big)} = \phi_1 \gamma_0 - \theta_1 \sigma^2 \end{split}$$

Substitution von γ_0 ergibt:

$$\boxed{ \gamma_1 = \frac{\left(1 - \phi_1\theta_1\right)\!\left(\phi_1 - \theta_1\right)}{1 - \phi_1^2} \, \sigma^2 }$$

$$\begin{split} \gamma_2 &= \mathrm{E}(X_t X_{t-2}) = \mathrm{E}\big[\big(\phi_1 X_{t-1} + U_t - \theta_1 U_{t-1} \big) X_{t-2} \big] \\ &= \phi_1 \mathrm{E}\big(X_{t-1} X_{t-2} \big) = \phi_1 \gamma_1 \end{split}$$

allgemein:
$$\gamma_{\tau} = \varphi_1 \gamma_{\tau-1} \ \text{ für } \tau \geq 2$$

• Autokorrelationsfunktion des ARMA(1,1)-Prozesses

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{(1 - \phi_1 \theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1 \theta_1}$$

allgemein: $\rho_{\tau} = \phi_1 \rho_{\tau-1}$ für $\tau \ge 2$

Interpretation: Der Verlauf der Autokorrelationsfunktion eines ARMA(1,1)-Prozesses

ist vergleichbar mit dem eines AR1)-Prozesses. Sie nimmt wegen $|\phi_1|<1$ ausgehend vom Anfangswert ρ_1 geometrisch ab. Sofern ρ_1 bei positivem ϕ_1 negativ ist, strebt die ACF von unten gegen Null. Bei positivem ϕ_1 zeigt die ACF ein eszillierendes Verbalten

negativem ϕ_1 zeigt die ACF ein oszillierendes Verhalten.

Partielle Autokorrelationsfunktion:

Die partielle Autokorrelationsfunktion eines ARMA(1,1)-Prozesses verläuft vergleichbar mit der eines MA(1)-Prozesses. Sie nimmt monoton oder oszillierend ausgehend vom Anfangswert ρ_1 geometrisch ab.

Problem der Modellidentifikation bei ARMA(1,1)-Prozessen:

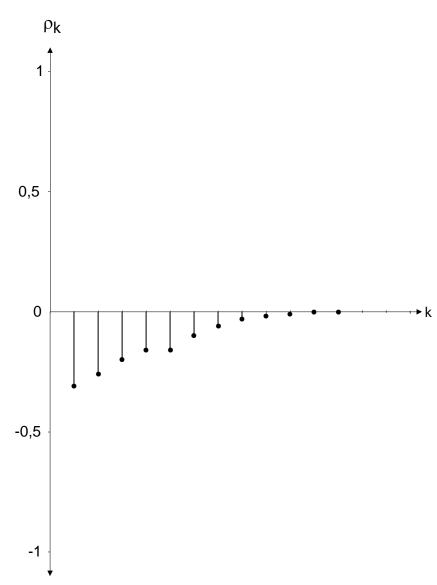
Im Unterschied zu den AR(p)- und MA(q)-Prozessen bricht der ARMA(1,1)-Prozess bei der Autokorrelationsfunktion und partiellen Autokorrelationsfunktion nicht nach einem bestimmten Lag ab.

Stationarität:

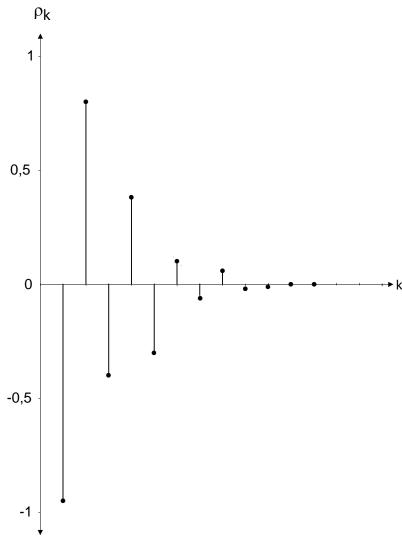
Die Stationarität eines ARMA(1,1)-Prozesses lässt sich anhand des charakteristischen Polynoms $\phi(B)=1-\phi_1\cdot B=0$, d.h. analog zum AR(1)-Prozess überprüfen.

Beispiel für ARMA(1,1)-Prozess

Autokorrelationfunktion für $X_t = 0.8X_{t-1} + 2 + U_t - 0.9U_{t-1}$



Autokorrelation funktion for $X_t = -0.8X_{t-1} + 2 + U_t - 0.9U_{t-1}$



ARIMA-Modelle

ARIMA-Prozesse: Integrierte autoregressive moving average Prozesse

ARMA(p,q)-Modell

$$\begin{split} X_t &= \phi_1 \cdot X_{t-1} + \phi_2 \cdot X_{t-2} + \ldots + \phi_p \cdot X_{t-p} + U_t - \theta_1 \cdot U_{t-1} - \theta_2 \cdot U_{t-2} - \ldots - \theta_q \cdot U_{t-q} \\ \phi(B) &= 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \ldots - \phi_p B^p \\ \theta(B) &= 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \ldots - \theta_q B^q \\ \phi(B) \cdot X_t &= \theta(B) \cdot U_t \end{split}$$

Beispiele:

ARMA(1,1)-Modell

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B, \quad \theta(B) = 1 - \theta_1 B$$

$$X_t = \phi_1 \cdot X_{t-1} + U_t - \theta_1 U_{t-1}$$

ARMA(1,2)-Modell

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B, \quad \theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2$$

$$X_t = \phi_1 \cdot X_{t-1} + U_t - \theta_1 U_{t-1} - \theta_2 U_{t-2}$$

• ARMA(2,1)-Modell

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2, \quad \theta(B) = 1 - \theta_1 B$$

$$X_t = \phi_1 \cdot X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + U_t - \theta_1 U_{t-1}$$

• ARMA(2,2)-Modell

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2, \quad \theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2$$

$$X_t = \phi_1 \cdot X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + U_t - \theta_1 U_{t-1} - \theta_2 U_{t-2}$$

ARIMA(p,d,q)-Modell

Erste Differenzen:
$$\Delta^1 X_t = \Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

Zweite Differenzen:
$$\begin{split} \Delta^2 X_t &= \Delta X_t - \Delta X_{t-1} \\ &= \left(X_t - X_{t-1} \right) - \left(X_{t-1} - X_{t-2} \right) \\ &= X_t - 2 X_{t-1} + X_{t-2} \\ \varphi(B) \Delta^d X_t &= \theta(B) \cdot U_t \\ mit \\ \Delta^d X_t &= \Delta^{d-1} X_t - \Delta^{d-1} X_{t-1} \quad (d-te\ Differenz) \end{split}$$

oder

$$\begin{split} & \phi(B)(1-B)^d \, X_t = \theta(B) \cdot U_t \\ & \text{wegen} \\ & \Delta^l X_t = X_t - X_{t-1} = (1-B)X_t, \\ & = \left[\Delta^2 X_t = \Delta^l X_t - \Delta^l X_{t-1} = X_t - X_{t-1} - (X_{t-1} - X_{t-2}) = X_t - 2X_{t-1} + X_{t-2} \right. \\ & (1-B)^2 \, X_t = (1-B)(1-B)X_t = \left(1-2B+B^2\right) \! X_t = X_t - 2X_{t-1} + X_{t-2} \end{split}$$

Allgemein gilt: $\Delta^d X_t = (1 - B)^d \cdot X_t$.

Beispiele:

• ARIMA(1,1,1)

$$\begin{split} & \phi(B) \! = \! 1 \! - \! \phi_1 B \,, \quad \! \theta(B) \! = \! 1 \! - \! \theta_1 B \,, \quad \! \Delta X_t = \! \left(1 \! - \! B X_t = \! X_t - \! X_{t-1} \right) \\ & (1 \! - \! \phi_1 B) \! \left(1 \! - \! B \right) \! X_t = \! \left(1 \! - \! \theta_1 B \right) \! U_t \\ & \left(1 \! - \! B \! - \! \phi_1 B \! + \! \phi_1 B^2 \right) \! \! X_t = \! \left(1 \! - \! \theta_1 B \right) \! U_t \\ & X_t = \! \left(1 \! + \! \phi_1 \right) \! \cdot \! X_{t-1} \! - \! \phi_1 X_{t-2} + \! U_t \! - \! \theta_1 U_{t-1} \end{split}$$

• ARIMA(1,2,1)

$$\begin{split} & \phi(B) = 1 - \phi_1 B, \quad \theta(B) = 1 - \theta_1 B, \\ & \Delta^2 X_t = (1 - B)^2 X_t = X_t - 2 X_{t-1} + X_{t-2} \\ & (1 - \phi_1 B)(1 - B)^2 X_t = (1 - \theta_1 B) U_t \\ & (1 - \phi_1 B)(1 - 2 B + B^2) X_t = (1 - \theta_1 B) U_t \\ & (1 - 2 B + B^2 - \phi_1 B + 2 \phi_1 B^2 - \phi_1 B^3) X_t = (1 - \theta_1 B) U_t \\ & [1 - (2 + \phi_1) B + (1 + 2 \phi_1) B^2 - \phi_1 B^3) X_t = (1 - \theta_1 B) U_t \\ & X_t = (2 + \phi_1) \cdot X_{t-1} - (1 + 2 \phi_1) X_{t-2} + \phi_1 X_{t-3} + U_t - \theta_1 U_{t-1} \end{split}$$

Multiplikatives saisonales ARIMA-Modell

 $SARIMA(p,d,q) \times (P,D,Q)$

oder

 $ARIMA_s$ (p,d,q) x (P,D,Q)

$$\varphi(B)\varphi_s\Big(\!B^s\Big)\!\!\left(1-B^s\right)\!\!\!^DX_t\,=\,\theta(B)\theta\Big(\!\!B^s\Big)\!\!U_t$$

s Saisonzyklus (z.B. s=4 für Quartalsdaten)

Beispiel:

$$ARIMA_4 (1,1,1) \times (1,0,1)$$

$$\varphi(B)=1-\varphi_1 B \ , \quad \ \varphi_4\Big(\!B^4\Big)\!=1-\varphi_{1,4} B^4$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B$$
, $\theta_4(B^4) = 1 - \theta_{1,4} B^4$

 $+\phi_{1}\phi_{14}X_{t-6}+U_{t}-\theta_{1}U_{t-1}-\phi_{14}U_{t-4}+\theta_{1}\theta_{14}U_{t-5}$

$$\begin{split} &(1-\phi_{1}B)\Big(1-\phi_{1,4}B^{4}\Big)\Big(1-B\Big)X_{t} = (1-\theta_{1}B)\Big(1-\theta_{1,4}B^{4}\Big)U_{t} \\ &(1-\phi_{1,4}B^{4}-\phi_{1}B+\phi_{1}\phi_{1,4}B^{5}\Big)(1-B)X_{t} = \Big(1-\theta_{1,4}B^{4}-\theta_{1}B+\theta_{1}\theta_{1,4}B^{5}\Big)U_{t} \\ &(1-\phi_{1,4}B^{4}-\phi_{1}B+\phi_{1}\phi_{1,4}B^{5}-B+\phi_{1,4}B^{5}+\phi_{1}B^{2}-\phi_{1}\phi_{1,4}B^{6}\Big)X_{t} = \Big(1-\theta_{1,4}B^{4}-\theta_{1}B+\theta_{1}\theta_{1,4}B^{5}\Big)U_{t} \\ &X_{t} = (1-\phi_{1})X_{t-1}-\phi_{1}X_{t-2}+1-\phi_{1,4}X_{t-4}-\widehat{(\phi_{1}\phi_{1,4}+\phi_{1,4})}X_{t-5} \end{split}$$