時系列解析

モデルの推定と予測

村田 昇

講義の内容

• 第1回: 時系列の基本モデル

第2回:モデルの推定と予測

時系列解析の復習

時系列解析とは

- 時系列データ
 - 時間軸に沿って観測されたデータ
 - 観測の順序に意味がある
 - 異なる時点間での観測データの従属関係が重要
 - 独立性にもとづく解析は行えない
 - * そのままでは大数の法則や中心極限定理は使えない
- 時系列解析の目的
 - 時系列データの特徴を効果的に記述すること
 - 時系列モデルの推定と評価

時系列モデルと定常性

• 確率過程

時間を添え字として持つ確率変数列

$$X_t, t = 1, ..., T$$

- 弱定常過程: 以下の性質をもつ確率過程 X,
 - X_t の平均は時点 t によらない
 - X_t と X_{t+h} の共分散は時点 t によらず時差 h のみで定まる
 - 特に X_t の分散は時点 t によらない (h=0 の場合)
- 多くの場合、弱定常性を考えれば十分なので単に 定常 ということが多い
- 定常でない確率過程は 非定常 であるという

ホワイトノイズ

定義

平均 0, 分散 σ^2 である確率変数の確率分布 P からの独立かつ同分布な確率変数列

$$X_t = \epsilon_t, \quad \epsilon_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} P$$

- 記号 WN $(0, \sigma^2)$ で表記
- 定常な確率過程

トレンドのあるホワイトノイズ

定義

 μ, α を定数として

$$X_t = \mu + \alpha t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$$

で定義される確率過程

- 非定常 な確率過程
- トレンド項(平均値の変化)は現象に応じて一般化される

ランダムウォーク

定義

X₀を定数もしくは確率変数として

$$X_t = X_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$$

で帰納的に定義される確率過程

- 分散が時間とともに増加・記憶のあるモデル
- 非定常 な確率過程

自己回帰過程

定義(次数pのARモデル)

 a_1, \ldots, a_p を定数とし、 X_1, \ldots, X_p が初期値として与えられたとき、

$$X_t = a_1 X_{t-1} + \dots + a_p X_{t-p} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$$

で帰納的に定義される確率過程

- ランダムウォークの一般化
- 無限長の記憶のある (忘却しながら記憶する) モデル
- 定常にも非定常にもなる

移動平均過程

定義 (次数 q の MA モデル)

 b_1, \ldots, b_q を定数とし、 X_1, \ldots, X_q が初期値として与えられたとき

$$X_t = b_1 \epsilon_{t-1} + \dots + b_q \epsilon_{t-q} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$$

で定義される確率過程

- 有限長の記憶のあるモデル
- 定常な確率過程

自己回帰移動平均過程

• 定義 (次数 (p,q) の ARMA モデル)

$$a_1, \ldots, a_p, b_1, \ldots, b_q$$
 を定数とし、 $X_1, \ldots, X_{\max\{p,q\}}$ が初期値として与えられたとき
$$X_t = a_1 X_{t-1} + \cdots + a_p X_{t-p} + b_1 \epsilon_{t-1} + \cdots + b_q \epsilon_{t-q} + \epsilon_t,$$
 $\epsilon_t \sim \text{WN}(0, \sigma^2)$

で帰納的に定まる確率過程

- AR・MA モデルの一般化・基本的な時系列モデル
- 定常にも非定常にもなる

自己共分散・自己相関

- 弱定常な確率過程: X_t , t = 1, ..., T
 - $-X_t$ と X_{t+h} の共分散は時点tによらずラグhのみで定まる

自己共分散 (定常過程の性質よりラグは $h \ge 0$ を考えればよい)

$$\gamma(h) = \text{Cov}(X_t, X_{t+h})$$

自己相関

$$\rho(h) = \gamma(h)/\gamma(0) = \text{Cov}(X_t, X_{t+h})/\text{Var}(X_t)$$

• 異なる時点間での観測データの従属関係を要約するための最も基本的な統計量

標本自己共分散・標本自己相関

- 観測データ X_1, \ldots, X_T からの推定
 - ラグ h の自己共分散の推定:標本自己共分散

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-h} (X_t - \bar{X})(X_{t+h} - \bar{X})$$

 $\bar{X} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} X_t$ は標本平均

- ラグ h での自己相関の推定:標本自己相関

$$\hat{\gamma}(h)/\hat{\gamma}(0) = \frac{\sum_{t=1}^{T-h} (X_t - \bar{X})(X_{t+h} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^{T} (X_t - \bar{X})^2}$$

AR モデルの推定

自己共分散・自己相関

- 平均 0 の弱定常な確率過程 : X_t , t = 1, ..., T
 - $-X_t$ と X_{t+h} の共分散は時点 t によらずラグ h のみで定まる

自己共分散

$$\gamma(h) = \text{Cov}(X_t, X_{t+h}) = \mathbb{E}[X_t X_{t+h}]$$

 $-X_t$ と X_{t+h} の相関もtによらずラグhのみで定まる

自己相関係数

$$\rho(h) = \text{Cov}(X_t, X_{t+h}) / \text{Var}(X_t) = \gamma(h) / \gamma(0)$$

自己共分散と AR モデル

• AR(p) モデル:

$$X_t = a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \dots + a_p X_{t-p} + \epsilon_t$$

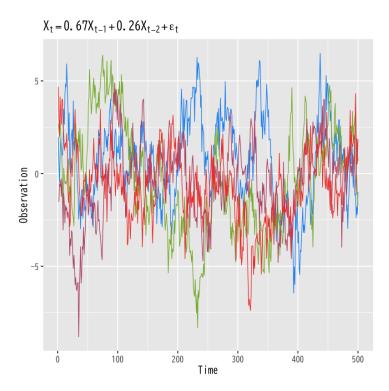


Figure 1: 同じモデルに従う AR 過程の例

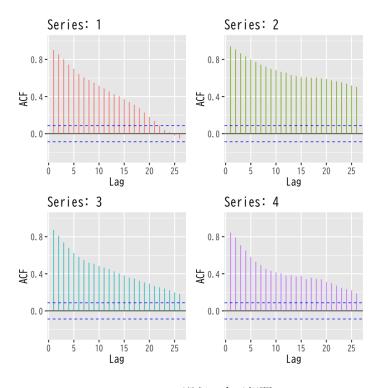


Figure 2: AR 過程の自己相関

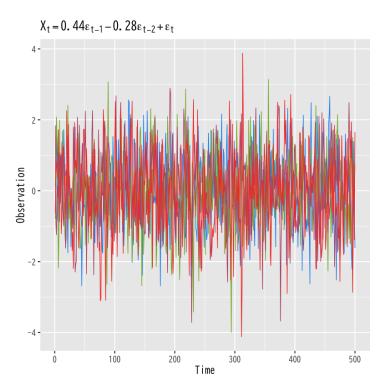


Figure 3: 同じモデルに従う MA 過程の例

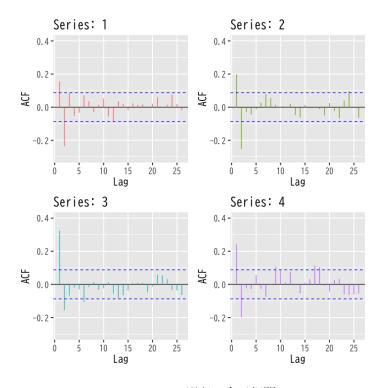


Figure 4: MA 過程の自己相関

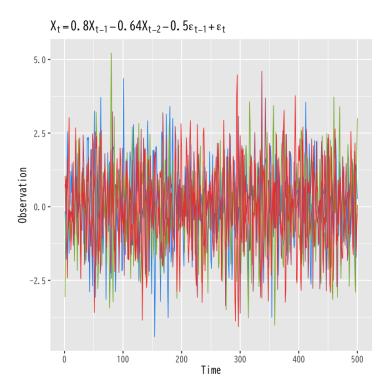


Figure 5: 同じモデルに従う ARMA 過程の例

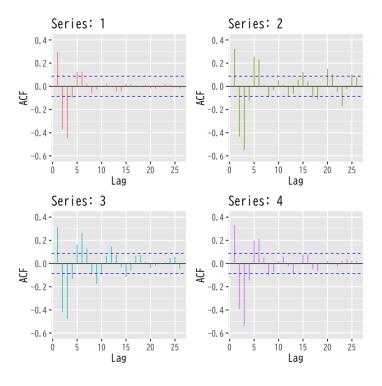


Figure 6: ARMA 過程の自己相関

• 係数と自己共分散の関係

$$\gamma(h) = \mathbb{E}[X_t X_{t+h}]$$

$$= \mathbb{E}[X_t (a_1 X_{t+h-1} + \dots + a_p X_{t+h-p} + \epsilon_{t+h})]$$

$$= a_1 \mathbb{E}[X_t X_{t+h-1}] + \dots + a_p \mathbb{E}[X_t X_{t+h-p}] + \mathbb{E}[X_t \epsilon_{t+h}]$$

$$= a_1 \gamma(h-1) + \dots + a_p \gamma(h-p)$$

Yule-Walker 方程式

• $1 \le h \le p$ を考えると以下の関係が成り立つ

$$\begin{pmatrix} \gamma(1) \\ \gamma(2) \\ \vdots \\ \gamma(p) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma(0) & \gamma(-1) & \dots & \gamma(-p+1) \\ \gamma(1) & \gamma(0) & \dots & \gamma(-p+2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma(p-1) & \gamma(p-2) & \dots & \gamma(0) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_p \end{pmatrix}$$

- 行列は Toeplitz 行列と呼ばれる
- 行列が正則ならば AR の係数は一意に求まる

偏自己相関

• AR(p) モデル

$$X_t = a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \dots + a_p X_{t-p} + \epsilon_t$$

- ラグ p の 偏自己相関係数

AR(p) モデルを仮定したときの a_p の推定値 (Yule-Walker 方程式の解)

- ラグ p の特別な **自己相関係数**

$$a_1=a_2=\cdots=a_{p-1}=0$$
 のときの $\rho(p)$ (特殊なモデルにおける解釈)
$$\mathbb{E}[X_tX_{t+p}]=a_p\mathbb{E}[X_tX_t] \implies \gamma(p)=a_p\gamma(0) \implies \rho(p)=a_p$$

モデルの推定に関する補足

- ARMA モデルの推定方法は主に以下の3つ
 - Yule-Walker 方程式 (AR 過程)
 - 最小二乗
 - * 予測誤差の平方和の最小化
 - * 回帰と同じだが、従属系列のため多重共線性に注意
 - 最尤推定
 - * WN の分布を仮定して同時尤度関数を設定
 - * 非線形最適化を行う
- 一般にモデルは近似なので、どの推定が良いかは問題による

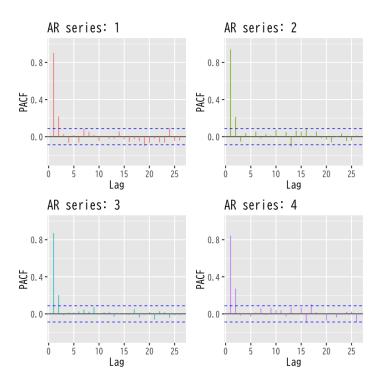


Figure 7: AR 過程の偏自己相関

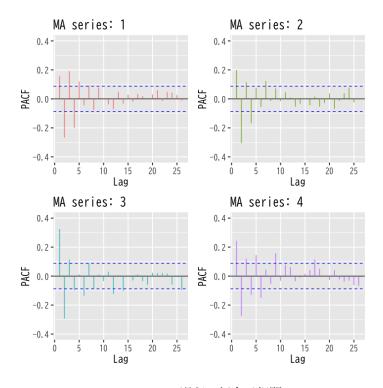


Figure 8: MA 過程の偏自己相関

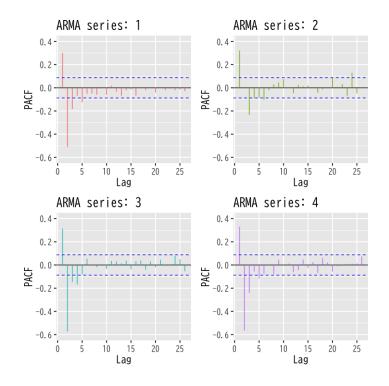


Figure 9: ARMA 過程の偏自己相関

非定常過程の変換

- 定常過程とみなせるように変換して分析
 - 階差の利用

$$X_t = X_{t-1} + \epsilon_t \implies Y_t = X_t - X_{t-1} = \epsilon_t$$

- * ランダムウォーク: 階差をとるとホワイトノイズ(定常過程)
- * ARIMA 過程: 階差をとると ARMA 過程になる確率過程
- 対数変換の利用

$$X_t = (1 + \epsilon_t) X_{t-1} \quad \Rightarrow \quad Y_t = \log(X_t) - \log(X_{t-1}) = \log(1 + \epsilon_t) \simeq \epsilon_t$$

* 対数変換と階差で微小な比率の変動を抽出

演習

問題

• 以下で定義される MA(1) について間に答えなさい

$$X_t = b_1 \epsilon_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$$

- ラグ2までの自己共分散係数を求めなさい
- 自己相関係数とパラメタ b_1 が満すべき方程式を求めなさい

解答例

• 平均0であることに注意して定義通り計算する

$$\begin{split} \gamma(0) &= \mathbb{E}[X_{t}X_{t}] = \mathbb{E}[(b_{1}\epsilon_{t-1} + \epsilon_{t})^{2}] \\ &= b_{1}^{2}\mathbb{E}[\epsilon_{t-1}^{2}] + 2b_{1}\mathbb{E}[\epsilon_{t-1}\epsilon_{t}] + \mathbb{E}[\epsilon_{t}^{2}] \\ &= (b_{1}^{2} + 1)\sigma^{2} \\ \gamma(1) &= \mathbb{E}[X_{t}X_{t+1}] = \mathbb{E}[(b_{1}\epsilon_{t-1} + \epsilon_{t})(b_{1}\epsilon_{t} + \epsilon_{t+1})] \\ &= b_{1}^{2}\mathbb{E}[\epsilon_{t-1}\epsilon_{t}] + b_{1}\mathbb{E}[\epsilon_{t-1}\epsilon_{t+1}] + b_{1}\mathbb{E}[\epsilon_{t}\epsilon_{t}] + \mathbb{E}[\epsilon_{t}\epsilon_{t+1}] \\ &= b_{1}\sigma^{2} \\ \gamma(2) &= \mathbb{E}[X_{t}X_{t+2}] = \mathbb{E}[(b_{1}\epsilon_{t-1} + \epsilon_{t})(b_{1}\epsilon_{t+1} + \epsilon_{t+2})] \\ &= b_{1}^{2}\mathbb{E}[\epsilon_{t-1}\epsilon_{t+1}] + b_{1}\mathbb{E}[\epsilon_{t-1}\epsilon_{t+2}] + b_{1}\mathbb{E}[\epsilon_{t}\epsilon_{t+1}] + \mathbb{E}[\epsilon_{t}\epsilon_{t+2}] \\ &= 0 \end{split}$$

• ラグ3以降も自己共分散は0となることに注意する

$$\gamma(0) = (b_1^2 + 1)\sigma^2$$
$$\gamma(1) = b_1\sigma^2$$

 σ^2 を消去して以下が得られる

$$\gamma(1)/\gamma(0) = \frac{b_1}{b_1^2 + 1} = \rho(1)$$

$$\rho(1)b_1^2 - b_1 + \rho(1) = 0$$

ρ(1) の値によっては解が求められない場合もある

モデルによる予測

ARMA モデルによる予測

- 推定したモデルを用いて n 期先を予測
 - AR モデル:観測時点までの観測値を用いて回帰
 - MAモデル:観測時点までのホワイトノイズで回帰
 - ARMA モデル: 上記の複合
- いずれも n が大きいと不確定性が増大
- ・ 階差による変換は累積 (階差の逆変換) により推定

分解モデルによる予測

• トレンド成分+季節成分+ランダム成分への分解

$$X_t = T_t + S_t + R_t$$

あるいは

$$X_t = T_t \times S_t \times R_t$$
 $(\log X_t = \log T_t + \log S_t + \log R_t)$

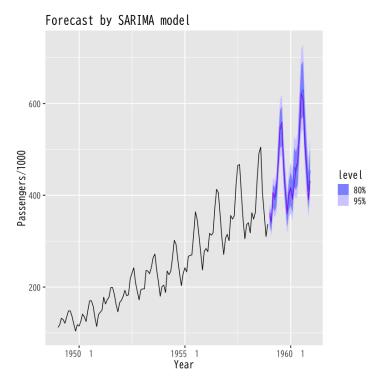


Figure 10: ARIMA モデル (階差あり ARMA) による予測

- トレンド成分:時間の関数やランダムウォークなどを想定
- 季節成分:周期的な関数を想定
- ランダム成分: ARMA モデルなどを想定
- 分解の考え方
 - ランダム成分:適切な幅の移動平均が0
 - 季節成分:1周期の平均が0

解析事例

COVID-19 の感染者数の分析

- 厚生労働省の COVID-19 のデータ
 - 陽性者数 (新規・累積)
 - 重症者数 (推移・性別・年齢別)
 - 死者数(推移・性別・年齢別・累積)
 - 入院治療等を要する者等推移
 - 集団感染等発生状況
- 以下の解析で用いるデータ
 - 日毎の全国・各都道府県の新規陽性者数 (感染者数) https://covid19.mhlw.go.jp/public/opendata/newly_confirmed_cases_daily.csv

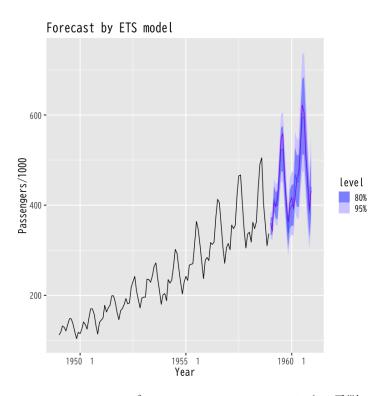


Figure 11: ETS モデル (expornential smoothing) による予測

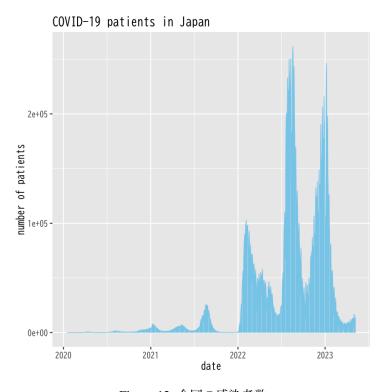


Figure 12: 全国の感染者数

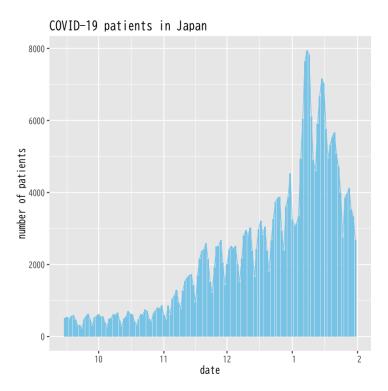


Figure 13: 第 3 波の感染者数

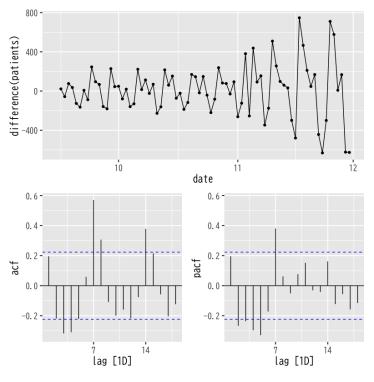


Figure 14: 時系列 (階差)

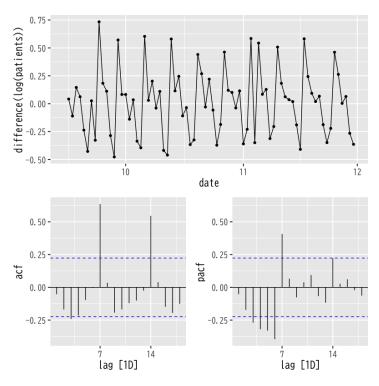


Figure 15: 時系列 (対数変換+階差)

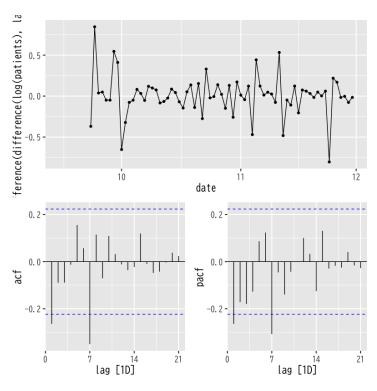


Figure 16: 時系列 (対数変換+階差+7 日階差)

感染者数の推移

第3波における感染者数の推移

基礎分析 (分析対象: 2020/9/15-11/30)

ARIMA モデルによる推定

• 推定された ARIMA モデル

Series: patients

Model: ARIMA(1,1,1)(2,0,0)[7] Transformation: log(patients)

Coefficients:

ar1 ma1 sar1 sar2 0.4493 -0.8309 0.3709 0.4232 s.e. 0.1635 0.0981 0.1212 0.1353

 $\label{eq:sigma2} \mbox{sigma^2 estimated as 0.03811: log likelihood=15.04} \mbox{AIC=-20.07} \mbox{ AICc=-19.21} \mbox{ BIC=-8.42}$

Fitted by ARIMA model

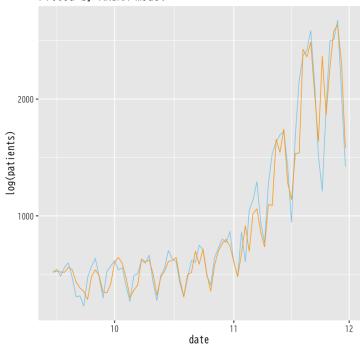


Figure 17: あてはめ値

まとめ

- 感染者数の推移は非定常なデータ
- 構造が時不変と考えられる区間を捉えれば
 - 時系列の適切な変換(指数的な増大のため対数変換)
 - 基本的な ARMA モデル (階差系列に ARMA モデルを適用)

の組み合わせである程度の分析は可能

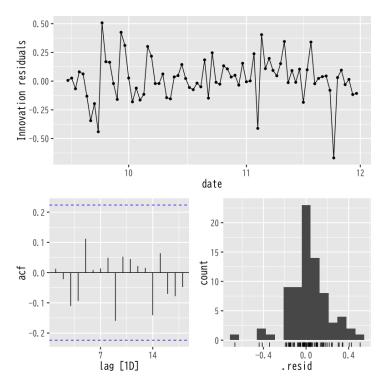


Figure 18: 診断プロット

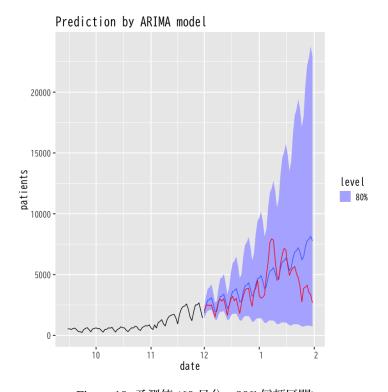


Figure 19: 予測値 (60 日分, 80%信頼区間)