

### 3. 予測

#### 3.1 予測の基礎

参考文献：経済・ファイナンスデータの  
計量時系列分析（沖本竜義著  
朝倉書店）

(期待値 0)

問.  $y_t$  が  $y_t = 10 + 0.9 y_{t-1} + \varepsilon_t$  (3.1) なる

定常 AR(1) 過程にしたがっているとする。

ただし、 $\varepsilon_t$  は右図の確率関数に i.i.d.

にしたがう（離散値をとるホワイトノイズ）。

いま、時刻  $t$  に  $y_t = 110$  が観測されたとする。

このとき  $y_{t+1}$  をどのように予測すればよいだろうか？

$P=0.8$

$P=0.2$

-12 3

$\varepsilon$

答 A. AR(1) 過程  $y_t = C + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$  の期待値は  $E(y_t) = \frac{C}{1-\phi}$   
なので、 $\frac{10}{1-0.9} = 100$  を  $y_{t+1}$  の予測値と考える。

（時刻  $t$  に  $y_t = 110$  が観測されたことは完全に無視して、  
何も観測データをもっていない下での  $y_{t+1}$  の期待値  $E(y_{t+1})$   
にするのでは、と考えるタイプ。）

答 B. 次の時刻のノイズ  $\varepsilon_{t+1}$  は確率 0.8 で 3 をとるので  
(3 をとる確率が最も高いので)  $y_{t+1} = 10 + 0.9 \cdot 110 + 3 = 112$   
を  $y_{t+1}$  の予測値と考える。

（ $y_t$  を観測した下での  $y_{t+1}$  の最頻値になるのでは、  
と考えるタイプ。）

答 C. 次の時刻のノイズ  $\varepsilon_{t+1}$  の期待値は 0 なので、  
 $y_{t+1} = 10 + 0.9 \cdot 110 + 0 = 109$  を  $y_{t+1}$  の予測値と考える。  
( $y_{t+1}$  を観測した下での  $y_{t+1}$  の期待値を予測値とする)  
べきでは、と考えるタイプ。

→ 色々な予測値が出てしまったがどれが一番よいのか？

→ 一つの基準として、予測値と実現値の誤差（予測誤差）が  
小さいほどよい予測とする。

- ・といつても、実現値  $y_t$  は確率変数である。→ 誤差も確率変数。
- ・誤差にも、絶対誤差や 2乗誤差など色々ある。

予測値	実現値 $\varepsilon_{t+1} = 3$ のとき ( $P=0.8$ )	実現値 $\varepsilon_{t+1} = -12$ のとき ( $P=0.2$ )	予測誤差 $\varepsilon_{t+1} = 3$ のとき ( $P=0.8$ )	予測誤差 $\varepsilon_{t+1} = -12$ のとき ( $P=0.2$ )	予測誤差 の絶対値 の期待値	予測誤差 の2乗 の期待値	
予測 A	100	112	97	12	-3	10.2	117
予測 B	112	112	97	0	-15	3.	45
予測 C	109	112	97	3	-12	4.8	36
	①	②	③	②-①	③-①	④	⑤

$$\textcircled{4} = 0.8 \cdot |\textcircled{2}-\textcircled{1}| + 0.2 \cdot |\textcircled{3}-\textcircled{1}|$$

$$\textcircled{5} = 0.8 \cdot (\textcircled{2}-\textcircled{1})^2 + 0.2 \cdot (\textcircled{3}-\textcircled{1})^2$$

- $\hat{\gamma}_{t+1} = 112$  が「実現したときは予測 B が一番当たって113 ( $\textcircled{2}-\textcircled{1}$ )」。
- $\hat{\gamma}_{t+1} = 97$  が「実現したときは予測 A が一番当たって113 ( $\textcircled{3}-\textcircled{1}$ )」。

これがよい予測かは実現値によって違うだと評価が定まらない。

実現値によって異なりうる誤差を1つの値にまとめたい。  
誤差の期待値を取ることが考えられる。

例えば「予測誤差の絶対値の期待値 ( $\textcircled{4}$ ) や予測誤差の2乗の期待値 ( $\textcircled{5}$ )」  
を予測のよさの指標とすることが考えられる。これらの指標では予測 C の誤差  
の期待値が一番小さい。

経済やファイナンスの分野では、この予測誤差の2乗の期待値 ( $\textcircled{5}$ ) を基準とすることが多い。この値を平均2乗誤差 (mean squared error: MSE) とよぶ。  
MSE を最小にするような予測を最適予測 という (定義 3.1)。

問、予測 C は MSE を基準とすると予測 A~C の中で一番よい予測だった。

予測 C は最適予測なのか? (もっと MSE が小さい予測はないのか?)

答、予測値を  $a$  としたときの MSE は

$$\begin{aligned} \text{MSE}_a &= 0.8 \cdot (112-a)^2 + 0.2 \cdot (97-a)^2 \\ &= a^2 - 2(0.8 \cdot 112 + 0.2 \cdot 97)a + 0.8 \cdot 112^2 + 0.2 \cdot 97^2 \end{aligned}$$

$$\frac{d\text{MSE}_a}{da} = 2a - 2(0.8 \cdot 112 + 0.2 \cdot 97)$$

なので  $\text{MSE}_a$  は  $a = 0.8 \cdot 112 + 0.2 \cdot 97 = 109$  のときに  
最小値をとる。よって 109 を予測するのが最適予測である。  
よって予測 C は最適予測である。

( 実は、「現時点までの値を観測した下での将来の値の期待値  
を予測値とする」とは「MSE が最小になる予測をする」と同じ。 )

## \* 注意

予測 A も予測 C もどちらも期待値である。  
但し前提としている情報が異なる。

$$\text{予測 A: } E(y_{t+1})$$

何も知らない条件での  $y_{t+1}$  の期待値

$$\text{予測 C: } E(y_{t+1} | \Omega_t)$$

$\Omega_t$  を知っている条件での  $y_{t+1}$  の期待値

(条件付き期待値)

同様に、「 $y_t$  を知っている下での  $y_{t+1}$  の確率分布」のように  
ある情報を前提とした確率を条件付き確率という。

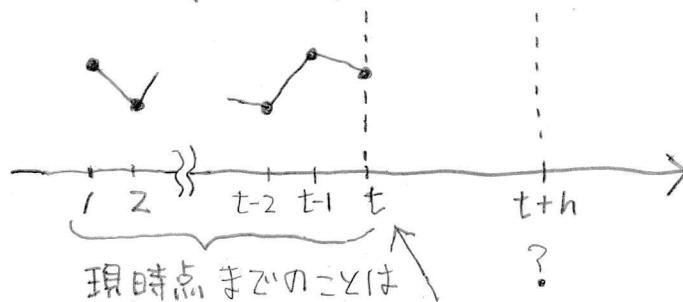
$$P(y_{t+1} = 112 | y_t = 110) = 0.8$$

$$P(y_{t+1} = 97 | y_t = 110) = 0.2$$

## 3.1.2 表記と仮定

これ以降、以下を仮定する。

- 予測するときはいつも、現時点までに観測した情報集合  $\Omega_t = \{y_t, y_{t-1}, \dots, y_1\}$  を知っているという条件の下で  $h$  期先の  $y_{t+h}$  を予測する ( $h=1, 2, \dots$ )。



現時点までのことは  
全部知っている 現時点

$$V(X) = E(X^2) - E(X)^2$$

$$\Leftrightarrow E(X^2) = V(X) + E(X)^2$$

- 予測量を  $\hat{y}_{t+h|t}$  と表記する。 (確率変数ではない)
- 予測誤差を  $\hat{e}_{t+h|t} = y_{t+h} - \hat{y}_{t+h|t}$  と定義する。 (確率変数)
- MSE の定義を  $MSE(\hat{y}_{t+h|t}) = E(\hat{e}_{t+h|t}^2 | \Omega_t)$  とする。

問. 条件付き期待値  $E(y_{t+h} | \Omega_t)$  を予測値とする最適予測となる (MSE が最小になる) ことを示せ。

$$\begin{aligned} \text{答. } MSE(\hat{y}_{t+h|t}) &= E(\hat{e}_{t+h|t}^2 | \Omega_t) = E((y_{t+h} - \hat{y}_{t+h|t})^2 | \Omega_t) \\ &= V(y_{t+h} | \Omega_t) + E(y_{t+h} - \hat{y}_{t+h|t} | \Omega_t)^2 \\ &= V(y_{t+h} | \Omega_t) + (E(y_{t+h} | \Omega_t) - \hat{y}_{t+h|t})^2 \end{aligned}$$

なので、これが“最小になるのは  $\hat{y}_{t+h|t} = E(y_{t+h} | \Omega_t)$  のとき。□

ARMA過程の予測をすると、 $\varepsilon_t$  が“正規ホワイトノイズ”であると仮定することが多い(ただし、最尤法なりで ARMA過程のパラメータを特定する時点では  $\varepsilon_t$  の過程は仮定していると思うのですか)。

- 以降の点予測の議論では、 $\varepsilon_t$  は期待値 0 の iid 系列であるればいい(正規分布でなくてもいい)(独立ではありません)。
- 区間予測の議論では、正規分布であることまで仮定する。
  - ※ 一般にホワイトノイズは自己無相関だが独立ではない。
  - ※ 60ページ(初版第6刷)の最後に「もし、 $\varepsilon_t$  がホワイトノイズであることを仮定するのであれば、以下の点予測の議論は最適線形予測を求めていくと解釈することが“できる”とあるが、これは「 $\varepsilon_t$  の過程においてはもとより非線形予測が“存在する”」という示唆に読める。実際  $\varepsilon_t$  が独立過程でなければ(3.6)が成り立たず、(3.7)が最適予測にはならなくなるが、 $\{y_t, \dots, y_1\}$  の線形和でかけた範囲では(3.7)が最適予測となることらしいがその証明はよくわかりません。

- $y_t$  は定常かつ反転可能な ARMA(p, q) 過程であり、 $p, q$  は既にわかっており、モデルのパラメータ  $\phi_1, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q, c, \sigma^2$  も既にわかっているとする。
- また、 $t \geq p, t \geq q$  とする(例えばモデルが AR(5) なのに現在が  $t=2$  だったら 5 時点分観察できないが、そういうことはないとする)。

### 3.2 AR過程の予測 ※ $\varepsilon_t$ が“ホワイトノイズ”なのは大前提。

一般に次が成り立つ。 $E(y_T | \Omega_t) = y_T \quad (T \leq t) \quad (3.5)$

(既に観測し終わっている  $y_1, \dots, y_t$  は、もはや確率変数でない)ので、期待値をとっても観測した値そのものである。

また、 $\varepsilon_t$  が独立過程なら次も成り立つ(以下、これも仮定)。

$$E(\varepsilon_{t+k} | \Omega_t) = 0 \quad (k > 0) \quad (3.6)$$

独立なら この情報があろうとなからうと任意の時点のノイズの期待値はゼロ。

$$\text{以下では } \gamma_t = C + \phi_1 \gamma_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$$

といふ AR(1)過程の最適予測を考える。

1期先予測は、 $\hat{\gamma}_{t+1|t} = C + \phi_1 \gamma_t + \varepsilon_{t+1}$  なのでこの最適予測は

$$\begin{aligned}\hat{\gamma}_{t+1|t} &= E(\gamma_{t+1} | \Omega_t) \quad \text{さっさやった} \\ &= E(C + \phi_1 \gamma_t + \varepsilon_{t+1} | \Omega_t) \\ &= C + \phi_1 \gamma_t + E(\varepsilon_{t+1} | \Omega_t) \quad \downarrow \varepsilon_t \text{が"独立なら"} \\ &= C + \phi_1 \gamma_t\end{aligned}$$

$$\text{また、予測誤差は } \hat{\varepsilon}_{t+1|t} = \gamma_{t+1} - \hat{\gamma}_{t+1|t} = \varepsilon_{t+1}$$

$$\text{MSE} \text{は } \text{MSE}(\hat{\gamma}_{t+1|t}) = E(\hat{\varepsilon}_{t+1|t}^2 | \Omega_t) = E(\varepsilon_{t+1}^2 | \Omega_t) = \sigma^2$$

AR(1)過程の1期先予測の平均2乗誤差は1次の分散に  
他ならない。不確かな要素が"1次"の項だけなので当然である。

同様に、2期先予測も考える。

$$\begin{aligned}\gamma_{t+2} &= C + \phi_1 \gamma_{t+1} + \varepsilon_{t+2} \\ &\approx C + \phi_1 (C + \phi_1 \gamma_t + \varepsilon_{t+1}) + \varepsilon_{t+2} \\ &= (1 + \phi_1) C + \phi_1^2 \gamma_t + \phi_1 \varepsilon_{t+1} + \varepsilon_{t+2}\end{aligned}$$

$$\hat{\gamma}_{t+2|t} = (1 + \phi_1) C + \phi_1^2 \gamma_t$$

$$\hat{\varepsilon}_{t+2|t} = \phi_1 \varepsilon_{t+1} + \varepsilon_{t+2}$$

$$\begin{aligned}\text{MSE}(\hat{\gamma}_{t+2|t}) &= E((\phi_1 \varepsilon_{t+1} + \varepsilon_{t+2})^2 | \Omega_t) \\ &= E(\phi_1^2 \varepsilon_{t+1}^2 + 2\phi_1 \varepsilon_{t+1} \varepsilon_{t+2} + \varepsilon_{t+2}^2 | \Omega_t) \\ &= \phi_1^2 \sigma^2 + \sigma^2\end{aligned}$$

もとより一般に  $h$  期先予測を考える。

$$\begin{aligned}\gamma_{t+h} &= (1 + \phi_1 + \cdots + \phi_1^{h-1}) C + \phi_1^h \gamma_t + \varepsilon_{t+h} + \phi_1 \varepsilon_{t+h-1} + \cdots + \phi_1 \varepsilon_{t+1} \\ &= C \sum_{k=1}^h \phi_1^{k-1} + \phi_1^h \gamma_t + \sum_{k=0}^{h-1} \phi_1^k \varepsilon_{t+h-k}\end{aligned}$$

$$\hat{\gamma}_{t+h|t} = C \sum_{k=1}^h \phi_1^{k-1} + \phi_1^h \gamma_t = \frac{1 - \phi_1^h}{1 - \phi_1} C + \phi_1^h \gamma_t \quad (3.7)$$

$$\hat{\varepsilon}_{t+h|t} = \sum_{k=0}^{h-1} \phi_1^k \varepsilon_{t+h-k}$$

$$\text{MSE}(\hat{\gamma}_{t+h|t}) = \sigma^2 \sum_{k=0}^{h-1} \phi_1^{2k} = \frac{1 - \phi_1^{2h}}{1 - \phi_1^2} \sigma^2 \quad (3.8)$$

以上からわかること

- いま  $\{y_1, \dots, y_t\}$  が全てわかっているが最適予測に使うのは  $y_t$  のみである。AR(1)過程が1期の過去しか参照しないので  $y_t$  が手に入っていたら  $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots$  の情報はもう  $y_t$  に含まれるので  $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots$  は要らない。
- 最適予測は AR(1) 過程の条件なし期待値  $\frac{c}{1-\phi_1}$  に近づていく。  
遠い未来を予測するほど ( $h \rightarrow \infty$ )
  - 遠い先の予測値ほど過程の条件なし期待値に近づくこと
  - これを平均回帰的 (mean reverting) という。
- 遠い先を予測するほど ( $h \rightarrow \infty$ ) MSE は  $\frac{\sigma^2}{1-\phi_1^2}$  に近づく。
- 1期先予測の MSE  $\sigma^2$  よりどんどん大きくなっている過程の条件なし分散  $\frac{\sigma^2}{1-\phi_1^2}$  に収束する。

次に、一般的 AR(p) 過程の最適予測を考える。

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$$

また1期先予測は、

$$\hat{y}_{t+1|t} = c + \phi_1 y_t + \phi_2 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (3.10)$$

$$\hat{\varepsilon}_{t+1|t} = \varepsilon_{t+1} \quad (3.11)$$

$$\text{MSE}(\hat{y}_{t+1|t} | \Omega_t) = \sigma^2 \quad (3.12)$$

2期先予測は、

$$\begin{aligned} y_{t+2} &= c + \phi_1 \underbrace{y_{t+1}}_{\hat{y}_{t+1|t}} + \phi_2 y_t + \dots + \phi_p y_{t-p+2} + \varepsilon_{t+2} \quad (*) \\ &= (1+\phi_1)c + (\phi_1^2 + \phi_2)\hat{y}_{t+1|t} + (\phi_1\phi_2 + \phi_3)y_{t-1} + \dots \\ &\quad + (\phi_1\phi_{p-1} + \phi_p)y_{t-p+2} + \phi_1\phi_p y_{t-p+1} \\ &\quad + \varepsilon_{t+2} + \phi_1\varepsilon_{t+1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{y}_{t+2|t} &= (1+\phi_1)c + (\phi_1^2 + \phi_2)\hat{y}_{t+1|t} + (\phi_1\phi_2 + \phi_3)\hat{y}_{t+1|t} + \dots \\ &\quad + (\phi_1\phi_{p-1} + \phi_p)y_{t-p+2} + \phi_1\phi_p y_{t-p+1} \quad (3.13) \end{aligned}$$

$$\text{MSE}(\hat{y}_{t+2|t}) = (1+\phi_1^2)\sigma^2$$

AR(p)過程の2,3,...期先予測は書くのが大変。

実は  $h$  期先予測は  $h-1$  期先予測をつかってかける。先の  $\hat{y}_{t+2}$  の式(\*)の  $y_{t+1}$  を (3.11) 式の  $\hat{y}_{t+1|t}$  で置き換えて期待値  $E(\cdot | \Omega_t)$  をとればこれが  $\hat{y}_{t+2}$  の予測値になる。

$$\hat{y}_{t+2|t} = C + \phi_1 \hat{y}_{t+1|t} + \phi_2 y_t + \dots + \phi_p y_{t-p+2} \quad (3.14)$$

これに (3.11) を代入すれば (3.13) に一致する。

このように予測値を計算することを逐次予測といいう。

逐次予測を用いると AR(p) 過程の  $h$  期先予測は、

$$\hat{y}_{t+h|t} = C + \phi_1 \hat{y}_{t+h-1|t} + \phi_2 \hat{y}_{t+h-2} + \dots + \phi_p \hat{y}_{t+h-p}$$

とかける(証明は  $y_{t+h}$  の式の両辺の  $\Omega_t$  の下での期待値をとれば明るか)。

最後に AR(p) 過程の最適予測の性質をまとめると(証明略)。

### 定理 3.1

AR(p) 過程の最適予測は以下の性質をもつ。

- (1) 最適予測は直近  $p$  期の値  $y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p+1}$  のみに依存する。
- (2) 予測期間が長くなるにつれて、最適予測における過去の観測値の影響は指數的に減衰していく、最適予測は過程の期待値に収束する。
- (3) 予測期間が長くなるにつれて、MSE は単調に増大し、過程の分散に収束する。

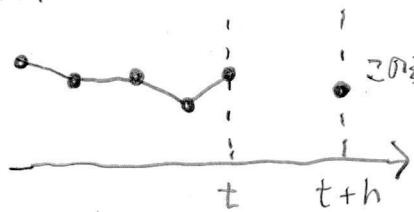
### 3.3 区間予測

これまで、 $t+h$  期先の値を 1 つの値で予測してきた。

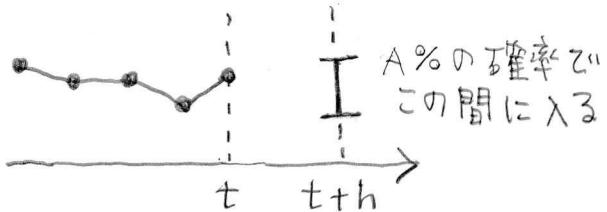
このような予測を点予測といいう。

他方、 $t+h$  期先の値を含む区間を予測することを区間予測といいう。

## 点予測



## 区間予測



### 区間予測のいいところ

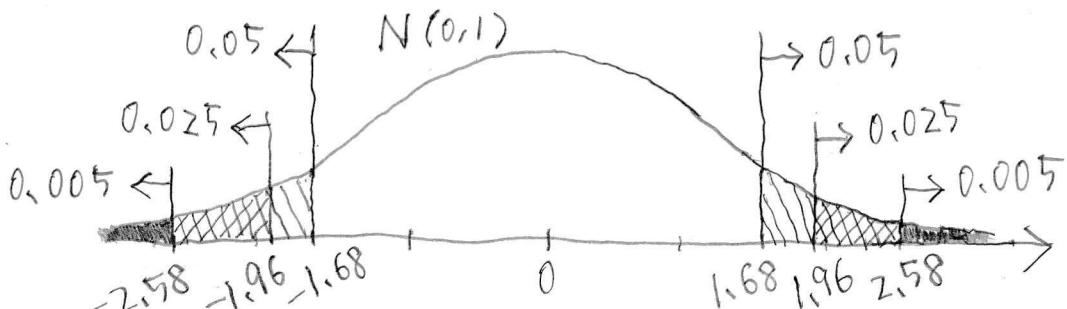
- 「何%の確率でどうなる」という予測なので「確率で評価できる。」
- 点予測の精度はMSEで示されるが「MSEがいくら」というのはわざりにくい。区間予測のよさは区間の長さになるので「95%の確率で株価が100~103円になる」というになる。と「あくまで精度がよい予測かわざりやす」。
- 平均的な場合どうなるか、だけではなく、最悪な場合どうなるか、最良な場合どうなるか、がわかる。

ただし、区間予測をするにはノイズの分布の形が「特定できてなければならない」(正規ノイズでないのに正規ノイズを仮定して区間予測してもそれは正しくない)。

(3.9) の AR(p) 過程の区間予測を考える。  
わかっている下で  
 $y_{t+1}$  は (3.10) とかけるので不確定性があるのは  $\varepsilon_{t+1}$  の項のみ。  
 $\varepsilon_{t+1} \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$  なので  $\Omega_t$  以下の下で  $y_{t+1}$  は分散  $\sigma^2$  の正規分布にしたがう。

期待値を知りたい  $\rightarrow E(y_{t+1} | \Omega_t)$  は最適予測  $\hat{y}_{t+1|t}$  に他ならない。よって  $y_{t+1|t} \sim N(\hat{y}_{t+1|t}, \sigma^2)$ 。これが「期先予測の分布」なので 95% 区間予測は、

$$(\hat{y}_{t+1|t} - 1.96\sigma, \hat{y}_{t+1|t} + 1.96\sigma) \quad (3.15)$$



一般に時点 $t$ までの情報 $\Omega_t$ が手に入っている下で、 $h$ 期先の値は  $y_{t+h|t} \sim N(\hat{y}_{t+h|t}, \text{MSE}(\hat{y}_{t+h|t}))$  にしたがう。

$$\therefore E(y_{t+h|t}) = \hat{y}_{t+h|t}$$

$$V(y_{t+h|t}) = V(y_{t+h} - \hat{y}_{t+h|t} | \Omega_t)$$

$$= V(\hat{e}_{t+h|t} | \Omega_t)$$

$$= E(\hat{e}_{t+h|t}^2 | \Omega_t) - E(\hat{e}_{t+h|t} | \Omega_t)^2$$

$$= \text{MSE}(\hat{y}_{t+h|t}) - (E(y_{t+h|t} | \Omega_t) - \hat{y}_{t+h|t})^2$$

$$= \text{MSE}(\hat{y}_{t+h|t})$$

ので、 $h$ 期先 95% 区間予測は、

$$\left( \hat{y}_{t+h|t} - 1.96 \sqrt{\text{MSE}(\hat{y}_{t+h|t})}, \hat{y}_{t+h|t} + 1.96 \sqrt{\text{MSE}(\hat{y}_{t+h|t})} \right) \quad (3.16)$$

しかし、AR(p)過程の $h$ 期先予測のMSEを求めるとは難しい。

( $\hat{y}_{t+h|t}$ は逐次的に求められるが  $\text{MSE}(\hat{y}_{t+h|t})$  はどうはいかない。)  
なので、実際には (3.16) で区間予測はできない。

解決策 1. カルマンフィルタをつけてMSEを求める。

解決策 2. シミュレーションで数値的にMSEを求める。

- まず逐次予測で  $\hat{y}_{t+h|t}$  を求める。

- $k = 1, 2, \dots, N$  について以下を繰り返す。

- $\varepsilon_{t+1}^{(k)}, \varepsilon_{t+2}^{(k)}, \dots, \varepsilon_{t+h}^{(k)}$  を生成する。

- 生成した1イテラーションで  $y_{t+h}^{(k)}$  を得る。

- 得られた  $N$  個の標本から MSE を得る。

$$\hat{\text{MSE}}(\hat{y}_{t+h|t}) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N (y_{t+h}^{(k)} - \hat{y}_{t+h|t})^2$$

### 3.4 MA過程の予測 3.4.1 無限個の観測値がある場合の予測

AR過程との違い：参考する過去の値が“直接手に入らない”。

$$y_t = C + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{直接手に入る（さっき観測した値）}$$

$$y_t = M + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{直接手に入らない（さっきのノイズといふものは直接わからぬ）}$$

但し、MA過程は（反転可能条件を満たす表現を選択すれば）

AR( $\infty$ )過程に書き直すことができる（2.2.2 AR過程の反転可能性）。

$$\text{MA(1)} \quad y_t = \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \Leftrightarrow \varepsilon_t = -\theta \varepsilon_{t-1} + y_t$$

の例。  
 $\varepsilon_t = -\theta \varepsilon_{t-1} + y_t$

$$= -\theta (-\theta \varepsilon_{t-2} + y_{t-1}) + y_t$$

$$= (-\theta)^m \varepsilon_{t-m} + \sum_{k=0}^{m-1} (-\theta)^k y_{t-k} \xrightarrow[m \rightarrow \infty]{} \sum_{k=0}^{\infty} (-\theta)^k y_{t-k}$$

時点  $t$  に  $y_t$  を観測しても  $\varepsilon_t$  の値はわからない。

ただ、 $\varepsilon_t$  は  $y_t$  から  $\theta \varepsilon_{t-1}$  を抜いたものではある。

といっても、 $\varepsilon_{t-1}$  の値もわからない（ $y_{t-1}$  はわかるけど）。

でも、 $\varepsilon_{t-1}$  は、 $y_{t-1}$  から  $\theta \varepsilon_{t-2}$  を抜いたものではある。

… というふうに“どんどんさかのぼる”と、 $\varepsilon_t$  の値は

$y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-m+1}, \varepsilon_{t-m}$  の式でかける。しかも、

$m \rightarrow +\infty$  にとばせば、 $\varepsilon_{t-m}$  の係数が 0 に収束するので

結局  $\varepsilon_t$  は  $y_t, y_{t-1}, \dots$  (無限に続く) の式でかける。

$\varepsilon_{t-1}$  を  $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots$  の式でかけたものを MA(1) に代入する。

一般的

$$\text{反転可能な MA}(q) \text{ でも} \quad y_t = \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ = \theta \sum_{k=0}^{\infty} (-\theta)^k y_{t-1-k} + \varepsilon_t = -\sum_{k=1}^{\infty} (-\theta)^k y_{t-k} + \varepsilon_t$$

とにかく無限の過去まで  $y_t, y_{t-1}, \dots$  が手に入つてないなら

$\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots$  も求まる。現実的ではないがますこの仮定の下で

MA過程の予測を考える。

$$\text{反転可能な MA}(q) \text{ 過程は一般に } y_t = \sum_{k=1}^{\infty} \eta_k y_{t-k} + \varepsilon_t$$

∴ AR( $\infty$ )過程に書き直せる。これより

$$\varepsilon_t = y_t - \sum_{k=1}^{\infty} \eta_k y_{t-k} \quad (3.17)$$

として過去の  $\varepsilon_t$  の値を求められる。

MA(2)過程の予測を考える。

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2}, \varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma^2) \quad (3.19)$$

また1期先予測を考える。

$$y_{t+1} = \mu + \varepsilon_{t+1} + \theta_1 \varepsilon_t + \theta_2 \varepsilon_{t-1}$$

$$\hat{y}_{t+1|t} = \mu + \theta_1 \varepsilon_t + \theta_2 \varepsilon_{t-1} \quad (3.20) \quad \leftarrow \begin{array}{l} y_t, y_{t-1}, \dots \\ \text{を無限の過去まで使用。} \end{array}$$

$$\hat{\varepsilon}_{t+1|t} = \varepsilon_{t+1}$$

$$\text{MSE}(\hat{y}_{t+1|t}) = \sigma^2 \quad (3.21)$$

$\left\{ \begin{array}{l} \text{AR(P)過程の予測が} \\ \text{直近P期のみ使用して} \\ \text{いたのと対照的。} \end{array} \right.$

次に2期先予測を考える。

$$y_{t+2} = \mu + \varepsilon_{t+2} + \theta_1 \varepsilon_{t+1} + \theta_2 \varepsilon_t$$

$$\hat{y}_{t+2|t} = \mu + \theta_2 \varepsilon_t$$

$$\hat{\varepsilon}_{t+2|t} = \varepsilon_{t+2} + \theta_1 \varepsilon_{t+1}$$

$$\text{MSE}(\hat{y}_{t+2|t}) = (1 + \theta_1^2) \sigma^2$$

3期先予測も考える。

$$y_{t+3} = \mu + \varepsilon_{t+3} + \theta_1 \varepsilon_{t+2} + \theta_2 \varepsilon_{t+1} \quad (3.22)$$

$$\hat{y}_{t+3|t} = \mu \quad \leftarrow \text{過程の期待値に等しい。}$$

$$\hat{\varepsilon}_{t+3|t} = \varepsilon_{t+3} + \theta_1 \varepsilon_{t+2} + \theta_2 \varepsilon_{t+1}$$

$$\text{MSE}(\hat{y}_{t+3|t}) = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2) \sigma^2 \quad \leftarrow \text{過程の分散に等しい。}$$

4期以降も、過程の期待値になるのでは、という予測にしかならない。

### 定理3.2

MA(q)過程の最適予測は以下の性質をもつ。

(1) q期までの最適予測はすべての観測値  $y_t, y_{t-1}, \dots$  に依存する。

(2) q+1期以上の予測は単に予測の期待値に等しい。

(3) q期までの予測のMSEは過程の分散に等しくなる。

### 3.4.2 有限個の観測値しかない場合の予測

実際には有限個の観測値しかないので、その場合の予測を考える。

先の MA(2) 過程の例だと、3期先以降に最適予測いか

過程の期待値になるのは変わらない。

1, 2期先予測りに出てくる  $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}$  は有限個の観測値しか  
ないときは求められない。そこで、近似値を求める。

$$(3.19) \text{ より } \varepsilon_t = y_t - \mu - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2}$$

$$\varepsilon_{t-1} = y_{t-1} - \mu - \theta_1 \varepsilon_{t-2} - \theta_2 \varepsilon_{t-3}$$

...

$$\varepsilon_3 = y_3 - \mu - \theta_1 \varepsilon_2 - \theta_2 \varepsilon_1$$

$$\varepsilon_2 = y_2 - \mu - \theta_1 \varepsilon_1$$

$$\varepsilon_1 = y_1 - \mu$$

$\varepsilon_t$  を知るには  $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}$  を知りたいが“わからない、  
のでどんどん過去までさかのぼる。

手持ちのデータでさかのぼれるところまでさかのぼる。

標本期間以前のことはゼロとする（標本期間以前の  
ことを過程の期待値  $\mu$  とみなすことにしていい）。

無限個の観測値がある場合でも、過去の年の影響は  
急速に小さくなるので、大きな問題にはならない。

この範囲で  $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots$  と特定していけば

（近似値ではあるが）現在の  $\varepsilon_t$  まで求まる。

MA過程でも AR過程と同様に区間予測を考へることができる。

### 3.5 ARMA過程の予測

AR過程と MA過程の予測を組み合せればよい。

・ MA過程部分の予測値は近似値になる。

・しかし、 $q+1$  期先以降は MA過程部分の影響は消える。

・ 区間予測はシミュレーションなど求められる。