

現代保険リスク理論

2018 年 3 月 19 日

概要

アブスト書くところ

1 1-3

1.1

$\mathbf{E}[X] < \infty$ のとき, 次のような $\rho(X)$ に関する最適化問題を考える

$$\min_{\rho(X) \in \mathbf{R}} \{ \mathbf{E}[(X - \rho(X))_+] + \epsilon \rho(X) \}, \epsilon \in (0, 1)$$

このとき, $\rho(X) = VaR_{1-\epsilon}(X)$ となることを示せ

証明

$$VaR_{1-\epsilon}(X) := \inf\{x \in \mathbf{R} : \mathbf{P}(X > x) \leq 1 - \epsilon\}$$

が $\{ \mathbf{E}[(X - \rho(X))_+] + \epsilon \rho(X) \}$ を最小化することを示せばよい

それは $\forall A \in \mathbf{R}$ に対して

$$\{ \mathbf{E}[(X - \rho(X))_+] + \epsilon \rho(X) \} \leq \{ \mathbf{E}[(X - A)_+] + \epsilon A \}$$

と同値であるが, $X - \rho(X)$ の正の部分をとっているのでこれは問4.2の特別な場合となっている.

よって問4.2の答案がこの問いへの答案になっている.

1.2

1.3

1.4

Wang原理 Π_α に対して以下を示せ

(1) $r.v. S$ に対して, $Z := \phi^{-1}(F_S(S)) \sim N(0, 1)$, ϕ は標準正規分布の分布関数

(2) $\Pi_\alpha(S) = \mathbf{E}[S] + Cov(S, e^{a\phi^{-1}(F_S(S)) - \frac{a^2}{2}})$

(4) $S \sim N(\mu, \sigma^2)$, $\Pi_\alpha(S) = \mu + a\sigma$

(1)

X を ϕ を分布に持つ $r.v.$ とする

$$\begin{aligned} \phi^{-1}(F_S(S)) &= \phi^{-1}(\mathbf{P} \circ S^{-1}(-\infty, s]) \\ &= (X \circ \mathbf{P}^{-1})(\mathbf{P} \circ S^{-1}(-\infty, s]) \\ &= X \circ \mathbf{P}^{-1} \circ \mathbf{P} \circ id \\ &= X \sim N(0, 1) \end{aligned}$$

(2)

任意の $r.v.$, X, Y に対して,

$\mathbf{E}[XY] = \mathbf{E}[X]\mathbf{E}[Y] + Cov(X, Y)$ であるから結論を得る

(4)

第一項同士が一致しているので, 第二項同士も等しいことをいえばよいが

$Cov(S, e^{a\phi^{-1}(F_S(S)) - \frac{a^2}{2}}) = \mathbf{E}[(S - \mu)(e^{a\phi^{-1}(F_S(S)) - \frac{a^2}{2}} - \mathbf{E}[e^{a\phi^{-1}(F_S(S)) - \frac{a^2}{2}}])]$ を計算することにより結果を得る

2 4-6

2.1

$S = \sum_{i=1}^N U_i$, N は離散型確率変数で $\mathbf{P}(N = k) = p_k (\sum_{k=0}^{\infty} = 1)$, U_i は分布 F_U に従う*iid*列とする, N と U は独立とする.
 S の分布を F_S とかきそのラプラス変換は有限

この時以下を示せ

$$(1) \mathcal{L}_{F_S}(s) = p_N(\mathcal{L}_{F_U}(s))$$

$$(2) \mathbf{E}[S] = \mathbf{E}[N]\mathbf{E}[U]$$

$$(3) \text{Var}(S) = \text{Var}(N)(\mathbf{E}[U])^2 + \mathbf{E}[N]\text{Var}(U)$$

$$(4) \phi_S(s) = p_N(\phi_U(s))$$

(1)

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_{F_S}(s) &= \int_0^{\infty} F_S(s) \lceil -st \rceil dt \\ &= \int_{\mathbf{R}} \int_0^{\infty} (F_U(s))^N \lceil -st \rceil dt dp \\ &= \mathbf{E}((\mathcal{L}_{F_U}(s))^N) \\ &= p_N(\mathcal{L}_{F_U}(s)) \end{aligned}$$

(2)

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(S) &= \mathbf{E}\left(\sum_{i=1}^N U_i\right) \\ &= \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{E}U_i\right) \\ &= (\mathbf{1}_{i=1, \dots, N}) \left(\sum \mathbf{E}(U_i)\right) \\ &= \mathbf{E}(N)\mathbf{E}(U) \end{aligned}$$

(3)

$\text{Var}(S) := \text{Cov}(S, S)$ と(2)から結論を得る

(4)

フーリエ変換の性質から(1)と同様のことが成り立つ

3 7-9

3.1

F が分布関数の時(i), (ii), が同値であることを示せ

$$(i) \forall r > 0 \int_0^{\infty} e^{rz} F(dz) = \infty$$

$$(ii) \forall r > 0 \limsup_{x \rightarrow \infty} e^{rx} \overline{F}(x) = \infty$$

3.2

$\liminf_{x \rightarrow \infty} e^{rf} \overline{F}(x) > 0$ ならば F は*heavy-tailed-distribution*を示せ
 $\limsup_{x \rightarrow \infty} e^{rf} \overline{F}(x) > \liminf_{x \rightarrow \infty} e^{rf} \overline{F}(x)$, であるから

$\limsup_{x \rightarrow \infty} e^{rf\overline{F}}(x) > 0$ より \overline{F} はheavy-tailed
 \overline{F} がheavy-tailedと F がheavy-tailedは同値だから結論を得る

4 10-

4.1

確率変数 X, Y は可積分であるとし, \mathcal{G} は \mathcal{F} の部分 σ -加法族とする.
 このとき以下の性質を示せ:

(1)

$\mathcal{G}_0 = \{\phi, \Omega\}$ のとき,

$$\mathbf{E}[X|\mathcal{G}_0] = \mathbf{E}[X]a.s.$$

(2) X と \mathcal{G} が独立なとき,

$$\mathbf{E}[X|\mathcal{G}] = \mathbf{E}[X]a.s.$$

(3) X が \mathcal{G} -可測で, $E[XY]$ が存在するとき,

$$\mathbf{E}[XY|\mathcal{G}] = X\mathbf{E}[Y|\mathcal{G}]a.s.$$

(4) $\mathcal{G}_1 \subset \mathcal{G}_2$ が \mathcal{F} の部分 σ -加法族のとき,

$$\mathbf{E}[\mathbf{E}[X|\mathcal{G}_2]|\mathcal{G}_1] = X\mathbf{E}[X|\mathcal{G}_1]a.s.$$

証明

(1) 後述の条件付き期待値の基本性質 (a) とその証明を参照

(2) 後述の条件付き期待値の基本性質 (1) をその証明を参照

(3) 後述の条件付き期待値の基本性質 (k) の一例を参照

(4) 後述の条件付き期待値の基本性質 (j) とその証明を参照

4.2

$X \in L^2(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ のとき, 任意の \mathcal{G} -可測な $Z \in (\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ に対して,

$$\mathbf{E}[(X - Z)^2] \geq \mathbf{E}[(X - \mathbf{E}[X|\mathcal{G}])^2]a.s.$$

となることを示せ, この意味で $Y = \mathbf{E}[X|\mathcal{G}]$ は X の最良近似と言われる.

証明

後述の直交射影の応用から, $Y = \mathbf{E}[X|\mathcal{G}]$ は X の $L^2(\Omega, \mathcal{G}, \mathbf{P})$ 上への直交射影
 であるから最良最小二乗推定量であることがわかる

よって $\forall \mathcal{G}$ -可測な $Z \in (\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ に対して,

$\mathbf{E}[(X - Z)^2] \geq \mathbf{E}[(X - \mathbf{E}[X|\mathcal{G}])^2]a.s.$ であり, これが示すべきことであった

4.3

確率変数列 $U_i (i = 1, 2, \dots, n)$ は互いに独立に $(0, t)$ 上の一様分布 $U(0, t)$ に従うとする.
 これに対する順序統計量 (U_1, \dots, U_n) の確率密度関数 $f(u_1, \dots, u_n)$ は

$$f(u_1, \dots, u_n) = \frac{n!}{t^n}, u_1 \leq u_2 \leq \dots u_n$$

となることを示せ

$(X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)})$ の台は, 順序統計量の定義から, $C_n = \{(x_1, \dots, x_n) : x_1 \leq \dots \leq x_n\} \subset \mathbf{R}^n$ で与えられる.

$$\tilde{\Omega} := \{X_{(1)} < \dots < X_{(n)}\} = \{X_i \neq X_j, 1 \leq i < j \leq n\}$$

$$A_\pi := \{X_{\pi(i)} = X_{(i)}, i = 1, \dots, n\} \cap \tilde{\Omega} \cap \{X_{\pi(1)} \leq x_1, \dots, X_{\pi(n)} \leq x_n\}$$

$\Pi_n : \{1, \dots, n\}$ の順列

と決めると

$x_1 < \dots < x_n$ のとき

$$\mathbf{P}(X_{(1)} \leq x_1, \dots, X_{(n)} \leq x_n) = \mathbf{P}\left(\bigcup_{\pi \in \Pi_n} A\right)$$

$$A_\pi \text{はdisjointであるから } \mathbf{P}\left(\bigcup_{\pi \in \Pi_n} A\right) = \sum_{\pi \in \Pi_n} \mathbf{P}(A_\pi)$$

さらに X_i はiid列であるから $\mathbf{P}(A_\pi) = \mathbf{P}((X_{\pi(1)}, \dots, X_{\pi(n)}) \in C_n \cap (-\infty, x_1] \times \dots \times (-\infty, x_n])$

$$= \mathbf{P}((X_1, \dots, X_n) \in C_n \cap (-\infty, x_1] \times \dots \times (-\infty, x_n])$$

$$= \int_{-\infty}^{x_1} \dots \int_{-\infty}^{x_n} \prod_{i=1}^n f(y_i) \mathbb{1}_{\{y_1 < \dots < y_n\}} dy_n \dots dy_1$$

もちろん \prod_n の元の個数は $n!$ であるから

$$\mathbf{P}(X_{(1)} \leq x_1, \dots, X_{(n)} \leq x_n) = n! \int_{-\infty}^{x_1} \dots \int_{-\infty}^{x_n} \prod_{i=1}^n f(y_i) \mathbb{1}_{\{y_1 < \dots < y_n\}}$$

よって一般的なiid列に対してその順序統計量は

$$f_{X_{(1)}, \dots, X_{(n)}}(x_1, \dots, x_n) = n! \prod_{i=1}^n f(x_i) \mathbb{1}_{\{x_1 < \dots < x_n\}}$$

である

また $U(0, t)$ のpdfは $\frac{1}{t-0}$ であるから

$U(0, t)$ に従うiid列の順序統計量は f に $\frac{1}{t}$ を代入して

$$f(u_1, \dots, u_n) = \frac{n!}{t^n}, u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_n \text{であり,}$$

これが示すべきことであつた.

また, \leq を $<$ に取り換えてもよい.

\leq と $<$ を交換してもよいかを示すには

$$\mathbf{P}(\tilde{\Omega}) = 1 \text{を示せばよい}$$

$i \neq j$ に対して,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X_i = X_j) &= \mathbf{E}[\mathbf{P}(X_i = X_j | X_j)] \\ &= \int_{\mathbf{R}} \mathbf{P}(X_i = y) f(y) dy \\ &= 0 \\ &\vdots \\ 1 - \mathbf{P}(\tilde{\Omega}) &= \mathbf{P}\left(\bigcup_{1 \leq i < j \leq n} \{X_i = X_j\}\right) \\ &\leq \sum_{1 \leq i < j \leq n} \mathbf{P}(X_i = X_j) = 1 \\ &\vdots \\ \mathbf{P}(\tilde{\Omega}) &= 1 \end{aligned}$$

よって \leq と $<$ を交換してもよく

$$\begin{aligned} f(u_1, \dots, u_n) &= \frac{n!}{t^n}, u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_n \\ &= \frac{n!}{t^n}, u_1 < u_2 < \dots < u_n (a.s.) \end{aligned}$$

4.4

確率空間 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ 上に与えられた強度 λ のPoisson過程 $N = (N)_{t \geq 0}$ に対して, N が生成する自然なフィルトレーションを $\mathbf{F}^N = (\mathcal{F}_t^N)_{t \geq 0}$ とする. このとき, 以下を示せ

(1) $\tilde{N} = (N_t - \lambda t)_{t \geq 0}$ は \mathbf{F}^N - マルチンゲール

(2) $\phi_{N_t}(s) = \exp(\lambda(e^{is} - 1))$

(1)を示す

まずポアソン過程だから可積分で, フィルトレーションの決め方から \mathbf{F}^N - adaptedである
だからあとは

$s \leq t$ にたいして, $\mathbf{E}(\tilde{N}_t | \mathcal{F}_s) = \tilde{N}_s$ を示せばよい

条件付き期待値の線形性からこれは $\mathbf{E}(\tilde{N}_t - \tilde{N}_s | \mathcal{F}_s) = 0$ と同値であるからこれを示す

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(\tilde{N}_t - \tilde{N}_s | \mathcal{F}_s) &= \mathbf{E}(N_t - N_s | \mathcal{F}_s) - \lambda(t - s) \\ &= \mathbf{E}(N_{(t-s)} | \mathcal{F}_s) - \lambda(t - s) \\ &= \lambda(t - s) - \lambda(t - s) \\ &= 0 \end{aligned}$$

よって \tilde{N} は \mathbf{F}^N - マルチンゲール

(2)を示す

$$\begin{aligned} \phi_{N_t}(s) &= \mathbf{E}[\exp(itX)] \\ &= \sum_{x \in \mathbf{R}} (\exp(it))^x \exp(-\lambda) \frac{\lambda^x}{x!} \\ &= \exp(-\lambda) \sum_{x=0}^{\infty} \frac{(\lambda \exp(it))^x}{x!} \\ &= \exp(-\lambda) \exp(\lambda \exp(it)) \\ &= \exp(\lambda(e^{it} - 1)) \end{aligned}$$

となり証明できた

4.5

$S = (S_t)_{t \geq 0}$ を $SCP(\lambda, F)$ なる複合Poisson過程で, F の平均, 分散が存在し, それぞれを μ, σ^2 とする

$$\mu := \int_{\mathbf{R}} xF(dx) < \infty$$

$$\sigma^2 := \int_{\mathbf{R}} (x - \mu)^2 F(dx) < \infty$$

このとき, 以下が成り立つ

(1)

(2)

5 L^p 空間について

ルベグ空間, $p \in [1, \infty)$, $L^p(\mathbf{R}^n)$ で書き, 次を満たす可測関数 f の空間とする

$$\|f\|_{L^p(\mathbf{R}^n)} = \left(\int_{\mathbf{R}^n} |f|^p dx \right)^{1/p} < \infty$$

5.1

L^p 空間の性質, 完備性, 単調性, ベクトル空間をなすこと

L^p 空間の完備性

L^p 空間($1 \leq p < \infty$)は完備である, つまり任意のコーシー列が収束する

$1 \leq p < \infty, f_n \in L^p(\mathbf{R}^d), n \in \mathbf{N}$

$\|f_k - f_l\| \rightarrow 0 (k, l \rightarrow \infty) \Rightarrow \exists f \in L^p(\mathbf{R}^d) \text{ s.t. } \lim_{n \rightarrow \infty} \|f_n - f\|_p = 0$
が成立する

..

仮定から $n_1 < n_2 < \dots$ となる番号が選べば, $\|f_{n_k} - f_{n_{k+1}}\| < \frac{1}{2^k}$ と抑えられる

$F_N(x) := |f_{n_1}(x)| + \sum_{k=1}^N$ とすれば

$F_N(x) \leq F_{N+1}(x) \leq \dots$ となるから無限大まで許せば

$\lim_{N \rightarrow \infty} F_N(x)^p$ が存在する

$\therefore MON$ が適用できて

$$\begin{aligned} \int_{\mathbf{R}^d} F_N(x)^p dx &= \lim_{N \rightarrow \infty} \int_{\mathbf{R}^d} F_N(x)^p dx \\ &= \lim_{N \rightarrow \infty} \|F_N\|_p^p \end{aligned}$$

ここで *Minkowski* の不等式を適用して

$$\begin{aligned} \lim_{N \rightarrow \infty} \|F_N\|_p &\leq \|f_{n_1}\|_p + \sum_{k=1}^N \|f_{n_k}(x) - f_{n_{k+1}}\|_p \\ &= \|f_{n_1}\|_p + (1 - 2^{-N}) \end{aligned}$$

$$\therefore \int_{\mathbf{R}^d} F(x)^p dx \leq (1 + \|f_{n_1}\|_p)^p < \infty$$

よって零集合を除けば $x \in \mathbf{R}^d$ にたいして, $F(x)^p < \infty$

これは絶対収束する実数列だから収束するのであるから

$f(x) = f_{n_1}(x) + \sum_{k=1}^{\infty} (f_{n_k}(x) - f_{n_{k+1}}(x))$ が存在する

$G_N(x) := f_{n_1}(x) + \sum_{k=1}^N (f_{n_k}(x) - f_{n_{k+1}}(x))$

とすれば $|f(x) - G_N(x)| \rightarrow 0$ で $|f(x) - G_N(x)| \leq |f(x)| + |G_N(x)| \leq 2F(x)$ で

$\int_{\mathbf{R}^d} F(x)^p dx < \infty$ であるから, DOM が適用できて

$$\int_{\mathbf{R}^d} |f(x) - G_N(x)|^p dx \rightarrow 0 (N \rightarrow \infty)$$

また $\|f(x)\|_p < \infty$ であるから $f \in L^p(\mathbf{R}^d)$, よって完備

L^p は単調

L^p ノルム, $\|f\|_p := (\int |f|^p)^{\frac{1}{p}}$ は単調

すなわち, $1 \leq p \leq r < \infty, f \in L^r \rightarrow f \in L^p, \|f\|_p \leq \|f\|_r$

\therefore

$n \in \mathbf{N}$ として, $g_n(x) := |f(x)| \wedge n^{\frac{r}{p}}$ とする

g_n は有界だから, $g_n, g_n^{\frac{r}{p}} \in L^1$ である

$(0, \infty)$ において $c(x) := x^{\frac{r}{p}}$ とすればこれは凸であるから

Jensenの不等式をつかって

$$(\int g_n)^{\frac{r}{p}} \leq \int (g_n^{\frac{r}{p}}) = \int (|f| \wedge n)^r \leq \int (|f|^r)$$

よって単調である

L^p はベクトル空間をなす

$a, b \in \mathbf{R}^+$ に対して

$$(a+b)^p \leq (2\max\{a, b\})^p \leq 2^p(a^p + b^p)$$

である, $-\infty, +\infty$ で結合性が成り立たなそうだが L^p の関数が無限大になるような集合は零集合なので問題ない, よってベクトル空間である

L^2 空間の内積, 角, 直交性, ピタゴラスの定理, 平行四辺形法則, 直交射影

L^2 空間の内積, 角

$U, V \in L^2$ に対して, 内積を

$\langle U, V \rangle := \mathbf{E}(UV)$ とする, $\|U\|_2 \neq 0, \|V\|_2 \neq 0$ の時 U, V の間の角度の余弦を

$\cos\theta := \frac{\langle U, V \rangle}{\|U\|_2 \|V\|_2}$ とすると Schwarzの不等式からこの絶対値は1を超えないので, これを相関係数とする

L^2 空間の直交性, ピタゴラスの定理, 平行四辺形法則

$\langle U, V \rangle = 0 \Rightarrow \|U+V\|_2^2 = \|U\|_2^2 + \|V\|_2^2, \langle U, V \rangle = 0$ の時 $U \perp V$ と書き直交するという平行四辺形法則

\langle, \rangle の双線形性に注意して

$$\|U+V\|_2^2 + \|U-V\|_2^2 = \langle U+V, U+V \rangle + \langle U-V, U-V \rangle = 2\|U\|_2^2 + 2\|V\|_2^2$$

L^2 空間の直交射影

K を L^2 の部分ベクトル空間で完備とする $f \in L^2$ に対して, K に g が存在して

(i) $\|f - g\| = \Delta := \inf\{\|f - W\| : W \in K\}$

(ii) $\forall Z \in K, f - g \perp Z$

が成立し, (i)と(ii)は同値で, これを満たす g は a.s.で一意である

L^2 空間の直交射影は存在する

$g_n \in K$ を $\|f - g_n\| \rightarrow \Delta$ とえらぶ

平行四辺形法則から

$$\|f - g_r\|^2 + \|f - g_s\|^2 = 2\|f - \frac{1}{2}(g_r + g_s)\|^2 + 2\|\frac{1}{2}(g_r - g_s)\|^2$$

ここで $\frac{1}{2}(g_r + g_s) \in K$

$$\therefore \|f - \frac{1}{2}(g_r + g_s)\|^2 \geq \Delta^2$$

よって g_n はコーシー列であるから $\|g_n - g\| \rightarrow 0$ となる g が K に存在する

$$\therefore \|f - g\| \leq \|f - g_n\| + \|g_n - g\|$$

$$\therefore \|f - g\| = \Delta \text{ また, } \forall Z \in K, \forall t \in \mathbf{R} \text{ に対して } f + tZ \in \mathbf{R}$$

$$\|f - g - tZ\| \geq \|f - g\| - 2t\langle Z, f - g \rangle + t^2\|Z\|^2 \geq 0$$

t の絶対値の小さいほうを考えると

$$\langle Z, f - g \rangle = 0$$

条件付き期待値の定義, L^2 空間の直交射影の応用

$(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$: 確率空間

X : 確率変数, $\mathbf{E}(|X|) < \infty$ をみたすとする

\mathcal{G} : \mathcal{F} の *sub- σ -algebra*

このとき次の性質を満たす確率変数 Y が存在する

(a) Y は \mathcal{G} - 可測

(b) $\mathbf{E}(|Y|) < \infty$

(c) $\forall G \in \mathcal{G}, \int_G Y d\mathbf{P} = \int_G X d\mathbf{P}$

このような Y を $Y = \mathbf{E}(X|\mathcal{G})(a.s.)$ とかき \mathcal{G} を与えた時の条件付き期待値とよぶ
(この Y は *a.s.* で一意であるが, それは背理法からすぐに示される)

$\mathbf{E}(X^2) < \infty$ とすると $Y = \mathbf{E}(X|\mathcal{G})$ は X の $L^2(\Omega, \mathcal{G}, \mathbf{P})$ 上への直交射影である

Y は \mathcal{G} - 可測な関数の中で $\mathbf{E}[(Y - X)^2]$ を最小にする

このことから Y は X の \mathcal{G} - 可測な最良最小二乗推定量とよぶ

6 条件付き期待値の基本性質

$\mathbf{E}(|X|) < \infty, \mathcal{GH} : \mathcal{F}$ の部分 σ 加法族, c は条件付きを意味する

(a) (情報が無いということ) $\mathcal{G}_0 = \phi, \Omega$ の時, $\mathbf{E}(X|\mathcal{G}_0) = \mathbf{E}(X)$

(b) $Y = \mathbf{E}(X|\mathcal{G})$ なら $\mathbf{E}(Y) = \mathbf{E}(X)$

(c) X が \mathcal{G} - 可測ならば $\mathbf{E}(X|\mathcal{G}) = X(a.s.)$

(d) (線形性) $\mathbf{E}(a_1X_1 + a_2X_2|\mathcal{G}) = a_1\mathbf{E}(X_1|\mathcal{G}) + a_2\mathbf{E}(X_2|\mathcal{G})$

(e) (正值性) $X \geq 0$ ならば $\mathbf{E}(X|\mathcal{G}) \geq 0$

(f) (cMON) $0 \leq X_n \uparrow X$ ならば $\mathbf{E}(X_n|\mathcal{G}) \uparrow \mathbf{E}(X|\mathcal{G})$

(g) (cFATOU) $X_n \leq 0$ ならば $\mathbf{E}[\liminf X_n|\mathcal{G}] \leq \liminf \mathbf{E}[X_n|\mathcal{G}]$

(h) (cDOM) $\forall n, |X_n(\omega)| \leq V(\omega), \mathbf{E}(V) < \infty, X_n \rightarrow X(a.s.)$ ならば,
 $\mathbf{E}(X_n|\mathcal{G}) \rightarrow \mathbf{E}(X|\mathcal{G})(a.s.)$

(i) (cJENSEN) $c : \mathbf{R} \rightarrow \mathbf{R}$ が凸, $\mathbf{E}|c(X)| < \infty$

ならば, $\mathbf{E}[c(X)|\mathcal{G}] \geq c(\mathbf{E}[X|\mathcal{G}])$

また, $p \geq 1$ に対して, $\|\mathbf{E}(X|\mathcal{G})\|_p \leq \|X\|_p$

(j) (塔の性質) \mathcal{H} が \mathcal{G} の部分 σ 加法族なら

$$\mathbf{E}[\mathbf{E}(X|\mathcal{G})|\mathcal{H}] = \mathbf{E}[X|\mathcal{H}]$$

(k) (既知のものを取り出す)

(k-1) Z が \mathcal{G} - 可測かつ有界

(k-2) $p > 1, p^{-1} + q^{-1} = 1, X \in L^p(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P}), Z \in L^q(\Omega, \mathcal{G}, \mathbf{P})$

$(k-3)X \in (m\mathcal{F})^+, Z \in (m\mathcal{G})^+, \mathbf{E}(ZX) < \infty$
 のいずれかを満たすとき, $\mathbf{E}[ZX|\mathcal{G}] = Z\mathbf{E}[X|\mathcal{G}], a.s.$
 (l) (独立性の役割) \mathcal{H} と $\sigma(\sigma(X), \mathcal{G})$ が独立なら
 $\mathbf{E}(X|\sigma(\mathcal{G}, \mathcal{H})) = \mathbf{E}(X|\mathcal{G}), a.s.$
 特に $X \perp \mathcal{H}$ ならば, $\mathbf{E}(X|\mathcal{H}) = \mathbf{E}(X), a.s.$
 それぞれの証明
 $(m\mathcal{G})^+ : \mathcal{G}$ - 可測な非負関数
 $SF^+(\Omega, \mathcal{G}, \mathbf{P})$, 単純な非負関数
 MON : 単調収束定理
 DOM : 優収束定理
 とする
 (a) 定義から

$$\begin{aligned}
 \int_{\mathcal{G}_0} X d\mathbf{P} &= \int_{\phi} X d\mathbf{P} + \int_{\Omega} X d\mathbf{P} \\
 &= 0 + \int_{\Omega} X d\mathbf{P} \\
 &= \mathbf{E}(X)
 \end{aligned}$$

Ω だけを知っているとき, そこにルベグ測度を構成し(これは容易ではないが)全測度を1に制限して \mathbf{P} を得る, また $\{\Omega\}$ だけでは補集合をとる演算に対して閉じておらず σ 加法族の定義を満たしていないから仕方なく $\{\Omega, \phi\}$ としてその上で X を積分していると考えると上記の演算は自然である

(b) $\Omega \in \mathcal{G} \therefore \mathbf{E}(Y; \Omega) = \mathbf{E}(X; \Omega)$

(c) 定義からわかる

(d) 積分なので線形である

(e) $W = \mathbf{E}(X|\mathcal{G})$ とする, もし $\mathbf{P}(W < 0) > 0$ ならば,
 ある n に対して, 集合 $G := W < -n^{-1} \in \mathcal{G}$ は正の確率をもつから
 $0 \leq \mathbf{E}(U; G) = (W : G) < -n^{-1}\mathbf{P}(G) < 0$ で矛盾が生じる, よって

この条件付き期待値は正值である

(f) $0 \leq X_n \uparrow X$ のとき, (e) を使って, 各 n に対して $Y_n = \mathbf{E}(X_n|\mathcal{G})(a.s.)$ であれば
 $0 \leq Y_n \uparrow Y(a.s.)$ である. ここで $Y := \limsup Y_n$ とすればこの Y は \mathcal{G} - 可測で $Y_n \uparrow Y(a.s.)$

ここで MON を使えば, $\mathbf{E}(Y_n; G) = \mathbf{E}(X_n; G) (\forall G \in \mathcal{G})$

(g), (h) 条件付き期待値はルベグ積分の積分範囲を狭めたものであるから自然に成立する
 MON から $FATOU$, $FATOU$ から DOM を導出した過程とほとんど同じである

(i) $c(x) = \sup_n (a_n x + b_n)$ を満たす可算列 (a_n, b_n) が \mathbf{R}^2 にあるから,

$\mathbf{R}[c(X)|\mathcal{G}] \geq a_n \mathbf{E}[X|\mathcal{G}] + b_n(a.s.)$

であるから $\mathbf{E}[c(X)|\mathcal{G}] \geq \sup_n (a_n \mathbf{E}[X|\mathcal{G}] + b_n) = c(\mathbf{E}[X|\mathcal{G}])$

重要な系

また, $p \geq 1, c(x) = |x|^p$ として $\mathbf{E}(|X|^p|\mathcal{G}) \geq |\mathbf{E}(X|\mathcal{G})|^p$ である

期待値をとって (a) を用いれば結論を得る (j) 条件付き期待値の定義から

$\int_H \mathbf{E}(X|\mathcal{G}) d\mathbf{P} = \int_H \mathbf{E}(X|\mathcal{H}) d\mathbf{P}$ を示せばよいことが分かるが

(j) の右辺を A と置けば, $\forall H \in \mathcal{H}, \int_H \mathbf{E}(X|\mathcal{G}) d\mathbf{P} = \int_H A d\mathbf{P}$

また $\mathcal{H} \subseteq \mathcal{G}$ だから

$\int_H \mathbf{E}(X|\mathcal{H}) d\mathbf{P} = \int_H A d\mathbf{P}$ を得る

上記より $\int_H \mathbf{E}(X|\mathcal{G}) d\mathbf{P} = \int_H \mathbf{E}(X|\mathcal{H}) d\mathbf{P}$ であるから結論を得る.

(k) $(k-1)$ から示す

$Y := \mathbf{E}(X|\mathcal{G})(a.s.)$ と $\mathcal{G} \in G$ を固定する

このとき Z が \mathcal{G} の指示関数であれば Y が条件付き期待値である定義から真である
 さらに, 線形性から $Z \in SF^+(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ に対して真である

だから MON によって $Z \in (m\mathcal{G})^+$ に対しても真
 $(k-3)$ の場合は Z が有界かつ L^1 であるから明らか
 $(k-2)$ のときは *Holder* の不等式から明らか
 $(l) G \in \mathcal{G}, H \in \mathcal{H}$ に対して, XI_G と I_H は独立であるから
 $\mathbf{E}(X; G \cap H) = \mathbf{E}[(XI_G)I_H] = \mathbf{E}(XI_G)\mathbf{P}(H)$
 $Y = \mathbf{E}(X|\mathcal{G})(a.s.)$ ならば Y は \mathcal{G} - 可測, $YI_G \perp \mathcal{H}$
 だから $\mathbf{E}[(YI_G)I_H] = \mathbf{E}(YI_G)\mathbf{P}(H)$
 $\mathbf{E}[X; G \cap H] = \mathbf{E}[Y; G \cap H]$ である
 よって $\sigma(\mathcal{G}, \mathcal{H})$ 上の測度
 $F \mapsto \mathbf{E}(X; F), F \mapsto \mathbf{E}(Y; F)$
 は $G \cap F$ が作る π -system 上で一致する
 よって π - λ -theorem からこの測度は $\sigma(\mathcal{G}, \mathcal{H})$ 上全体で一致する
 これが示すべきことであった

7 参考文献

David Williams
 Probability with Martingale
 CAMBRIDGE University Press(1991)
 Terence Tao
 An introduction to measure theory
 (<https://terrytao.files.wordpress.com/2011/01/measure-book1.pdf>)