

Spis rozmaitości treściowalnych

Varunkowa wartość oczekiwana					3
	1.1	Prawdopodobieństwo warunkowe			:
	1.2	Konstrukcja warunkowej wartości oczekiwanej			



1 Warunkowa wartość oczekiwana

1.1 Prawdopodobieństwo warunkowe

Tak jak zwykle do tej pory, pracować będziemy na przestrzeni probabilistycznej $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$.

Przypomnijmy definijcję **prawdopodobieństwa warunkowego** z Rachunku Prawdopodobieństwa 1 (i z liceum). Dla zdarzenia $A \in \mathcal{F}$ takiego, że $\mathbb{P}[A] \in (0,1)$ definiujemy prawdopodobieństwo warunkowe jako

$$\mathbb{P}\left[\mathsf{B}\mid\mathsf{A}\right]=\frac{\mathbb{P}\left[\mathsf{A}\cap\mathsf{B}\right]}{\mathbb{P}\left[\mathsf{A}\right]}.$$

Wartość ta informuje nas o zajściu B wtedy, gdy jesteśmy pewni, że A zaszło. Ale co, jeśli nasza wiedza dotycząca A jest mniej pewna? To znaczy, *co jeśli* $\mathbb{P}[A] = 0$? Dość naturalne wydaje się rozważenie zdarzenia przeciwnego i zsumowania obu prawdopodobieństw:

$$\mathbb{1}_{A}\mathbb{P}\left[\mathsf{B}\mid\mathsf{A}\right]+\mathbb{1}_{\mathsf{A}^{\mathsf{c}}}\mathbb{P}\left[\mathsf{B}\mid\mathsf{A}^{\mathsf{c}}\right].$$

Zauważmy od razu, że wyrażenie $\mathbb{1}_{A}\mathbb{P}\left[\mathsf{B}\mid\mathsf{A}\right]$ jest zmienną losową.

W przypadku, gdy mamy dwa zbiory, $A_1, A_2 \in \mathcal{F}$, i chcemy zbadać $\mathbb{P}\left[B \mid A_1 \cap A_2\right]$ możemy powyższe rozumowanie rozszerzyć na wszystkie możliwe kombinacje A_1, A_2 i ich dopełnień:

$$\mathbb{1}_{A_1\cap A_2}\mathbb{P}\left[\mathsf{B}\mid \mathsf{A}_1\cap \mathsf{A}_2\right] + \mathbb{1}_{A_1\cap \mathsf{A}_2^c}\mathbb{P}\left[\mathsf{B}\mid \mathsf{A}_1\cap \mathsf{A}_2^c\right] + \mathbb{1}_{\mathsf{A}_1^c\cap \mathsf{A}_2}\mathbb{P}\left[\mathsf{B}\mid \mathsf{A}_1^c\cap \mathsf{A}_2\right] + \mathbb{1}_{\mathsf{A}_1^c\cap \mathsf{A}_2^c}\mathbb{P}\left[\mathsf{B}\mid \mathsf{A}_1^c\cap \mathsf{A}_2^c\right].$$

Działanie jak wyżej daje pełną informacje o każdym zdarzeniu z ciała generowanego przez zdarzenia A_1 i A_2 . Nazywamy je **rozbiciem** względem σ -ciała generowanego przez A_1 i A_2 .

Analogicznie możemy zdefiniować $\mathbb{E}\left[\mathbf{X}\mid\mathbf{A}\right]$ dla całkowalnej zmiennej losowej X (tzn. $\mathbb{E}\left[|\mathbf{X}|\right]<\infty$):

$$\mathbb{E}\left[\mathsf{X}\mid\mathsf{A}\right] = \int_{\Omega}\mathsf{X}(\omega)\mathbb{P}\left[\mathsf{d}\omega\mid\mathsf{A}\right] = \frac{1}{\mathbb{P}\left[\mathsf{A}\right]}\mathbb{E}\left[\mathsf{X}\mathbb{1}_{\mathsf{A}}\right],$$

gdzie całka wyżej tłumaczy się na całkę po X względem miary $\mathbb{P}\left[\mathsf{B}\mid\mathsf{A}\right]$.

Uzasadnimy, dlaczego wzór wyżej jest zasadną definicją prawdopodobieństwa warunkowego przy ograniczonej wiedzy o zdarzeniu A.

1.2 Konstrukcja warunkowej wartości oczekiwanej

Zanim zdefiniujemy **warunkową wartość oczekiwaną [wwo]** zmiennej losowej X, zaczniemy od przyjrzenia się bliżej motywacji i konstrukcji stojącej za tym pojęciem.

Niech Z będzie całkowalną zmienną losową przyjmującą przeliczalnie wiele wartości. Zdefiniujmy funkcję

$$h(z) = \begin{cases} \mathbb{E} [X \mid Z = z] & \mathbb{P} [Z = z] > 0 \\ 0 & \text{wpp} \end{cases}$$

oraz zmienną losową Y = h(Z). Weźmy dowolny C \in Bor($\mathbb R$) i zbadajmy $\mathbb E\left[Y\mathbb 1_{\{Z\in C\}} \right]$. Zaczniemy od skorzystania z faktu, że Z przyjmuje przeliczalnie wiele wartości, więc możemy zapisać sumę po

nich wszystkich

$$\begin{split} \mathbb{E}\left[Y\mathbb{1}_{\{Z\in C\}}\right] &= \sum_{z\in C} h(z)\mathbb{P}\left[Z=z\right] = \\ &\stackrel{\star}{=} \sum_{z\in C} \mathbb{E}\left[X\mathbb{1}_{\{Z=z\}}\right] \frac{1}{\mathbb{P}\left[Z=z\right]}\mathbb{P}\left[Z=z\right] = \\ &= \sum_{z\in C} \mathbb{E}\left[X\mathbb{1}_{\{Z=z\}}\right] = \\ &= \mathbb{E}\left[\sum_{z\in C} X\mathbb{1}_{\{Z=z\}}\right] = \\ &= \mathbb{E}\left[X\mathbb{1}_{\{Z\in C\}}\right] \end{split}$$

Równość \star wynika ze sposobu w jaki zdefiniowaliśmy $\mathbb{E}\left[X\mid A\right]$ w poprzednim podrozdziale.

Zauważmy, że dowolne zdarzenie $F \in \sigma(Z)$ jest postaci $F = \{z \in C\}$ dla pewnego $C \in Bor(\mathbb{R})$. Wyprowadziliśmy więc równość:

$$\mathbb{E}[Y1_F] = \mathbb{E}[X1_F] \quad F \in \sigma(Z).$$

Pozostaje zapytać, co z tej zależności wynika?

Dla F = Ω dostajemy

$$\mathbb{E}\left[h(Z)\right] = \mathbb{E}\left[Y\right] = \mathbb{E}\left[X\right].$$

Dygresja

W tym miejscu kuszące byłoby rozpisanie Y = h(Z) wprost z definicji, tzn. h(Z) = $\mathbb{E}\left[X \mid Z = Z\right]$, ale jest to całkowitą brednią. W definicji funkcji h podanej na samym początku przykładu z jest teoretycznym punkcikiem, natomiast przy definiowaniu Y = h(Z) ów Z jest już obserwowaną przez nas, konkretną zmienną losową. W takim razie, bardziej poprawny byłby zapis

$$h(Z(\omega)) = \mathbb{E} [X \mid {\omega' : Z(\omega') = Z(\omega)}].$$

Przykład(y) 1.1

1. Ze zbioru {1, 2, ..., 10} losujemy w sposób jednostajny liczbę i oznaczamy ją jako N. W drugim losowaniu, również w sposób jednostajny, wybieramy liczbę ze zbioru {1, ..., N} i nazywamy ją M. Chcemy znaleźć średnią wartość liczby M. Oczywiście, nie jest trudno zrobić to metodami poznanymi na poprzednich przygodach probabilistycznych, jednak w tym przypadku użyjemy konstrukcji wyżej.

Funkcja h będzie wyglądać następująco:

$$h(n) = \mathbb{E}\left[M \mid N = n\right] = \sum_{1 \le i \le n} \frac{i}{n} = \frac{1}{n} \cdot \frac{n(n+1)}{2} = \frac{n+1}{2}$$

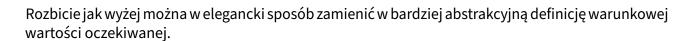
czyli h(N) = $\frac{N+1}{2}$.

Stosując notację jak wyżej, mamy

$$Z = N$$

czyli podstawiając do wzoru:

$$\begin{split} \mathbb{E}\left[\mathsf{M}\right] &= \mathbb{E}\left[\mathsf{h}(\mathsf{N})\right] = \mathbb{E}\left[\frac{\mathsf{N}+1}{2}\right] = \\ &= \frac{1}{2}\left(\mathbb{E}\left[\mathsf{N}\right]+1\right) = \frac{1}{2}\left(\sum_{1 \leq i \leq 10} \frac{i}{10} + 1\right) = \\ &= \frac{1}{2}\left(\frac{11}{2} + 1\right)\frac{13}{4} \end{split}$$



Definicja 1.1

Niech $\mathcal{G}\subseteq\mathcal{F}$ będzie σ -ciałem, a X całkowalną zmienną losową.

Zmienną losową Y nazywamy warunkową wartością oczekiwaną [wwo] X pod warunkiem \mathcal{G} , jeśli następujące warunki są spełnione:

(W1) Y jest G-mierzalne

(W2) $(\forall G \in \mathcal{G}) \mathbb{E}[X1_G] = \mathbb{E}[Y1_G]$

Nasuwają się teraz pytania o poprawność Y zdefiniowanego jak wyżej. Czy zawsze istnieje i czy jest on jedyny?

Przykład(y) 1.2

1. Niech $\mathcal{G} = \sigma(Z)$, gdzie Z jest zmienną losową przyjmującą przeliczalnie wiele wartości. Wówczas Y = h(Z) dla h(z) = $\mathbb{E}[X \mid Z = z]$ jest wwo X względem \mathcal{G} .

Twierdzenie 1.1: poprawność wwo

Dla σ -ciała $\mathcal{G} \subseteq \mathcal{F}$ i całkowalnej zmiennej losowej X **istnieje jedyna zmienna losowa** Y będąca wwo X względem \mathcal{G} . Będziemy ją oznaczać

$$\mathbb{E}\left[X\mid\mathcal{G}\right]=Y.$$

Jeśli Y, Y' są wwo X względem \mathcal{G} , to Y = Y' prawie wszędzie.

Dowód

Dowód na następnym wykładzie.



Uwaga 1.2

O wwo X pod warunkiem \mathcal{G} należy myśleć jako o przybliżeniu X na podstawie informacji zawartych w \mathcal{G} (więcej na wykładzie 3).

Przykład(y) 1.3

1. Jeśli X i $\mathcal G$ są niezależne, to znaczy dla każdego B \in Bor($\mathbb R$) i dla każdego G $\in \mathcal G$ zachodzi

$$\mathbb{P}\left[X\in\mathsf{B},\mathsf{G}\right]=\mathbb{P}\left[X\in\mathsf{B}\right]\mathbb{P}\left[\mathsf{G}\right],$$

5

to wtedy
$$\mathbb{E}\left[X\mid\mathcal{G}\right]=\mathbb{E}\left[X\right]=Y$$
.

Warunek (W1) jest oczywiście spełniony, bo Y jest funkcją stałą, więc jego przec<mark>iwobraz to całość lub \emptyset (czyli jest \mathcal{G} -mierzalny). Warunek (W2) sprawdzamy dla dowolnego $G \in \mathcal{G}$:</mark>

$$\mathbb{E}\left[\mathsf{X}\mathbb{1}_{\mathsf{G}}\right] = \mathbb{E}\left[\mathsf{X}\right]\mathbb{E}\left[\mathbb{1}_{\mathsf{G}}\right] = \mathbb{E}\left[\mathbb{E}\left[\mathsf{X}\right]\mathbb{1}_{\mathsf{G}}\right] = \mathbb{E}\left[\mathsf{Y}\mathbb{1}_{\mathsf{G}}\right].$$

2. Rozważmy pokrycie Ω rozłącznymi zbiorami $\{A_n\}_{n\in\mathbb{N}}$, gdzie $A_i\in\mathcal{F}$ dla każdego i. Niech $\mathcal{G}=\sigma(A_i:i\in\mathbb{N})$ będzie σ -ciałem rozpinanym przez to pokrycie. Wówczas

$$\mathbb{E}\left[\mathbf{X}\mid\mathcal{G}\right] = \sum_{i\in\mathbb{N}} \mathbb{1}_{\mathsf{A}_i} \mathbb{E}\left[\mathbf{X}\mid \mathsf{A}_i\right]$$

Spełnianie pierwszego warunku jest oczywiste, bo mamy doczynienia z funkcją prostą. Warunek (W2) wystarczy sprawdzić dla atomów, czyli $G = A_i$, bo wszystkie zmienne losowe \mathcal{G} -mierzalne są stałe na A_i .

$$\begin{split} \mathbb{E}\left[\left[\sum\mathbb{1}_{A_{i}}\mathbb{E}\left[X\mid A_{i}\right]\right]\mathbb{1}_{A_{j}}\right] &= \mathbb{E}\left[\mathbb{E}\left[X\mid A_{j}\right]\mathbb{1}_{A_{j}}\right] = \\ &= \mathbb{E}\left[\mathbb{1}_{A_{j}}\frac{\mathbb{E}\left[X\mathbb{1}_{A_{j}}\right]}{\mathbb{P}\left[A_{j}\right]}\right] = \\ &= \mathbb{E}\left[\mathbb{1}_{A_{j}}\right]\frac{\mathbb{E}\left[X\mathbb{1}_{A_{j}}\right]}{\mathbb{P}\left[A_{j}\right]} = \mathbb{E}\left[X\mathbb{1}_{A_{j}}\right], \end{split}$$

$$\text{gdyż}\,\mathbb{E}\left[\mathbb{1}_{A_j}\right]=\mathbb{P}\left[A_j\right].$$

3. Jeśli w przykładzie wyżej weźmiemy $A_1 = A$, $A_2 = A^c$ i $A_3 = A_4 = ... = \emptyset$ oraz $\mathcal{G} = \sigma(A)$, to dostajemy to samo co na samym początku tego wykładu:

$$\mathbb{E}\left[X\mid\mathcal{G}\right]-\mathbb{1}_{A}\mathbb{E}\left[X\mid A\right]+\mathbb{1}_{A^{c}}\mathbb{E}\left[X\mid A^{c}\right].$$