

## &lt; 独立確率変数の和の分布 3 &gt;

## &lt; 10 ページ 定理 4 &gt;

$X_1$  は正規分布  $N(m_1, v_1)$  に従い,  $X_2$  は正規分布  $N(m_2, v_2)$  に従う確率変数で,  $X_1$  と  $X_2$  は独立とする。このとき和  $X_1 + X_2$  は正規分布  $N(m_1 + m_2, v_1 + v_2)$  に従う。

この定理を証明するためには

$$p_1(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi v_1}} e^{-\frac{(x-m_1)^2}{2v_1}}, \quad p_2(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi v_2}} e^{-\frac{(x-m_2)^2}{2v_2}}$$

に対し

$$(p_1 * p_2)(x) = \int_{-\infty}^{\infty} p_1(x-y)p_2(y)dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi(v_1+v_2)}} e^{-\frac{(x-m_1-m_2)^2}{2(v_1+v_2)}}$$

であることを示せば良い。積分の変数変換だけでできる問題である。

詳しい証明は練習問題とする。

## &lt; 12 ページ 定理 6 &gt;

$X_1, X_2$  がそれぞれ  $\text{Gamma}(\alpha_1, \beta), \text{Gamma}(\alpha_2, \beta)$  に従う確率変数で  $X_1$  と  $X_2$  が独立ならば, 和  $X_1 + X_2$  は  $\text{Gamma}(\alpha_1 + \alpha_2, \beta)$  に従う。

この定理を証明するためには

$$p_\alpha(x) = \begin{cases} \frac{1}{\Gamma(\alpha) \beta^\alpha} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\beta}} & : x > 0 \\ 0 & : x \leq 0 \end{cases}$$

に対し

$$(p_{\alpha_1} * p_{\alpha_2})(x) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{\alpha_1}(x-y)p_{\alpha_2}(y)dy = \int_0^x p_{\alpha_1}(x-y)p_{\alpha_2}(y)dy = p_{\alpha_1+\alpha_2}(x)$$

であることをベータ関数とガンマ関数の関係を用いて示せば良い。

詳しい証明は練習問題とする。