

9.3 回帰分析への応用

y_i を被説明変数 (スカラー), x_i を説明変数 ($1 \times k$ ベクトル) とする。

回帰モデルは, 関数形を特定化しないで, 次のように表される。

$$y_i = m(x_i) + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (45)$$

$m(\cdot)$ が未知 $\rightarrow m(\cdot)$ を推定 \rightarrow ノンパラメトリック回帰

ただし, 誤差項 u_i は平均 0, 分散 $\sigma^2(x)$ のある分布に従うものとする。

y と x の密度関数を $f_{yx}(y, x)$, x の密度関数を $f(x)$ とするとき, y の条件付期待値は,

$$E(y|x) = m(x) = \int \frac{yf_{yx}(y, x)}{f(x)} dy$$

となり, $m(x)$ によって表される。

$f(x)$ は,

$$f(x) = \int f_{yx}(y, x) dy$$

となる。→ $f(x)$ は周辺分布

2つの密度関数 $f_{yx}(y, x)$, $f(x)$ の推定量を $\hat{f}_{yx}(y, x)$, $\hat{f}(x)$ として,

$$\hat{f}_{yx}(y, x) = \frac{1}{nh^{k+1}} \sum_{i=1}^n K_{yx}\left(\frac{y - y_i}{h}, \frac{x - x_i}{h}\right)$$

$$\begin{aligned} \hat{f}(x) &\equiv \int \hat{f}_{yx}(y, x) dy = \int \frac{1}{nh^{k+1}} \sum_{i=1}^n K_{yx}\left(\frac{y - y_i}{h}, \frac{x - x_i}{h}\right) dy \\ &= \frac{1}{nh^{k+1}} \sum_{i=1}^n \int K_{yx}\left(\frac{y - y_i}{h}, \frac{x - x_i}{h}\right) dy = \frac{1}{nh^{k+1}} \sum_{i=1}^n h \int K_{yx}\left(u, \frac{x - x_i}{h}\right) du \\ &= \frac{1}{nh^k} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - x_i}{h}\right) \end{aligned} \tag{46}$$

とする。

$\hat{f}(x)$ の4番目の等式では, $u = \frac{y - y_i}{h}$ として変数変換。

$\hat{f}(x)$ の5番目の等式では, $\int K_{yx}(z) dy = K(x)$ を利用。

$z = (y, x)$ として, $K_{yx}(z)$ と $K(x)$ の性質は,

$$\begin{aligned} \int K_{yx}(z)dz &= 1, & \int zK_{yx}(z)dz &= 0, & \int zz'K_{yx}(z)dz &= \Omega_*, \\ \int K(x)dx &= 1, & \int xK(x)dx &= 0, & \int xx'K(x)dx &= \Omega, \\ \int K_{yx}(z)dy &= K(x) \end{aligned}$$

として表される。

Ω_* は $(k+1) \times (k+1)$ 行列, Ω は $k \times k$ 行列である。 Ω_* と Ω との関係は,

$$\Omega_* = \begin{pmatrix} \omega_y^2 & \cdots \\ \vdots & \Omega \end{pmatrix}$$

となるものとする。

実証分析では, ω_y^2 は $y_i, i = 1, 2, \dots, n$ から得られた標本分散, Ω は x_1, x_2, \dots, x_n から計算された $(1/n) \sum_{i=1}^n x_i'x_i$ とする。

このとき、 $m(x)$ の推定量 $\hat{m}(x)$ は、 $f_{yx}(y, x)$ と $f(x)$ を $\hat{f}_{yx}(y, x)$ と $\hat{f}(x)$ で置き換えると、

$$\begin{aligned}
 \hat{m}(x) &= \int \frac{y\hat{f}_{yx}(y, x)}{\hat{f}(x)} dy = \frac{\frac{1}{nh^{k+1}} \sum_{i=1}^n \int y K_{yx}\left(\frac{y-y_i}{h}, \frac{x-x_i}{h}\right) dy}{\frac{1}{nh^k} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right)} \\
 &= \frac{\frac{1}{nh^k} \sum_{i=1}^n \int (y_i + hu) K_{yx}\left(u, \frac{x-x_i}{h}\right) du}{\frac{1}{nh^k} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right)} \\
 &= \frac{\frac{1}{nh^k} \sum_{i=1}^n y_i K\left(\frac{x-x_i}{h}\right)}{\frac{1}{nh^k} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right)} = \frac{\hat{g}(x)}{\hat{f}(x)} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i K\left(\frac{x-x_i}{h}\right)}{\sum_{j=1}^n K\left(\frac{x-x_j}{h}\right)} = \sum_{i=1}^n y_i \omega_i(x) \quad (47)
 \end{aligned}$$

となる。

2行目では $(y - y_i)/h = u$ として変数変換を行っている。

3行目では $\int u K_{yx}(u, v) du = 0$ が用いられている。

ただし、分子の $\hat{g}(x)$ を

$$\hat{g}(x) = \frac{1}{nh^k} \sum_{i=1}^n y_i K\left(\frac{x - x_i}{h}\right)$$

と定義する。

また、

$$\omega_i(x) = \frac{K\left(\frac{x - x_i}{h}\right)}{\sum_{j=1}^n K\left(\frac{x - x_j}{h}\right)}$$

とする。

$\hat{m}(x)$ の漸近的性質は、 $nh^k \rightarrow \infty$ のとき、次のようになることが知られている。

$$(nh^k)^{1/2}(\hat{m}(x) - m(x)) \sim N\left(0, \frac{\sigma^2(x)}{f(x)} \int K^2(u)du\right) \quad (48)$$

ただし、

$$\sigma^2(x) = \int \frac{(y - m(x))^2 f(y, x)}{f(x)} dy$$

とする。

このように、 $\hat{m}(x)$ は $m(x)$ の一致推定量となり、漸近的に正規分布に従うことになる。

言い換えると、 n が大きいとき、近似的に、

$$\hat{m}(x) \sim N\left(m(x), \frac{\sigma^2(x)}{f(x)} \frac{1}{nh^k} \int K^2(u) du\right)$$

となる。

実証分析において、 $\hat{m}(x)$ の漸近分散は、(48) 式の $\sigma^2(x)$ と $f(x)$ をその推定量 $\hat{\sigma}^2(x)$, $\hat{f}(x)$ で置き換えて、求められる。

すなわち、

$$\hat{m}(x) \sim N\left(m(x), \frac{\hat{\sigma}^2(x)}{\hat{f}(x)} \frac{1}{n\hat{h}^k} \int K^2(u) du\right)$$

が利用される。

実践では、 $m(x)$ の $100(1 - \alpha)\%$ 信頼区間は、

$$\left(\hat{m}(x) - z_{\alpha/2} \left(\frac{1}{n\hat{h}^k} \frac{\hat{\sigma}^2(x)}{\hat{f}(x)} \int K^2(u)du \right)^{1/2}, \quad \hat{m}(x) + z_{\alpha/2} \left(\frac{1}{n\hat{h}^k} \frac{\hat{\sigma}^2(x)}{\hat{f}(x)} \int K^2(u)du \right)^{1/2} \right)$$

となる。

$z_{\alpha/2}$ は $N(0, 1)$ の上側 $100\alpha/2\%$ 点とする ($\alpha = 0.05$ のとき, $z_{\alpha/2} = 1.96$)。

$$\text{ただし, } \hat{f}(x) = \frac{1}{nh^k} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - x_i}{h}\right), \quad \hat{m}(x) = \frac{\sum_{i=1}^n y_i K\left(\frac{x - x_i}{\hat{h}}\right)}{\sum_{j=1}^n K\left(\frac{x - x_j}{\hat{h}}\right)}$$

$$\hat{\sigma}^2(x) = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{m}(x_i))^2 K\left(\frac{x - x_i}{\hat{h}}\right)}{\sum_{j=1}^n K\left(\frac{x - x_j}{\hat{h}}\right)}, \quad \hat{h} = 1.06s_{x_i} n^{-1/5}$$

とする (上の \hat{h} は 1 つの例, s_{x_i} は i 番目の x 変数の標準偏差)。

さらに, $K(\cdot)$ を $N(0, 1)$ と仮定すれば,

$$\begin{aligned}\int K^2(u)du &= \int \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right)\right)^2 du = \int \frac{1}{2\pi} \exp(-u^2)du \\ &= \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \int \frac{1}{\sqrt{2\pi(1/2)}} \exp\left(-\frac{1}{2(1/2)}u^2\right)^2 du = \frac{1}{2\sqrt{\pi}}\end{aligned}$$

となる。

最後の等式は $N(0, 1/2)$ を利用。

(*) $N(\mu, \sigma^2)$ の密度関数は,

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x - \mu)^2\right)$$

である。

よって、この場合、 $m(x)$ の $100(1 - \alpha)\%$ 信頼区間は、

$$\left(\hat{m}(x) - z_{\alpha/2} \left(\frac{1}{n\hat{h}^k} \frac{\hat{\sigma}^2(x)}{\hat{f}(x)} \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \right)^{1/2}, \quad \hat{m}(x) + z_{\alpha/2} \left(\frac{1}{n\hat{h}^k} \frac{\hat{\sigma}^2(x)}{\hat{f}(x)} \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \right)^{1/2} \right) \quad (49)$$

再度、まとめると、 $\hat{f}(x)$, $\hat{m}(x)$, $\hat{\sigma}^2(x)$, \hat{h} は、

$$\begin{aligned} \hat{f}(x) &= \frac{1}{nh^k} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right), & \hat{m}(x) &= \frac{\sum_{i=1}^n y_i K\left(\frac{x-x_i}{\hat{h}}\right)}{\sum_{j=1}^n K\left(\frac{x-x_j}{\hat{h}}\right)} \\ \hat{\sigma}^2(x) &= \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{m}(x_i))^2 K\left(\frac{x-x_i}{\hat{h}}\right)}{\sum_{j=1}^n K\left(\frac{x-x_j}{\hat{h}}\right)}, & \hat{h} &= 1.06s_{x_i} n^{-1/5} \end{aligned}$$

上の \hat{h} は 1 つの例、 s_{x_i} は i 番目の x 変数の標準偏差

さらに、 $K(u)$ を次のように $N(0, \Omega)$ の多変数正規分布を仮定する ($\Omega = I_k$ でも構わない)。

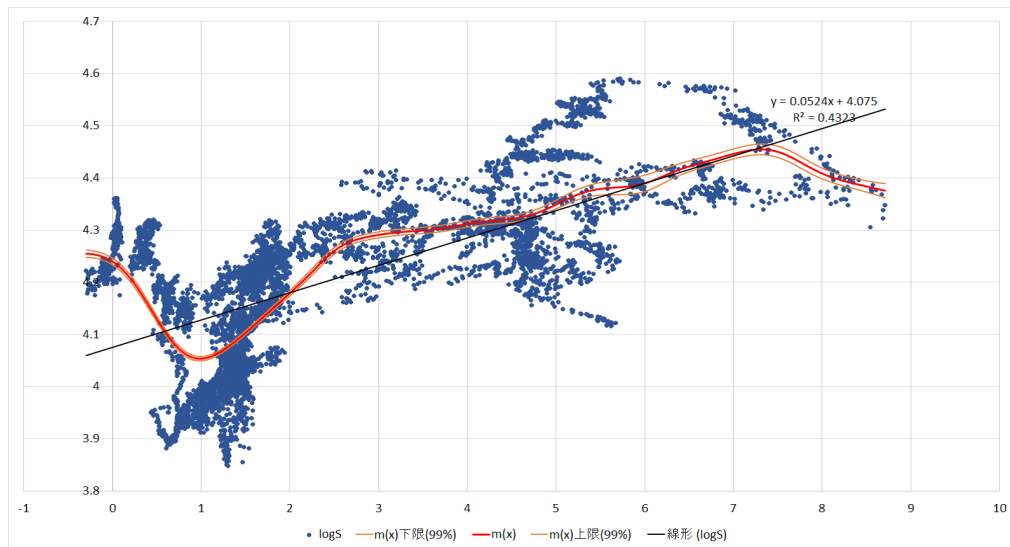
$$K(u) = (2\pi)^{-k/2} |\Omega|^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} u' \Omega^{-1} u\right) \quad (50)$$

このとき、(48) 式の積分値は、

$$\begin{aligned} \int K^2(u) du &= \int (2\pi)^{-k} |\Omega|^{-1} \exp(-u' \Omega^{-1} u) du \\ &= (2\pi)^{-k/2} |2\Omega|^{-1/2} \int (2\pi)^{-k/2} \left|\frac{1}{2}\Omega\right|^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} u' \left(\frac{1}{2}\Omega\right)^{-1} u\right) du \\ &= 2^{-k} \pi^{-k/2} |\Omega|^{-1/2} \end{aligned}$$

として計算される。

日経平均株価指数の対数 vs 国債利回り： 推定期間：1986.2.1～2017.12.29,
 データ数： $n = 7932$, $h = 1.06\hat{\sigma}n^{-1/5} \approx 0.343565$, $\hat{\sigma}^2 = 1.95245$



横軸：国債利回り，縦軸：日経平均株価指数の対数

Stata による結果 :

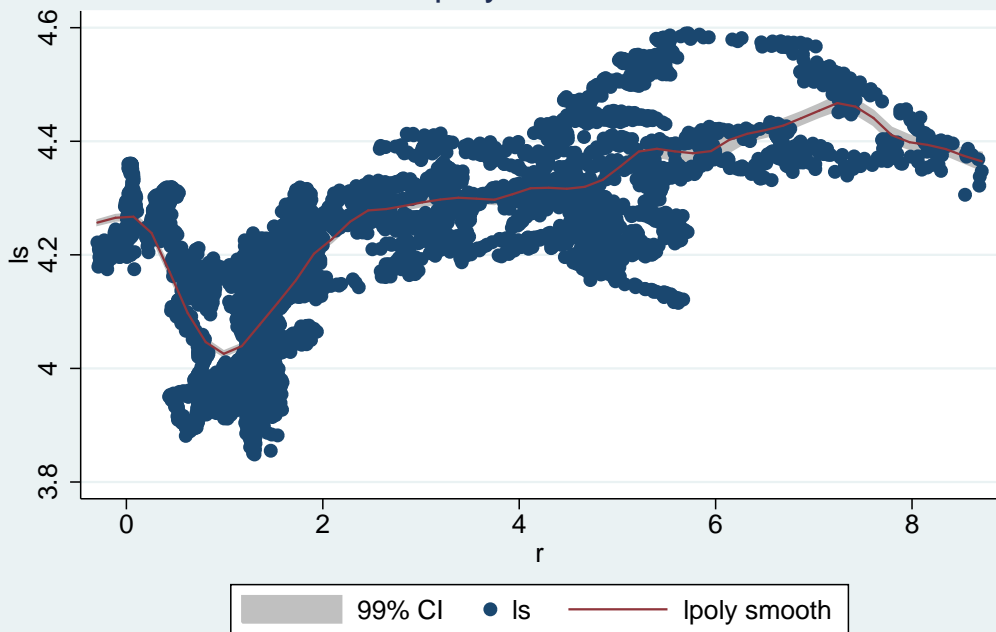
```
. lpoly ls r, ci l(99)
```

ls は日経平均株価の対数, r は国債利回り

ci はオプションで, 95 %信頼区間 (Confidence Interval)

l(99) は ci のオプションで, 99 %信頼区間 (無ければ, デフォルトで 95 %信頼区間)

Local polynomial smooth



kernel = epanechnikov, degree = 0, bandwidth = .22, pwidth = .32

横軸：国債利回り，縦軸：日経平均株価指数の対数