

Ekonometryczne modele nieliniowe

Wykład 1

Dobromił Serwa

Zajęcia

- Wykład
- Laboratorium komputerowe
- Prezentacje

Zaliczenie

- EGZAMIN (50%)
 - *Na egzaminie obowiązują wszystkie informacje przekazane w czasie wykładów (np. slajdy).*
- Aktywność na zajęciach (50%)
 - dodatkowe zadania
 - co tydzień praca domowa na kolejne zajęcia**
 - obecności warunkiem zaliczenia:
 - 2 nieobecności = ocena 2 (ndst)**
- Kontakt: dserwa@sgh.waw.pl
- Konsultacje: szczegóły na stronie

Pytania sprawdzające

1. Co to jest MNW i jak konstruowany jest estymator MNW dla modelu liniowego?
2. Podaj wzór dla estymatorów MZI i UMM dla modelu liniowego.
3. Jakie znasz metody gradientowe optymalizacji funkcji nieliniowej?
4. Co to jest model TAR i model STAR?
5. Co to jest mieszanina rozkładów (mixture of distributions)?
6. Co to jest model przełącznikowy Markowa i jak szacujemy jego parametry?
7. Co to jest model przestrzeni stanów?
8. Co to jest regresja kwantylowa?
9. Do czego służą metody bootstrap i jackknife?

Tematy wykładów

- NMNK, MNW, testy statystyczne
- Metody gradientowe itp.
- Modele regresji progowej
- Modele łagodnego przejścia + ...
- Modele przestrzeni stanów + ...
- Modele przełącznikowe Markowa + ...
- *Metody bootstrap i jackknife*
- *UMM, MZI, identyfikacja przez heteroskedastyczność...*
- *Modele regresji kwantylowej*

Literatura

Lektury obowiązkowe

- J. D. Hamilton, Time Series Analysis, Princeton University Press, 1994
- B. Hansen, Econometrics, *na jego stronie internetowej...*
- P.H. Franses, D. Dijk, Non-linear time series models in empirical finance, 2006
- Materiały na stronie internetowej: *emn.dserwa.pl*

Lektury dodatkowe

- J. Johnston, J.DiNardo, Econometric Methods, McGraw-Hill, 1997
- G. Chow, Ekonometria, PWN, 1995

Model liniowy

$$y_i = \beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \dots + \beta_k x_{k,i} + u_i$$

- liniowy względem parametrów
- liniowy względem zmiennych

Własności MNK

- Model i jego estymacja

$$y_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}$$

$$\begin{aligned}\mathbf{b} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}) = \\ &= \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{u}\end{aligned}$$

Założenia KMNK

- Estymator nieobciążony, zgodny, efektywny, gdy:
 - Z1: $rz(\mathbf{X}) = k \leq N$
 - Z2: x_i nielosowe, niezależne od u
 - Z3: $E(\mathbf{u}) = \mathbf{0}$
 - Z4: $D^2(\mathbf{u}) = E(\mathbf{u}\mathbf{u}') = \sigma^2\mathbf{I} \quad \sigma^2 < \infty$
 - Dodatkowo Z5: $\mathbf{u} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{I})$

czasami słabsze założenia niż niezależność u :

$$E(\mathbf{u} | \mathbf{X}) = \mathbf{0} \quad D^2(\mathbf{u} | \mathbf{X}) = E(\mathbf{u}\mathbf{u}' | \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I} \quad 9$$

Własności MNK

- Estymator nieobciążony $E(\mathbf{b}) = \boldsymbol{\beta}$
- Najefektywniejszy w swojej klasie
- Zgodny: $\lim_{t \rightarrow \infty} P(|b_t - \beta| < \delta) = 1$

dla każdego $\delta > 0$

Własności MNK

Przy spełnionych założeniach Z1 do Z5 mamy:

$$E[(\mathbf{b} - \boldsymbol{\beta})(\mathbf{b} - \boldsymbol{\beta})'] = E[(\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{u} \mathbf{u}' \mathbf{X} (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1}] = \sigma^2 (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1}$$

$$\mathbf{b} \sim N(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1})$$

$$b_i \sim N(\beta_i, \sigma(b_i))$$

$$\frac{b_i - \beta_i}{\sigma(b_i)} \sim N(0,1)$$

Testy statystyczne

- Zastosowanie

$$H_0 : b_i = \beta_i \quad H_1 : b_i \neq \beta_i$$

$$\frac{b_i - \beta_i}{S(b_i)} \sim t(N - k)$$

$$S(b_i) = S \sqrt{d_{ii}}$$

$$S^2 = \frac{\mathbf{u}'\mathbf{u}}{N - k}$$

Testy statystyczne

- Przykład 2

Liczba parametrów: $k = 4$

Liczba warunków: $m = 2$

$$\beta_1 + \beta_3 = 5$$

$$\beta_2 = \beta_4$$

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -1 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{r} = \begin{bmatrix} 5 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{R}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{r}$$

Testy statystyczne

- Test F

$$\mathbf{b} \sim N(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1})$$

$$\mathbf{Rb} \sim N(\mathbf{R}\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 \mathbf{R}(\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}')$$

$$(\mathbf{Rb} - \mathbf{r})' (\sigma^2 \mathbf{R}(\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}')^{-1} (\mathbf{Rb} - \mathbf{r}) \sim \chi^2(m)$$

- ponieważ prawdziwe twierdzenie:

Jeśli $\mathbf{z}_{[n \times 1]} \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega})$ i $\boldsymbol{\Omega}$ nieosobliwa, to

$$\mathbf{z}' \boldsymbol{\Omega}^{-1} \mathbf{z} \sim \chi^2(n)$$

Testy statystyczne

- Test F c.d.

$$(\mathbf{Rb} - \mathbf{r})' (\sigma^2 \mathbf{R}(\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}')^{-1} (\mathbf{Rb} - \mathbf{r}) \sim \chi^2(m)$$

- Dodatkowa własność $\frac{\mathbf{u}'\mathbf{u}}{\sigma^2} \sim \chi^2(N - k)$

$$F = \frac{(\mathbf{Rb} - \mathbf{r})' (\sigma^2 \mathbf{R}(\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}')^{-1} (\mathbf{Rb} - \mathbf{r}) / m}{S^2 / \sigma^2} \sim F(m, N - k)$$

$$F = (\mathbf{Rb} - \mathbf{r})' (S^2 \mathbf{R}(\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}')^{-1} (\mathbf{Rb} - \mathbf{r}) / m \sim F(m, N - k)$$

Testy statystyczne

- Statystyka Walda

$$W = (\mathbf{Rb} - \mathbf{r})' (S^2 \mathbf{R} (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}')^{-1} (\mathbf{Rb} - \mathbf{r}) \sim \chi^2(m)$$

- Przykład dla $H_0 : \beta_i = 0$

$$F = \frac{b_i^2}{\text{var}(b_i)} \sim F(1, N - k)$$

$$t = \frac{b_i}{S(b_i)} \sim t(N - k)$$

Własności estymatorów MNK

TABLE 8.1
Properties of OLS Estimates and Test Statistics Under Various Assumptions

	Coefficient \mathbf{b}	Variance s^2	t statistic	F statistic
<i>Case 1</i>	unbiased $\mathbf{b} \sim N(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1})$	unbiased $(T - k)s^2/\sigma^2 \sim \chi^2(T - k)$	exact $t(T - k)$	exact $F(m, T - k)$
<i>Case 2</i>	unbiased non-Gaussian	unbiased $(T - k)s^2/\sigma^2 \sim \chi^2(T - k)$	exact $t(T - k)$	exact $F(m, T - k)$
<i>Case 3</i>	unbiased $\sqrt{T}(\mathbf{b}_T - \boldsymbol{\beta}) \xrightarrow{L} N(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{Q}^{-1})$	unbiased $\sqrt{T}(s_T^2 - \sigma^2) \xrightarrow{L} N(0, \mu_4 - \sigma^4)$	$t_T \xrightarrow{L} N(0, 1)$	$mF_T \xrightarrow{L} \chi^2(m)$
<i>Case 4</i>	biased $\sqrt{T}(\mathbf{b}_T - \boldsymbol{\beta}) \xrightarrow{L} N(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{Q}^{-1})$	biased $\sqrt{T}(s_T^2 - \sigma^2) \xrightarrow{L} N(0, \mu_4 - \sigma^4)$	$t_T \xrightarrow{L} N(0, 1)$	$mF_T \xrightarrow{L} \chi^2(m)$

Regression model is $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}$, \mathbf{b} is given by [8.1.6], s^2 by [8.1.18], t statistic by [8.1.26], and F statistic by [8.1.32]; μ_4 denotes $E(u_i^4)$.

Case 1: \mathbf{X} nonstochastic, $\mathbf{u} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{I}_T)$.

Case 2: \mathbf{X} stochastic, $\mathbf{u} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{I}_T)$, \mathbf{X} independent of \mathbf{u} .

Case 3: \mathbf{X} stochastic, $\mathbf{u} \sim$ non-Gaussian $(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{I}_T)$, \mathbf{X} independent of \mathbf{u} , $T^{-1}\sum \mathbf{x}_i\mathbf{x}_i' \xrightarrow{p} \mathbf{Q}$.

Case 4: Stationary autoregression with independent errors, \mathbf{Q} given by [8.2.27].

Źródło: J. Hamilton, TSA, str. 209

Dodatek: słaba zbieżność

- Słaba zbieżność (convergence in distribution)

Ciąg zmiennych losowych $\{X_N\}_{N=1}^{\infty}$

$F_{X_N}(x)$ - dystrybuanta X_N

Istnieje dystrybuanta $F_X(x)$, taka że

$\lim_{N \rightarrow \infty} F_{X_N}(x) = F_X(x)$ w każdym punkcie x ,

w którym $F_X(\cdot)$ jest ciągła.

X_N zbiega słabo do X :

$$X_N \xrightarrow{L} X$$

Testy statystyczne

- Nieliniowe restrykcje na parametry

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}) = \mathbf{0} \quad \mathbf{g} : \mathfrak{R}^k \rightarrow \mathfrak{R}^m$$

$$W = \{\mathbf{g}(\mathbf{b})\}' \left\{ \left[\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\beta}} \Big|_{\boldsymbol{\beta}=\mathbf{b}} \right] S^2 (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \left[\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\beta}} \Big|_{\boldsymbol{\beta}=\mathbf{b}} \right]' \right\}^{-1} \quad \{\mathbf{g}(\mathbf{b})\} \xrightarrow{L} \chi^2(m)$$

- Przykład: $\frac{\beta_1}{\beta_2} + \beta_3 = 1 \quad k = 3$

Testy postaci liniowej

- Test liczby serii
- RESET test
- Testy Chowa
- Test Quandta-Andrewsa
- Test CUSUM, CUSUMSQ

Testy ...

- Test liczby serii
 - r – liczba serii
 - $N1$ – liczba dodatnich reszt
 - $N2$ – liczba ujemnych reszt
- H_0 : model liniowy $r \leq r^*$
- H_1 : model nieliniowy $r > r^*$

Testy ...

- RESET test Ramseya

Model podstawowy i rozszerzony

$$y_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t$$

$$y_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \delta_1 \hat{y}_t^2 + \dots + \delta_m \hat{y}_t^{m+1} + u_t$$

$$F = \frac{(R_r^2 - R^2) / m}{(1 - R_r^2) / (N - k - m)} \sim F(m, N - k - m)$$

Testy ...

- Chow's breakpoint test:

Czy parametry równe w podpróbach?

$$F = \frac{(RSS - RSS_1 - RSS_2) / k}{(RSS_1 + RSS_2) / (N - 2k)} \sim F(k, N - 2k)$$

... i rozszerzenie testu ...

Testy ...

- Test Quandta-Andrewsa
nieznany moment zmiany strukturalnej

$$\text{MaxF} = \max_{\tau_1 \leq \tau \leq \tau_2} (F(\tau))$$

$$\text{ExpF} = \ln \left(\frac{1}{k} \sum_{\tau = \tau_1}^{\tau_2} \exp \left(\frac{1}{2} F(\tau) \right) \right)$$

$$\text{AveF} = \frac{1}{k} \sum_{\tau = \tau_1}^{\tau_2} F(\tau)$$

Przybliżone rozkłady asymptotyczne:
Hansen (1997)

Testy ...

- Chow forecast test (kiedy N_2 małe)

$$F = \frac{(RSS - RSS_1) / N_2}{RSS_1 / (N_1 - k)} \sim F(N_2, N_1 - k)$$

- Chow test dla prób z różnymi wariancjami reszt

$$W = (\mathbf{b}_1 - \mathbf{b}_2)(\mathbf{V}_1 + \mathbf{V}_2)^{-1}(\mathbf{b}_1 - \mathbf{b}_2) \sim \chi^2(k)$$

Testy ...

- Test CUSUM

$$\hat{u}_t = y_t - \mathbf{x}_t \mathbf{b}_{t-1}$$

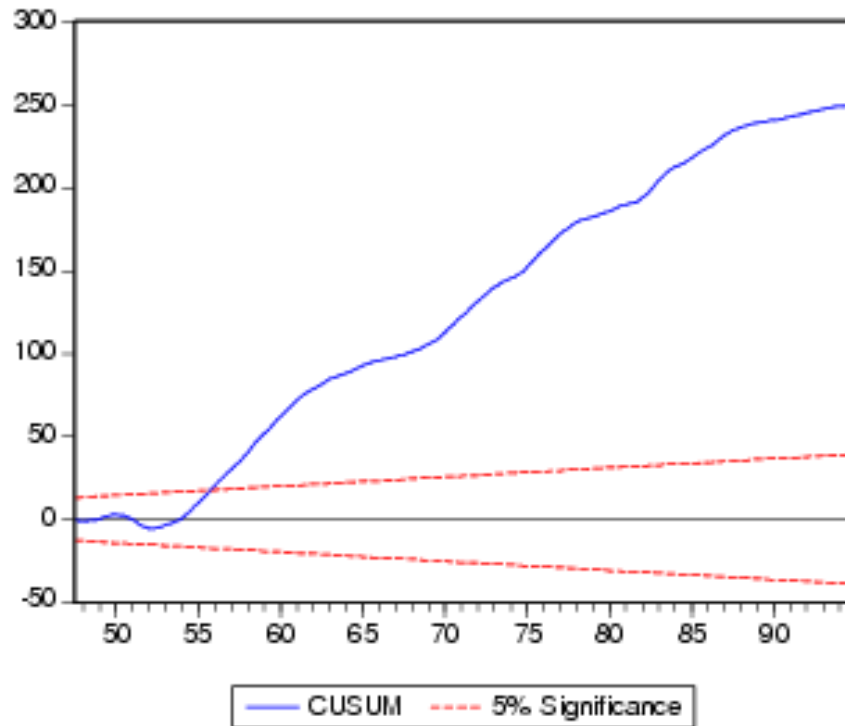
$$\sigma_{ft} = \sigma_{t-1} \sqrt{1 + \mathbf{x}_t (\mathbf{X}_{t-1}' \mathbf{X}_{t-1}) \mathbf{x}_t'}$$

$$w_t = \frac{\hat{u}_t}{\sqrt{1 + \mathbf{x}_t (\mathbf{X}_{t-1}' \mathbf{X}_{t-1}) \mathbf{x}_t'}} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$W_t = \sum_{\tau=k+1}^t \frac{w_\tau}{S}$$

Testy ...

- Test CUSUM c.d.



Źródło: Eviews 6 Users Guide

$p=0,01$ $a=1,143$
 $p=0,05$ $a=0,948$
 $p=0,10$ $a=0,850$

$$[k, \pm 0.948(T - k)^{1/2}] \quad \text{and} \quad [T, \pm 3 \times 0.948(T - k)^{1/2}]$$

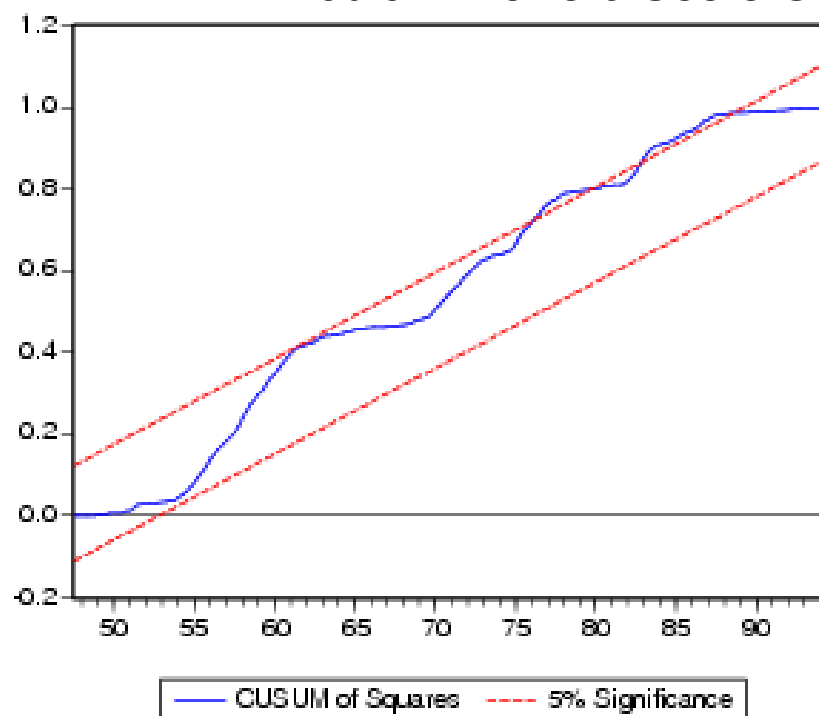
Testy ...

- Test CUSUMSQ

$$W_t = \frac{\sum_{\tau=k+1}^t w_{\tau}^2}{\sum_{\tau=k+1}^T w_{\tau}^2}$$

$$E(W_t) = \frac{t-k}{N-k}$$

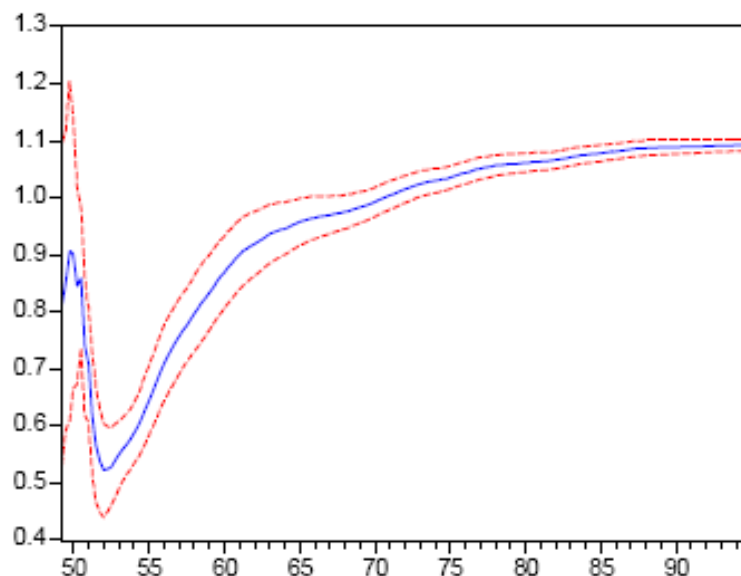
Źródło: Eviews 6 Users Guide



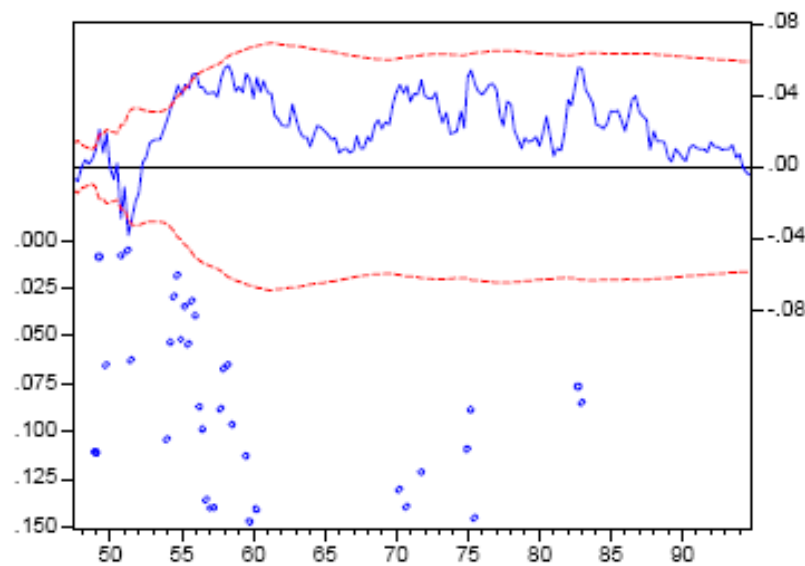
Tablice z wartościami krytycznymi np. w: Johnston, DiNardo ...

Testy ...

- Rekursywne reszty
 - Rekursywne oszacowania parametrów
- ... i problemy ...



— Recursive B1(2) Estimates
- - ± 2 S.E.



• One-Step Probability
— Recursive Residuals

Pytania

- Jak wykorzystać statystykę F do testowania stabilności parametrów?