Stacjonarność

ASC 2023

Piotr Żoch

Plan

- · Regresja pozorna.
- Funkcje ACF i PCF.
- · Badanie stacjonarności: testy DF, ADF, KPSS.

Sprawy organizacyjne

Regresja pozorna

- Regresja pozorna (spurious regression): zmienne (x_t, y_t) nie mają ze sobą żadnego związku, ale uzyskujemy statystycznie istotnych oszacowania
- Klasyczny przykład: regresja jednej zmiennej niestacjonarnej na drugą, obie to błądzenie losowe.

$$\begin{aligned} x_t &= x_{t-1} + \varepsilon_t, & \epsilon_t \sim N\left(0, \sigma_{\varepsilon}^2\right) \\ y_t &= y_{t-1} + \nu_t, & \nu_t \sim N\left(0, \sigma_{\nu}^2\right) \\ y_t &= \beta x_t + e_t \end{aligned}$$

Regresja pozorna

- · Objawy regresji pozornej:
 - · Wysoka wartość statystyki testowej (*p-value* niskie).
 - Wysokie R².
 - · Silna autokorelacja reszt.
 - Zmiana wyniku po dodatniu opóźnionej zmiennej objaśniającej (brak statystycznej istotności).

Regresja pozorna

- · Dlaczego tak się dzieje?
- · Problem:
 - Rozkłady statystyk testowych są niestandardowe (czyli błędem jest badanie istotności zmiennych przy założeniu normalności rozkładu statystyki).
- Estymator OLS nie jest zgodny.
 - nie będzie zbiegać do 0 (prawdziwej wartości w przykładzie powyżej) przy zwiększeniu liczby obserwacji.

Regresja pozorna: przykład

· Przykład: błądzenie losowe z dryfem

$$\begin{aligned} x_t &= \mu_X + x_{t-1} + \varepsilon_t, & \epsilon_t \sim N\left(0, \sigma_\varepsilon^2\right) \\ y_t &= \mu_Y + y_{t-1} + \nu_t, & \nu_t \sim N\left(0, \sigma_\nu^2\right) \end{aligned}$$

· Zauważmy, że

$$X_t = \mu_X t + \sum_{k=1}^t \epsilon_k + X_0$$
$$Y_t = \mu_Y t + \sum_{k=1}^t \nu_k + Y_0$$

Regresja pozorna: przykład

Mamy

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{t=1}^{T} x_t y_t}{\sum_{t=1}^{T} x_t^2} = \frac{\sum_{t=1}^{T} \left(\mu_x t + \sum_{k=1}^{t} \epsilon_k + x_0\right) \left(\mu_y t + \sum_{k=1}^{t} \nu_k + y_0\right)}{\sum_{t=1}^{T} \left(\mu_x t + \sum_{k=1}^{t} \epsilon_k + x_0\right)^2}$$

Aby to uprościć, użyjemy

$$\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^{T} t \to \frac{1}{2}$$
$$\frac{1}{T^3} \sum_{t=1}^{T} t^2 \to \frac{1}{3}$$

7

Regresja pozorna: przykład

Mamy

$$\hat{\beta} = \frac{\frac{1}{7^3} \sum_{t=1}^{7} \left(\mu_X t + \sum_{k=1}^{t} \epsilon_k + x_0 \right) \left(\mu_Y t + \sum_{k=1}^{t} \nu_k + y_0 \right)}{\frac{1}{7^3} \sum_{t=1}^{7} \left(\mu_X t + \sum_{k=1}^{t} \epsilon_k + x_0 \right)^2}$$

$$\xrightarrow{p} \frac{\mu_Y}{\mu_X}$$

- Uwaga: w tym przykładzie za regresję pozorną odpowiadały wyrazy zawierające t² czyli trend deterministyczny – podobne problemy będziemy mieli przy zmiennych trendostacjonarnych.
- *Uwaga*: podobne problemy występują też w przypadku błądzenia losowego, ale trochę trudniej to pokazać analitycznie.

Funkcje ACF i PACF

 Funkcja autokorelacji (Autocorrelation Function) to współczynnik korelacji między dwiema realizacjami

$$\rho_{k} = \frac{Cov(y_{t}, y_{t-k})}{Var(y_{t})}$$

i
$$\rho_k \in [-1, 1]$$
.

· Użyliśmy $\sqrt{Var(y_t) Var(y_{t-k})} = Var(y_t)$ (to wymaga stacjonarności).

- Funkcja autokorelacji cząstkowej (Partial Autocorrelation Function) to współczynnik korelacji między dwiema realizacjami oddalonymi od siebie o k okresów bez uwzględnienia wpływu wszystkich obserwacji "pomiędzy".
- Funkcja ta jest równa wyestymowanemu współczynnikowi α_k w modelu autoregresyjnym k-tego rzędu

$$y_t = \mu + \alpha_1 y_{y-1} + \dots + \alpha_k y_{t-k} + \varepsilon_t$$

Test Breusch-Godfrey

· Służy do badania autokorelacji reszt z regresji liniowej

$$y_{t} = \beta_{0} + \beta_{1}X_{1,t} + \dots + \beta_{n}X_{n,t} + e_{t}$$

$$e_{t} = \rho_{1}e_{t-1} + \rho_{2}e_{t-2} + \dots + \rho_{k}e_{t-k} + \varepsilon_{t}$$

 \cdot Wartość statystyki testowej nR^2 , gdzie R^2 jest z regresji pomocniczej

$$\hat{e}_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j X_{j,t} + \sum_{i=1}^k \rho_i \hat{e}_{t-i} + \varepsilon_t$$

• H0: $\rho_1 = \rho_2 = ... = \rho_k = 0$. Rozkład to $nR^2 \sim \chi_k^2$

Statystyka Q Ljunga-Boxa

$$Q = T(T+2) \sum_{i=1}^{k} \frac{\hat{\rho}_{i}^{2}}{T-i}$$
$$\sim \chi_{k}^{2}$$

- H0: proces jest białym szumem
- · Test wykorzystywany przede wszystkim do badania autokorelacji reszt.
- Maddala (2001): test obciążony w kierunku H0, niska moc. Breusch-Godfrey preferowany.

Badanie stacjonarności

- · Najpopularniejszy sposób badania stacjonarności zmiennych.
- · Model:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

- \cdot H_0 : proces jest błądzeniem losowym (eta= 1) niestacjonarność
- · H_1 : proces jest procesem AR(1) ($|\beta| < 1$) stacjonarność

Model:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

• Odejmując y_{t-1} od obu stron

$$\Delta y_t = (\beta - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

- $H_0: \rho = 0$ niestacjonarność
- $H_1: \rho \in (-2,0)$ stacjonarność

- UWAGA: nie możemy po prostu zastosować OLS i za pomocą statystyki t zbadać istotność w standardowy sposób.
 - H₀: niestacjonarność. Rozkłady statystyk są niestandardowe!
- · Wykorzystujemy specjalne tablice z wartościami krytycznymi dla testu DF.
- Uwaga techniczna: wielkości krytyczne rozkładu statystyki DF są zawsze ujemne.

- Procedura:
 - Regresja Δy_t na y_{t-1} .
 - · Porównujemy statystykę t z wartościami krytycznymi testu DF:
 - t poniżej wartości krytycznej: odrzucamy H₀ (stacjonarność?)
 - t powyżej wartości krytycznej: nie odrzucamy H₀ (niestacjonarność?)

Warianty testu DF

· Błądzenie losowe z dryfem

$$y_t = \alpha_1 + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Trend deterministyczny

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

 \cdot We wszystkich powyższych przypadkach H_0 to też niestacjonarność.

Rozszerzony test DF (ADF)

Reszty z regresji

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

często wykazują silną autokorelację.

Rozszerzony test DF (augmented DF)

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

gdzie k jest dobrane tak, żeby wyeliminować autokorelację reszt.

Rozszerzony test DF (ADF)

· Procedura:

- Regresja Δy_t na y_{t-1} .
- Sprawdzamy autokorelację reszt (test Breuscha-Godfreya, nie Durbina-Watsona).
- · Jeśli jest, dodajemy opóźnioną różnicę Δy_{t-2} do specyfikacji i powtarzamy.
- · W przeciwnym wypadku:
 - t poniżej wartości krytycznej: odrzucamy H₀ (stacjonarność?)
 - \cdot t powyżej wartości krytycznej: nie odrzucamy H_0 (niestacjonarność?)

Test ADF w praktyce

Reszty z regresji

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

często wykazują silną autokorelację.

Rozszerzony test DF (augmented DF)

$$\Delta y_{t} = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{t}$$

gdzie k jest dobrane tak, żeby wyeliminować autokorelację reszt.

Test KPSS

· Model:

$$\begin{aligned} y_t &= x_t + z_t \\ x_t &= x_{t-1} + v_t \\ z_t &= \mu_0 + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim iid\left(0, \sigma_\varepsilon^2\right) \\ v_t &\sim iid\left(0, \sigma_v^2\right) \end{aligned}$$

- $H_0: \sigma_V^2 = 0$ stacjonarność
- $H_1: \sigma_v^2 > 0$ niestacjonarność

Test KPSS

· Procedura:

- · Regresja y_t na stałą (+ ew. trend deterministyczny).
- Obliczyć sumy $S_t = \sum_{j=1}^t e_j$ dla $t=1,2,3,\ldots,T$, gdzie e_j to reszty z regresji powyżej.
- Statystyka testowa: $KPSS = \frac{1}{7^2} \frac{\sum_{t=1}^{T} S_t^2}{\hat{\sigma}^2}$ gdzie $\hat{\sigma}^2$ to długookresowa wariancja reszt.

Testowanie (nie)stacjonarności

- · W przypadku małej próby i procesów o wysokim stopniu persystencji:
 - · Test ADF: niska moc.
 - · Test KPSS: zaburzenia rozmiaru.
- · Przykład: jak odróżnić proces trendostacjonarny

$$y_t = \alpha t + \epsilon_t$$

od błądzenia losowego z dryfem

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \epsilon_t$$
$$= y_0 + \mu t + \sum_{i=0}^t \epsilon_{t-i}$$

- · Czy to, czy proces jest stacjonarny czy niestacjonarny, ma znaczenie?
- · Teoria ekonomii może być bardziej pomocna od testów statystycznych...

Testowanie w praktyce

- · Jaki test wybrać? Jakie deterministyczne regresory uwzględnić?
- · Problem:
 - dodatkowe deterministyczne komponenty w regresji, które są nieobecne w procesie generującym dane, redukują stopnie swobody i obniżają moc testu stacjonarności.
 - pominiecie deterministycznych komponentów w regresji, które są obecne w procesie generującym dane, obniża moc testu.

Figure 4.7 A procedure to test for unit roots. Estimate $\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \Sigma \beta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ Nο STOP: Conclude Is $\gamma = 0$? no unit root. Yes: Test for the presence No of the trend. $1s a_2 = 0$ Is $\gamma = 0$ using No Yes Conclude (y,) has normal given a unit root. y = 0? distribution? Yes Estimate No STOP: Conclude $\Delta y_t = a_o + \gamma y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ $\text{Is } \gamma = 0$? no unit root. Yes: Test for the presence No of the drift. Is $a_0 = 0$ Is $\gamma = 0$ using No Yes Conclude (v.) has normal given a unit root. $\tilde{y} = 0$? distribution? Yes No Conclude Estimate no unit root. $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ is $\gamma = 0$? Yes Conclude (y,) has a unit root.

Żródło: Enders