

MÔ HÌNH KINH TẾ LƯỢNG ĐỘNG: MÔ HÌNH TỰ HỒI QUI VÀ MÔ HÌNH PHÂN PHỐI TRỄ

Đình Công Khải
Tháng 05/2013

GIỚI THIỆU CÁC MÔ HÌNH KINH TẾ LƯỢNG ĐỘNG

- Mô hình tự hồi qui

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma Y_{t-1} + u_t$$

- Mô hình phân phối trễ

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + u_t$$

Vai trò của độ trễ trong kinh tế học

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_t$$

- β_0 là số nhân ngắn hạn (short-run/impact multiplier)
- $(\beta_0 + \beta_1)$, $(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2)$... là số nhân tức thời sau 1 năm, 2 năm, ...
- $\sum_{i=0}^k \beta_i = \beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_k = \beta$ là số nhân dài hạn hay số nhân tổng.
- $\beta_i^* = \frac{\beta_i}{\sum \beta_i} = \frac{\beta_i}{\beta}$ được gọi là β_i chuẩn hóa.

Vai trò của độ trễ (tt)

$$Y_t = \alpha + 0.4 X_t + 0.3 X_{t-1} + 0.2 X_{t-2} + u_t$$

- Số nhân ngắn hạn = 0.4
- Số nhân dài hạn = 0.9 (= 0.4+0.3+0.2)
- Khi X tăng 1 đơn vị 44% (0.4/0.9) của tổng tác động xảy ra tức thời, 77% (0.4+0.3/0.9) xảy ra sau 1 năm, và 100% vào cuối năm thứ 2.

Lý do của độ trễ

- Lý do tâm lý
- Lý do công nghệ
- Lý do thể chế

Ước lượng các mô hình phân phối trễ

- $Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_p X_{t-p} + u_t$
- Độ trễ tối ưu p là bao nhiêu?
- Thêm biến \rightarrow làm giảm bậc tự do và vấn đề đa cộng tuyến.
- Nguyên tắc kinh nghiệm đối với mô hình tốt:
 - ✓ Dấu kỳ vọng
 - ✓ Kiểm định F-stat và t-stat
 - ✓ Độ thích hợp của mô hình R_{adj}^2
 - ✓ Sử dụng các tiêu chuẩn AIC và SIC

Cách tiếp cận Koyck của mô hình phân phối trễ

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_t \quad (1)$$

□ Giả sử $\beta_k = \beta_0 \lambda^k$ với $k = 0, 1, 2, \dots$, và $0 < \lambda < 1$ (tỷ lệ giảm)

□ Thay β_k vào (1) ta được

$$\rightarrow Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_0 \lambda X_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-2} + \dots + u_t$$

$$\rightarrow \lambda Y_{t-1} = \lambda \alpha + \lambda \beta_0 X_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-2} + \beta_0 \lambda^3 X_{t-3} + \dots + \lambda u_{t-1}$$

$$\rightarrow Y_t - \lambda Y_{t-1} = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 X_t + (u_t - \lambda u_{t-1})$$

$$\rightarrow Y_t = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 X_t + \lambda Y_{t-1} + v_t \quad (v_t = u_t - \lambda u_{t-1})$$

Mô hình điều chỉnh kỳ vọng (Adaptive Expectation Model)

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^* + u_t$$

trong đó Y = cầu tiền (số dư tiền thực)

X^* = lãi suất dài hạn kỳ vọng (không quan sát được)

Giả sử $X_t^* - X_{t-1}^* = \gamma(X_{t-1} - X_{t-1}^*)$ $0 < \gamma \leq 1$ hệ số kỳ vọng

$$X_t^* = \gamma X_{t-1} + (1 - \gamma) X_{t-1}^*$$

Mô hình điều chỉnh kỳ vọng (tt)

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 [\gamma X_{t-1} + (1 - \gamma) X_{t-1}^*] + u_t$$

$$\rightarrow Y_t = \beta_0 + \beta_1 \gamma X_{t-1} + \beta_1 (1 - \gamma) X_{t-1}^* + u_t$$

$$\rightarrow Y_t = \gamma \beta_0 + \gamma \beta_1 X_{t-1} + (1 - \gamma) Y_{t-1} + u_t - (1 - \gamma) u_{t-1}$$

$$\rightarrow Y_t = \gamma \beta_0 + \gamma \beta_1 X_{t-1} + (1 - \gamma) Y_{t-1} + v_t$$

trong đó $v_t = u_t - (1 - \gamma) u_{t-1}$.

Mô hình điều chỉnh riêng phần (Partial Adjustment Model)

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$$

trong đó Y^* = trữ lượng vốn mong ước (không quan sát được)

X = giá trị sản lượng

Giả sử $Y_t - Y_{t-1} = \delta(Y_t^* - Y_{t-1}) = I_t$ $0 < \delta \leq 1$ (hệ số điều chỉnh)

$$Y_t = \delta Y_t^* + (1 - \delta) Y_{t-1}$$

Mô hình điều chỉnh riêng phần(tt)

$$Y_t = \delta (\beta_0 + \beta_1 X_t + u_t) + (1 - \delta)Y_{t-1}$$

$$\rightarrow Y_t = \delta\beta_0 + \delta\beta_1 X_t + (1 - \delta)Y_{t-1} + \delta u_t$$

Ước lượng các mô hình tự hồi qui

- *Koyck:*

$$Y_t = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 X_t + \lambda Y_{t-1} + (u_t - \lambda u_{t-1})$$

- *Kỳ vọng điều chỉnh:*

$$Y_t = \gamma\beta_0 + \gamma\beta_1 X_{t-1} + (1 - \gamma)Y_{t-1} + [u_t - (1 - \gamma)u_{t-1}]$$

- *Điều chỉnh riêng phần:*

$$Y_t = \delta\beta_0 + \delta\beta_1 X_t + (1 - \delta)Y_{t-1} + \delta u_t$$

Ước lượng các mô hình tự hồi qui

- Các vấn đề ước lượng cần xem xét
- Có khả năng sai số có tương quan chuỗi (Koyck: $E(v_t, v_{t-1}) = -\lambda\sigma^2 \neq 0$)
- Tương quan giữa biến giải thích là các biến trễ của Y_t với sai số:
 - ✓ Nếu **sai số là nhiễu trắng** (mô hình điều chỉnh riêng phần): Ước lượng **bị chệch** trong mẫu nhỏ, nhưng vẫn nhất quán và hiệu quả.
 - ✓ Nếu **sai số có tương quan chuỗi** (mô hình Koyck và điều chỉnh kỳ vọng): Ước lượng **bị chệch, không nhất quán** và **không hiệu quả** kể cả trong mẫu lớn.

Mô hình Koyck: $Cov(Y_t, u_t - \lambda u_{t-1}) = -\lambda\sigma^2 \neq 0$

Phương pháp biến công cụ (IV)

- IV nhằm khắc phục vấn đề biến giải thích ngẫu nhiên (Y_{t-1})
- Tìm một biến đại diện Z có tương quan chặt với Y_{t-1} nhưng không có tương quan với v_t .
- Liviantan đề xuất sử dụng X_{t-1} làm biến công cụ

Kiểm định tính tự tương quan trong mô hình tự hồi qui

- Kiểm định Durbin h (dùng trong **mẫu lớn**)

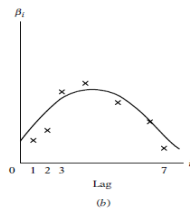
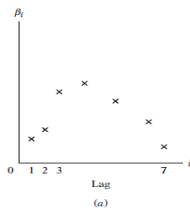
H0: Không có tương quan chuỗi

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1 - n[\text{var}(\hat{\alpha}_2)]}}$$

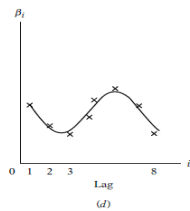
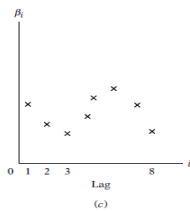
$$\hat{\rho} = 1 - \frac{d}{2}$$

- $h \sim N(0,1)$
- $|h| > 1,96 \rightarrow$ Bác bỏ H0
- Kiểm định Breusche-Godfrey (có thể dùng cho mẫu nhỏ)

Phân phối trễ Almon (đa thức)



$$\beta_i = a_0 + a_1i + a_2i^2$$



$$\beta_i = a_0 + a_1i + a_2i^2 + a_3i^3$$

Phân phối trễ Almon (tt)

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_t$$

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^k \beta_i X_{t-i} + u_t$$

Nếu $\beta_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2$

Phân phối trễ Almon (tt)

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^k (a_0 + a_1 i + a_2 i^2) X_{t-i} + u_t$$

$$Y_t = \alpha + a_0 \sum_{i=0}^k X_{t-i} + a_1 \sum_{i=0}^k i X_{t-i} + a_2 \sum_{i=0}^k i^2 X_{t-i} + u_t$$

$$Z_{0t} = \sum_{i=0}^k X_{t-i}$$

$$Z_{1t} = \sum_{i=0}^k i X_{t-i}$$

$$Z_{2t} = \sum_{i=0}^k i^2 X_{t-i}$$

$$Y_t = \alpha + a_0 Z_{0t} + a_1 Z_{1t} + a_2 Z_{2t} + u_t$$

Chú ý: Xác định độ trễ k và bậc m dựa trên AIC và SIC

Kiểm định nhân quả Granger

- GDP → M hay M → GDP?
- Ước lượng cặp phương trình

$$GDP_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i M_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j GDP_{t-j} + u_{1t}$$

$$M_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i M_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j GDP_{t-j} + u_{2t}$$

- Xác định độ trễ dựa trên AIC và SIC

Kiểm định nhân quả Granger

- Có tính nhân quả một chiều M → GDP khi các $\alpha_i \neq 0$ có ý nghĩa thống kê, nhưng các δ_i không có ý nghĩa thống kê.
- Có tính nhân quả một chiều GDP → M khi các α_i không có ý nghĩa thống kê, nhưng các $\delta_i \neq 0$ có ý nghĩa thống kê.
- Có tính nhân quả song phương nếu α_i và $\delta_i \neq 0$ và có ý nghĩa thống kê.
- GDP và M độc lập nếu các hệ số ước lượng trên không có ý nghĩa thống kê

Kiểm định nhân quả Granger

- Các bước thực hiện kiểm định $M \rightarrow GDP$
 - Hồi qui GDP theo các số hạng trễ của nó, thu được RSS_R .
 - Hồi qui GDP bao gồm cả các số hạng trễ của M, thu RSS_U .
 - Dùng kiểm định F kiểm định giả thuyết $H_0: \alpha_1 = \dots = \alpha_n = 0$.
 - Nếu chúng ta bác bỏ H_0 thì $M \rightarrow GDP$.
- Lặp lại các bước tương tự để kiểm định $GDP \rightarrow M$?