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

Đinh Công Khải
Tháng 05/2012

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

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

cuu duong than cong . com

Vai trò của độ trễ trong kinh tế học

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

- β_0 là số nhân ngắn hạn (short-run multiplier)
- $\beta_0 + \beta_1 + \ldots$ là số nhân tức thời (intermediate multiplier)
- $\sum_{i=0}^{k} \beta_i = \beta_0 + \beta_1 + .. + \beta_k = \beta$ là số nhân dài hạn hay số nhân tổng.
- $\beta_i^* = \dfrac{\beta_i}{\sum \beta_i} = \dfrac{\beta_i}{\beta}$ được gọi là β_i chuẩn hóa.

Vai trò của độ trễ (tt)

Bảng 17.1 Ước lượng phương trình tiền-giá: mô tả phương trình gốc

Thời đoạn mẫu: Quí I năm 1955 đến quí IV năm 1969: $m_{21} = 0$

$$\dot{P} = \underset{(0.395)}{-0.146} + \sum_{i=0}^{20} m_i \dot{M}_{-i}$$

	Hệ số	t		Hệ số	t		Hệ số	t
m_0	0.041	1.276	m_8	0.048	3.249	m_{16}	0.069	3.943
m_1	0.034	1.538	m_9	0.054	3.783	m_{17}	0.062	3.712
m_2	0.030	1.903	m_{10}	0.059	4.305	m_{18}	0.053	3.511
m_3	0.029	2.171	m_{11}	0.065	4.673	m_{19}	0.039	3.338
m_4	0.030	2.235	m_{12}	0.069	4.795	m_{20}	0.022	3.191
m_5	0.033	2.294	m_{13}	0.072	4.694	$\sum m_i$	1.031	7.870
m_6	0.037	2.475	m_{14}	0.073	4.468	Độ trễ trung bình	10.959	5.634
m_7	0.042	2.798	m_{15}	0.072	4.202			
R^2	0.525							
se	1.066							
D.W.	2.00							

Ký hiệu: $\dot{P}$ = tỷ lệ thay đổi hệ số giảm phát GNP hàng năm kép.
$\dot{M}$ = tỷ lệ thay đổi M1B hàng năm kép.

Nguồn: Keith Smith Carlson, 'The Lag from Money to Prices,' *Review*, Ngân hàng Dự trữ liên bang St. Louis, tháng 10-1980, bảng 1, trang 4.

cuu duong than cong . com

Lý do của độ trễ

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

Cách tiếp cận Koyck của mô hình phân phối trễ

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

- Giả sử $\beta_k = \beta_0 \lambda^k$ với k=0, 1, 2, …, và $0 < \lambda < 1$ (tỷ lệ giảm)
- Thay β_k vào (1) ta được

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

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

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

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

cuu duong than cong . com

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

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

Mô hình điều chỉnh kỳ vọng (tt)

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

➔ $Y_t = \beta_0 + \beta_1 \gamma X_t + \beta_1(1 - \gamma) X^*_{t-1} + u_t$

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

➔ $\boldsymbol{Y_t = \gamma\beta_0 + \gamma\beta_1 X_t + (1 - \gamma)Y_{t-1} + v_t}$

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<δ≤1 (hệ số điều chỉnh)

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

Mô hình điều chỉnh riêng phần(tt)

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

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

cuu duong than cong . com

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:*

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

- *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

- Có 2 vấn đề ước lượng cần xem xét
- Sự hiện diện biến giải thích ngẫu nhiên ➔ ước lượng bị chệch và không nhất quán.

  Mô hình Koyck: $Cov(Y_t, u_t - \lambda u_{t-1}) = -\lambda\sigma^2$.
- Có khả năng có tương quan chuỗi

  Mô hình Koyck: $E(v_t, v_{t-1}) = -\lambda\sigma^2$

cuu duong than cong . com

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 (H0: Không có tương quan chuỗi)

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

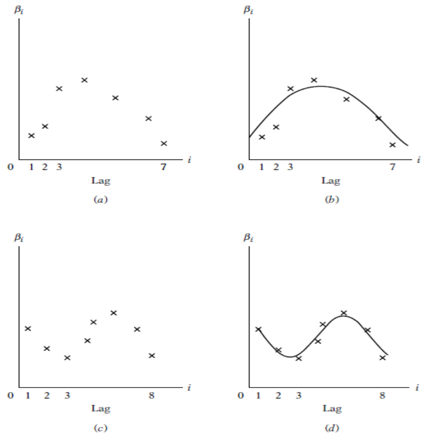
$$\hat{\rho} = 1 - \frac{d}{2}$$

  h ~ N(0,1)

- Kiểm định Breusche-Godfrey (kiểm định nân tử Lagrance)

cuu duong than cong . com

Phân phối trễ Almon (đa thức)



$$\beta_i = a_0 + a_i i + a_2 i^2$$

$$\beta_i = a_0 + a_i i + a_2 i^2 + a_3 i^3$$

cuu duong than cong . com

Phân phối trễ Almon (tt)

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

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

Nếu $\beta_i = a_0 + a_i i + a_2 i^2$

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

cuu duong than cong . com

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 → 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: $\alpha_1 = \ldots = \alpha_n = 0$.
  - Nếu chúng ta bác bỏ H_0 thì M → GDP.
- Lặp lại các bước tương tự để kiểm định GDP → M?