

Chương 17

Các mô hình kinh tế lượng động: Mô hình tự hồi quy và mô hình phân phối trễ

Trong phân tích hồi quy liên quan đến số liệu chuỗi thời gian, nếu mô hình hồi quy không chỉ bao gồm các giá trị hiện tại mà còn bao gồm các giá trị trễ (giá trị quá khứ) của các biến giải thích (các biến X), mô hình đó được gọi là **mô hình phân phối trễ**. Nếu trong số các biến giải thích của mô hình bao gồm một hay nhiều giá trị trễ của biến phụ thuộc, mô hình được gọi là **mô hình tự hồi quy**. Như vậy, ta có:

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

Phương trình này tiêu biểu cho một mô hình phân phối trễ, trong khi phương trình sau:

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

là ví dụ về một mô hình tự hồi quy. Các mô hình này còn được gọi là **các mô hình động** vì chúng mô tả diễn biến theo thời gian của biến phụ thuộc trong mối quan hệ với các giá trị quá khứ của chúng.

Mô hình tự hồi quy và mô hình phân phối trễ được sử dụng phổ biến trong phân tích kinh tế lượng, và trong chương này, chúng ta sẽ xem xét kỹ các mô hình này với dự định tìm hiểu những vấn đề sau:

1. Vai trò của độ trễ trong kinh tế học là gì?
2. Lý do của các độ trễ là gì?
3. Có sự giải thích lý thuyết nào cho việc sử dụng phổ biến các mô hình trễ trong kinh tế lượng thực nghiệm hay không?
4. Mối quan hệ là gì, nếu có, giữa các mô hình tự hồi quy và mô hình phân phối trễ? Ta có thể suy ra mô hình này từ mô hình kia hay không?
5. Một số vấn đề thống kê liên quan đến việc ước lượng các mô hình này là gì?
6. Mối quan hệ độ sớm-độ trễ giữa các biến có ngụ ý tính nhân quả hay không? Nếu có, ta có thể đo lường nó như thế nào?

17.1 Vai trò của ‘thời gian’, hay ‘độ trễ’ trong kinh tế học

Trong kinh tế học, sự phụ thuộc của một biến số Y (biến phụ thuộc) vào một hay nhiều biến số X khác (biến giải thích) hiếm khi có tính chất đồng thời. Rất thường xuyên, Y tương ứng với X sau một khoảng thời gian. Khoảng thời gian như vậy được gọi là *độ trễ*. Để minh họa bản chất của độ trễ, ta hãy xem một vài ví dụ.

Ví dụ 17.1 Hàm tiêu dùng

Giả sử một người được tăng lương 2000 USD trong mức lương hàng năm, và giả sử đây là mức tăng ‘lâu dài’ theo ý nghĩa là mức tăng lương này được duy trì lâu dài. Ảnh hưởng của mức tăng thu nhập này đối với chi tiêu dùng hàng năm của người này là như thế nào?

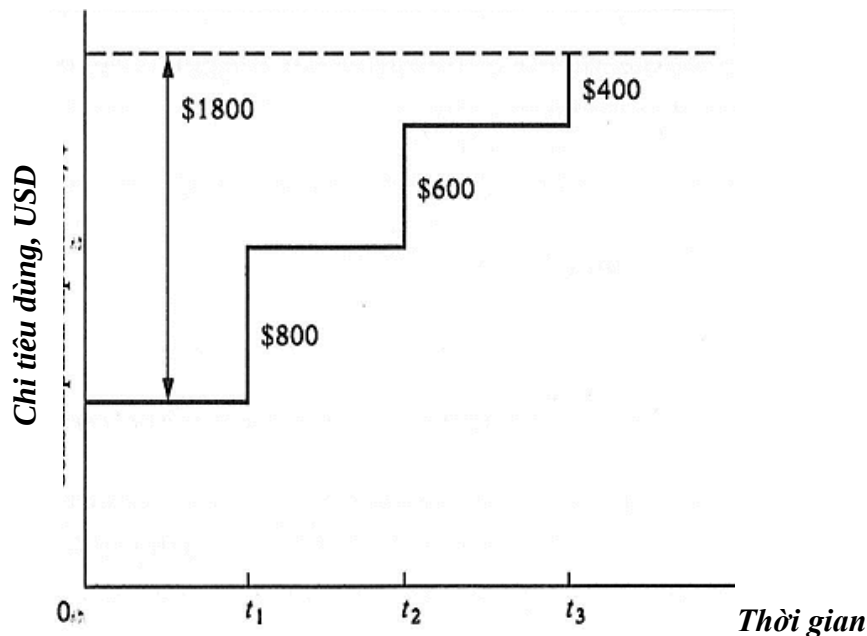
Theo sau sự gia tăng thu nhập như vậy, người ta thường không lao vào chi tiêu toàn bộ thu nhập ngay lập tức. Vì thế, người hưởng thu nhập của chúng ta có thể quyết định tăng chi tiêu dùng thêm 800 USD trong năm đầu tiên sau khi thu nhập tăng; tăng tiêu dùng thêm 600 USD trong năm kế tiếp, và thêm 400 USD nữa trong năm tiếp theo; và tiết kiệm chỗ còn lại. Đến cuối năm thứ ba, chi tiêu dùng hàng năm của người ấy sẽ tăng thêm 1800 USD. Như vậy, ta có thể viết hàm tiêu dùng của người này là:

$$Y_t = \text{Hằng số} + 0,4X_t + 0,3X_{t-1} + 0,2X_{t-2} + u_t \quad (17.1.1)$$

Trong đó Y là chi tiêu dùng và X là thu nhập.

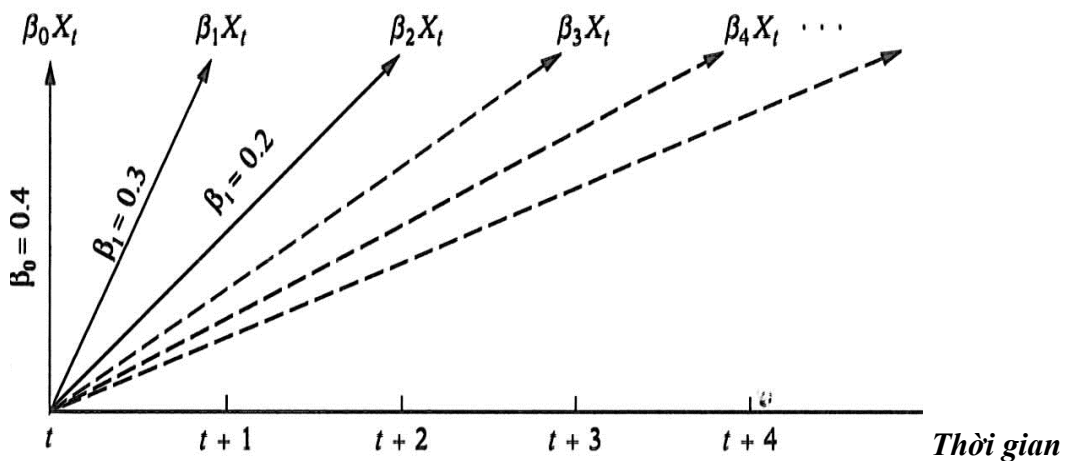
Phương trình (17.1.1) cho thấy rằng ảnh hưởng của việc tăng thu nhập 2000 USD sẽ dần trải, hay sẽ phân phối trong khoảng thời gian ba năm. Do đó, những mô hình như mô hình (17.1.1) được gọi là **mô hình phân phối trễ**, vì ảnh hưởng của một nguyên nhân cho trước (thu nhập) sẽ được trải dài trong một số thời đoạn. Về mặt hình học, mô hình phân phối trễ (17.1.1) được trình bày trong hình 17.1, hay cũng có thể được biểu thị bằng cách khác như trong hình 17.2.

Hình 17.1 Ví dụ về độ trễ phân phối



Hình 17.2 Ảnh hưởng của sự thay đổi một đơn vị biến X vào thời đoạn t đối với biến Y vào thời đoạn t và các thời đoạn tiếp theo

Ảnh hưởng đối với Y



Tổng quát hơn, ta có thể viết:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_t \quad (17.1.2)$$

Phương trình (17.1.2) là một mô hình phân phối trễ với một độ trễ xác định bao gồm k thời đoạn. Hệ số β_0 được gọi là **số nhân ngắn hạn** hay **số nhân tác động** vì nó cho ta biết sự thay đổi trị trung bình của Y ứng với sự thay đổi một đơn vị của biến X trong cùng thời đoạn.¹ Nếu sau đó, sự thay đổi biến X vẫn được duy trì ở cùng mức độ, thì $(\beta_0 + \beta_1)$ cho ta sự thay đổi trị trung bình của Y trong thời đoạn kế tiếp, $(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2)$ cho ta sự thay đổi trị trung bình

¹ Về mặt toán học, β_0 là đạo hàm riêng phần của Y theo X_t , β_1 là đạo hàm riêng phần của Y theo X_{t-1} , β_2 là đạo hàm riêng phần của Y theo X_{t-2} , v.v... Ký hiệu là: $\partial Y_t / \partial X_{t-k} = \beta_k$.

của Y trong thời đoạn kế tiếp nữa, và v.v... Các tổng riêng phần này được gọi là **các số nhân tức thời**. Cuối cùng, sau k thời đoạn, ta có:

$$\sum_{i=0}^k \beta_i = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_k = \beta \quad (17.1.3)$$

β được gọi là **số nhân dài hạn**, hay **số nhân tổng phân phối trễ**, miễn là tổng β này có tồn tại (sẽ được thảo luận trong phần khác).

Nếu ta định nghĩa:

$$\beta_i^* = \frac{\beta_i}{\sum \beta_i} = \frac{\beta_i}{\beta} \quad (17.1.4)$$

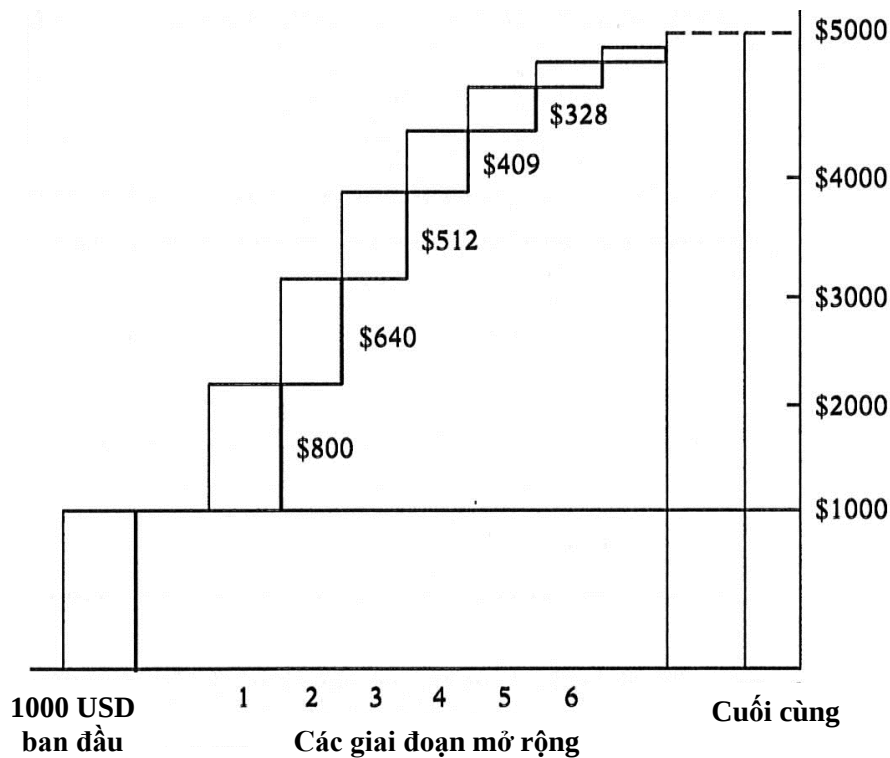
thì ta thu được β_i ‘chuẩn hóa’. Khi đó, các tổng riêng phần của β_i chuẩn hóa sẽ cho ta tỷ lệ của một thời đoạn cụ thể trong tác động tổng, hay tác động dài hạn.

Quay lại với phương trình hồi quy tiêu dùng (17.1.1), ta thấy rằng số nhân ngắn hạn, chẳng qua chính là xu hướng tiêu dùng biên ngắn hạn (MPC), bằng 0,4, trong khi số nhân dài hạn, chính là xu hướng tiêu dùng biên dài hạn, là $0,4 + 0,3 + 0,2 = 0,9$. Nghĩa là, sau khi thu nhập tăng 1 USD, người tiêu dùng sẽ tăng mức tiêu dùng thêm khoảng 40 cents trong năm tăng thu nhập, rồi tăng thêm 30 cents nữa trong năm tiếp theo, và tăng 20 cents nữa trong năm tiếp theo nữa. Như vậy, tác động dài hạn của mức tăng thu nhập 1 USD là 90 cents. Nếu ta chia từng hệ số β_i cho 0,9, ta lần lượt thu được 0,44, 0,33 và 0,23, cho thấy rằng 44 phần trăm trong tổng tác động của sự thay đổi một đơn vị của biến X đối với Y sẽ được cảm nhận ngay tức thời, 33 phần trăm sẽ được cảm nhận sau một năm, và 23 phần trăm sẽ được cảm nhận vào cuối năm thứ hai.

Ví dụ 17.2 Sự tạo lập tiền ngân hàng (tiền gửi ngắn hạn)

Giả sử Hệ thống dự trữ liên bang rút 1000 USD tiền mới vào hệ thống ngân hàng thông qua việc mua chứng khoán chính phủ. Tổng giá trị tiền ngân hàng hay tiền gửi ngắn hạn cuối cùng được tạo ra sẽ là bao nhiêu?

Theo hệ thống dự trữ bắt buộc, nếu ta giả định rằng luật qui định các ngân hàng phải dự trữ 20 phần trăm để hỗ trợ tiền gửi mà họ tạo ra, thì theo quá trình cấp số nhân mà ai cũng biết, tổng giá trị tiền gửi được tạo ra sẽ bằng $1000 \text{ USD} [1/(1 - 0.8)] = 5000 \text{ USD}$. Lẽ dĩ nhiên, 5000 USD sẽ không được tạo ra trong một sớm một chiều. Quá trình này sẽ phải mất thời gian, và có thể được biểu thị trong hình 17.3.

Hình 17.3 Sự mở rộng lũy kế của tiền gửi ngân hàng (dự trữ ban đầu 1000 USD và tỷ lệ dự trữ bắt buộc là 20 phần trăm)**Ví dụ 17.3 Mối liên kết giữa tiền và giá**

Căn cứ theo những người theo thuyết trọng tiền, lạm phát thực chất là một hiện tượng tiền tệ theo ý nghĩa là sự gia tăng liên tục của mức giá chung là do tỷ lệ mở rộng cung tiền vượt quá xa lượng tiền mà các đơn vị kinh tế thật sự có nhu cầu. Dĩ nhiên, mối liên kết giữa lạm phát và thay đổi cung tiền không có tính chất đồng thời. Các nghiên cứu cho thấy rằng độ trễ giữa hai biến số này nằm đâu đó trong khoảng từ 3 đến 20 quý. Kết quả của một nghiên cứu như thế được trình bày trong bảng 17.1,² trong đó ta thấy ảnh hưởng của sự gia tăng 1 phần trăm cung tiền M1B (= tiền + tiền gửi vãng lai tại các tổ chức tài chính) được cảm nhận trong khoảng thời gian 20 quý. Tác động dài hạn của sự thay đổi 1 phần trăm cung tiền đối với lạm phát là vào khoảng 1 ($=\sum m_i$); hệ số tác động này có ý nghĩa thống kê, trong khi tác động ngắn hạn vào khoảng 0,04, thì không có ý nghĩa thống kê, cho dù các số nhân tức thời xem ra có ý nghĩa một cách tổng quát. Nhân thể cũng lưu ý rằng vì P và M đều được biểu thị dưới hình thức tỷ lệ phần trăm, nên m_i (hay β_i theo ký hiệu thông thường) cho ta độ co giãn của giá P theo M, nghĩa là phản ứng theo tỷ lệ phần trăm của giá cả khi cung tiền tăng lên 1 phần trăm. Như vậy, $m_0 = 0,041$ có nghĩa là ứng với sự thay đổi 1 phần trăm của cung tiền, độ co giãn ngắn hạn của giá là vào khoảng 0,04 phần trăm. Độ co

² Keith M. Carlson, "The Lag from Money to Prices", *Review*, Ngân hàng Dự trữ liên bang St. Louis, tháng 10-1980, bảng 1, trang 4.

giãn dài hạn là 1,03 phần trăm, có nghĩa là trong dài hạn sự thay đổi 1 phần trăm của cung tiền sẽ phản ánh sự thay đổi giá gần như cùng tỷ lệ. Nói vắn tắt, sự gia tăng 1 phần trăm của cung tiền sẽ đi kèm với sự gia tăng tỷ lệ lạm phát 1 phần trăm trong dài hạn.

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

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

$$\dot{P} = -0.146 + \sum_{i=0}^{20} m_i \dot{M}_i$$

(0.395)

	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			
$\bar{R}^2$	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.

Ví dụ 17.4 Độ trễ giữa chi tiêu nghiên cứu phát triển và năng suất

Quyết định đầu tư vào chi tiêu nghiên cứu và phát triển (R&D) và thành quả sau cùng về năng suất gia tăng liên quan đến độ trễ đáng kể, mà thật ra là một vài độ trễ, như '... độ trễ từ lúc đầu tư nguồn vốn đến thời điểm mà việc phát minh thật sự bắt đầu diễn ra, độ trễ từ lúc phát minh ra một ý tưởng hay một công cụ đến khi triển khai ý tưởng hay công cụ đó thành một giai đoạn ứng dụng thương mại, và độ trễ hình thành trong quá trình truyền bá công nghệ: phải mất thời gian trước khi tất cả những máy móc cũ được thay thế bằng những máy móc mới tốt hơn.'³

Ví dụ 17.5 Đường cong chữ J của kinh tế học quốc tế

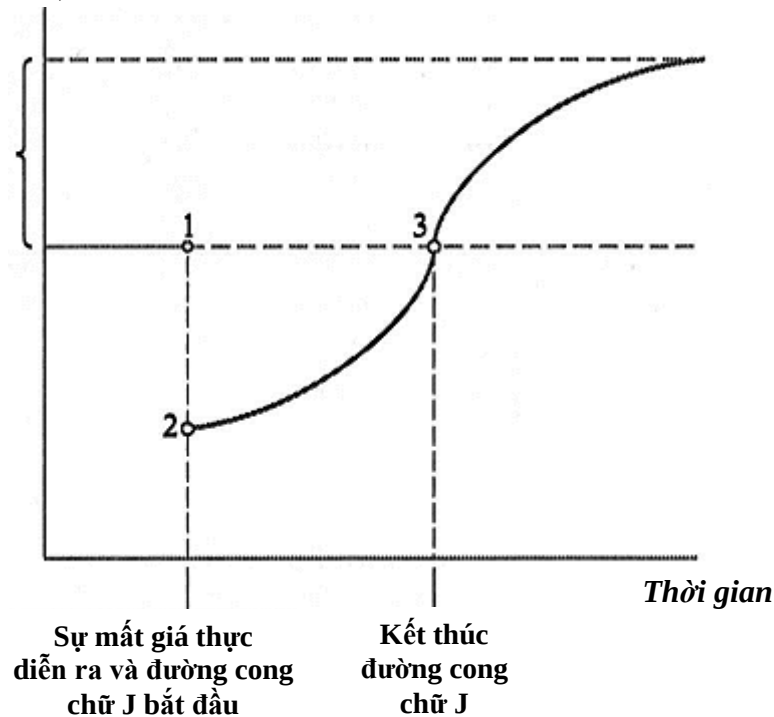
Các sinh viên kinh tế học quốc tế rất quen thuộc với cái gọi là đường cong chữ J, biểu thị mối quan hệ giữa cán cân thương mại và sự mất giá đồng tiền. Theo sau sự mất giá đồng tiền của một nước (ví dụ như do phá giá), thoạt đầu cán cân thương mại bị xấu đi nhưng sau đó được cải

³ Zvi Griliches, 'Distributed Lags: A Survey,' *Econometrica*, tập 36, số 1, tháng 1-1967, trang 16-49.

thiện, giả định rằng các yếu tố khác không thay đổi. Đường cong này được trình bày trong hình 17.4.

Hình 17.4 Đường cong chữ J

Tài khoản vãng lai
(đơn vị sản lượng nội địa)



Nguồn: Paul R. Krugman và Maurice Obstfeld, *International Economics: Theory and Practice*, xuất bản lần thứ ba, Harper Collins, New York, 1994, trang 465.

Ví dụ 17.6 Mô hình gia tốc của đầu tư

Dưới dạng đơn giản nhất, nguyên tắc gia tốc của lý thuyết đầu tư phát biểu rằng đầu tư tỷ lệ thuận với sự thay đổi sản lượng. Biểu thị bằng ký hiệu:

$$I_t = \beta(X_t - X_{t-1}) \quad \beta > 0 \quad (17.1.5)$$

Trong đó I_t là đầu tư vào thời đoạn t , X_t là sản lượng vào thời đoạn t , và X_{t-1} là sản lượng vào thời đoạn $(t - 1)$.

Các ví dụ trên đây chỉ là một mẫu ứng dụng độ trễ trong kinh tế học. Rõ ràng, độc giả có thể đưa ra một vài ví dụ từ kinh nghiệm riêng của mình.

17.2 Các lý do của độ trễ⁴

Cho dù các ví dụ trong phần 17.1 cho thấy bản chất của các hiện tượng trễ, các ví dụ này không giải thích đầy đủ lý do phát sinh độ trễ. Có ba lý do chính:

1. **Lý do tâm lý.** Như hệ quả của thói quen (sức ỳ), người ta không thay đổi thói quen tiêu dùng của họ ngay lập tức theo sau sự gia tăng hay giảm sút thu nhập, có lẽ vì quá trình thay đổi liên quan đến sự mất đi độ thỏa dụng tức thời. Vì thế, những người trong phút chốc trở thành triệu phú nhờ trúng số không chắc sẽ thay đổi lối sống mà họ đã quen trong một thời gian dài, vì có thể ngay tức thời họ không biết phản ứng trước khoản lộc bất ngờ đó như thế nào. Lẽ dĩ nhiên, với một khoảng thời gian nhất định, họ có thể học cách sống với vận may mới có của mình. Cũng như, người ta không biết chắc liệu sự thay đổi nào đó là ‘lâu dài’ hay ‘nhất thời.’ Vì thế, phản ứng của tôi trước sự gia tăng thu nhập sẽ phụ thuộc vào việc gia tăng thu nhập đó có lâu bền hay không. Nếu đó chỉ là sự gia tăng một lần không còn tái diễn, và trong những thời đoạn tiếp theo, thu nhập của tôi sẽ quay về mức trước đó, chắc tôi sẽ để dành toàn bộ mức tăng thu nhập, trong khi ai đó ờ vào hoàn cảnh tôi có thể ‘sống hết mình’ với khoản tăng đó.
2. **Lý do công nghệ.** Giả sử giá của vốn so với giá của lao động giảm, làm cho việc thay thế lao động bằng vốn trở nên khả thi về mặt kinh tế. Lẽ dĩ nhiên, việc bổ sung thêm vốn phải mất thời gian (thời kỳ thai nghén). Hơn nữa, nếu người ta dự kiến việc giảm giá vốn chỉ có tính nhất thời, các doanh nghiệp không chắc sẽ lao vào thay thế lao động bằng vốn, đặc biệt là nếu họ kỳ vọng rằng sau đợt giảm giá nhất thời, giá vốn có thể tăng cao hơn mức trước đây. Đôi khi, sự hiểu biết không hoàn hảo cũng là nguyên nhân của độ trễ. Hiện nay, thị trường máy tính cá nhân tràn ngập đủ loại máy tính với các tính năng và giá cả khác nhau. Thêm vào đó, từ khi máy tính được giới thiệu vào thập niên 70, giá hầu hết các loại máy tính cá nhân đã giảm mạnh. Như một hệ quả, khách hàng tiềm năng của máy tính cá nhân có thể lưỡng lự khi mua máy cho đến khi họ có thời gian xem xét các tính năng và giá cả của tất cả các thương hiệu cạnh tranh nhau. Ngoài ra, họ có thể chần chừ mua máy với kỳ vọng về sự giảm giá hơn nữa hay về các phát minh đổi mới.
3. **Lý do thể chế.** Lý do này cũng góp phần dẫn đến độ trễ. Ví dụ, các nghĩa vụ hợp đồng có thể ngăn cản các doanh nghiệp không thể chuyển từ một nguồn lao động hay nguyên vật liệu này sang một nguồn lao động hay nguyên vật liệu khác. Như một ví dụ khác, những người gửi tiền vào các tài khoản tiết kiệm dài hạn với thời hạn cố định như 1 năm, 3 năm, hay 7 năm, thực chất là bị ‘khóa chặt’ vào các thời hạn này cho dù tình hình thị trường tiền tệ có thể thay đổi khiến cho những nơi khác có thể có những mức lợi suất cao hơn. Tương tự, đơn vị tuyển dụng thường cho người lao động chọn lựa trong số một vài hợp đồng bảo hiểm y tế khác nhau, nhưng một khi việc chọn lựa đã được thực hiện, người lao động không thể đổi sang hợp đồng bảo hiểm khác trong ít nhất một năm. Cho dù điều này

⁴ Phần này chủ yếu dựa vào nghiên cứu của Marc Nerlove, *Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and Other Commodities*, Sổ tay Nông nghiệp số 141, Bộ Nông nghiệp Hoa Kỳ, tháng 6-1958.

có thể được thực hiện dễ thuận tiện về mặt hành chính, người lao động bị khóa chặt trong một năm.

Vì những lý do thảo luận trên đây, độ trễ chiếm một vai trò trọng tâm trong kinh tế học. Điều này phản ánh rõ rệt trong phương pháp luận dài hạn-ngắn hạn của kinh tế học. Chính vì lý do này mà chúng ta nói rằng độ co giãn theo giá hay theo thu nhập ngắn hạn nói chung nhỏ hơn (về giá trị tuyệt đối) so với độ co giãn theo giá hay theo thu nhập dài hạn; hay xu hướng tiêu dùng biên ngắn hạn nói chung nhỏ hơn xu hướng tiêu dùng biên dài hạn.

17.3 Ước lượng các mô hình phân phối trễ

Biết rằng các mô hình phân phối trễ đóng vai trò hết sức hữu ích trong kinh tế học, người ta ước lượng những mô hình này như thế nào? Nói cụ thể ra, giả sử ta có mô hình phân phối trễ sau đây theo một biến giải thích:⁵

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + u_t \quad (17.3.1)$$

trong đó ta chưa xác định được độ dài thời gian trễ, nghĩa là ta muốn đi về quá khứ bao xa. Mô hình như vậy được gọi là **mô hình trễ không xác định**, trong khi đó một mô hình thuộc loại (17.1.2) được gọi là **mô hình phân phối trễ xác định** vì độ dài thời gian trễ k được nêu cụ thể. Ta sẽ tiếp tục sử dụng phương trình (17.3.1) vì phương trình này dễ xử lý về mặt toán học, như ta sẽ thấy.⁶

Làm thế nào ta ước lượng α và β của phương trình (17.3.1)? Ta có thể sử dụng hai cách tiếp cận: (1) ước lượng phi thể thức và (2) những điều kiện hạn chế tiên nghiệm về β thông qua giả định rằng các giá trị β tuân theo một diễn biến hệ thống nào đó. Ta sẽ xem xét cách ước lượng phi thể thức trong phần này và cách ước lượng kia trong phần 17.4.

Ước lượng phi thể thức đối với các mô hình phân phối trễ

Vì biến giải thích X_t được giả định là không ngẫu nhiên (hay chí ít cũng không tương quan với số hạng nhiễu u_t), nên X_{t-1} , X_{t-2} v.v... cũng không ngẫu nhiên. Do đó, trên nguyên tắc, cách tiếp cận bình phương tối thiểu thông thường (OLS) có thể áp dụng cho phương trình (17.3.1). Alt⁷ và Tinbergen⁸ đã áp dụng cách tiếp cận này. Họ đề nghị rằng để ước lượng phương trình (17.3.1), người ta có thể tiến hành *lần lượt*, nghĩa là trước tiên hồi quy Y_t theo X_t , rồi hồi quy Y_t theo X_t và X_{t-1} , rồi hồi quy Y_t theo X_t , X_{t-1} , và X_{t-2} , v.v... Tiến trình lần lượt này sẽ dừng lại khi các hệ số hồi quy của các biến trễ bắt đầu trở nên không có ý nghĩa thống kê và (hoặc) hệ số của ít nhất một trong các biến số đổi dấu từ dương sang âm hay ngược lại. Áp dụng qui tắc này, Alt chạy

⁵ Nếu có hơn 1 biến giải thích trong mô hình, mỗi biến có thể có một ảnh hưởng trễ đối với Y . Để đơn giản, ta giả định chỉ có một biến giải thích.

⁶ Tuy nhiên, trong thực hành, ta dự kiến rằng hệ số của các giá trị X ở cách xa chỉ có ảnh hưởng không đáng kể đối với Y .

⁷ F. F. Alt, 'Distributed Lags,' *Econometrica*, tập 10, 1942, trang 113-128.

⁸ J. Tinbergen 'Long term Foreign Trade Elasticities,' *Metroeconomica*, tập 1, 1949, trang 174-185.

hồi quy lượng tiêu thụ dầu nhiên liệu Y theo các đơn hàng mới X. Dựa vào số liệu hàng quý cho giai đoạn 1930-1939, các kết quả là như sau:

$$\hat{Y}_t = 8,37 + 0,171X_t$$

$$\hat{Y}_t = 8,27 + 0,111X_t + 0,064X_{t-1}$$

$$\hat{Y}_t = 8,27 + 0,109X_t + 0,071X_{t-1} - 0,055X_{t-2}$$

$$\hat{Y}_t = 8,32 + 0,108X_t + 0,063X_{t-1} + 0,022X_{t-2} - 0,020X_{t-3}$$

Alt chọn phương trình hồi quy thứ hai là phương trình hồi quy ‘tốt nhất’ vì trong hai phương trình sau cùng, dấu của X_{t-2} không ổn định và trong phương trình sau cùng, dấu của X_{t-3} có giá trị âm, khó lý giải về mặt kinh tế.

Cho dù có vẻ đơn giản, phép ước lượng phi thể thức có nhiều nhược điểm như sau:

1. Không có sự hướng dẫn tiên nghiệm về độ dài thời gian trễ là bao nhiêu⁹.
2. Khi người ta xác định các độ trễ nối tiếp nhau, độ tự do còn lại sẽ ít hơn, làm cho sự dự đoán thống kê phần nào bị lung lay. Các nhà kinh tế học thường không may mắn có được một chuỗi số liệu dài để có thể tiếp tục ước lượng nhiều độ trễ.
3. Quan trọng hơn, trong số liệu chuỗi thời gian kinh tế, các giá trị (độ trễ) tiếp theo có xu hướng tương quan cao; vì thế tính đa cộng tuyến sẽ xuất hiện. Như đã lưu ý trong chương 10, tính đa cộng tuyến dẫn đến ước lượng không chính xác; nghĩa là các sai số chuẩn có xu hướng lớn hơn trong mối quan hệ với các hệ số ước lượng. Như một hệ quả, dựa vào việc tính toán các tỷ số t theo lệ thường, ta dễ có xu hướng tuyên bố (một cách sai lầm) rằng các hệ số trễ không có ý nghĩa thống kê.
4. Việc tìm kiếm độ dài của thời gian trễ bằng cách liên tục thêm vào các biến trễ như trên thường bị cáo buộc là **khai thác số liệu**. Đồng thời, như ta đã lưu ý trong phần 13.4, mức ý nghĩa danh nghĩa và thực tế của việc kiểm định các giả định thống kê trở nên một vấn đề quan trọng trong việc tìm kiếm theo trình tự này [xem phương trình (13.4.2) chương 13)].

Khi xem xét những vướng mắc trên đây, qui trình ước lượng phi thể thức rất ít được kiến nghị. Rõ ràng, nếu ta muốn tiến tới với bài toán ước lượng, ta phải đưa ra các cân nhắc trước tiên hay các cân nhắc lý thuyết để xác nhận các β khác nhau.

17.4 Cách tiếp cận Koyck đối với các mô hình phân phối trễ

Koyck đã đề xuất một phương pháp tài tình để ước lượng các mô hình phân phối trễ. Giả sử ta bắt đầu bằng mô hình phân phối trễ không xác định (17.3.1). *Giả định rằng tất cả các β đều có cùng dấu*, Koyck giả sử các β giảm dần về mặt hình học như sau:¹⁰

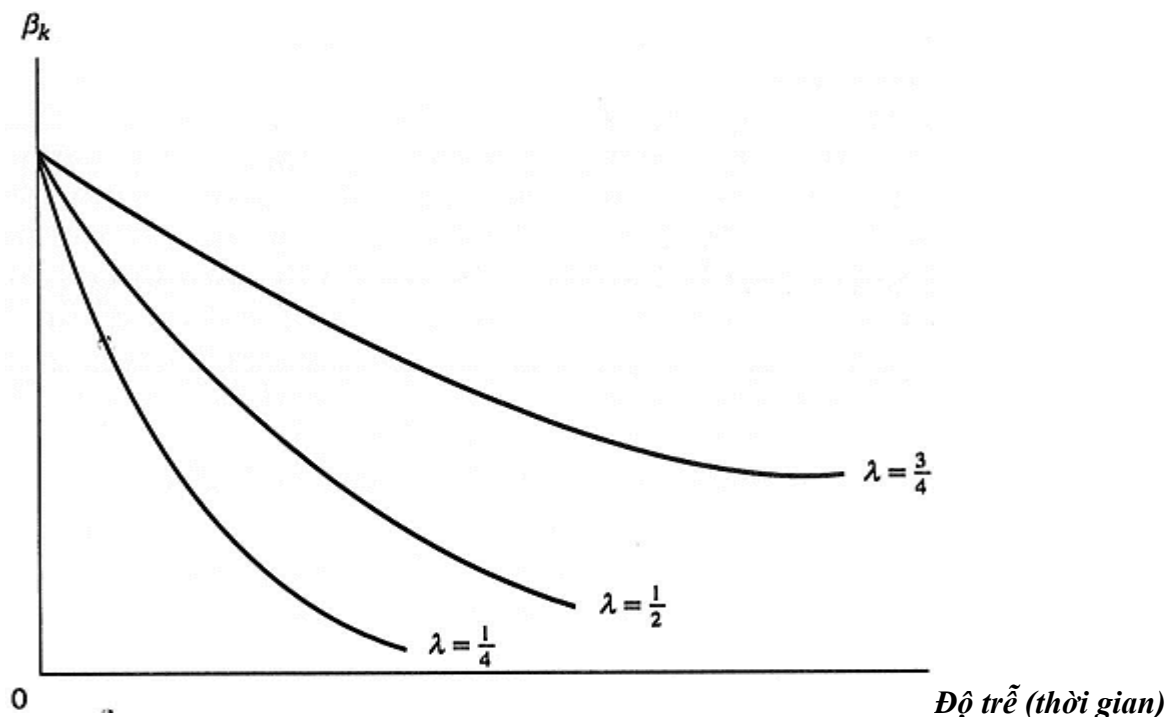
⁹ Nếu độ dài thời gian trễ k được qui định không chính xác, ta sẽ phải vướng phải vấn đề sai số do xác định sai như đã thảo luận trong chương 13. Đồng thời cũng nên lưu ý cảnh báo về việc **khai thác số liệu**.

$$\beta_k = \beta_0 \lambda^k \quad k = 0, 1, \dots \quad (17.4.1)^{11}$$

trong đó λ thỏa điều kiện $0 < \lambda < 1$, được gọi là *tỷ lệ giảm* của độ trễ phân phối và trong đó $1 - \lambda$ được gọi là *tốc độ điều chỉnh*.

Điều thể hiện qua phương trình (17.4.1) là mỗi hệ số β tiếp theo đều nhỏ hơn về mặt số học so với hệ số β trước đó (ta suy ra phát biểu này vì $\lambda < 1$), ngụ ý rằng khi ta đi ngược về quá khứ càng xa, ảnh hưởng của độ trễ đó đối với Y_t trở nên giảm lũy kế, một giả định khá hợp lý. Suy cho cùng, ta dự kiến rằng thu nhập hiện tại và quá khứ gần đây sẽ ảnh hưởng đến chi tiêu dùng hiện tại nhiều hơn so với thu nhập trong quá khứ xa xăm. Về mặt hình học, cách tiếp cận của Kyock được trình bày trong hình 17.5.

Hình 17.5 Cách tiếp cận Kyock (phân phối hình học giảm dần)



Như hình này cho thấy, ngoài β_0 chung, giá trị của hệ số trễ β_k còn phụ thuộc vào giá trị của λ . Hệ số λ càng gần 1, tốc độ giảm của β_k càng chậm; trong khi λ càng gần 0, tốc độ giảm của β_k càng nhanh. Trong trường hợp λ gần 1, các giá trị quá khứ xa xôi của X sẽ phát huy tác động

¹⁰ L. M. Kyock, *Distributed Lags and Investment Analysis*, North Holland Publishing Company, Amsterdam, 1954.

¹¹ Đôi khi phương trình này còn được viết là: $\beta_k = \beta_0 (1 - \lambda) \lambda^k$ $k = 0, 1, \dots$ vì những lý do nêu trong chú thích 12.

đáng kể đối với Y_t , trong khi trong trường hợp λ gần 0, ảnh hưởng của chúng đối với Y_t sẽ mất dần một cách nhanh chóng. Diễn tiến này có thể được thấy rõ trong minh họa sau đây:

λ	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	...	β_{10}
0.75	β_0	$0,75\beta_0$	$0,56\beta_0$	$0,42\beta_0$	$0,32\beta_0$	$0,24\beta_0$	...	$0,06\beta_0$
0.25	β_0	$0,25\beta_0$	$0,06\beta_0$	$0,02\beta_0$	$0,004\beta_0$	$0,001\beta_0$	...	0,00

Lưu ý các đặc điểm này của cách tiếp cận Koyck: (1) Thông qua giả định rằng các giá trị của λ không âm, Koyck loại ra hiện tượng đổi dấu của các hệ số β ; (2) thông qua giả định rằng $\lambda < 1$, ông gán tầm quan trọng ít hơn cho các hệ số β trong quá khứ xa xôi so với các hệ số β gần hiện tại hơn; và (3) ông bảo đảm rằng tổng của các hệ số β , cho ta biết số nhân dài hạn, là có hạn, ấy là:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \beta_k = \beta_0 = \left(\frac{1}{1-\lambda} \right) \quad (17.4.2)^{12}$$

Như một hệ quả của phương trình (17.4.1), mô hình độ trễ không xác định (17.3.1) có thể được viết là:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_0 \lambda X_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-2} + \dots + u_t \quad (17.4.3)$$

Như thể hiện, mô hình vẫn không thể dễ dàng ước lượng vì ta vẫn còn phải ước lượng một số lớn thông số (chính xác là vô hạn) và thông số λ được đưa vào dưới dạng phi tuyến tính bậc cao. Nói chính xác ra, phương pháp phân tích hồi quy tuyến tính (trong các thông số) không thể áp dụng cho một mô hình như vậy. Nhưng bây giờ Koyck đề xuất một cách giải quyết tài tình. Ông làm trễ phương trình (17.4.3) đi một thời đoạn để thu được phương trình sau:

$$Y_{t-1} = \alpha + \beta_0 X_{t-1} + \beta_0 \lambda X_{t-2} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-3} + \dots + u_{t-1} \quad (17.4.4)$$

Sau đó ông nhân phương trình (17.4.4) cho λ để có:

$$\lambda Y_{t-1} = \lambda \alpha + \lambda \beta_0 X_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-2} + \beta_0 \lambda^3 X_{t-3} + \dots + \lambda u_{t-1} \quad (17.4.5)$$

Lấy phương trình (17.4.3) trừ đi phương trình (17.4.5), ông được:

$$Y_t - \lambda Y_{t-1} = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 X_t + (u_t - \lambda u_{t-1}) \quad (17.4.6)$$

Hay sắp xếp lại:

$$Y_t = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 X_t + \lambda Y_{t-1} + v_t \quad (17.4.7)$$

¹² Điều này là vì:

$$\sum \beta_k = \beta_0 (1 + \lambda + \lambda^2 + \lambda^3 + \dots) = \beta_0 \left(\frac{1}{1-\lambda} \right)$$

vì biểu thức trong dấu ngoặc đơn bên vế phải là một chuỗi hình học vô hạn mà tổng của nó là $\left(\frac{1}{1-\lambda} \right)$ miễn là $0 < \lambda < 1$. Nhân tiện cũng lưu ý rằng nếu β_k được định nghĩa như trong chú thích 11, thì vì thế $\sum \beta_k = \beta_0(1 - \lambda) / (1 - \lambda) = \beta_0$ sẽ bảo đảm rằng các trọng số $(1 - \lambda)\lambda^k$ có tổng bằng 1.

Trong đó, $v_t = (u_t - \lambda u_{t-1})$, **bình quân di động của u_t và u_{t-1} .**

Tiến trình vừa mô tả trên đây được gọi là **phép biến đổi Koyck**. So sánh (17.4.7) với (17.3.1), ta thấy sự đơn giản hóa tuyệt vời mà Koyck đã thực hiện. Trong khi trước đây ta phải ước lượng α và một số vô hạn các hệ số β , bây giờ ta chỉ phải ước lượng ba ẩn số: α , β_0 và λ . Bây giờ không có lý do gì để dự kiến tính đa cộng tuyến. Theo một ý nghĩa nhất định, tính đa cộng tuyến đã được giải quyết bằng cách thay thế X_{t-1} , X_{t-2} , ..., bằng một biến đơn, ấy là Y_{t-1} . Nhưng ta nên lưu ý các đặc điểm sau của phép biến đổi Koyck:

1. Ta bắt đầu bằng một mô hình phân phối trễ nhưng lại kết thúc với một mô hình tự hồi quy vì Y_{t-1} xem ra là một trong các biến giải thích. Phép biến đổi này cho thấy cách ta có thể ‘qui đổi’ một mô hình phân phối trễ thành một mô hình tự hồi quy.
2. Sự xuất hiện của Y_{t-1} xem ra có thể tạo ra một số vấn đề thống kê. Cũng như Y_t , Y_{t-1} có tính ngẫu nhiên, nghĩa là ta có một biến giải thích ngẫu nhiên trong mô hình. Nên nhớ rằng lý thuyết bình phương tối thiểu kinh điển dựa vào giả định rằng các biến giải thích hoặc phi ngẫu nhiên, hoặc nếu có ngẫu nhiên thì phải có phân phối độc lập với số hạng nhiễu ngẫu nhiên. Vì thế, ta phải tìm xem Y_{t-1} có thỏa giả định này hay không. (Ta sẽ quay lại với vấn đề này trong phần 17.8).
3. Trong mô hình gốc (17.3.1), số hạng nhiễu là u_t , trong khi trong mô hình biến đổi, số hạng nhiễu là $v_t = (u_t - \lambda u_{t-1})$. Các thuộc tính thống kê của v_t phụ thuộc vào việc ta giả định gì về các thuộc tính thống kê của u_t , vì như sẽ thấy sau đây, nếu các u_t ban đầu không có tương quan chuỗi, thì các v_t sẽ có tương quan chuỗi. Do đó, có lẽ ta phải đương đầu với vấn đề tương quan chuỗi, thêm vào đó là biến giải thích ngẫu nhiên Y_{t-1} . Ta sẽ làm điều đó trong phần 17.8.
4. Sự hiện diện của biến Y trễ vi phạm một trong các giả định nền tảng của kiểm định Durbin Watson d. Do đó, ta phải triển khai một cách kiểm định khác cho sự tương quan chuỗi trong sự hiện diện của biến Y trễ. Một cách là kiểm định Durbin h, sẽ thảo luận trong phần 17.10.

Như ta thấy phương trình (17.1.4), tổng riêng phần của β_i chuẩn hóa cho ta tỷ lệ trong tổng tác động, hay tác động dài hạn được cảm nhận trong một thời đoạn cụ thể. Dù vậy, trong thực hành, người ta thường sử dụng **độ trễ trung bình** hay **độ trễ trung vị** để mô tả bản chất cơ cấu trễ của một mô hình phân phối trễ.

Độ trễ trung vị

Độ trễ trung vị là thời gian cần thiết cho một nửa đầu tiên, hay 50 phần trăm của tổng thay đổi Y xảy ra sau sự thay đổi 1 đơn vị kéo dài của X . Đối với mô hình Koyck, độ trễ trung vị là như sau (xem bài tập 17.6):

$$\text{Mô hình Koyck: Độ trễ trung vị} = -\frac{\log 2}{\log \lambda} \quad (17.4.8)$$

Như vậy, nếu $\lambda = 0.2$, độ trễ trung vị là 0.4306, nhưng nếu $\lambda = 0.8$, độ trễ trung vị là 3.1067. Diễn đạt bằng lời, trong trường hợp $\lambda = 0.2$, 50 phần trăm tổng thay đổi của Y diễn ra trong chưa đến một nửa thời đoạn; trong khi trong trường hợp $\lambda = 0.8$, phải mất hơn 3 thời đoạn mới đạt

được 50 phần trăm thay đổi của Y. Nhưng ta không lạ gì sự tương phản này, vì như ta biết, giá trị λ càng cao thì tốc độ điều chỉnh càng chậm, và giá trị λ càng thấp, thì tốc độ điều chỉnh càng lớn.

Độ trễ trung bình

Miễn là tất cả các hệ số β đều dương, độ trễ trung bình hay độ trễ bình quân được định nghĩa là:

$$\text{Độ trễ trung bình} = \frac{\sum_0^{\infty} k\beta_k}{\sum_0^{\infty} \beta_k} \quad (17.4.9)$$

Đây chỉ đơn thuần là bình quân trọng số của tất cả các độ trễ liên quan, với các hệ số β tương ứng đóng vai trò trọng số. Nói vắn tắt, đó là **bình quân độ trễ trọng số** của thời gian. Đối với mô hình Koyck, độ trễ trung bình là (xem bài tập 17.7):

$$\text{Mô hình Koyck: Độ trễ trung bình} = -\frac{\lambda}{1-\lambda} \quad (17.4.10)$$

Như vậy, nếu $\lambda = 1/2$, độ trễ trung bình là 1.

Từ thảo luận trên, ta thấy rõ ràng là độ trễ trung bình và độ trễ trung vị đóng vai trò như một số đo tóm tắt tốc độ phản ứng của biến Y theo sự thay đổi của biến X. Trong ví dụ cho trong bảng 17.1, độ trễ trung bình là khoảng 11 quý, cho thấy rằng bình quân phải mất khá khá thời gian để ảnh hưởng của sự thay đổi cung tiền được cảm nhận qua sự thay đổi giá (bài tập 17.8).

Ví dụ 17.7 Tiêu dùng cá nhân trên đầu người

Ví dụ này xem xét chi tiêu dùng cá nhân trên đầu người (per capita personal consumption expenditure, PPCE) trong mối quan hệ với thu nhập khả dụng trên đầu người (per capita personal disposable income, PPDI) ở Hoa Kỳ trong giai đoạn 1970-1999, tất cả số liệu đều tính bằng USD năm 1996. Để minh họa mô hình Koyck, ta hãy xem số liệu cho trong bảng 17.2. Hồi quy PPCE theo PPDI và PPCE trễ, ta được kết quả sau:

$$\begin{aligned} \widehat{PPCE}_t &= -1442,169 + 0,6033PPDI_t + 0,4PPCE_{t-1} \\ se &= (402,5784) (0,1502) (0,1506) \\ t &= (-3,0855) (4,0155) (2,6561) \\ R^2 &= 0,9926 \quad d = 1,0056 \quad \text{Durbin } h = 5,119 \end{aligned} \quad (17.4.11)$$

(se = sai số chuẩn)

Lưu ý: Cách tính trị thống kê Durbin h sẽ được thảo luận trong phần 17.10.

Nếu ta giả định rằng mô hình này được hình thành từ một phép biến đổi Koyck, thì $\lambda = 0.4106$. Độ trễ trung vị là:

$$-\frac{\log(2)}{\log \lambda} = \frac{\log(2)}{\log(0.4106)} = 0,7786$$

Và độ trễ trung bình là:

$$\frac{\lambda}{1-\lambda} = \frac{0.4106}{0.5894} = 0,6966$$

Diễn tả bằng lời, xem ra PPPE điều chỉnh theo PPDI chỉ trong một khoảng thời gian tương đối ngắn.

Bảng 17.2 PPCE và PPDI, 1970-1999

Quan sát	PPCE	PPDI	Quan sát	PPCE	PPDI
1970	11,300	12,823	1985	16,020	18,229
1971	11,581	13,218	1986	16,541	18,641
1972	12,149	13,692	1987	16,398	18,870
1973	12,626	14,496	1988	17,463	19,522
1974	12,407	14,268	1989	17,760	19,833
1975	12,551	14,393	1990	17,899	20,058
1976	13,155	14,873	1991	17,677	19,919
1977	13,583	15,256	1992	17,989	20,318
1978	14,035	15,845	1993	18,399	20,384
1979	14,230	16,120	1994	18,910	20,709
1980	14,021	16,063	1995	19,294	21,055
1981	14,069	16,265	1996	19,727	21,385
1982	14,105	16,328	1997	20,232	21,838
1983	14,741	16,673	1998	20,989	22,672
1984	15,401	17,799	1999	21,901	23,191

Chú thích: PPCE = chi tiêu dùng cá nhân trên đầu người, tính bằng USD năm 1996.

PPDI = thu nhập cá nhân khả dụng trên đầu người, tính bằng USD năm 1996.

Nguồn: Báo cáo kinh tế của tổng thống, năm 2001, bảng B-31, trang 311.

17.5 Hợp lý hóa mô hình Koyck: Mô hình kỳ vọng điều chỉnh (Adaptive Expectations, AE)

Cho dù rất chặt chẽ, mô hình Koyck (17.4.7) có tính phi thể thức vì đạt được thông qua một quá trình đại số thuần túy; nó thiếu nền tảng lý thuyết. Tuy nhiên, khoảng trống này có thể được lấp đầy nếu ta bắt đầu từ một góc độ khác. Giả sử ta đưa ra mô hình sau đây:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^* + u_t \quad (17.5.1)$$

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

X^* = lãi suất cân bằng, tối ưu, kỳ vọng dài hạn, hay danh nghĩa.

u = số hạng sai số

Phương trình (17.5.1) cho thấy rằng cầu tiền là một hàm số phụ thuộc vào lãi suất kỳ vọng (theo ý nghĩ là lãi suất dự đoán trước).

Vì biến kỳ vọng X^* không thể quan sát trực tiếp, ta hãy đưa ra giả thiết sau đây về cách thức hình thành các kỳ vọng:

$$X_t^* - X_{t-1}^* = \gamma(X_t - X_{t-1}^*) \quad (17.5.2)^{13}$$

¹³ Đôi khi mô hình được biểu thị là

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

Trong đó γ thỏa điều kiện $0 < \gamma \leq 1$, được gọi là **hệ số kỳ vọng**. Giả thiết (17.5.2) được gọi là giả thiết **kỳ vọng điều chỉnh, kỳ vọng tiến bộ, hay học hỏi sai lầm**, do Cagan¹⁴ và Friedman¹⁵ phổ biến.

Điều thể hiện qua giả thiết (17.5.2) là ‘các tác nhân kinh tế sẽ điều chỉnh kỳ vọng của họ dưới ánh sáng của kinh nghiệm quá khứ, và nói cụ thể ra, họ sẽ học hỏi từ những sai lầm của mình.’¹⁶ Nói cụ thể hơn nữa, giả thiết (17.5.2) phát biểu rằng các kỳ vọng được điều chỉnh qua từng thời đoạn theo một tỷ lệ γ trong chênh lệch giữa giá trị hiện tại của biến và giá trị kỳ vọng trước đó của nó. Như vậy, đối với mô hình của chúng ta, điều này có nghĩa là các kỳ vọng về lãi suất được sửa đổi trong từng thời đoạn theo một tỷ lệ γ trong chênh lệch giữa lãi suất quan sát được trong thời đoạn hiện hành và giá trị dự đoán của lãi suất trong thời đoạn trước. Có một cách khác để ta phát biểu điều này là viết giả thiết (17.5.2) dưới dạng:

$$X_t^* = \gamma X_t + (1 - \gamma) X_{t-1}^* \quad (17.5.3)$$

Giả thiết này cho thấy rằng giá trị kỳ vọng của lãi suất vào thời đoạn t là bình quân trọng số của giá trị thực tế của lãi suất trong thời đoạn t và giá trị kỳ vọng trong thời đoạn trước, với trọng số lần lượt là γ và $1 - \gamma$. Nếu $\gamma = 1$, thì $X_t^* = X_t$, có nghĩa là kỳ vọng đã hiện thực hóa ngay tức thời và hoàn toàn, nghĩa là ngay trong cùng thời đoạn. Mặt khác, nếu $\gamma = 0$, thì $X_t^* = X_{t-1}^*$, có nghĩa là kỳ vọng có tính chất tĩnh, nghĩa là ‘tình hình hiện tại sẽ được duy trì trong mọi thời đoạn tiếp theo.’ Khi đó, giá trị tương lai kỳ vọng trở nên được nhận diện bằng các giá trị hiện hành.¹⁷

Thay phương trình (17.5.3) vào phương trình (17.5.1), ta có:

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta_0 + \beta_1 [\gamma X_t + (1 - \gamma) X_{t-1}^*] + u_t \\ &= \beta_0 + \beta_1 \gamma X_t + \beta_1 (1 - \gamma) X_{t-1}^* + u_t \end{aligned} \quad (17.5.4)$$

Bây giờ ta làm trễ phương trình (17.5.1) đi một thời đoạn, nhân nó cho $1 - \gamma$, rồi lấy (17.5.4) trừ cho tích số này. Sau các thao tác đại số đơn giản, ta có:

$$\begin{aligned} Y_t &= \gamma \beta_0 + \gamma \beta_1 X_t + (1 - \gamma) Y_{t-1} + u_t - (1 - \gamma) u_{t-1} \\ &= \gamma \beta_0 + \gamma \beta_1 X_t + (1 - \gamma) Y_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (17.5.5)$$

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

Trước khi tiếp tục, ta hãy lưu ý sự khác nhau giữa (17.5.1) và (17.5.5). Trong phương trình (17.5.1), β_1 đo lường phản ứng trung bình của Y trước sự thay đổi một đơn vị của X^* , giá trị dài hạn hay giá trị ở trạng thái cân bằng của X . Mặt khác, trong phương trình (17.5.5), $\gamma \beta_1$ đo lường

¹⁴ P. Cagan, ‘The Monetary Dynamics of Hyperinflations,’ trong sách của M. Friedman (chủ biên), *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, Chicago, 1956.

¹⁵ Milton Friedman, *A Theory of the Consumption Function*, Văn phòng Nghiên cứu kinh tế quốc gia, Princeton University Press, Princeton, N. J., 1957.

¹⁶ G. K. Shaw, *Rational Expectations: An Elementary Exposition*, St. Martin’s Press, New York, 1984, trang 25.

¹⁷ Như trên, trang 19-20.

phản ứng trung bình của Y trước sự thay đổi một đơn vị của giá trị thực tế hay giá trị quan sát được của X . Các phản ứng này không nhất thiết là như nhau, lẽ dĩ nhiên trừ khi $\gamma = 1$, nghĩa là giá trị hiện hành và giá trị dài hạn của X là như nhau. Trong thực hành, trước tiên ta ước lượng phương trình (17.5.5). Một khi đã thu được một giá trị ước lượng của γ từ hệ số của Y trễ, ta có thể dễ dàng tính β_1 bằng cách chia hệ số của $X_t (= \gamma\beta_1)$ cho γ .

Sự tương tự giữa mô hình kỳ vọng điều chỉnh (17.5.5) và mô hình Koyck (17.4.7) thể hiện rõ rệt cho dù việc lý giải các hệ số trong hai mô hình khác nhau. Lưu ý rằng cũng như mô hình Koyck, mô hình kỳ vọng điều chỉnh là mô hình tự hồi quy và số hạng sai số của nó cũng tương tự như số hạng sai số của mô hình Koyck. Chúng ta sẽ quay lại với việc ước lượng mô hình kỳ vọng điều chỉnh trong phần 17.8 và một số ví dụ trong phần 17.12. Vì chúng ta đã phác thảo sơ qua mô hình kỳ vọng điều chỉnh, thế thì mô hình này sát thực tế đến mức nào? Quả thật là mô hình này hấp dẫn hơn cách tiếp cận Koyck thuần túy đại số, nhưng liệu giả thiết kỳ vọng điều chỉnh có hợp lý hay không? Thiên về giả thiết kỳ vọng điều chỉnh, người ta có thể nói như sau:

Nó mang lại một phương tiện đơn giản để lập mô hình các kỳ vọng trong lý thuyết kinh tế đồng thời vạch ra cung cách hành vi của những tác nhân kinh tế mà dường như hết sức nhạy cảm. Niềm tin rằng con người học hỏi từ kinh nghiệm hiển nhiên là một điểm khởi đầu có lý hơn so với giả định ngầm ẩn rằng họ hoàn toàn không có hồi ức, đặc điểm của luận đề kỳ vọng tĩnh. Hơn nữa, khẳng định rằng những kinh nghiệm quá khứ xa xăm phát huy ảnh hưởng ít hơn so với kinh nghiệm gần đây sẽ phù hợp với cảm nhận chung và xem ra được xác nhận đầy đủ bởi những quan sát đơn giản.¹⁸

Cho đến khi xuất hiện **giả thiết kỳ vọng hợp lý (Rational Expectations, RE)** thoát đầu do J. Muth đưa ra và về sau được Robert Lucas và Thomas Sargent phổ biến rộng rãi, thì giả thiết kỳ vọng điều chỉnh khá được ưa chuộng trong kinh tế học thực nghiệm. Những người đề xướng giả thiết RE cho rằng giả thiết AE không đầy đủ vì chỉ dựa vào các giá trị quá khứ của một biến khi định hình các kỳ vọng,¹⁹ trong khi giả thiết RE cho rằng ‘các tác nhân kinh tế riêng lẻ sử dụng thông tin *sẵn có hiện tại* và *phù hợp* trong việc định hình các kỳ vọng và không chỉ thuần túy dựa vào kinh nghiệm quá khứ.’²⁰ Nói vắn tắt, giả thiết RE cho rằng ‘các kỳ vọng là ‘hợp lý’ theo ý nghĩa là chúng bao gồm một cách hiệu quả *tất cả* những thông tin sẵn có vào thời điểm các kỳ vọng được hình thành’²¹, chứ không chỉ những thông tin quá khứ.

Sự chỉ trích giả thiết AE từ những người đề xướng giả thiết RE là hợp lý, cho dù cũng có nhiều phê phán đối với chính bản thân giả thiết RE.²² Đây không phải là chỗ để ta sa lầy vào những tư

¹⁸ Như trên, trang 27.

¹⁹ Cũng như mô hình Koyck, người ta có thể chứng minh rằng, theo giả thiết AE, các kỳ vọng của một biến số là một bình quân trọng số theo hàm số mũ của các giá trị quá khứ của biến đó.

²⁰ G. K. Shaw, tài liệu đã dẫn, trang 47. Tìm đọc chi tiết về giả thiết RE trong nghiên cứu của Steven M. Sheffrin, *Rational Expectations*, Cambridge University Press, New York, 1983.

²¹ Stephen K. McNees, ‘The Phillips Curve: Forward or Backward Looking?’ *New England Economic Review*, tháng 7-8/1979, trang 50.

²² Xem phê bình chỉ trích giả thiết RE gần đây trong nghiên cứu của Michael C. Lovell, ‘Test of the Rational Expectations Hypothesis,’ *American Economic Review*, tháng 3-1966, trang 110-124.

liệu tranh luận gay gắt về vấn đề này. Có lẽ ta có thể đồng ý với Stephen McNees rằng ‘Trong điều kiện tốt nhất, giả định kỳ vọng điều chỉnh cũng chỉ có thể được biện hộ như một ‘giả thiết hoạt động’ đại diện cho một cơ chế hình thành kỳ vọng phức tạp hơn và xem ra đang thay đổi.’²³

Ví dụ 17.8 Xem lại ví dụ 17.7

Nếu ta xem xét mô hình đã cho trong phương trình (17.4.11), như được xây dựng bằng cơ chế kỳ vọng điều chỉnh (nghĩa là PPCE là một hàm số theo PPDI kỳ vọng), thì hệ số kỳ vọng γ có thể thu được từ phương trình (17.5.5) như sau: $\gamma = 1 - 0.4106 = 0.5894$. Khi đó, theo thảo luận trên đây về mô hình AE, ta có thể nói rằng khoảng 59 phần trăm của chênh lệch giữa PPCE thực tế và kỳ vọng sẽ được loại trừ trong vòng một năm.

17.6 Cách khác để hợp lý hóa mô hình Koyck: Mô hình điều chỉnh trữ lượng hay điều chỉnh riêng phần

Mô hình kỳ vọng điều chỉnh là một cách để ta hợp lý hóa mô hình Koyck. Marc Nerlove đưa ra một cách khác để hợp lý hóa mô hình Koyck trong cái gọi là **mô hình điều chỉnh trữ lượng** hay **điều chỉnh riêng phần** (Partial Adjustment Model, PAM).²⁴ Để minh họa mô hình này, ta hãy xem **mô hình gia tốc linh hoạt** trong lý thuyết kinh tế; mô hình này giả định rằng có một giá trị trữ lượng vốn ở trạng thái cân bằng, tối ưu, được mong muốn, hay dài hạn, cần thiết để sản xuất ra một sản lượng cho trước ứng với tình trạng công nghệ và lãi suất cho trước v.v... Để đơn giản, ta giả định rằng mức vốn mong muốn Y_t^* này là một hàm tuyến tính theo sản lượng X như sau:

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (17.6.1)$$

Vì mức vốn mong muốn này không thể quan sát được một cách trực tiếp, nên Nerlove đưa ra giả thiết sau đây, được gọi là **giả thiết điều chỉnh riêng phần**, hay **điều chỉnh trữ lượng**:

$$Y_t - Y_{t-1} = \delta (Y_t^* - Y_{t-1}) \quad (17.6.2)^{25}$$

trong đó δ thỏa điều kiện $0 < \delta \leq 1$, được gọi là **hệ số điều chỉnh**, $Y_t - Y_{t-1}$ = thay đổi thực tế và $(Y_t^* - Y_{t-1})$ = thay đổi mong đợi.

Vì $Y_t - Y_{t-1}$, sự thay đổi trữ lượng vốn giữa hai thời đoạn, không gì khác hơn là đầu tư, cho nên phương trình (17.6.2) có thể được viết là:

$$I_t = \delta (Y_t^* - Y_{t-1}) \quad (17.6.3)$$

Trong đó I_t = đầu tư vào thời đoạn t .

²³ Stephen K. McNees, tài liệu đã dẫn, trang 50.

²⁴ Marc Nerlove, ‘Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and Other Commodities, tài liệu đã dẫn.

²⁵ Một số tác giả không cộng số hạng nhiễu ngẫu nhiên u_t vào phương trình (17.6.1) nhưng lại cộng vào phương trình (17.6.2) này, tin rằng nếu (17.6.1) thật sự là một mối quan hệ cân bằng, thì không có chỗ cho số hạng sai số, trong khi cơ chế điều chỉnh có thể không hoàn hảo và có thể đòi hỏi phải có số hạng sai số. Nhân tiện cũng lưu ý rằng (17.6.2) đôi khi còn được viết là:

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

Phương trình (17.6.2) cho thấy rằng sự thay đổi trữ lượng vốn thực tế (đầu tư) trong một thời đoạn cho trước t là một tỷ phần δ trong sự thay đổi trữ lượng vốn mà người ta mong muốn trong thời đoạn đó. Nếu $\delta = 1$, có nghĩa là trữ lượng vốn thực tế bằng với trữ lượng mong muốn; nghĩa là trữ lượng thực tế điều chỉnh theo trữ lượng mong muốn một cách đồng thời (trong cùng một thời đoạn). Tuy nhiên, nếu $\delta = 0$, nghĩa là không có gì thay đổi vì trữ lượng thực tế vào thời đoạn t cũng giống như trữ lượng quan sát thấy trong thời đoạn trước đó. Thông thường, δ dự kiến nằm đâu đó ở khoảng giữa hai cực đoạn này, vì sự điều chỉnh theo trữ lượng vốn mong muốn có thể không hoàn chỉnh do tính cứng nhắc, trơ ì, các nghĩa vụ hợp đồng, v.v... vì thế nên mô hình mới được gọi là **mô hình điều chỉnh riêng phần**. Lưu ý rằng cơ chế điều chỉnh (17.6.2) có thể được viết dưới dạng khác là:

$$Y_t = \delta Y_t^* + (1 - \delta) Y_{t-1} \quad (17.6.4)$$

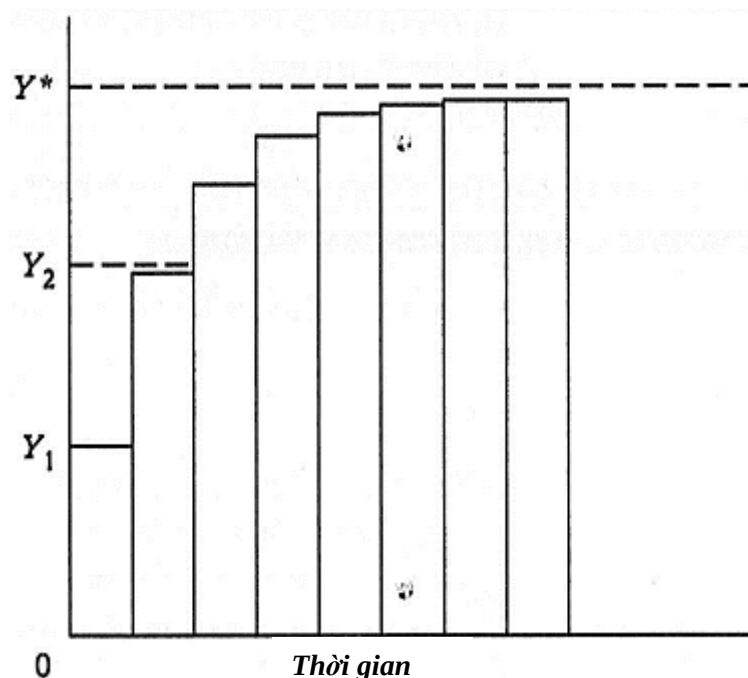
Cho thấy rằng trữ lượng vốn quan sát thấy vào thời đoạn t là bình quân trọng số của trữ lượng vốn mong muốn vào thời đoạn đó và trữ lượng vốn tồn tại trong thời đoạn trước; với δ và $(1 - \delta)$ là các trọng số. Bây giờ thay (17.6.1) vào (17.6.4), ta có:

$$\begin{aligned} Y_t &= \delta (\beta_0 + \beta_1 X_t + u_t) + (1 - \delta) Y_{t-1} \\ &= \delta \beta_0 + \delta \beta_1 X_t + (1 - \delta) Y_{t-1} + \delta u_t \end{aligned} \quad (17.6.5)$$

Mô hình này được gọi là **mô hình điều chỉnh riêng phần (PAM)**.

Vì (17.6.1) tiêu biểu cho cầu đối với trữ lượng vốn ở trạng thái cân bằng, dài hạn, nên (17.6.5) có thể được gọi là hàm cầu *ngắn hạn* đối với trữ lượng vốn vì trong ngắn hạn, trữ lượng vốn hiện hữu không nhất thiết bằng mức dài hạn. Một khi ta đã ước lượng được hàm ngắn hạn (17.6.5) và có được giá trị ước lượng hệ số điều chỉnh δ (từ hệ số của Y_{t-1}), ta có thể dễ dàng suy ra hàm dài hạn bằng cách chia $\delta \beta_0$ và $\delta \beta_1$ cho δ và bỏ đi số hạng Y trễ, khi đó sẽ cho ta (17.6.1).

Hình 17.6 Sự điều chỉnh dần dần của trữ lượng vốn



Về mặt hình học, mô hình điều chỉnh riêng phần có thể được trình bày như trong hình 17.6.²⁶ Trong hình này, Y^* là trữ lượng vốn mong muốn và Y_t là trữ lượng vốn thực tế hiện tại. Vì mục đích minh họa, ta giả sử rằng $\delta = 0.5$. Điều này ngụ ý rằng doanh nghiệp có kế hoạch khép lại một nửa khoảng cách giữa trữ lượng vốn thực tế và trữ lượng vốn mong muốn mỗi thời đoạn. Vì thế, trong thời đoạn thứ nhất, doanh nghiệp chuyển đến Y_2 , với đầu tư bằng $(Y_2 - Y_1)$; tiếp đến, đầu tư này bằng một nửa của $(Y^* - Y_1)$. Trong từng thời đoạn tiếp theo, doanh nghiệp khép lại một nửa khoảng cách giữa trữ lượng vốn đầu kỳ và trữ lượng vốn mong muốn Y^* .

Mô hình điều chỉnh riêng phần tương tự như mô hình Koyck và mô hình kỳ vọng điều chỉnh ở chỗ nó là mô hình tự hồi quy. Nhưng nó có số hạng nhiễu đơn giản hơn nhiều: số hạng nhiễu ban đầu u_t nhân cho hằng số δ . Nhưng lưu ý rằng cho dù hình thức tương tự, mô hình kỳ vọng điều chỉnh và mô hình điều chỉnh riêng phần rất khác nhau về mặt khái niệm. Mô hình kỳ vọng điều chỉnh dựa vào tình trạng không chắc chắn (về diễn biến giá cả tương lai, lãi suất, v.v...) trong khi mô hình điều chỉnh riêng phần là do tính cứng nhắc về kỹ thuật hay thể chế, tính trơ ì, chi phí của sự thay đổi v.v... Tuy nhiên, cả hai mô hình này đều vững chắc về mặt lý thuyết hơn so với mô hình Koyck.

Vì hình thức của mô hình kỳ vọng điều chỉnh và mô hình điều chỉnh riêng phần là không thể phân biệt được, hệ số γ bằng 0.5894 của mô hình kỳ vọng điều chỉnh cũng có thể được lý giải như hệ số δ của mô hình điều chỉnh trữ lượng nếu ta giả định rằng mô hình điều chỉnh trữ lượng vận hành trong hiện tại (nghĩa là chính PPCE kỳ vọng hay mong đợi có quan hệ tuyến tính với PPDI hiện tại).

Điểm quan trọng cần lưu ý là vì các mô hình Koyck, kỳ vọng điều chỉnh và điều chỉnh riêng phần – ngoài sự khác biệt về bề ngoài của số hạng sai số - mang lại cùng một mô hình ước lượng sau cùng, nên ta phải hết sức thận trọng khi nói với độc giả rằng nhà nghiên cứu đang sử dụng mô hình nào và lý do tại sao. Vì thế, các nhà nghiên cứu phải nêu rõ nền tảng lý thuyết của mô hình của họ.

17.7 Kết hợp mô hình kỳ vọng điều chỉnh và mô hình điều chỉnh riêng phần

Ta hãy xem mô hình sau đây:

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_t^* + u_t \quad (17.7.1)$$

Trong đó Y_t^* là trữ lượng vốn mong muốn và X_t^* là mức sản lượng kỳ vọng.

Vì cả Y_t^* và X_t^* đều không thể quan sát một cách trực tiếp, người ta có thể sử dụng cơ chế điều chỉnh riêng phần cho Y_t^* và mô hình kỳ vọng điều chỉnh cho X_t^* để đi đến phương trình ước lượng sau đây (xem bài tập 17.2):

$$Y_t = \beta_0 \delta \gamma + \beta_1 \delta \gamma X_t + [(1 - \gamma) + (1 - \delta)] Y_{t-1} - (1 - \delta)(1 - \gamma) Y_{t-2} + [\delta u_t - \delta(1 - \gamma) u_{t-1}] \quad (17.7.2)$$

²⁶ Hình này phỏng theo hình 7.4 trong sách của Rudiger Dornbusch và Stanley Fischer, *Macroeconomics*, xuất bản lần thứ 3, McGraw Hill, New York, 1984, trang 216.

$$= \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_{t-1} + \alpha_3 Y_{t-2} + v_t$$

Trong đó $v_t = \delta[u_t - (1 - \gamma)u_{t-1}]$. Mô hình này cũng là mô hình tự hồi quy, điểm khác biệt duy nhất so với mô hình kỳ vọng điều chỉnh thuần túy là Y_{t-2} xuất hiện cùng với Y_{t-1} như một biến giải thích. Cũng như mô hình Koyck và mô hình AE, số hạng sai số trong (17.7.2) tuân theo một quá trình bình quân di động. Một đặc điểm khác của mô hình này là cho dù mô hình tuyến tính theo các hệ số α , nó không tuyến tính theo các thông số gốc.

Một ứng dụng nổi tiếng của phương trình (17.7.1) là giả thiết thu nhập lâu dài của Friedman, phát biểu rằng tiêu dùng ‘lâu dài’ hay tiêu dùng dài hạn là một hàm số theo thu nhập ‘lâu dài’ hay thu nhập dài hạn.²⁷

Việc ước lượng phương trình (17.7.2) cho thấy những vấn đề ước lượng giống như trong mô hình Koyck hay mô hình AE ở chỗ, tất cả các mô hình này đều tự hồi quy với những cơ cấu sai số tương tự như nhau. Thêm vào đó, phương trình (17.7.2) liên quan đến những vấn đề ước lượng phi tuyến tính mà chúng ta sẽ xem xét ngắn gọn trong bài tập 17.10, nhưng không được đào sâu trong quyển sách này.

17.8 Ước lượng các mô hình tự hồi quy

Như vậy cho đến giờ từ thảo luận của chúng ta, ta đã có ba mô hình sau đây:

Koyck:

$$Y_t = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 X_t + \lambda Y_{t-1} + (u_t - \lambda u_{t-1}) \quad (17.4.7)$$

Kỳ vọng điều chỉnh:

$$Y_t = \gamma\beta_0 + \gamma\beta_1 X_t + (1 - \gamma)Y_{t-1} + [u_t - (1 - \gamma)u_{t-1}] \quad (17.5.5)$$

Điều chỉnh riêng phần:

$$Y_t = \delta\beta_0 + \delta\beta_1 X_t + (1 - \delta)Y_{t-1} + \delta u_t \quad (17.6.5)$$

Cả ba mô hình đều có dạng chung là:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_{t-1} + v_t \quad (17.8.1)$$

Nghĩa là về bản chất cả ba đều là các mô hình tự hồi quy. Do đó, bây giờ ta phải xem xét vấn đề ước lượng những mô hình như thế này, vì lý thuyết bình phương tối thiểu kinh điển không chắc có thể áp dụng trực tiếp cho các mô hình này. **Lý do có hai phần: sự hiện diện của các biến giải thích ngẫu nhiên và khả năng tương quan chuỗi.**

Bây giờ, như đã lưu ý trên đây, để áp dụng lý thuyết bình phương tối thiểu (OLS) kinh điển, ta phải chứng minh rằng biến giải thích ngẫu nhiên Y_{t-1} có phân phối độc lập với số hạng sai số v_t . Để xác định liệu có phải như thế hay không, điều cần thiết là phải biết các thuộc tính của v_t . Nếu ta giả định rằng số hạng nhiễu gốc u_t thỏa tất cả các giả định kinh điển của OLS, như $E(u_t) = 0$, $\text{var}(u_t) = \sigma^2$ (giả định về phương sai đồng nhất) và $\text{cov}(u_t, u_{t+s}) = 0$ đối với $(u_t) = \sigma^2$ (giả định không có tính chất tự tương quan) thì v_t không chắc thừa hưởng tất cả các thuộc tính này. Ví dụ,

²⁷ Milton Friedman, *A Theory of Consumption Function*, Princeton University Press, Princeton, N. J., 1957.

ta hãy xem số hạng sai số trong mô hình Koyck, $v_t = (u_t - \lambda u_{t-1})$. Ứng với các giả định về u_t , ta có thể dễ dàng chứng minh rằng v_t có tương quan chuỗi vì:

$$E(v_t v_{t-1}) = -\lambda \sigma^2 \quad (17.8.2)^{28}$$

Phương trình (17.8.3) không bằng zero (trừ khi λ tình cờ bằng zero). Và vì Y_{t-1} xuất hiện trong mô hình Koyck như một biến giải thích, nhất định nó phải tương quan với v_t (thông qua sự hiện diện của u_{t-1} trong nó). Thật vậy, ta có thể chứng minh rằng:

$$\text{Cov}[Y_{t-1}, (u_t - \lambda u_{t-1})] = -\lambda \sigma^2 \quad (17.8.3)$$

(17.8.3) cũng hết như (17.8.2). Độc giả có thể xác minh rằng điều này cũng đúng với mô hình kỳ vọng điều chỉnh.

Như vậy trong mô hình Koyck cũng như trong mô hình kỳ vọng điều chỉnh, ta phát hiện ra rằng biến giải thích ngẫu nhiên Y_{t-1} tương quan với số hạng sai số v_t ; ý nghĩa của phát hiện này là gì? Như lưu ý trên đây, **nếu một biến giải thích trong một mô hình hồi quy tương quan với số hạng sai số ngẫu nhiên, thì ước lượng OLS không chỉ bị chệch mà còn không nhất quán; nghĩa là, ngay cả nếu kích thước mẫu tăng vô hạn, thì ước lượng sẽ không xấp xỉ gần đúng với giá trị thực của tổng thể.**²⁹ Do đó, việc ước lượng mô hình Koyck và mô hình kỳ vọng điều chỉnh bằng qui trình OLS thông thường có cho những kết quả sai lạc nghiêm trọng.

Tuy nhiên, mô hình điều chỉnh riêng phần thì khác. Trong mô hình này, $v_t = \delta u_t$, trong đó $0 < \delta \leq 1$. Do đó, nếu u_t thỏa các giả định của mô hình hồi quy tuyến tính kinh điển nêu trên, thì δu_t cũng thỏa các giả định đó. Vì thế, ước lượng OLS của mô hình điều chỉnh riêng phần sẽ cho ta các ước lượng ước lượng nhất quán cho dù các giá trị ước lượng có xu hướng bị chệch (trong những mẫu nhỏ hay có hạn).³⁰ Theo trực giác, lý do của tính nhất quán là như sau: Cho dù Y_{t-1} phụ thuộc vào u_{t-1} và tất cả các số hạng nhiễu trước đó, nó không liên quan đến số hạng sai số hiện tại u_t . Do đó, miễn là u_t không phụ thuộc chuỗi, thì Y_{t-1} cũng sẽ không phụ thuộc, hay ít nhất cũng không tương quan với u_t , nhờ vậy mà thỏa giả định quan trọng của lý thuyết OLS, ấy là không tương quan giữa biến giải thích và số hạng nhiễu ngẫu nhiên.

Cho dù ước lượng OLS của mô hình điều chỉnh riêng phần hay điều chỉnh trữ lượng cho ta một ước lượng nhất quán nhờ vào cơ cấu đơn giản của số hạng sai số trong một mô hình như vậy, ta

²⁸ $E(v_t v_{t-1}) = E(u_t - \lambda u_{t-1})(u_{t-1} - \lambda u_{t-2})$
 $= -\lambda E(u_{t-1})^2$ vì đồng phương sai giữa các u là zero theo giả định.
 $= -\lambda \sigma^2$

²⁹ Việc chứng minh vượt ra ngoài phạm vi quyển sách này và có thể được tìm thấy trong nghiên cứu của Griliches, tài liệu đã dẫn, trang 36-38. Tuy nhiên, hãy xem chương 18 thảo luận việc chứng minh trong một bối cảnh khác. Có thể xem thêm nghiên cứu của Asatoshi Maeshiro, 'Teaching Regressions with a Lagged Dependent Variable and Autocorrelated Disturbances,' *The Journal of Economic Education*, mùa đông 1996, tập 27, số 1, trang 72-84.

³⁰ Xem chứng minh trong sách của J. Johnston, *Econometric Methods*, xuất bản lần thứ ba, McGraw Hill, New York, 1984, trang 360-362. Xem thêm nghiên cứu của H. E. Doran và J. W. B. Guise, *Single Equation Method in Econometrics: Applied Regression Analysis*, Loạt chuyên khảo 3 của Đại học New England, Armidale, NSW, Úc, 1984, trang 236-244.

không nên cho rằng nó áp dụng khá hơn mô hình Koyck hay mô hình kỳ vọng điều chỉnh.³¹ Độc giả nên tránh làm như thế. Một mô hình nên được chọn trên cơ sở những cân nhắc lý thuyết vững chắc, chứ không đơn thuần chỉ vì nó dẫn đến việc ước lượng thống kê dễ dàng. Mọi mô hình đều nên được xem xét dựa vào ưu điểm riêng, chú ý thỏa đáng đến độ nhiễu ngẫu nhiên xuất hiện trong đó. Nếu trong những mô hình như Koyck hay kỳ vọng điều chỉnh, ta không thể áp dụng OLS một cách trực tiếp, thì cần phải nghĩ ra các phương pháp để giải bài toán ước lượng. Ta cũng có một vài phương pháp ước lượng khác cho dù có thể dài dòng về mặt tính toán. Trong phần tiếp theo, chúng ta sẽ xem xét một phương pháp như vậy.

17.9 Phương pháp biến công cụ (Instrumental Variables, IV)

Lý do khiến ta không thể áp dụng OLS cho mô hình Koyck hay mô hình kỳ vọng điều chỉnh là vì biến giải thích Y_{t-1} có xu hướng tương quan với số hạng sai số v_t . Nếu bằng cách nào đó ta có thể loại trừ mối tương quan này, thì ta có thể áp dụng OLS để thu được các giá trị ước lượng nhất quán, như lưu ý trên đây. (Lưu ý: Sẽ có sự thiên lệch mẫu nhỏ.) Ta làm điều này như thế nào? Liviatan đề xuất giải pháp sau đây:³²

Giả sử ta tìm một *biến đại diện* cho Y_{t-1} nhưng không tương quan với v_t trong đó v_t là số hạng sai số xuất hiện trong mô hình Koyck hay mô hình kỳ vọng điều chỉnh. Biến đại diện đó gọi là **biến công cụ (IV)**,³³ Liviatan đề xuất X_{t-1} làm biến công cụ cho Y_{t-1} và đề xuất thêm rằng người ta có thể thu được các thông số của phương trình hồi quy (17.8.1) thông qua giải các phương trình chuẩn tắc sau đây:

$$\begin{aligned}\sum Y_t &= n \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \sum X_t + \hat{\alpha}_2 \sum Y_{t-1} \\ \sum Y_t X_t &= \hat{\alpha}_0 \sum X_t + \hat{\alpha}_1 \sum X_t^2 + \hat{\alpha}_2 \sum Y_{t-1} X_t\end{aligned}\quad (17.9.1)$$

$$\sum Y_t X_{t-1} = \hat{\alpha}_0 \sum X_{t-1} + \hat{\alpha}_1 \sum X_t X_{t-1} + \hat{\alpha}_2 \sum Y_{t-1} X_{t-1}$$

Lưu ý rằng nếu ta muốn áp dụng OLS một cách trực tiếp cho phương trình (17.8.1), các phương trình chuẩn tắc theo OLS thông thường sẽ là (xem phần 7.4):

$$\begin{aligned}\sum Y_t &= n \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \sum X_t + \hat{\alpha}_2 \sum Y_{t-1} \\ \sum Y_t X_t &= \hat{\alpha}_0 \sum X_t + \hat{\alpha}_1 \sum X_t^2 + \hat{\alpha}_2 \sum Y_{t-1} X_t\end{aligned}\quad (17.9.2)$$

$$\sum Y_t Y_{t-1} = \hat{\alpha}_0 \sum Y_{t-1} + \hat{\alpha}_1 \sum X_t Y_{t-1} + \hat{\alpha}_2 \sum Y_{t-1}^2$$

Điểm khác biệt giữa hai hệ phương trình được thể hiện rõ ràng. Liviatan chứng minh rằng các hệ số α ước lượng từ hệ phương trình (17.9.1) thì nhất quán, trong khi các hệ số α ước lượng từ hệ phương trình (17.9.2) không chắc nhất quán vì Y_{t-1} và $v_t [= u_t - \lambda u_{t-1} \text{ hay } u_t - (1 - \gamma)u_{t-1}]$ có thể tương quan với nhau trong khi X_t và X_{t-1} thì không tương quan với v_t . (Tại sao?)

³¹ Đồng thời, như Johnston lưu ý (tài liệu đã dẫn, trang 350), ‘diễn tiến điều chỉnh được đề xuất bởi mô hình điều chỉnh riêng phần ... đôi khi có thể không hợp lý.’

³² N. Liviatan, ‘Consistent Estimation of Distributed Lags,’ *International Economic Review*, tập 4, tháng 1-1963, trang 44-52.

³³ Các biến công cụ này thường được sử dụng trong các mô hình hệ phương trình (xem chương 20).

Cho dù dễ dàng áp dụng trong thực hành một khi tìm được biến đại diện thích hợp, kỹ thuật Laviatan có thể vướng phải vấn đề đa cộng tuyến vì X_t và X_{t-1} đưa vào hệ phương trình (17.9.1) có thể tương quan cao với nhau (như lưu ý trong chương 12, hầu hết các chuỗi thời gian kinh tế thường có độ tương quan cao giữa các giá trị nối tiếp nhau). Khi đó, ý nghĩa là: cho dù qui trình Laviatan mang lại các giá trị ước lượng nhất quán, hàm ước lượng rất có thể không hiệu quả.³⁴

Trước khi tiếp tục, câu hỏi hiển nhiên là: Làm thế nào ta tìm được một biến đại diện ‘tốt’ cho Y_{t-1} sao cho, mặc dù tương quan cao với Y_{t-1} , nó không tương quan với v_t ? Trong tư liệu nghiên cứu đã có một vài đề xuất mà ta sẽ xem xét thông qua một bài tập (xem bài tập 17.5). Nhưng phải nói rằng, việc tìm các biến đại diện tốt chẳng phải luôn luôn dễ dàng, trong trường hợp nào thì phương pháp biến công cụ cũng ít có ứng dụng trong thực hành và người ta có thể phải tìm đến các kỹ thuật ước lượng gần đúng tối đa (maximum likelihood), vốn vượt ra ngoài phạm vi quyển sách này.³⁵

Có chẳng một phép kiểm định nào đó mà ta có thể sử dụng để xem thử các biến công cụ được chọn có giá trị hay không? Vì mục đích này, Dennis Sargan triển khai một phép kiểm định gọi là **kiểm định SARG**. Kiểm định này được mô tả trong phụ lục 17A, phần 17A.1.

17.10 Dò tìm tính tự tương quan trong các mô hình tự hồi quy: Kiểm định Durbin h

Như ta đã thấy, tương quan chuỗi khá dĩ trong các sai số v_t làm cho bài toán ước lượng trong mô hình tự hồi quy trở nên khá phức tạp: Trong mô hình điều chỉnh trữ lượng, số hạng sai số v_t không có tương quan chuỗi (bậc một) nếu số hạng sai số trong phương trình gốc không tương quan chuỗi, trong khi trong mô hình Koyck và mô hình kỳ vọng điều chỉnh, v_t có tương quan ngay cả nếu u_t không có tương quan chuỗi. Khi đó, vấn đề là: làm thế nào ta biết có hay không có tương quan chuỗi trong số hạng sai số trong các mô hình tự hồi quy?

Như lưu ý trong chương 12, trị thống kê Durbin Watson d xem ra không thể sử dụng để dò tìm sai số chuỗi (bậc một) trong các mô hình tự hồi quy, vì giá trị d tính được trong những mô hình này nói chung có xu hướng tiến tới 2, là giá trị d kỳ vọng trong một chuỗi ngẫu nhiên thật sự. Nói cách khác, nếu ta cứ tính trị thống kê d một cách máy móc trong những mô hình như vậy, sẽ có một sự thiên lệch nội tại chống lại việc phát hiện ra mối tương quan chuỗi (bậc một). Bất chấp điều này, nhiều nhà nghiên cứu vẫn tính trị thống kê d vì muốn có điều gì đó tốt hơn. Tuy nhiên, gần đây, chính Durbin đã đề xuất một phép kiểm định mẫu lớn về mối quan hệ chuỗi bậc một trong các mô hình tự hồi quy.³⁶ Kiểm định này được gọi là kiểm định **trị thống kê h**.

³⁴ Để xem tính hiệu quả của ước lượng có thể được cải thiện như thế nào, tham khảo sách của Lawrence R. Klien, *A Textbook of Econometrics*, xuất bản lần thứ 2, Prentice Hall, Englewood Cliffs, N. J., 1974, trang 99. Xem thêm nghiên cứu của William H. Greene, *Econometric Analysis*, Macmillan, xuất bản lần thứ hai, New York, 1993, trang 535-538.

³⁵ Xem thảo luận cô đọng về phương pháp ước lượng gần đúng tối đa trong nghiên cứu của J. Johnston, tài liệu đã dẫn, trang 366-371, cũng như phụ lục 4A và 15A.

³⁶ J. Durbin, ‘Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression When Some of the Regression Are Lagged Dependent Variables,’ *Econometrica*, tập 38, 1970, trang 410-421.

Ta đã thảo luận về kiểm định trị thống kê Durbin h trong bài tập 12.36. Để thuận tiện, ta trình bày lại trị thống kê h (với đôi chút thay đổi nhỏ về ký hiệu):

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1 - n[\text{var}(\hat{\alpha}_2)]}} \quad (17.10.1)$$

trong đó n là kích thước mẫu, $\text{var}(\hat{\alpha}_2)$ là phương sai của hệ số của Y_t trễ ($= Y_{t-1}$) trong phương trình (17.8.1) và $\hat{\rho}$ là một giá trị ước lượng của tương quan chuỗi bậc một ρ , như đã thảo luận trong chương 12.

Như lưu ý trong bài tập 12.36, đối với mẫu lớn, Durbin đã chứng minh rằng theo *giả thiết không* $\rho = 0$, trị thống kê h của phương trình (17.10.1) có phân phối chuẩn tiêu chuẩn. Nghĩa là:

$$h_{asy} \sim N(0, 1) \quad (17.10.2)$$

trong đó asy có nghĩa là tiệm cận.

Trong thực hành, như lưu ý trong chương 12, ta có thể ước lượng ρ như sau:

$$\hat{\rho} \approx 1 - \frac{d}{2} \quad (17.10.3)$$

Thật thú vị khi nhận thấy rằng cho dù ta không thể sử dụng trị thống kê Durbin d để kiểm định tính tự tương quan trong các mô hình tự hồi quy, ta vẫn có thể sử dụng nó như một yếu tố đầu vào để tính trị thống kê h.

Ta hãy minh họa việc sử dụng trị thống kê h bằng ví dụ 17.7. Trong ví dụ này, $n = 30$, $\hat{\rho} \approx 1 - (d/2) = 0.4972$ (lưu ý: $d = 1.0056$), và $\text{var}(\hat{\alpha}_2) = \text{var}(PPCE_{t-1}) = (0.1546)^2 = 0.0239$. Đưa các giá trị này vào phương trình (17.10.1), ta được:

$$h = 0.4972 \sqrt{\frac{30}{1 - 30(0.0239)}} = 5.1191 \quad (17.10.4)$$

Vì giá trị h này có phân phối chuẩn tiêu chuẩn theo giả thiết không, nên xác suất thu được giá trị h cao như vậy rất nhỏ. Nên nhớ rằng xác suất để một biến thiên chuẩn tiêu chuẩn cao hơn giá trị ± 3 là cực kỳ nhỏ. Vì thế, trong ví dụ này, kết luận của chúng ta là có sự tự tương quan (dương). Lẽ dĩ nhiên, lưu ý rằng h có phân phối chuẩn tiêu chuẩn một cách tiệm cận. Mẫu 30 quan sát của ta không nhất thiết là một mẫu lớn.

Lưu ý các đặc điểm sau đây của trị thống kê h:

1. Việc có bao nhiêu biến X hay bao nhiêu giá trị trễ của Y trong mô hình hồi quy không quan trọng. Để tính trị thống kê h, ta chỉ cần xem xét phương sai của hệ số của biến Y_{t-1} trễ.
2. Phép kiểm định này không thể áp dụng nếu $[n \text{ var}(\hat{\alpha}_2)]$ lớn hơn 1. (Tại sao?) Dù vậy, trong thực hành, điều này thường không xảy ra.

3. Vì đây là một phép kiểm định mẫu lớn, việc áp dụng phép kiểm định cho những mẫu nhỏ sẽ không thể lý giải một cách nghiêm ngặt được, như Inder³⁷ và Kiviet³⁸ đã chứng minh. Người ta cho rằng kiểm định Breusch Godfrey (BG) hay còn gọi là kiểm định số nhân Lagrange như thảo luận trong chương 12 có sức mạnh thống kê không chỉ trong mẫu lớn mà cả trong những mẫu có hạn, hay mẫu nhỏ, và do đó được ưa chuộng hơn so với kiểm định h.³⁹

17.11 Một số ví dụ: Cầu tiền ở Canada, quý I năm 1979 đến quý IV năm 1988

Để minh họa việc sử dụng những mô hình mà ta đã thảo luận cho đến giờ, ta hãy xem một trong các ứng dụng thực nghiệm đầu tiên, ấy là cầu tiền (hay cầu số dư tiền thực). Nói cụ thể ra, ta hãy xem mô hình sau đây:⁴⁰

$$M_t^* = \beta_0 R_t^{\beta_1} Y_t^{\beta_2} e^{u_t} \quad (17.11.1)$$

Trong đó M_t^* = Cầu tiền mong muốn hay cầu tiền dài hạn (cầu số dư tiền thực)

R_t = Lãi suất dài hạn, tỉ lệ phần trăm

Y_t = Tổng thu nhập quốc gia thực

Để ước lượng thống kê, phương trình (17.11.1) có thể viết lại cho tiện dưới dạng log như sau:

$$\ln M_t^* = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln R_t + \beta_2 \ln Y_t + u_t \quad (17.11.2)$$

Vì biến cầu tiền mong muốn không thể quan sát một cách trực tiếp, ta hãy đưa ra giả thiết điều chỉnh trữ lượng, nghĩa là:

$$\frac{M_t}{M_{t-1}} = \left(\frac{M_t^*}{M_{t-1}^*} \right)^\delta \quad 0 < \delta \leq 1 \quad (17.11.3)$$

Phương trình (17.11.3) phát biểu rằng một tỷ lệ phần trăm cố định (tại sao?) của chênh lệch giữa cầu số dư tiền thực thực tế và cầu số dư tiền thực mong muốn sẽ được loại bỏ trong một thời đoạn (một năm). Dưới dạng log, phương trình (17.11.3) có thể được viết là:

$$\ln M_t - \ln M_{t-1} = \delta (\ln M_t^* - \ln M_{t-1}^*) \quad (17.11.4)$$

Thay $\ln M_t^*$ từ phương trình (17.11.2) vào phương trình (17.11.4) và sắp xếp lại, ta được:

$$\ln M_t = \delta \ln \beta_0 + \beta_1 \delta \ln R_t + \beta_2 \delta \ln Y_t + (1 - \delta) \ln M_{t-1} + \delta u_t \quad (17.11.5)^{41}$$

³⁷ B. Inder, 'An Approximation to the Null Distribution of the Durbin Watson Statistic in Models Containing Lagged Dependent Variables,' *Econometric Theory*, tập 2, số 3, 1986, trang 413-428.

³⁸ J. F. Kiviet, 'On the Vigour of Some Misspecification Tests for Modelling Dynamic Relationships,' *Review of Econometric Studies*, tập 53, số 173, 1986, trang 241-262.

³⁹ Gabor Korosi, Laszlo Matyas, và Istvan P. Szekely, *Practical Econometrics*, Ashgate Publishing Company, Brookfield, Vermont, 1992, trang 92.

⁴⁰ Xem một mô hình tương tự trong nghiên cứu của Gregory C. Chow, 'On the Long Run and Short Run Demand for Money', *Journal of Political Economy*, tập 74, số 2, 1966, trang 111-131. Lưu ý một ưu điểm của hàm số nhân là số mũ của biến cho ta giá trị ước lượng trực tiếp của độ co giãn (xem chương 6).

Phương trình này có thể được gọi là *hàm cầu ngắn hạn* của tiền. (Tại sao?)

Để minh họa cho cầu số dư tiền thực ngắn hạn và dài hạn, ta hãy xem số liệu cho trong bảng 17.3. Số liệu hàng quý này là của Canada trong giai đoạn từ 1979 đến 1988. Các biến số được định nghĩa như sau: M [được định nghĩa là cung tiền M_1 , triệu dollar Canada (C\$)], P [hệ số giảm phát giá ngầm ẩn, 1981 = 100], GDP theo giá cố định năm 1981 (triệu C\$) và R (lãi suất nợ công ty chuẩn thời hạn 90 ngày, tỷ lệ phần trăm).⁴² M_1 được loại trừ ảnh hưởng của yếu tố giá P để thu được số liệu về số dư tiền thực. Cầu tiền thực tiên nghiệm dự kiến sẽ có quan hệ đồng biến với GDP (ảnh hưởng thu nhập dương) và có quan hệ nghịch biến với R (lãi suất càng cao, chi phí cơ hội của việc giữ tiền càng lớn, vì M_1 được hưởng lãi rất thấp, nếu có).

Các kết quả hồi quy là như sau:⁴³

$$\begin{aligned} \widehat{\ln M}_t &= 0,8561 - 0,0634 \ln R_t - 0,0237 \ln GDP_t + 0,9607 \ln M_{t-1} \\ se &= (0,5101) \quad (0,0131) \quad (0,0366) \quad (0,0414) \\ t &= (1,6782) \quad (-4,8134) \quad (-0,6466) \quad (23,1972) \\ R^2 &= 0,9482 \quad d = 2,4582 \quad F = 213,7234 \end{aligned} \quad (17.11.6)^{43}$$

Hàm cầu ngắn hạn ước lượng cho thấy rằng độ co giãn theo lãi suất ngắn hạn có dấu đúng và khá có ý nghĩa thống kê, vì trị thống kê t gần như bằng không. Độ co giãn theo thu nhập ngắn hạn có giá trị âm một cách ngạc nhiên, cho dù về mặt thống kê, nó không khác không. Hệ số điều chỉnh là $\delta = (1 - 0.9607) = 0.0393$, ngụ ý rằng chỉ có khoảng 4 phần trăm chênh lệch giữa số dư tiền thực mong đợi và thực tế mất đi trong một quý, sự điều chỉnh khá chậm.

Quay lại với hàm cầu dài hạn (17.11.2), tất cả những gì cần làm là chia hàm cầu ngắn hạn cho δ (tại sao?) và bỏ số hạng $\ln M_{t-1}$. Kết quả là:

$$\widehat{\ln M}_t^* = 21.7888 - 1.6132 \ln R_t - 0.6030 \ln GDP \quad (17.11.7)^{44}$$

⁴¹ Nhân tiện, lưu ý rằng mô hình này thực chất là phi tuyến tính trong các thông số. Do đó, cho dù OLS có thể cho ta một ước lượng không chệch, ví dụ như $\beta_1 \delta$ hợp lại, nó không chắc sẽ cho ta một ước lượng không chệch của từng β_1 và δ riêng lẻ, nhất là khi mẫu nhỏ.

⁴² Số liệu này lấy từ sách của B. Bhaskar Rao chủ biên, *Cointegration for the Applied Economist*, St. Martin's Press, New York, 1994, trang 210-213. Số liệu gốc là từ quý I năm 1956 đến quý IV năm 1988, nhưng vì mục đích minh họa, chúng ta bắt đầu phân tích từ quý I năm 1979.

⁴³ Lưu ý đặc điểm này của sai số chuẩn ước lượng. Sai số chuẩn, ví dụ như của hệ số của $\ln R_t$ là sai số chuẩn của $\widehat{\beta_1 \delta}$, một giá trị ước lượng của $\beta_1 \delta$. Không có cách đơn giản nào để thu được các sai số chuẩn của $\widehat{\beta_1}$ và $\widehat{\delta}$ một cách riêng biệt từ sai số chuẩn của $\widehat{\beta_1 \delta}$, nhất là nếu mẫu tương đối nhỏ. Tuy nhiên, đối với những mẫu lớn, người ta có thể thu được các sai số chuẩn riêng biệt của $\widehat{\beta_1}$ một cách gần đúng, nhưng cần phải thực hiện việc tính toán. Xem nghiên cứu của Jan Kmenta, *Element of Econometrics*, Macmillan, New York, 1971, trang 444.

⁴⁴ Lưu ý rằng chúng ta không trình bày sai số chuẩn của các hệ số ước lượng do những nguyên nhân đã thảo luận trong chú thích số 43.

Như ta thấy, độ co giãn của cầu tiền theo lãi suất dài hạn lớn hơn nhiều (về giá trị tuyệt đối) so với độ co giãn tương ứng ngắn hạn; và điều này cũng đúng với độ co giãn cầu tiền theo thu nhập, cho dù trong ví dụ này, ý nghĩa thống kê và kinh tế của nó không rõ ràng.

Lưu ý rằng trị thống kê Durbin Watson d là 2.4582, hay gần bằng 2. Điều này xác nhận nhận xét của chúng ta trên đây rằng trong các mô hình tự hồi quy, d tính được nói chung gần bằng 2. Do đó, ta không nên tin vào giá trị d tính được để tìm xem số liệu của chúng ta có tương quan chuỗi hay không. Trong trường hợp này, kích thước mẫu là 40 quan sát, có thể lớn một cách hợp lý để áp dụng kiểm định h . Trong trường hợp này, độ giả có thể xác minh rằng giá trị h tính được là -1.5008, không có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5 phần trăm, có thể cho thấy rằng không có tự tương quan bậc một trong số hạng sai số.

Bảng 17.3 Tiền, lãi suất, chỉ số giá, và GDP, Canada

Quan sát	M1	R	P	GDP
1979-1	22,175.00	11.13333	0.77947	334,800
1979-2	22,841.00	11.16667	0.80861	336,708
1979-3	23,461.00	11.80000	0.82649	340,096
1979-4	23,427.00	14.18333	0.84863	341,844
1980-1	23,811.00	14.38333	0.86693	342,776
1980-2	23,612.33	12.98333	0.88950	342,264
1980-3	24,543.00	10.71667	0.91553	340,716
1980-4	25,638.66	14.53333	0.93743	347,780
1981-1	25,316.00	17.13333	0.96523	354,836
1981-2	25,501.33	18.56667	0.98774	359,352
1981-3	25,382.33	21.01666	1.01314	356,152
1981-4	24,753.00	16.61665	1.03410	353,636
1982-1	25,094.33	15.35000	1.05743	349,568
1982-2	25,253.66	16.04999	1.07748	345,284
1982-3	24,936.66	14.31667	1.09666	343,028
1982-4	25,553.00	10.88333	1.11641	340,292
1983-1	26,755.33	9.616670	1.12303	346,072
1983-2	27,412.00	9.316670	1.13395	353,860
1983-3	28,403.33	9.333330	1.14721	359,544
1983-4	28,402.33	9.550000	1.16059	362,304
1984-1	28,715.66	10.08333	1.17117	368,280
1984-2	28,996.33	11.45000	1.17406	376,768
1984-3	28,479.33	12.45000	1.17795	381,016
1984-4	28,669.00	10.76667	1.18438	385,396
1985-1	29,018.66	10.51667	1.18990	390,240
1985-2	29,398.66	9.666670	1.20625	391,580
1985-3	30,203.66	9.033330	1.21492	396,384
1985-4	31,059.33	9.016670	1.21805	405,308
1986-1	30,745.33	11.03333	1.22408	405,680
1986-2	30,477.66	8.733330	1.22856	408,116
1986-3	31,563.66	8.466670	1.23916	409,160
1986-4	32,800.66	8.400000	1.25368	409,616
1987-1	33,958.33	7.250000	1.27117	416,484
1987-2	35,795.66	8.300000	1.28429	422,916
1987-3	35,878.66	9.300000	1.29599	429,980
1987-4	36,336.00	8.700000	1.31001	436,264
1988-1	36,480.33	8.616670	1.32325	440,592
1988-2	37,108.66	9.133330	1.33219	446,680
1988-3	38,423.00	10.05000	1.35065	450,328
1988-4	38,480.66	10.83333	1.36648	453,516

Chú thích: M1 = cung tiền, triệu C\$

P = hệ số giảm phát giá ngầm ẩn (1981 = 100)

R = lãi suất nợ công ty chuẩn, thời hạn 90 ngày, tỷ lệ phần trăm

GDP = triệu C\$, (giá 1981)

Nguồn: Rao, tài liệu đã dẫn, trang 210-213.

17.12 Các ví dụ minh họa

Trong phần này, chúng ta trình bày một vài ví dụ về mô hình phân phối trễ để xem các nhà nghiên cứu đã sử dụng những mô hình này như thế nào trong các nghiên cứu thực nghiệm.

Ví dụ 17.9 Cục Dự trữ liên bang và lãi suất thực

Để đánh giá ảnh hưởng của sự tăng trưởng cung tiền M1 (tiền + tiền gửi vãng lai) đối với số đo lãi suất thực của trái phiếu hạng Aaa, G. J. Santoni và Courtenay C. Stone⁴⁵ đã ước lượng mô hình phân phối trễ sau đây cho Hoa Kỳ, sử dụng số liệu hàng tháng.

$$r_t = \text{Hằng số} + \sum_{i=0}^{11} a_i M_{t-i} + u_i \quad (17.12.1)$$

trong đó r_t = Chỉ số lợi suất trái phiếu hạng Aaa của Moody trừ đi tỷ lệ thay đổi bình quân hàng năm của chỉ số giá tiêu dùng điều chỉnh theo mùa trong 36 tháng trước, được dùng làm số đo lãi suất thực, và M_t = tăng trưởng M1 hàng tháng.

Căn cứ theo ‘học thuyết về sự trung tính (neutrality) của tiền tệ’ – cho rằng các biến số kinh tế thực như sản lượng, việc làm, tăng trưởng kinh tế và lãi suất thực về lâu dài không chịu ảnh hưởng của cung tiền và do đó, thực chất không chịu ảnh hưởng của chính sách tiền tệ... Ứng với lập luận này, bất luận thế nào, Cục dự trữ liên bang sẽ không có ảnh hưởng lâu dài đối với lãi suất thực.⁴⁶

Nếu học thuyết này có giá trị, thì người ta sẽ dự kiến rằng các hệ số độ trễ phân phối a_i cũng như tổng của chúng sẽ không khác không về mặt thống kê. Để tìm xem liệu có đúng như thế không, các tác giả đã ước lượng phương trình (17.12.1) trong hai khoảng thời gian khác nhau, từ tháng 2-1951 đến tháng 9-1979 và từ tháng 10-1979 đến tháng 11-1982; khoảng thời gian sau có xem xét đến sự thay đổi chính sách tiền tệ của Fed, mà từ tháng 10-1979 chính sách này đã chú ý đến tỷ lệ tăng trưởng cung tiền nhiều hơn so với lãi suất, vốn là chính sách trong giai đoạn trước đó. Các kết quả hồi quy được trình bày trong bảng 17.4. Các kết quả xem ra xác nhận ‘học thuyết về tính trung tính của tiền tệ’ vì trong giai đoạn từ tháng 2-1951 đến tháng 9-1979, tăng trưởng tiền hiện tại cũng như trễ (quá khứ) đều không có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê đối với lãi suất thực. Đối với giai đoạn sau cũng thế, học thuyết về tính trung tính xem ra cũng đúng vì $\sum a_i$ không khác không về mặt thống kê; chỉ có hệ số a_1 là có ý nghĩa thống kê, nhưng có dấu sai. (Tại sao?)

⁴⁵ ‘The Fed and the Real Rate of Interest,’ *Review*, Ngân hàng Dự trữ liên bang St. Louis, tháng 12-1982, trang 8-18.

⁴⁶ ‘The Fed and the Real Rate of Interest,’ *Review*, Ngân hàng Dự trữ liên bang St. Louis, tháng 12-1982, trang 15.

Bảng 17.4 Ảnh hưởng của tăng trưởng M1 hàng tháng đối với số đo lãi suất thực của trái phiếu hạng Aaa, từ tháng 2-1951 đến tháng 11-1982

$$r = \text{Hằng số} + \sum_{i=0}^{11} a_i M_{1t-i}$$

	Tháng 2-1951 đến tháng 9-1979		Tháng 10-1979 đến tháng 11-1982	
	Hệ số	t *	Hệ số	t
Hằng số	1.4885**	2.068	1.0360	0.801
a ₀	-0.00088	0.388	0.00840	1.014
a ₁	0.00171	0.510	0.03960**	3.419
a ₂	0.00170	0.423	0.03112	2.003
a ₃	0.00233	0.542	0.02719	1.502
a ₄	-0.00249	0.563	0.00901	0.423
a ₅	-0.00160	0.348	0.01940	0.863
a ₆	0.00292	0.631	0.02411	1.056
a ₇	0.00253	0.556	0.01446	0.666
a ₈	0.00000	0.001	-0.00036	0.019
a ₉	0.00074	0.181	-0.00499	0.301
a ₁₀	0.00016	0.045	-0.01126	0.888
a ₁₁	0.00025	0.107	-0.00178	0.211
$\sum a_i$	0.00737	0.221	0.1549	0.926
R ²	0.9826		0.8662	
D-W	2.07		2.04	
RH01	1.27**	25.536	1.40**	9.838
RH02	-0.28**	5.410	-0.48**	3.373
NOB	344.		38.	
SER (= RSS)	0.1548		0.3899	

* |t| = Trị tuyệt đối của t.

** Khác không một cách có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 0.05.

Nguồn: G. J. Santoni và Courtenay C. Stone, 'The Fed and the Real Rate of Interest,' *Review*, Ngân hàng Dự trữ liên bang St. Louis, tháng 12-1982, trang 16.**Ví dụ 17.10 Tổng tiêu dùng ngắn hạn và dài hạn đối với Sri Lanka, 1967-1993**

Giả sử tiêu dùng C có quan hệ tuyến tính với thu nhập thường xuyên X*:

$$C_t = \beta_1 + \beta_2 X_t^* + u_t \quad (17.12.2)$$

Vì không thể quan sát trực tiếp X_t^* , ta cần nêu rõ cơ chế tạo ra thu nhập thường xuyên. Giả sử ta áp dụng giả thiết kỳ vọng điều chỉnh nêu trong phương trình (17.5.2). Sử dụng phương trình (17.5.2) và đơn giản hóa, ta được phương trình ước lượng sau đây (xem 17.5.5):

$$C_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_t + \alpha_3 C_{t-1} + v_t \quad (17.12.3)$$

Trong đó: $\alpha_1 = \gamma\beta_1$

$$\alpha_2 = \gamma\beta_2$$

$$\alpha_3 = (1 - \gamma)$$

$$v_t = [u_t - (1 - \gamma)u_{t-1}]$$

Như ta biết, β_2 cho ta biết phản ứng trung bình của tiêu dùng trước sự gia tăng 1 USD của thu nhập thường xuyên, trong khi trong khi α_2 cho ta phản ứng trung bình của tiêu dùng trước sự gia tăng 1 USD thu nhập hiện tại.

Từ số liệu hàng năm của Sri Lanka cho giai đoạn 1967-1993 cho trong bảng 17.5, ta thu được các kết quả hồi quy sau đây:⁴⁷

$$C = 1038,403 + 0,4030 X_t + 0,509 C_{t-1}$$

$$se = (2501,455) \quad (0,0919) \quad (0,1213) \quad (17.12.4)$$

$$t = (0,4151) \quad (4,3979) \quad (4,1293)$$

$$R^2 = 0,9912 \quad d = 1,4162 \quad F = 1298,466$$

Trong đó C = chi tiêu dùng tư nhân, và X = GDP, cả hai đều tính theo giá cố định. Chúng ta cũng đưa lãi suất thực vào mô hình, nhưng nó không có ý nghĩa thống kê.

Các kết quả cho thấy rằng xu hướng tiêu dùng biên ngắn hạn (MPC) là 0,4043, cho thấy rằng sự gia tăng 1 rupee thu nhập thực hiện tại hay thu nhập thực quan sát được (thể hiện qua GDP thực) sẽ làm tăng tiêu dùng trung bình thêm khoảng 0,4 rupee. Nhưng nếu sự gia tăng thu nhập được duy trì bền vững, thì cuối cùng xu hướng tiêu dùng biên từ thu nhập thường xuyên sẽ là $\beta_2 = \gamma\beta_2/\gamma = 0,4043/0,4991 = 0,8100$ hay khoảng 0,81 rupee. Nói cách khác, khi người tiêu dùng có thời gian để điều chỉnh theo sự thay đổi 1 rupee thu nhập của họ, cuối cùng họ sẽ tăng tiêu dùng thêm khoảng 0,81 rupee.

Bảng 17.5 Chi tiêu dùng tư nhân và GDP, Sri Lanka

Quan sát	PCON	GDP	Quan sát	PCON	GDP
1967	61,284	78,221	1981	120,477	152,846
1968	68,814	83,326	1982	133,868	164,318
1969	76,766	90,490	1983	148,004	172,414
1970	73,576	92,692	1984	149,735	178,433
1971	73,256	94,814	1985	155,200	185,753
1972	67,502	92,590	1986	154,165	192,059
1973	68,832	101,419	1987	155,445	191,288
1974	80,240	105,267	1988	157,199	196,055
1975	84,477	112,149	1989	158,576	202,477
1976	86,038	116,078	1990	169,238	223,225
1977	96,275	122,040	1991	179,001	233,231

⁴⁷ Số liệu thu được từ đĩa số liệu trong nghiên cứu của Chandan Mukherjee, Howard White, và Marc Wuyts, *Econometrics and Data Analysis for Developing Countries*, Routledge, New York, 1998. Số liệu gốc là từ Bảng số liệu của Ngân hàng Thế giới.

1978	101,292	128,578	1992	183,687	242,762
1979	105,448	136,851	1993	198,273	259,555
1980	114,570	144,734			

Chú thích: PCON = Chi tiêu dùng tư nhân
 GDP = Tổng sản lượng nội địa
 Nguồn: Xem chú thích cuối trang số 47.

Bây giờ giả sử rằng hàm tiêu dùng của chúng ta có dạng:

$$C_t^* = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (17.12.5)$$

Trong công thức này, tiêu dùng dài hạn, hay tiêu dùng thường xuyên C_t là một hàm tuyến tính theo thu nhập hiện tại hay thu nhập quan sát được. Vì không thể trực tiếp quan sát được C_t^* , ta hãy vận dụng mô hình điều chỉnh riêng phần (17.6.2). Sử dụng mô hình này, và sau các thao tác đại số, ta có:

$$\begin{aligned}
 C_t &= \delta\beta_1 + \delta\beta_2 X_t + (1 - \delta)C_{t-1} + u_t \\
 &= \alpha_1 + \alpha_2 X_t + \alpha_3 C_{t-1} + v_t
 \end{aligned} \quad (17.12.6)$$

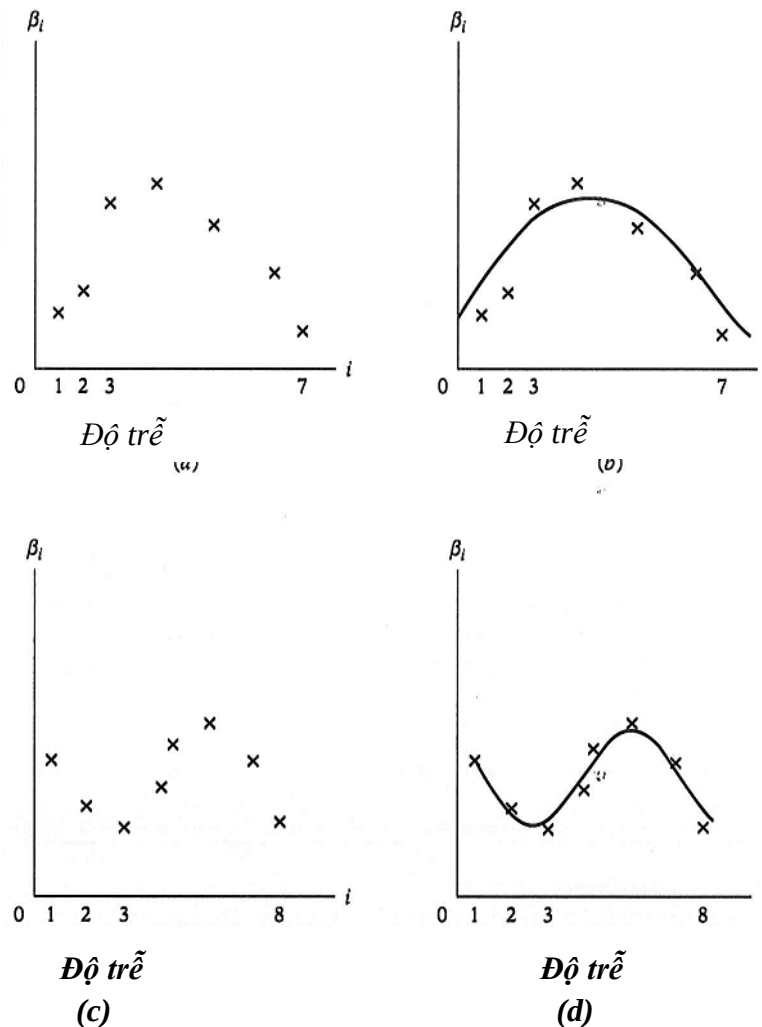
Nhìn bề ngoài, mô hình này không thể phân biệt được so với mô hình kỳ vọng điều chỉnh (17.12.3). Do đó, các kết quả hồi quy cho trong (17.12.4) có thể áp dụng tương đương ở đây. Tuy nhiên, có sự khác biệt lớn trong việc lý giải hai mô hình, ấy là chưa đề cập đến vấn đề ước lượng đi kèm với mô hình tự hồi quy và có thể tương quan chuỗi (17.12.3). Mô hình (17.12.5) là hàm tiêu dùng dài hạn hay hàm tiêu dùng ở trạng thái cân bằng, trong khi (17.12.6) là hàm tiêu dùng ngắn hạn. β_2 đo lường MPC dài hạn, trong khi $\alpha_2 (= \delta\beta_2)$ cho ta MPC ngắn hạn; ta có thể thu được MPC dài hạn bằng cách lấy MPC ngắn hạn chia cho hệ số điều chỉnh δ .

Quay lại với phương trình (17.12.4), bây giờ ta có thể lý giải 0,4043 là MPC ngắn hạn. Vì $\delta = 0,4991$, nên MPC dài hạn là 0,81. Lưu ý rằng hệ số điều chỉnh khoảng 0,50 cho thấy trong một thời đoạn cho trước bất kỳ, người tiêu dùng chỉ điều chỉnh tiêu dùng khoảng một nửa mức chênh lệch hướng tới tiêu dùng mong muốn hay tiêu dùng dài hạn.

Ví dụ này làm rõ một điểm quan trọng là, xét hình thức bề ngoài, các mô hình kỳ vọng điều chỉnh và điều chỉnh riêng phần, hay mô hình Koyck đều tương tự nhau đến mức chỉ thông qua nhìn vào phương trình hồi quy ước lượng, như (17.12.4), ta không thể nói đó là theo qui cách mô hình nào. Đó là lý do khiến việc quan trọng là ta phải nêu rõ các giả định nền tảng của mô hình được chọn cho phân tích thực nghiệm rồi tiến hành một cách phù hợp. Nếu thói quen hay sự trợ là đặc điểm của hành vi tiêu dùng, thì mô hình điều chỉnh riêng phần là phù hợp. Mặt khác, nếu hành vi tiêu dùng có tính chất nhìn về tương lai theo ý nghĩa là nó dựa vào thu nhập tương lai kỳ vọng, thì mô hình kỳ vọng điều chỉnh là thích hợp. Nếu nó là mô hình kỳ vọng điều chỉnh, thì ta phải hết sức chú ý đến vấn đề ước lượng để thu được các ước lượng nhất quán. Trong trường hợp mô hình điều chỉnh riêng phần, OLS sẽ mang lại các ước lượng nhất quán, miễn là các giả định OLS thông thường được thỏa.

17.13 Cách tiếp cận Almon đối với các mô hình phân phối trễ: Phân phối trễ Almon hay phân phối trễ đa thức (PDL)⁴⁸

Cho dù được sử dụng phổ biến trong thực hành, mô hình phân phối trễ Koyck dựa vào giả định rằng các hệ số β giảm về mặt hình học khi độ trễ kéo dài (xem hình 17.5). Giả định này có thể quá nghiêm ngặt trong một số tình huống. Ví dụ, ta hãy xem hình 17.7.

Hình 17.7 Mô hình trễ đa thức Almon

Trong hình 17.7a, ta giả định rằng các β thoát đầu tăng lên rồi sau đó giảm xuống, trong khi trong hình 17.7c, ta giả định các β tuân theo một diễn tiến có tính chu kỳ. Hiển nhiên, cách tiếp cận Koyck cho mô hình phân phối trễ không phát huy tác dụng trong những trường hợp này. Tuy nhiên, sau khi xem xét hình 17.7a và 17.7c, xem ra ta có thể biểu thị β như một hàm số theo i , độ dài thời gian trễ, và xác định đường biểu thị phù hợp để phản ánh mối quan hệ hàm số giữa β và i , như thể hiện qua hình 17.7b và 17.7d. Đây chính xác là cách tiếp cận do Shirley Almon đề

⁴⁸ Shirley Almon, 'The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures,' *Econometrica*, tập 33, tháng 1-1965, trang 178-196.

xuất. Để minh họa kỹ thuật của bà, ta hãy chuyển sang mô hình phân phối trễ có hạn đã xem xét trên đây:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_t \quad (17.1.2)$$

Phương trình này có thể được viết một cách cô đọng hơn là:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^k \beta_i X_{t-i} + u_i \quad (17.13.1)$$

Theo một định lý trong được toán học gọi là **Định lý Weierstrass**, Almon giả định rằng β_i có thể được tính gần đúng bằng một đa thức có bậc thích hợp theo i , độ dài thời gian trễ.⁴⁹ Ví dụ, nếu áp dụng diễn biến trễ biểu thị trong hình 17.7a, ta có thể viết:

$$\beta_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 \quad (17.13.2)$$

Đây là một đa thức bậc 2 theo i , (xem hình 17.7b). Tuy nhiên, nếu β tuân theo diễn biến như trong hình 17.7c, ta có thể viết:

$$\beta_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 + a_3 i^3 \quad (17.13.3)$$

Đây là một đa thức bậc 3 theo i , (xem hình 17.7d). Tổng quát hơn, ta có thể viết:

$$\beta_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 + \dots + a_m i^m \quad (17.13.4)$$

Đây là một đa thức bậc m theo i . Ta giả định rằng m (bậc của đa thức) nhỏ hơn k (độ dài tối đa của thời gian trễ).

Để giải thích cách tiếp cận của Almon vận hành như thế nào, ta hãy giả định rằng các β tuân theo diễn tiến trình bày trong hình 17.7a, và do đó, phép gần đúng đa thức bậc 2 là phù hợp. Thay (17.13.2) vào (17.13.1), ta được:

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha + \sum_{i=0}^k (a_0 + a_1 i + a_2 i^2) X_{t-i} + u_t \\ &= \alpha + a_0 \sum_{i=0}^k X_{t-i} + a_1 \sum_{i=0}^k i X_{t-i} + a_2 \sum_{i=0}^k i^2 X_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (17.13.5)$$

Định nghĩa:

$$\begin{aligned} Z_{0t} &= \sum_{i=0}^k X_{t-i} \\ Z_{1t} &= \sum_{i=0}^k i X_{t-i} \\ Z_{2t} &= \sum_{i=0}^k i^2 X_{t-i} \end{aligned} \quad (17.13.6)$$

Ta có thể viết (17.13.5) thành:

$$Y_t = \alpha + a_0 Z_{0t} + a_1 Z_{1t} + a_2 Z_{2t} + u_t \quad (17.13.7)$$

Trong cách tiếp cận Almon, Y được hồi quy theo biến xây dựng Z , chứ không phải biến gốc X . Lưu ý rằng, phương trình (17.13.7) có thể ước lượng bằng qui trình OLS thông thường. Vì thế, các giá trị ước lượng của α và a_i thu được sẽ có tất cả các thuộc tính thống kê đáng mong đợi miễn là số hạng nhiễu ngẫu nhiên u thỏa các giả định của mô hình hồi quy tuyến tính kinh điển.

⁴⁹ Nói tổng quát, định lý này phát biểu rằng, đối với một khoảng đóng có hạn, bất kỳ hàm liên tục nào cũng có thể được tính xấp xỉ gần đúng một cách đồng dạng bằng một đa thức theo một bậc thích hợp.

Trên phương diện này, kỹ thuật Almon có một ưu điểm rõ rệt so với phương pháp Koyck vì như ta thấy, phương pháp Koyck có một vài vấn đề ước lượng nghiêm trọng hình thành do sự hiện diện của biến giải thích ngẫu nhiên Y_{t-1} và có thể tương quan với số hạng nhiễu.

Một khi đã ước lượng được các hệ số a từ phương trình (17.13.7), ta có thể ước lượng được các hệ số β gốc từ phương trình (17.13.2) [hay tổng quát hơn là từ phương trình (17.13.4)] như sau:

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_0 &= \hat{a}_0 \\ \hat{\beta}_1 &= \hat{a}_0 + \hat{a}_1 + \hat{a}_2 \\ \hat{\beta}_2 &= \hat{a}_0 + 2\hat{a}_1 + 4\hat{a}_2 \\ \hat{\beta}_3 &= \hat{a}_0 + 3\hat{a}_1 + 9\hat{a}_2 \\ &\dots\dots\dots \\ \hat{\beta}_k &= \hat{a}_0 + k\hat{a}_1 + k^2\hat{a}_2\end{aligned}\tag{17.13.8}$$

Trước khi áp dụng kỹ thuật Almon, ta phải giải các bài toán thực hành sau đây:

1. Độ dài tối đa của thời gian trễ k phải được nêu rõ ngay từ trước. Ở đây, ta có thể nghe theo lời khuyên của Davidson và MacKinnon:

Cách tiếp cận tốt nhất có lẽ là trước tiên nên giải đáp câu hỏi về độ dài của thời gian trễ, thông qua bắt đầu với một giá trị rất lớn của q [độ dài thời gian trễ] rồi xem liệu việc làm phù hợp mô hình có xấu đi đáng kể khi q giảm xuống mà không áp đặt những giới hạn bất kỳ đối với hình dạng của phân phối trễ.⁵⁰

Lời khuyên này là theo tinh thần cách tiếp cận từ trên xuống của Henry như thảo luận trong chương 13. Nên nhớ rằng nếu có một độ dài thời gian trễ ‘thực sự’, việc chọn số độ trễ ít hơn sẽ dẫn đến ‘thiên lệch do bỏ sót biến phù hợp’ mà hậu quả có thể rất nghiêm trọng như ta đã thấy trong chương 13. Mặt khác, chọn nhiều độ trễ hơn mức cần thiết sẽ dẫn đến ‘thiên lệch do bao gồm biến không phù hợp’, mà hậu quả đỡ nghiêm trọng hơn; các hệ số có thể được ước lượng một cách nhất quán bằng OLS, cho dù phương sai có thể kém hiệu quả hơn.

Ta có thể sử dụng *tiêu chí thông tin Akaike* hay *Schwartz* như đã thảo luận trong chương 13 để chọn độ dài thời gian trễ thích hợp. Các tiêu chí này cũng có thể được sử dụng để thảo luận bậc của đa thức phù hợp bổ sung cho thảo luận trong phần 2.

2. Sau khi xác định k , ta cũng phải xác định bậc của đa thức, m . Nói chung, bậc của đa thức ít nhất nên nhiều hơn 1 so với số điểm uốn trong đường cong liên hệ giữa β_i và i . Như vậy, trong hình 17.7a, chỉ có 1 điểm uốn; vì thế một đa thức bậc hai sẽ là một phép tính gần đúng tốt. Trong hình 17.7c có hai điểm uốn; vì vậy đa thức bậc ba sẽ cho ta một phép xấp xỉ tốt. Tuy nhiên, ta có thể tiên liệu rằng, ta không chắc biết số điểm uốn là bao

⁵⁰ Russell Davidson và James G. MacKinnon, *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York, 1993, trang 675-676.

hiều, và do đó, việc chọn lựa m nhìn chung mang tính chủ quan. Thế nhưng, lý thuyết có thể cho ta một hình dạng cụ thể trong một số trường hợp. Trong thực hành, ta hy vọng rằng một đa thức bậc thấp (ví dụ như $m = 2$ hay 3) sẽ cho kết quả tốt. Sau khi chọn giá trị cụ thể của m , nếu ta muốn tìm hiểu xem liệu một đa thức bậc cao hơn có cho thấy mối quan hệ phù hợp tốt hơn hay không, ta có thể tiến hành như sau.

Giả sử ta phải quyết định giữa một đa thức bậc hai và một đa thức bậc ba. Đối với đa thức bậc hai, phương trình ước lượng có dạng phương trình (17.13.7). Đối với đa thức bậc ba, phương trình tương ứng là:

$$Y_t = \alpha + a_0 Z_{0t} + a_1 Z_{1t} + a_2 Z_{2t} + a_3 Z_{3t} + u_t \quad (17.13.9)$$

Trong đó $Z_{3t} = \sum_{i=0}^k i^3 X_{t-i}$. Sau khi chạy hồi quy (17.13.9), nếu ta thấy a_2 có ý nghĩa thống kê nhưng a_3 không có ý nghĩa thống kê, ta có thể cho rằng đa thức bậc hai cho ta phép gần đúng khá tốt.

Bằng cách khác, như đề xuất của Davidson và MacKinnon, ‘Sau khi q [độ dài thời gian trễ] được xác định, ta có thể cố gắng xác định d [bậc của đa thức], cũng bằng cách bắt đầu với một giá trị lớn rồi giảm dần.’

Tuy nhiên, ta phải ý thức vấn đề đa cộng tuyến, có thể phát sinh do cách thức xây dựng các biến Z từ các biến X , như trình bày trong (17.13.6) [xem thêm (17.13.10)]. Như chứng minh trong chương 10, trong những trường hợp đa cộng tuyến nghiêm trọng, $\hat{a}_3$ có thể hóa ra không có ý nghĩa thống kê, không phải vì thực tế a_3 bằng zero, mà chỉ đơn thuần vì mẫu hiện có không cho phép ta đánh giá tác động riêng biệt của Z_3 đối với Y . Do đó, trong minh họa của chúng ta, trước khi chúng ta chấp nhận kết luận rằng đa thức bậc ba không phải là một chọn lựa đúng đắn, ta phải bảo đảm rằng vấn đề đa cộng tuyến không nghiêm trọng, mà điều này có thể được thực hiện bằng cách áp dụng các kỹ thuật như đã thảo luận trong chương 10.

3. Một khi ta đã nêu rõ m và k , ta có thể sẵn sàng xây dựng Z . Ví dụ, nếu $m = 2$ và $k = 5$, các biến Z sẽ là:

$$\begin{aligned} Z_{0t} &= \sum_{i=0}^k X_{t-i} = (X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + X_{t-3} + X_{t-4} + X_{t-5}) \\ Z_{1t} &= \sum_{i=0}^k i X_{t-i} = (X_{t-1} + 2X_{t-2} + 3X_{t-3} + 4X_{t-4} + 5X_{t-5}) \\ Z_{2t} &= \sum_{i=0}^k i^2 X_{t-i} = (X_{t-1} + 4X_{t-2} + 9X_{t-3} + 16X_{t-4} + 25X_{t-5}) \end{aligned} \quad (17.13.10)$$

Lưu ý rằng các biến Z là các kết hợp tuyến tính của các biến X gốc. Đồng thời cũng lưu ý lý do khiến các biến Z có thể có tính đa cộng tuyến.

Trước khi tiến hành với một ví dụ bằng số, ta hãy lưu ý các ưu điểm của phương pháp Almon. Thứ nhất, phương pháp này mang lại một cách thức linh hoạt để ta đưa vào nhiều cơ cấu trễ đa dạng (xem bài tập 17.17). Mặt khác, kỹ thuật Koyck khá cứng nhắc ở chỗ, nó giả định rằng các hệ số β giảm dần về mặt hình học. Thứ hai, không như kỹ thuật Koyck, trong phương pháp Almon, ta không phải lo lắng về sự hiện diện của biến phụ thuộc trễ như một biến giải thích trong mô hình và những vấn đề mà nó mang lại trong việc ước lượng. Cuối cùng, nếu ta có thể

sử dụng một đa thức có bậc đủ thấp, số hệ số phải ước lượng (các hệ số α) nhỏ hơn đáng kể so với số hệ số gốc (các hệ số β).

Nhưng ta hãy nhấn mạnh lại các vấn đề với kỹ thuật Almon. Thứ nhất, bậc của đa thức cũng như giá trị tối đa của độ trễ nói chung là một quyết định chủ quan. Thứ hai, vì những lý do đã lưu ý trên đây, các biến Z có thể có tính đa cộng tuyến. Do đó, trong những mô hình như (17.13.9), các hệ số α ước lượng có thể có sai số chuẩn lớn (so với giá trị của các hệ số này), qua đó làm cho một hay nhiều hệ số này trở nên không có ý nghĩa thống kê trên cơ sở kiểm định t thông thường. Nhưng điều này không nhất thiết có nghĩa là một hay nhiều hệ số β gốc cũng sẽ không có ý nghĩa thống kê. (Việc chứng minh nhận định này khá phức tạp nhưng được trình bày trong bài tập 17.18.) Vì thế, vấn đề đa cộng tuyến không chắc nghiêm trọng như người ta nghĩ. Bên cạnh đó, như ta biết, trong những trường hợp đa cộng tuyến, ngay cả nếu ta không thể ước lượng một hệ số riêng lẻ một cách chính xác, sự kết hợp tuyến tính các hệ số đó (**hàm có thể ước lượng**) vẫn có thể được ước lượng một cách chính xác hơn.

Ví dụ 17.11 Minh họa mô hình phân phối trễ Almon

Để minh họa kỹ thuật Almon, bảng 17.6 trình bày sinh lợi về giá trị hàng tồn kho Y và doanh số X của Hoa Kỳ trong giai đoạn 1954-1999.

Vì mục đích minh họa, ta giả định rằng giá trị hàng tồn kho phụ thuộc vào doanh số trong năm hiện hành và trong ba năm trước như sau:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \beta_3 X_{t-3} + u_t \quad (17.13.11)$$

Hơn nữa, giả định rằng β_i có thể tính gần đúng bằng một đa thức bậc hai như thể hiện trong (17.13.2). Khi đó, từ (17.13.5) ta có thể viết:

$$Y_t = \alpha + a_0 Z_{0t} + a_1 Z_{1t} + a_2 Z_{2t} + u_t \quad (17.13.12)$$

Trong đó

$$\begin{aligned} Z_{0t} &= \sum_{i=0}^k X_{t-i} = (X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + X_{t-3}) \\ Z_{1t} &= \sum_{i=0}^k i X_{t-i} = (X_{t-1} + 2X_{t-2} + 3X_{t-3}) \\ Z_{2t} &= \sum_{i=0}^k i^2 X_{t-i} = (X_{t-1} + 4X_{t-2} + 9X_{t-3}) \end{aligned} \quad (17.13.13)$$

Như vậy, các biến Z được xây dựng như biểu thị trong bảng 17.6. Sử dụng số liệu đối với Y và các biến Z , ta thu được các kết quả hồi quy sau đây:

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t &= 25.845,06 + 1,1149Z_{0t} - 0,3713Z_{1t} - 0,0600Z_{2t} \\ se &= (6596,998) \quad (0,5381) \quad (1,3743) \quad (0,4549) \\ t &= (3,9177) \quad (2,0718) \quad (-0,2702) \quad (-0,1319) \\ R^2 &= 0,9755 \quad d = 0,1643 \quad F = 517,7656 \end{aligned} \quad (17.13.14)$$

Lưu ý: Vì ta đang sử dụng một độ trễ dài ba năm, tổng số quan sát đã giảm từ 46 xuống 43.

Bảng 17.6 Giá trị hàng tồn kho Y và doanh số X, công nghiệp chế tạo Hoa Kỳ, và các biến Z xây dựng được

Quan sát	Hàng tồn kho	Doanh số	Z ₀	Z ₁	Z ₂
1954	41,612	23,355	NA	NA	NA
1955	45,069	26,480	NA	NA	NA
1956	50,642	27,740	NA	NA	NA
1957	51,871	28,736	106,311	150,765	343,855
1958	50,203	27,248	110,204	163,656	378,016
1959	52,913	30,286	114,010	167,940	391,852
1960	53,786	30,878	117,148	170,990	397,902
1961	54,871	30,922	119,334	173,194	397,254
1962	58,172	33,358	125,444	183,536	427,008
1963	60,029	35,058	130,216	187,836	434,948
1964	63,410	37,331	136,669	194,540	446,788
1965	68,207	40,995	146,742	207,521	477,785
1966	77,986	44,870	158,254	220,831	505,841
1967	84,646	46,486	169,682	238,853	544,829
1968	90,560	50,229	182,580	259,211	594,921
1969	98,145	53,501	195,086	277,811	640,003
1970	101,599	52,805	203,021	293,417	672,791
1971	102,567	55,906	212,441	310,494	718,870
1972	108,121	63,027	225,239	322,019	748,635
1973	124,499	72,931	244,669	333,254	761,896
1974	157,625	84,790	276,654	366,703	828,193
1975	159,708	86,589	307,337	419,733	943,757
1976	174,636	98,797	343,107	474,962	1,082,128
1977	188,378	113,201	383,377	526,345	1,208,263
1978	211,691	126,905	425,492	570,562	1,287,690
1979	242,157	143,936	482,839	649,698	1,468,882
1980	265,215	154,391	538,433	737,349	1,670,365
1981	283,413	168,129	593,361	822,978	1,872,280
1982	311,852	163,351	629,807	908,719	2,081,117
1983	312,379	172,547	658,418	962,782	2,225,386
1984	339,516	190,682	694,709	1,003,636	2,339,112
1985	334,749	194,538	721,118	1,025,829	2,351,029
1986	322,654	194,657	752,424	1,093,543	2,510,189
1987	338,109	206,326	786,203	1,155,779	2,688,947
1988	369,374	224,619	820,140	1,179,254	2,735,796
1989	391,212	236,698	862,300	1,221,242	2,801,836
1990	405,073	242,686	910,329	1,304,914	2,992,108
1991	390,905	239,847	943,850	1,389,939	3,211,049
1992	382,510	250,394	969,625	1,435,313	3,340,873
1993	384,039	260,635	993,562	1,458,146	3,393,956
1994	404,877	279,002	1,029,878	1,480,964	3,420,834
1995	430,985	299,555	1,089,586	1,551,454	3,575,088
1996	436,729	309,622	1,148,814	1,639,464	3,761,278
1997	456,133	327,452	1,215,631	1,745,738	4,018,860
1998	466,798	337,687	1,274,316	1,845,361	4,261,935
1999	470,377	354,961	1,329,722	1,921,457	4,434,093

Chú thích: Y và X tính bằng triệu USD, điều chỉnh theo mùa.

Nguồn: *Báo cáo kinh tế của tổng thống*, 2001, bảng B-57, trang 340. Các biến Z như được biểu thị trong phương trình (17.13.13).

Nhận xét ngắn gọn về các kết quả trên đây: Trong ba biến Z , chỉ có Z_0 là có ý nghĩa thống kê riêng lẻ ở mức ý nghĩa 5 phần trăm, nhưng các biến khác thì không có ý nghĩa thống kê, nhưng trị thống kê F lại cao đến mức ta có thể bác bỏ *giả thiết không* rằng các biến Z hợp lại không có ảnh hưởng đối với Y . Như bạn có thể nghi ngờ, điều này rất có thể do tính đa cộng tuyến. Đồng thời, lưu ý rằng trị thống kê d tính được rất thấp. Điều này không nhất thiết có nghĩa là các số dư có tính tự tương quan. Rất có thể, trị thống kê d thấp cho thấy rằng mô hình mà ta sử dụng xem ra đã được xác định sai. Ta sẽ nhận xét về điều này ngay sau đây.

Từ các hệ số a ước lượng được cho trong (17.13.3), ta có thể dễ dàng ước lượng các hệ số β , như thể hiện trong (17.13.8). Trong ví dụ này, các kết quả là như sau:

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_0 &= \hat{a}_0 = 1,1149 \\ \hat{\beta}_1 &= \hat{a}_0 + \hat{a}_1 + \hat{a}_2 = 0,6836 \\ \hat{\beta}_2 &= \hat{a}_0 + 2\hat{a}_1 + 4\hat{a}_2 = 0,1321 \\ \hat{\beta}_3 &= \hat{a}_0 + 3\hat{a}_1 + 9\hat{a}_2 = -0,5349\end{aligned}\tag{17.13.15}$$

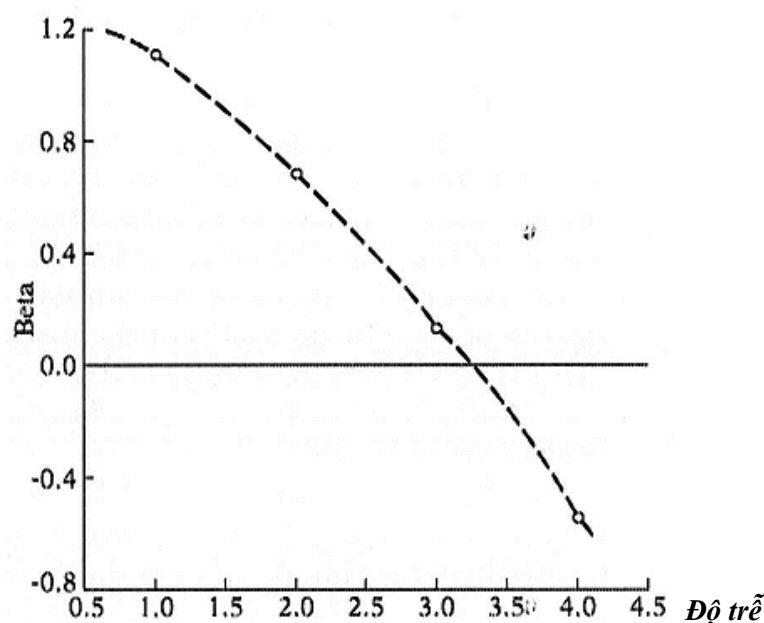
Như vậy, mô hình phân phối trễ ước lượng được tương ứng với (17.13.11) là:

$$\begin{aligned}\hat{Y}_t &= 25.845,06 + 1,1150X_{t-1} - 0,6836X_{t-1} - 0,1321X_{t-2} - 0,5394X_{t-3} \\ se &= (6596,99) \quad (0,5381) \quad (0,4672) \quad (0,4656) \quad (0,5656) \\ t &= (3,9177) \quad (2,0718) \quad (1,4630) \quad (0,2837) \quad (-0,9537) \\ R^2 &= 0,9755 \quad d = 0,1643 \quad F = 517,7656\end{aligned}\tag{17.13.16}$$

Về mặt hình học, β_i ước lượng có thể được trình bày như trong hình 17.8.

Hình 17.8 Cơ cấu trễ của ví dụ minh họa

Beta



Ví dụ minh họa của chúng ta có thể được sử dụng để trình bày thêm một vài đặc điểm của qui trình trễ Almon:

1. Ta có thể thu được các sai số chuẩn của các hệ số a một cách trực tiếp từ hồi quy OLS (17.13.14) nhưng ta không thể thu được các sai số chuẩn của một vài hệ số $\hat{\beta}$, đối tượng quan tâm chính. Nhưng ta có thể thu được chúng từ các sai số chuẩn của các hệ số a ước lượng thông qua sử dụng một công thức nổi tiếng trong thống kê, được cho trong bài tập 17.18. Lẽ dĩ nhiên, không cần phải làm điều này một cách thủ công, vì hầu hết các gói phần mềm thống kê có thể làm công việc này một cách bình thường. Ta đã thu được các sai số chuẩn trong (17.13.15) từ phần mềm Eviews 4.
2. Các hệ số $\hat{\beta}$ thu được trong (17.13.16) được gọi là *ước lượng không hạn chế* theo ý nghĩa là không có sự hạn chế tiên liệu nào đặt ra cho chúng. Tuy nhiên, trong một vài tình huống, người ta có thể muốn đặt ra cái gọi là **hạn chế hai đầu** đối với các hệ số β thông qua giả định rằng β_0 và β_k (hệ số trễ hiện tại và hệ số trễ thứ k) bằng không. Do những lý do tâm lý, thể chế, hay kỹ thuật, giá trị của biến giải thích trong thời đoạn hiện tại không chắc có tác động đối với giá trị hiện hành của biến hồi quy, qua đó biện minh cho giá trị bằng không của β_0 . Cũng vì lẽ đó, vượt qua một khoảng thời gian nhất định, hệ số trễ thứ k không chắc có tác động đối với biến hồi quy, qua đó xác nhận cho giả định rằng β_k bằng không. Trong ví dụ hàng tồn kho của chúng ta, hệ số của X_{t-3} có dấu âm, xem ra không có ý nghĩa kinh tế. Vì thế, người ta có thể muốn đặt điều kiện ràng buộc hệ số đó bằng không.⁵¹ Lẽ dĩ nhiên, bạn không cần phải hạn chế cả hai đầu; có thể bạn chỉ hạn chế đối với hệ số đầu tiên, gọi là hạn chế đầu gần, hoặc đối với hệ số cuối cùng, gọi là hạn chế đầu xa. Đối với ví dụ hàng tồn kho, điều này được minh họa trong bài tập 17.28. Đôi khi, các hệ số β được ước lượng với điều kiện hạn chế rằng tổng của chúng bằng 1. Nhưng ta không nên đặt điều kiện hạn chế như vậy mà không suy nghĩ cẩn thận, vì những điều kiện hạn chế này cũng ảnh hưởng đến giá trị của những hệ số trễ khác (không bị đặt điều kiện hạn chế).
3. Vì việc chọn lựa số lượng các hệ số trễ cũng như bậc của đa thức là tùy ý người lập mô hình, việc thử nghiệm và sửa sai là không thể tránh khỏi, kèm theo cáo buộc khai thác số liệu. Đây là lúc mà **tiêu chí thông tin Akaike và Schwarz** được sử dụng thuận tiện.
4. Vì ta đã ước lượng (17.13.16) bằng ba độ trễ và đa thức bậc hai, nên đó là một mô hình *bình phương tối thiểu có hạn chế*. Giả sử, ta quyết định sử dụng 3 độ trễ nhưng không sử dụng cách tiếp cận đa thức Almon. Nghĩa là, ta ước lượng (17.13.11) bằng OLS. Thế thì sao? Trước tiên ta hãy xem các kết quả:

$$\hat{Y}_t = 26.008,60 + 0,9771 X_{t-1} + 1,0139 X_{t-1} - 0,2022 X_{t-2} - 0,3935 X_{t-3} \quad (17.13.17)$$

⁵¹ Tìm đọc một ứng dụng cụ thể trong nghiên cứu của D. B. Batten và Daniel Thornton, 'Polynomial Distributed Lags and the St. Louis Equation,' *Review*, Ngân hàng Dự trữ liên bang St. Louis, tháng 4-1983, trang 13-25.

$$\begin{aligned}
 se &= (6691,12) & (0,6820) & (1,0920) & (1,1021) & (0,7186) \\
 t &= (3,8870) & (1,4327) & (0,9284) & (-0,1835) & (-0,5476) \\
 R^2 &= 0,9755 & d &= 0,1571 & F &= 379,51
 \end{aligned}$$

Nếu bạn so sánh các kết quả này với những kết quả đã cho trong (17.13.16), bạn sẽ thấy rằng R^2 chung trên thực tế là như nhau, cho dù diễn tiến trễ trong (17.13.17) cho thấy một dạng ‘có bướu’ nhiều hơn so với diễn tiến trễ trong (17.13.16).

Như ví dụ này cho thấy, ta phải cẩn thận khi sử dụng kỹ thuật phân phối trễ Almon, vì các kết quả có thể nhạy cảm với việc chọn lựa bậc đa thức và (hoặc) số lượng hệ số trễ.

17.14 Tính nhân quả trong kinh tế học: Kiểm định nhân quả Granger⁵²

Xem lại phần 1.4 ta đã lưu ý rằng, cho dù phân tích hồi quy xem xét sự phụ thuộc của một biến số này vào các biến số khác, nó không nhất thiết thể hiện tính nhân quả. Nói cách khác, sự hiện diện của một mối quan hệ giữa các biến không chứng minh tính nhân quả hay chiều hướng ảnh hưởng. Nhưng trong những phép hồi quy liên quan đến số liệu chuỗi thời gian, tình hình có thể hơi khác vì như một tác giả từng viết:

... thời gian không lùi lại được. Nghĩa là nếu một biến cố A xảy ra trước một biến cố B thì *có thể* A gây ra B. Tuy nhiên, B *không thể* gây ra A. Nói cách khác, những sự kiện trong quá khứ có thể gây ra những sự kiện diễn ra ngày nay. Nhưng các sự kiện tương lai không thể làm được điều đó.⁵³ (Phần nhấn mạnh là được thêm vào.)

Đại khái đây là ý tưởng ẩn chứa trong cái gọi là kiểm định nhân quả Granger.⁵⁴ Nhưng cũng nên lưu ý rõ ràng là vấn đề nhân quả hết sức có tính chất triết học với đủ loại tranh cãi. Ở một cực đoan là những người tin rằng ‘mọi thứ gây ra mọi thứ’ và ở một cực đoan khác là những người bất luận thế nào cũng phủ nhận sự tồn tại của tính nhân quả.⁵⁵ Nhà kinh tế lượng Edward Leamer thích thuật ngữ **tiền lệ** hơn so với tính nhân quả. Francis Diebold ưa chuộng thuật ngữ **nhân quả dự đoán**. Ông viết:

... phát biểu ‘ y_i gây ra y_j ’ chỉ là cách nói vắn tắt của một phát biểu chính xác hơn nhưng dài dòng hơn ‘ y_i chứa đựng những thông tin bổ ích để dự đoán y_j (theo ý nghĩa bình

⁵² Có một kiểm định nhân quả khác đôi khi vẫn được sử dụng, gọi là **kiểm định nhân quả Sims**. Chúng ta sẽ thảo luận về kiểm định này bằng một bài tập.

⁵³ Gary Koop, *Analysis of Economic Data*, John Wiley & Son, New York 2000, trang 175.

⁵⁴ C. W. J. Granger, Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methos,’ *Econometrica*, tháng 7-1969, trang 424-438. Cho dù phổ biến với tên gọi kiểm định nhân quả Granger, gọi phép kiểm định này là **kiểm định nhân quả Wiener-Granger** thì phù hợp hơn vì nó đã được Wiener đề xuất trước đó. Xem nghiên cứu của N. Wiener, ‘The Theory of Prediction,’ trong sách của E. F. Beckenback biên tập, *Modern Mathematics for Engineers*, Mc Grall Hill, New York, 1956, trang 165-190.

⁵⁵ Tìm đọc thảo luận xuất sắc về chủ đề này trong nghiên cứu của Arnol Zellner, ‘Causality and Econometrics,’ *Carnegie Rochester Conference Series*, 10, K. Brunner và A. H. Meltzer chủ biên, North Holland Publishing Company, Amsterdam, 1979, trang 9-50.

phương tối thiểu tuyến tính), cùng với lịch sử quá khứ của các biến khác trong hệ thống.’
Để tiết kiệm chỗ, ta chỉ đơn giản nói rằng y_i gây ra y_j .⁵⁶

Kiểm định Granger

Để giải thích kiểm định Granger, ta sẽ xem xét vấn đề thường được đặt ra trong kinh tế học: GDP ‘gây ra’ cung tiền M ($GDP \rightarrow M$), hay chính cung tiền M gây ra GDP ($M \rightarrow GDP$), trong đó mũi tên chỉ chiều hướng nhân quả. Kiểm định nhân quả Granger giả định rằng thông tin phù hợp để dự đoán các biến riêng biệt, GDP và M , chỉ nằm trong số liệu chuỗi thời gian về các biến này. Phép kiểm định liên quan đến việc ước lượng cặp phương trình hồi quy sau đây:

$$GDP_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i M_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j GDP_{t-j} + u_{1t} \quad (17.14.1)$$

$$M_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i M_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j GDP_{t-j} + u_{2t} \quad (17.14.2)$$

Trong đó giả định rằng các độ nhiễu u_{1t} và u_{2t} không tương quan với nhau. Nhân tiện cũng lưu ý rằng, vì ta có hai biến nên ta phải xem xét **tính nhân quả song phương**. Trong các chương về kinh tế lượng chuỗi thời gian, ta sẽ mở rộng tính nhân quả này thành nhân quả đa phương thông qua kỹ thuật **tự hồi quy vector (VAR)**.

Phương trình (17.14.1) phát biểu rằng GDP hiện hành có quan hệ với giá trị quá khứ của nó cũng như của M , và phương trình (17.14.2) đưa ra nhận định tương tự cho M . Lưu ý rằng các phương trình hồi quy này cũng có thể trình bày dưới dạng tăng trưởng, GDP và M , trong đó dấu chấm trên một biến biểu thị tỷ lệ tăng trưởng của biến đó. Bây giờ ta phân biệt bốn trường hợp:

1. Ta có *tính nhân quả một chiều từ M đến GDP* nếu các hệ số ước lượng của biến M trễ trong (17.14.1) khác không về mặt thống kê trên bình diện cả nhóm (nghĩa là $\sum \alpha_i \neq 0$) và tập hợp các hệ số ước lượng của biến GDP trễ trong (17.14.2) không khác không về mặt thống kê, nghĩa là ($\sum \delta_j = 0$).
2. Trái lại, ta có *tính nhân quả một chiều từ GDP đến M* nếu tập hợp các hệ số M trễ trong (17.14.1) không khác không về mặt thống kê (nghĩa là $\sum \alpha_i = 0$) và tập hợp các hệ số GDP trễ trong (17.14.2) khác không về mặt thống kê (nghĩa là $\sum \delta_j \neq 0$).
3. Ta sẽ đề xuất *tính nhân quả phản hồi*, hay *nhân quả song phương* khi các tập hợp của các hệ số M và GDP đều khác không một cách có ý nghĩa thống kê trong cả hai phép hồi quy.
4. Cuối cùng, ta sẽ đề xuất *tính độc lập* khi các tập hợp của các hệ số M và GDP không có ý nghĩa thống kê trong cả hai phép hồi quy.

Tổng quát hơn, vì ta không thể dùng tương lai để dự đoán quá khứ, nên nếu biến X (Granger) gây ra biến Y , thì sự thay đổi biến X phải xảy ra trước sự thay đổi biến Y . Do đó, trong một phép hồi quy biến Y theo các biến số khác (kể cả theo các giá trị của chính nó trong quá khứ) nếu ta bao gồm các giá trị quá khứ hay giá trị trễ của X và nó cải thiện đáng kể việc dự đoán biến Y , thì ta có thể nói rằng biến X (Granger) gây ra Y . Định nghĩa tương tự cũng được áp dụng nếu Y (Granger) gây ra X .

⁵⁶ Francis X. Diebold, *Elements of Forecasting*, South Western Publishing, xuất bản lần thứ hai, 2001, trang 254.

Các bước liên quan trong việc thực hiện kiểm định nhân quả Granger là như sau. Chúng ta minh họa các bước này bằng ví dụ GDP-tiền tệ đã cho trong phương trình (17.14.1).

1. Hồi quy GDP hiện hành theo tất cả các số hạng GDP trễ và các biến khác nếu có, *nhưng không* bao gồm các biến M trễ trong phép hồi quy này. Theo chương 8, đây là hồi quy hạn chế. Từ phép hồi quy này, ta thu được tổng bình phương số dư hạn chế RSS_R .
2. Bây giờ ta chạy hồi quy bao gồm các số hạng M trễ. Theo chương 8, đây là hồi quy không hạn chế. Từ phép hồi quy này, ta thu được tổng bình phương số dư không hạn chế RSS_{UR} .
3. *Giả thiết không* là $H_0: \sum \alpha_i = 0$, nghĩa là, các số hạng M trễ không thuộc về phép hồi quy.
4. Để kiểm định giả thiết này, ta áp dụng kiểm định F đã cho trong chương 8 (8.7.9), nghĩa là:

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(n-k)} \quad (8.7.9)$$

Hàm này có phân phối F với bậc tự do là m và (n - k). Trong trường hợp này, m bằng số lượng số hạng M trễ và k là số lượng thông số ước lượng trong phép hồi quy không hạn chế.

5. Nếu các trị thống kê F tính được vượt quá giá trị tới hạn của F ở mức ý nghĩa đã chọn, thì ta bác bỏ *giả thiết không*, trong trường hợp đó, các số hạng M trễ thuộc về phép hồi quy. Đây là một cách khác để nói rằng M gây ra GDP.
6. Có thể lặp lại các bước từ 1 đến 5 để kiểm định mô hình (17.14.2), nghĩa là GDP có gây ra M hay không.

Trước khi minh họa kiểm định nhân quả Granger, có một vài điểm cần lưu ý:

1. Ta giả định rằng hai biến GDP và M đều *có tính chất tĩnh*. Ta đã thảo luận khái niệm tính chất tĩnh bằng cảm nhận trực giác trước đây và sẽ thảo luận về khái niệm này một cách chính thức hơn trong chương 21. Đôi khi, việc lấy sai phân bậc một các biến sẽ làm cho chúng có tính chất tĩnh nếu chúng không có tính chất tĩnh khi biểu thị dưới dạng mức độ.
2. Số lượng số hạng trễ được trình bày trong kiểm định nhân quả là một vấn đề thực hành quan trọng. Như trong trường hợp các mô hình phân phối trễ, xem ra ta phải sử dụng *tiêu chí thông tin Akaike hay Schwartz* để thực hiện việc chọn lựa. Nhưng cũng cần lưu ý thêm rằng *chiều hướng nhân quả có thể phụ thuộc vào số lượng số hạng trễ được bao gồm*.

3. Ta đã giả định rằng các số hạng sai số đưa vào kiểm định nhân quả không tương quan với nhau. Nếu điều này không thỏa, có thể ta phải thực hiện việc biến đổi phù hợp như đã thảo luận trong chương 12.⁵⁷
4. Vì mối bận tâm của chúng ta là kiểm định tính nhân quả, ta không cần trình bày công khai các hệ số ước lượng của các mô hình (17.14.1) và (17.14.2) (để tiết kiệm chỗ), mà chỉ cần trình bày các kết quả của kiểm định F đã cho trong phương trình (8.7.9) là đủ.

Ví dụ 17.12 Tính nhân quả giữa tiền và thu nhập

R. W. Hafer đã sử dụng kiểm định Granger để tìm bản chất nhân quả giữa GNP (thay vì GDP) và M cho Hoa Kỳ trong giai đoạn từ quý I năm 1960 đến quý IV năm 1980. Thay vì sử dụng giá trị tổng của các biến này, ông sử dụng tỷ lệ tăng trưởng của GNP và M và sử dụng bốn độ trễ cho mỗi biến trong hai phép hồi quy đã cho trên đây. Các kết quả như sau.⁵⁸ *Giả thiết không* trong mỗi trường hợp là: biến đang xem xét không phải là ‘nguyên nhân Granger’ của biến kia.

Chiều hướng nhân quả	Trị thống kê F	Quyết định
$M \rightarrow GDP$	2.68	Bác bỏ
$GDP \rightarrow M$	0.56	Không bác bỏ

Các kết quả này cho thấy rằng chiều hướng nhân quả là từ tăng trưởng tiền tệ đến tăng trưởng GNP vì trị thống kê F ước lượng có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5 phần trăm; trị F tới hạn là 2.50 (cho 4 và 71 df). Mặt khác, không có ‘nhân quả đảo ngược’ từ tăng trưởng GNP đến tăng trưởng tiền, vì trị thống kê F không có nghĩa thống kê.

Ví dụ 17.13 Tính nhân quả giữa tiền và lãi suất ở Canada

Tham khảo số liệu của Canada cho trong bảng 17.3 Giả sử ta muốn tìm xem có bất kỳ tính nhân quả nào không giữa cung tiền và lãi suất ở Canada trong các thời đoạn hàng quý từ năm 1979 đến 1988. Để chứng minh rằng kiểm định nhân quả Granger phụ thuộc quan trọng vào số lượng số hạng trễ trong mô hình, dưới đây ta trình bày các kết quả của kiểm định F sử dụng một vài độ trễ (hàng quý) khác nhau. Trong mỗi trường hợp, *giả thiết không* là: lãi suất không phải là nguyên nhân (Granger) của cung tiền và ngược lại.

Chiều hướng nhân quả	Số độ trễ	Trị thống kê F	Quyết định
$R \rightarrow M$	2	12.92	Bác bỏ
$M \rightarrow R$	2	3.22	Bác bỏ

⁵⁷ Tìm đọc chi tiết hơn trong nghiên cứu của Wojciech W. Charemza và Derek F. Deadman, *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression*, xuất bản lần thứ 3, Edward Elgar Publisher, 1997, chương 6.

⁵⁸ R. W. Hafer, ‘The Role of Fiscal Policy in the St. Louis Equation,’ *Review*, Ngân hàng Dự trữ liên bang St. Louis, tháng 1-1982, trang 17-22. Xem chi tiết qui trình trong chú thích số 12 trong nghiên cứu của ông.

$R \rightarrow M$	4	5.59	Bác bỏ
$M \rightarrow R$	4	2.45	Bác bỏ (ở 7%)
$R \rightarrow M$	6	3.5163	Bác bỏ
$M \rightarrow R$	6	2.71	Bác bỏ
$R \rightarrow M$	8	1.40	Không bác bỏ
$M \rightarrow R$	8	1.62	Không bác bỏ

Lưu ý các đặc điểm sau của các kết quả trên đây của kiểm định F: Cho đến 6 độ trễ, có tính nhân quả song phương giữa cung tiền và lãi suất. Tuy nhiên, ứng với 8 độ trễ, không có mối quan hệ có ý nghĩa thống kê giữa hai biến. Điều này củng cố nhận định đưa ra trên đây rằng kết quả của kiểm định Granger nhạy cảm với số lượng độ trễ đưa vào mô hình.

Ví dụ 17.14 Tính nhân quả giữa tỷ lệ tăng trưởng GDP và tỷ lệ tổng tiết kiệm ở 9 nước Đông Á

Một nghiên cứu về tính nhân quả song phương giữa tỷ lệ tăng trưởng GDP (g) và tỷ lệ tổng tiết kiệm (s) cho ta các kết quả trình bày trong bảng 17.7.⁵⁹ Để so sánh, các kết quả của Hoa Kỳ cũng được trình bày trong bảng. Nhìn chung, các kết quả trình bày trong bảng 17.7 cho thấy rằng, đối với hầu hết các nước Đông Á, tính nhân quả đi từ tỷ lệ tăng trưởng GDP đến tỷ lệ tổng tiết kiệm. Trái lại, đối với Hoa Kỳ trong giai đoạn 1950-1988, ứng với 3 độ trễ (3 năm), tính nhân quả phát huy theo cả hai chiều, nhưng ứng với 4 độ trễ và 5 độ trễ, tính nhân quả đi từ tỷ lệ tăng trưởng GDP đến tỷ lệ tiết kiệm, nhưng không có chiều ngược lại.

Để kết luận thảo luận của chúng ta về kiểm định Granger, nên nhớ vấn đề ta đang xem xét là: liệu về mặt thống kê, ta có thể dò tìm chiều hướng nhân quả hay không khi *nhất thời* có một mối quan hệ trễ giữa hai biến. Nếu tính nhân quả được thiết lập, nó cho thấy rằng ta có thể sử dụng một biến để dự báo tốt hơn biến kia, thay vì chỉ đơn thuần dự báo từ lịch sử quá khứ của biến kia. Trong trường hợp các nền kinh tế Đông Á, xem ra ta có thể dự đoán tỷ lệ tổng tiết kiệm thông qua xem xét các giá trị trễ của tỷ lệ tăng trưởng GDP tốt hơn so với chỉ đơn thuần xem xét các giá trị trễ của tỷ lệ tổng tiết kiệm.

Bảng 17.7 Các kiểm định nhân quả Granger giữa tỷ lệ tăng trưởng GDP thực trên đầu người và tỷ lệ tổng tiết kiệm

Nền kinh tế, năm	Số độ trễ	Biến trễ ở vế phải, tiết kiệm	Tăng trưởng	Nền kinh tế, năm	Số độ trễ	Biến trễ ở vế phải, tiết kiệm	Tăng trưởng
Hong Kong 1960-88	1	C	C	Philippines 1950-88	1	K	C
	2	C	C		2	K	C
	3	C	C		3	K	C
	4	C	C		4	K	C

⁵⁹ Các kết quả này được lấy từ *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*, ấn bản của nhà xuất bản đại học Oxford cho Ngân hàng Thế giới, 1994, trang 244.

	5	C	C		5	K	C
Indonesia	1	C	C	Singapore	1	K	K
1965	2	K	C	1960-88	2	K	K
	3	K	C		3	K	K
	4	K	C		4	C	K
	5	K	C		5	C	K
Nhật Bản	1	K	C	Đài Loan	1	C	C
1950-88	2	K	C	1950-88	2	K	C
	3	K	C		3	K	C
	4	K	C		4	K	C
	5	K	C		5	K	C
Hàn Quốc	1	C	C	Thái Lan	1	K	C
1955-88	2	K	C	1950-88	2	K	C
	3	K	C		3	K	C
	4	K	C		4	K	C
	5	K	C		5	K	C
Malaysia	1	C	C	Hoa Kỳ	1	C	C
1955-88	2	C	C	1950-88	2	C	C
	3	K	K		3	C	C
	4	K	K		4	K	C
	5	K	C		5	K	C

C = Có ý nghĩa; K = Không có ý nghĩa.

Chú thích: Tăng trưởng là tăng trưởng GDP thực trên đầu người theo giá quốc tế năm 1985.

Nguồn: Ngân hàng Thế giới, *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*, Oxford University Press, New York, 1993, trang 244 (bảng A 5.2). Nguồn ban đầu là từ nghiên cứu của Robert Summers và Alan Heston, 'The Penn World Tables (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-88,' *Quarterly Journal of Economics*, tập 105, số 2, 1991.

Lưu ý về tính nhân quả và tính ngoại sinh

Như ta sẽ nghiên cứu trong các chương về mô hình hệ phương trình đồng thời trong phần IV của quyển sách này, các biến số kinh tế thường được xếp vào hai loại tổng quát, **nội sinh** và **ngoại sinh**. Nói đại khái, biến nội sinh là tương đương với biến phụ thuộc trong mô hình hồi quy phương trình đơn và biến ngoại sinh là tương đương với các biến X hay biến giải thích trong một mô hình như vậy, miễn là các biến X không tương quan với số hạng sai số trong phương trình đó.⁶⁰

Bây giờ ta nêu lên một câu hỏi thú vị: Giả sử trong một kiểm định nhân quả Granger, ta tìm thấy biến X (Granger) gây ra biến Y, nhưng biến Y không gây ra biến X (nghĩa là không có nhân quả song phương). Khi đó liệu ta có thể xem biến X là biến ngoại sinh? Nói cách khác, liệu ta có thể sử dụng tính nhân quả Granger (hay không nhân quả) để xác lập tính ngoại sinh?

Để trả lời câu hỏi này, ta cần phân biệt 3 loại ngoại sinh: (1) yếu, (2) mạnh, và (3) siêu ngoại sinh. Để đơn giản trong việc trình bày, giả sử ta chỉ xem xét hai biến, Y_t và X_t , và giả sử thêm rằng ta chạy hồi quy Y_t theo X_t . Ta nói X_t có tính *ngoại sinh yếu* nếu biến Y_t cũng không giải

⁶⁰ Dĩ nhiên, nếu các biến giải thích bao gồm một hay nhiều số hạng trễ của biến nội sinh, yêu cầu này xem ra không thỏa được.

thích cho biến X_t . Trong trường hợp này, việc ước lượng và kiểm định mô hình hồi quy có thể được thực hiện theo điều kiện là chạy hồi quy theo các giá trị của X_t . Thật ra, xem lại chương 2, bạn sẽ thấy rằng việc lập mô hình hồi quy của chúng ta được lập điều kiện là chạy theo các giá trị của biến X . Ta nói X_t có tính *ngoại sinh mạnh* nếu các giá trị Y hiện hành và Y trễ không giải thích cho biến X (nghĩa là không có mối quan hệ phản hồi). Và X_t có tính *siêu ngoại sinh* nếu các thông số trong phép hồi quy Y và X không thay đổi thậm chí khi các giá trị X thay đổi; nghĩa là, các giá trị thông số bất biến theo sự thay đổi của giá trị X . Nếu trên thực tế điều này xảy ra, thì nhận định nổi tiếng gọi là ‘phê bình Lucas’ có thể mất đi sức mạnh.⁶¹

Lý do khiến ta phân biệt ba loại ngoại sinh là: ‘Nói chung, ngoại sinh yếu là tất cả những gì cần thiết cho mục đích ước lượng và kiểm định, ngoại sinh mạnh là cần thiết để dự báo và siêu ngoại sinh cần thiết cho mục đích phân tích chính sách.’⁶²

Quay lại với nhân quả Granger, nếu một biến số, chẳng hạn như biến Y , không gây ra một biến khác, ví dụ như biến X , liệu ta có thể cho rằng biến X là ngoại sinh? Đáng tiếc thay, câu trả lời không đơn giản. Nếu ta đang nói về ngoại sinh yếu, ta có thể chứng minh rằng *tính nhân quả Granger không cần mà cũng chẳng đủ để thiết lập tính ngoại sinh*. Mặt khác, nhân quả Granger là cần (nhưng không đủ) để thiết lập tính ngoại sinh mạnh. Việc chứng minh các nhận định này vượt ra ngoài phạm vi quyển sách này.⁶³ Vì mục đích ở đây, tốt hơn nên tách riêng khái niệm nhân quả Granger và tính ngoại sinh và xem nhân quả Granger như một công cụ mô tả hữu ích cho số liệu chuỗi thời gian. Trong chương 19, ta sẽ thảo luận một phép kiểm định để tìm xem một biến có thể được xem là ngoại sinh hay không.

17.15 Tóm tắt và kết luận

1. Vì những lý do tâm lý, kỹ thuật và thể chế, một biến hồi quy phụ thuộc có thể phản ứng trước một hay nhiều biến hồi quy độc lập sau một thời gian trễ. Những mô hình hồi quy xem xét đến các độ trễ được gọi là **mô hình hồi quy trễ** hay **mô hình hồi quy động học**.
2. Có hai loại mô hình trễ: **mô hình phân phối trễ** và **mô hình tự hồi quy**. Trong mô hình phân phối trễ, các giá trị hiện hành và giá trị trễ của biến độc lập là biến giải thích. Trong mô hình tự hồi quy, các giá trị trễ của biến phụ thuộc xuất hiện như những biến giải thích.
3. Một mô hình phân phối trễ thuần túy có thể được ước lượng bằng OLS, nhưng trong trường hợp đó, có vấn đề về tính đa cộng tuyến vì các giá trị trễ nối tiếp nhau của một biến độc lập có xu hướng tương quan với nhau.

⁶¹ Nhà kinh tế đoạt giải Nobel Robert Lucas đưa ra định đề rằng mối quan hệ hiện hữu giữa các biến số kinh tế có thể thay đổi khi chính sách thay đổi, trong trường hợp đó, các thông số ước lượng từ một mô hình hồi quy sẽ không có giá trị dự đoán. Về đề tài này, xem sách của Oliver Blanchard, *Macroeconomics*, Prentice Hall, 1997, trang 371-372.

⁶² Keith Cuthbertson, Stephen G. Hall và Mark P. Taylor, *Applied Econometric Techniques*, University of Michigan Press, 1992, trang 100.

⁶³ Tìm đọc thảo luận so sánh đơn giản trong sách của G. S. Maddala, *Introduction to Econometrics*, xuất bản lần thứ hai, Macmillan, New York, 1992, trang 394-395, và sách của David F. Hendry, *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, New York, 1995, chương 5.

4. Như một hệ quả, người ta đã nghĩ ra một vài phương pháp thực hành nhanh chóng và trực tiếp. Các phương pháp này bao gồm các cơ chế Koyck, kỳ vọng điều chỉnh, và điều chỉnh riêng phần; cơ chế Koyck dựa vào cách tiếp cận đại số thuần túy, trong khi hai cơ chế kia dựa vào các nguyên lý kinh tế.

5. Nhưng một thuộc tính đặc thù của các **mô hình Koyck, kỳ vọng điều chỉnh và điều chỉnh riêng phần** là: tất cả các mô hình này đều có bản chất là mô hình tự hồi quy trong đó các giá trị trễ của biến phụ thuộc xuất hiện như một trong những biến giải thích.

6. Tính chất tự hồi quy đặt ra sự thử thách về ước lượng; nếu biến phụ thuộc trễ tương quan với số hạng sai số thì việc ước lượng những mô hình này bằng OLS chẳng những bị thiên lệch (chệch) mà còn không nhất quán. Thiên lệch và không nhất quán xảy ra với mô hình Koyck và mô hình kỳ vọng điều chỉnh; mô hình điều chỉnh riêng phần thì khác ở chỗ nó có thể được ước lượng một cách nhất quán bằng OLS bất chấp sự hiện diện của biến phụ thuộc trễ.

7. Để ước lượng mô hình Koyck và mô hình kỳ vọng điều chỉnh một cách nhất quán, phương pháp phổ biến nhất là **phương pháp biến công cụ**. Biến công cụ là biến đại diện cho biến phụ thuộc trễ nhưng có đặc điểm là không tương quan với số hạng sai số.

8. Khác với các mô hình hồi quy trễ vừa thảo luận là **mô hình phân phối trễ đa thức Almon**, tránh được những vấn đề ước lượng gắn liền với các mô hình tự hồi quy. Tuy nhiên, vấn đề chính với cách tiếp cận Almon là người ta phải *xác lập trước* độ dài thời gian trễ và bậc đa thức. Có cả phương pháp chính thức và phi chính thức để giải quyết việc chọn lựa độ dài thời gian trễ và bậc đa thức.

9. Bất chấp những vấn đề ước lượng, vốn có thể vượt qua được, các mô hình phân phối và tự hồi quy tỏ ra cực kỳ hữu ích trong kinh tế học thực nghiệm vì chúng làm cho lý thuyết kinh tế tĩnh học trở thành động học thông qua chính thức xem xét đến vai trò của thời gian. Những mô hình này giúp ta phân biệt giữa phản ứng ngắn hạn và dài hạn của biến phụ thuộc theo sự thay đổi một đơn vị của giá trị biến giải thích. Vì thế, để ước lượng độ co giãn theo giá, thu nhập, hàng thay thế, và các độ co giãn khác, các mô hình này xem ra hết sức hữu ích.⁶⁴

10. Vì liên quan đến các độ trễ, các mô hình phân phối và tự hồi quy làm phát sinh vấn đề tính nhân quả trong các biến số kinh tế. Trong nghiên cứu ứng dụng, việc lập mô hình **nhân quả Granger** đã nhận được sự chú ý đáng kể. Nhưng ta phải hết sức thận trọng khi sử dụng phương pháp luận Granger vì nó hết sức nhạy cảm với độ dài thời gian trễ (số độ trễ) sử dụng trong mô hình.

11. Ngay cả nếu một biến số (X) là ‘nguyên nhân Granger’ gây ra một biến số khác (Y), điều đó không có nghĩa là X là ngoại sinh. Chúng ta phân biệt ba loại ngoại sinh – yếu, mạnh, và siêu ngoại sinh – và nêu rõ tầm quan trọng của việc phân biệt này.

⁶⁴ Về ứng dụng của các mô hình này, xem sách của Arnold C. Harberger, *The Demand for Durable Goods*, University of Chicago Press, Chicago, 1960.

BÀI TẬP

Câu hỏi

17.1. Giải thích ngắn gọn nguyên nhân khiến nhận định sau đây là đúng, sai, hay không chắc chắn:

- Tất cả các mô hình kinh tế thực chất đều có tính động học.
- Mô hình Koyck sẽ gần như vô nghĩa nếu một số hệ số phân phối trễ có giá trị dương và một số có giá trị âm.
- Nếu các mô hình Koyck và kỳ vọng điều chỉnh được ước lượng bằng OLS, ước lượng sẽ chệch nhưng nhất quán.
- Trong mô hình điều chỉnh riêng phần, ước lượng OLS bị chệch trong những mẫu có hạn.
- Với sự hiện diện của một hay nhiều biến độc lập ngẫu nhiên và một số hạng sai số tự tương quan, phương pháp biến công cụ sẽ tạo ra các giá trị ước lượng không chệch và nhất quán.
- Với sự hiện diện của một biến phụ thuộc trễ như một biến độc lập, trị thống kê Durbin Watson để dò tìm tính tự tương quan trở nên vô ích trong thực hành.
- Kiểm định Durbin h có giá trị cả đối với mẫu lớn và mẫu nhỏ.
- Kiểm định Granger là kiểm định tiên lệ thì đúng hơn là kiểm định nhân quả.

17.2. Xây dựng phương trình (17.7.2).

17.3. Chứng minh phương trình (17.8.3).

17.4. Giả định rằng giá cả được hình thành căn cứ theo giả thiết kỳ vọng điều chỉnh sau đây:

$$P_t^* = \gamma P_{t-1} + (1 - \gamma) P_{t-1}^*$$

Trong đó P^* là giá kỳ vọng và P là giá thực tế.

Hoàn tất bảng sau đây, giả định $\gamma = 0.5^*$

Thời đoạn	P^*	P
$t - 3$	100	110
$t - 2$		125
$t - 1$		155
t		185
$t + 1$		--

17.5. Ta hãy xem mô hình:

* Phỏng theo nghiên cứu của G. K. Shaw, tài liệu đã dẫn, trang 26.

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 Y_{t-1} + v_t$$

Giả sử Y_{t-1} và v_t tương quan với nhau. Để triệt tiêu tính tương quan, giả sử ta sử dụng cách tiếp cận biến công cụ sau đây: Trước tiên ta chạy hồi quy Y_t theo X_{1t} và X_{2t} và thu được $\hat{Y}_{t-1}$ ước lượng từ phép hồi quy này. Sau đó chạy hồi quy

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 \hat{Y}_{t-1} + v_t$$

Trong đó $\hat{Y}_{t-1}$ được ước lượng từ hồi quy giai đoạn một.

- Làm thế nào qui trình này giúp triệt tiêu mối tương quan giữa Y_{t-1} và v_t trong mô hình gốc?
- Các ưu điểm của qui trình đề xuất là gì so với cách tiếp cận Liviatan?

*17.6. a. Xây dựng phương trình (17.4.8).

b. Tính độ trễ trung vị đối với $\lambda = 0.2, 0.4, 0.6, 0.8$.

c. Có mối quan hệ hệ thống nào giữa giá trị của λ và giá trị của độ trễ trung vị?

17.7. a. Chứng minh rằng đối với mô hình Koyck, độ trễ trung bình là như biểu thị trong phương trình (17.4.10).

b. Nếu λ tương đối lớn, ý nghĩa của điều đó là gì?

17.8. Sử dụng công thức độ trễ trung bình đã cho trong (17.4.9), xác minh rằng độ trễ trung bình bằng 10.959 quý, như báo cáo minh họa bảng 17.1.

17.9 Giả sử :

$$M_t = \alpha + \beta_1 Y_t^* + \beta_2 R_t^* + u_t$$

Trong đó M = Cầu số dư tiền thực, Y^* = Thu nhập thực kỳ vọng, và R^* = Lãi suất kỳ vọng. Giả sử các kỳ vọng được hình thành như sau:

$$Y_t^* = \gamma_1 Y_t + (1 - \gamma_1) Y_{t-1}^*$$

$$R_t^* = \gamma_2 R_t + (1 - \gamma_2) R_{t-1}^*$$

Trong đó γ_1 và γ_2 là các hệ số kỳ vọng, cả hai đều nằm trong khoảng từ 0 đến 1.

- Bạn sẽ biểu thị M_t theo các lượng quan sát được như thế nào?
- Bạn dự kiến trước những vấn đề ước lượng gì?

†17.10. Nếu bạn ước lượng mô hình (17.7.2) bằng OLS, bạn có thể suy ra các giá trị ước lượng của các thông số gốc hay không? Bạn dự kiến trước những vấn đề gì? (Xem chi tiết trong nghiên cứu của Roger N. Waud. *)

* Bài tập tùy chọn.

† Bài tập tùy chọn.

17.11. **Mô hình tương quan chuỗi.** Xem mô hình sau đây:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$$

Giả định rằng u_t có diễn biến tự hồi quy bậc một Markov như đã trình bày trong chương 12, nghĩa là:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

trong đó ρ là hệ số tự tương quan (bậc một) và ε_t thỏa mọi giả định về OLS kinh điển. Khi đó, như biểu thị trong chương 12, mô hình:

$$Y_t = \alpha(1 - \rho) + \beta(X_t - \rho X_{t-1}) + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

sẽ có một số hạng sai số không phụ thuộc chuỗi, khiến ta có thể áp dụng ước lượng OLS. Nhưng mô hình này, được gọi là **mô hình tương quan chuỗi**, rất giống các mô hình Koyck, kỳ vọng điều chỉnh, và điều chỉnh riêng phần. Trong một tình huống cho trước, làm sao bạn biết mô hình nào trong các mô hình trên đây là phù hợp?

17.12. Xem mô hình Koyck (hay mô hình kỳ vọng điều chỉnh) đã cho trong (17.4.7), nghĩa là:

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

Giả sử trong mô hình gốc, u_t có diễn biến tự hồi quy bậc một $u_t - \rho u_{t-1} = \varepsilon_t$, trong đó ρ là hệ số tự tương quan và ε_t thỏa tất cả các giả định OLS kinh điển.

- Nếu $\rho = \lambda$, thì mô hình Koyck có thể ước lượng bằng OLS được không?
- Liệu các giá trị ước lượng thu được sẽ không chệch? Nhất quán? Tại sao có hoặc tại sao không?
- Giả định $\rho = \lambda$ hợp lý như thế nào?

17.13. **Mô hình phân phối trễ tam giác hay số học.**[†] Mô hình này giả định rằng biến kích thích (biến giải thích) phát huy tác động lớn nhất trong thời đoạn hiện tại rồi giảm dần những lượng bằng nhau cho đến bằng không khi ta đi về quá khứ xa dần. Về mặt hình học, mô hình này được biểu thị trong hình 17.9. Theo phân phối này, giả sử ta chạy các mô hình hồi quy tiếp nối sau đây:

$$Y_t = \alpha + \beta \left(\frac{2X_t + X_{t-1}}{3} \right)$$

$$Y_t = \alpha + \beta \left(\frac{3X_t + 2X_{t-1} + X_{t-2}}{6} \right)$$

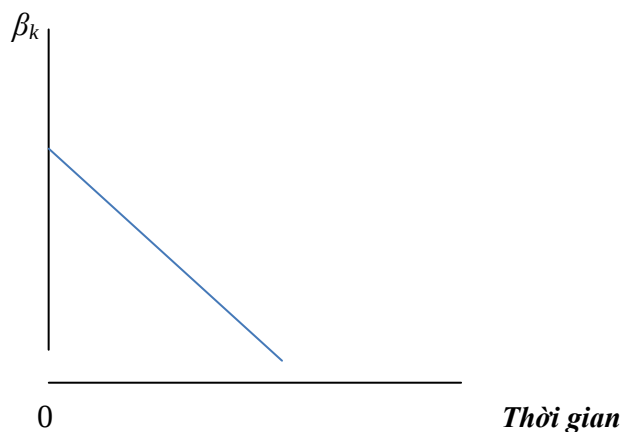
$$Y_t = \alpha + \beta \left(\frac{4X_t + 3X_{t-1} + 2X_{t-2} + X_{t-3}}{10} \right)$$

* “Misspecification in the ‘Partial Adjustment’ and ‘Adaptive Expectation’ Models,” *International Economics Review*, tập 9, số 2, tháng 6-1968, trang 204-217.

[†] Mô hình này được đề xuất bởi Irving Fisher trong ‘Note on a Short Cut Method for Calculating Distributed Lags,’ *International Statistical Bulletin*, 1937, trang 323-328.

v.v... và chọn hồi quy nào cho ta R^2 cao nhất làm hồi quy ‘tốt nhất’. Nhận xét chiến lược này.

Hình 17.9 Độ trễ tam giác hay số học (của Fisher)



17.14. Từ số liệu hàng quý trong giai đoạn 1950-1960, F. P. R. Brechling thu được hàm cầu lao động sau đây trong nền kinh tế nước Anh (số liệu trong dấu ngoặc đơn là sai số chuẩn):*

$$\hat{E}_t = 14.22 + 0.172Q_t - 0.028t - 0.0007t^2 - 0.29E_{t-1}$$

(2.61) (0.014) (0.015) (0.0002) (0.033)

$$\bar{R}^2 = 0.76 \quad d = 1.37$$

Trong đó $\hat{E} = (E_t - E_{t-1})$

Q = Sản lượng

t = Thời gian

Phương trình trên đây dựa vào giả định rằng mức tuyển dụng mong muốn E_t^* là một hàm số theo sản lượng, thời gian và thời gian bình phương; và dựa vào giả thiết là $E_t - E_{t-1} = \delta(E_t^* - E_{t-1})$, trong đó hệ số điều chỉnh δ nằm trong khoảng từ 0 đến 1.

- Diễn giải mô hình hồi quy trên đây.
- Giá trị của δ là bao nhiêu?
- Hãy suy ra hàm cầu lao động dài hạn từ hàm cầu ngắn hạn ước lượng.
- Bạn kiểm định tương quan chuỗi trong mô hình trên đây như thế nào?

17.15. Khi nghiên cứu cầu đối với máy kéo của hoạt động nông nghiệp, Griliches sử dụng mô hình sau đây:*

* F. P. R. Brechling, 'The Relationship between Output and Employment in British Manufacturing Industries,' *Review of Economic Studies*, tập 32, tháng 7-1965.

$$T_t^* = \alpha X_{1,t-1}^{\beta_1} X_{2,t-1}^{\beta_2}$$

Trong đó T^* = Trữ lượng máy kéo mong muốn

X_1 = Giá tương đối của máy kéo

X_2 = Lãi suất

Sử dụng mô hình điều chỉnh trữ lượng, ông thu được các kết quả sau đây cho giai đoạn 1921-1957:

$$\widehat{\log T_t} = \text{hằng số} - 0.218 \log X_{1,t-1} - 0.855 \log X_{2,t-1} + 0.864 \log T_{t-1}$$

(0.051) (0.170) (0.035)

$$R^2 = 0.987$$

Trong đó số liệu trong dấu ngoặc đơn là sai số chuẩn.

- Hệ số điều chỉnh ước lượng là bao nhiêu?
- Các độ co giãn cầu theo giá ngắn hạn và dài hạn là bao nhiêu?
- Các độ co giãn theo lãi suất tương ứng là bao nhiêu?
- Những lý do gì khiến cho tỷ lệ điều chỉnh trong mô hình này cao hay thấp?

17.16. Bất kỳ khi nào biến phụ thuộc trễ xuất hiện như một biến giải thích, R^2 thường cao hơn nhiều so với khi không bao gồm biến này. Lý do của quan sát này là gì?

17.17. Ta hãy xem các diễn biến trễ trong hình 17.10. Bạn sẽ chọn các đa thức bậc mấy để phù hợp với các cơ cấu trễ, và tại sao?

17.18. Hãy xem phương trình (17.13.4):

$$\beta_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 + \dots + a_m i^m$$

Để tìm phương sai của $\hat{\beta}_i$ từ các phương sai của $\hat{a}_i$, ta sử dụng công thức sau đây:

$$\begin{aligned} \text{var}(\hat{\beta}_i) &= \text{var}(\hat{a}_0 + \hat{a}_1 i + \hat{a}_2 i^2 + \dots + \hat{a}_m i^m) \\ &= \sum_{j=0}^m i^{2j} \text{var}(\hat{a}_0) + 2 \sum_{j < p} i^{(j+p)} \text{cov}(\hat{a}_{ij}, \hat{a}_p) \end{aligned}$$

- Sử dụng công thức trên đây, tìm phương sai của $\hat{\beta}_i$, được biểu thị dưới dạng:

$$\hat{\beta}_i = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 i + \hat{a}_2 i^2$$

$$\hat{\beta}_i = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 i + \hat{a}_2 i^2 + \hat{a}_3 i^3$$

- Nếu các phương sai của $\hat{a}_i$ tương đối lớn so với bản thân chúng, thì có phải phương sai của $\hat{\beta}_i$ cũng lớn? Tại sao có hay tại sao không?

* Zvi Griliches, 'The Demand for a Durable Input: Farm Tractors in the United States, 1921-1957', trong sách của Arnold C. Harberger chủ biên, *The Demand for Durable Goods*, University of Chicago Press, Chicago, 1960.

17.19. Xem mô hình phân phối trễ sau đây:

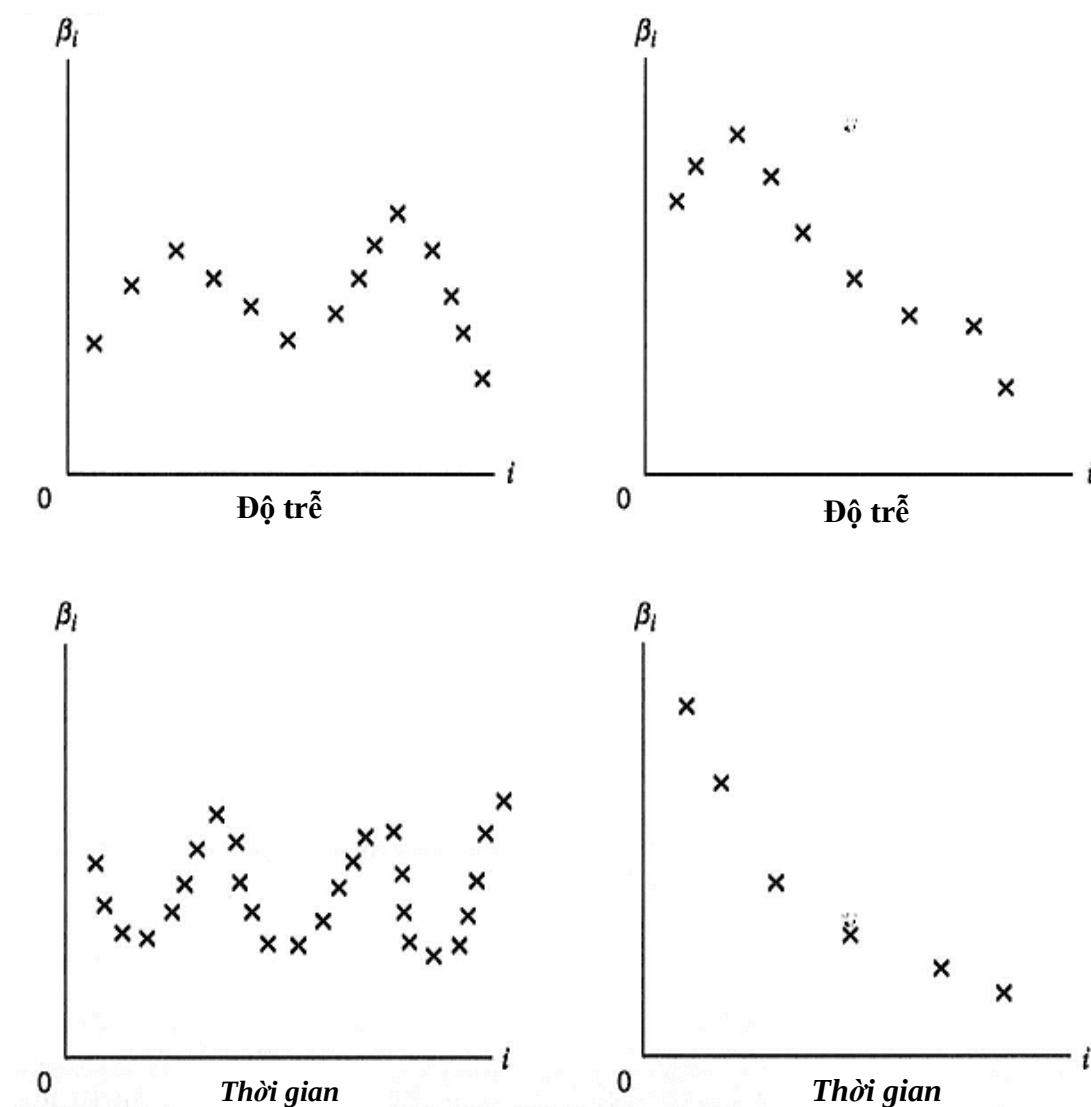
$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \beta_3 X_{t-3} + \beta_4 X_{t-4} + u_t$$

Giả sử β_i có thể được biểu thị đầy đủ bằng đa thức bậc hai như sau:

$$\beta_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2$$

Bạn sẽ ước lượng các hệ số β như thế nào nếu bạn muốn áp đặt điều kiện hạn chế là $\beta_0 = \beta_4 = 0$?

Hình 17.10 Các cơ cấu trễ giả định



17.20. **Mô hình phân phối trễ dạng chữ V ngược.** Ta hãy xem mô hình phân phối trễ có hạn với k thời đoạn như sau:

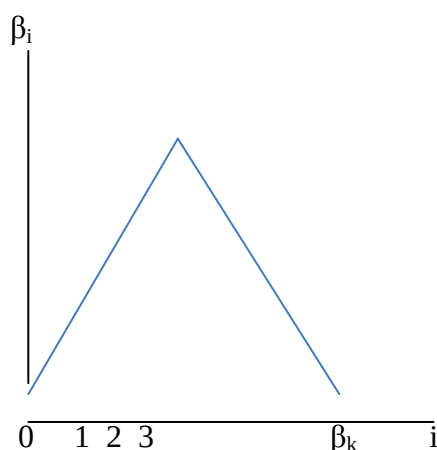
$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{tk} + u_t$$

F. DeLeeuw đã đề xuất cơ cấu cho các hệ số β như trong hình 17.11, trong đó các hệ số β có dạng chữ V ngược. Để đơn giản, giả sử k (số độ trễ tối đa) là một số chẵn, và giả định thêm rằng β_0 và β_k đều bằng không, DeLeeuw đề xuất cơ chế sau đây cho các hệ số β :

$$\begin{aligned}\beta_i &= i\beta & 0 \leq i \leq k/2 \\ &= (k-i)\beta & k/2 \leq i < k\end{aligned}$$

Bạn sẽ sử dụng cơ chế DeLeeuw như thế nào để ước lượng các thông số của mô hình phân phối trễ k thời đoạn trên đây?

Hình 17.11 Mô hình phân phối trễ dạng chữ V ngược



17.21. Tham khảo bài tập 12.15. Vì các trị thống kê ở đây gần như không có giá trị sử dụng để dò tìm tính tự tương quan (bậc một) (tại sao?), bạn sẽ kiểm định tính tự tương quan trong trường hợp này như thế nào?

Bài toán

17.22. Xem mô hình sau đây:

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

Trong đó Y^* là chỉ tiêu dài hạn hay chỉ tiêu mong muốn của doanh nghiệp cho đầu tư nhà máy và thiết bị mới, X_t là doanh số và t là thời gian. Sử dụng mô hình điều chỉnh trữ lượng, hãy ước lượng các thông số của hàm cầu dài hạn và ngắn hạn đối với chỉ tiêu nhà máy và thiết bị mới trình bày trong bảng 17.8. Bạn làm thế nào để phát hiện xem có tương quan chuỗi trong số liệu hay không?

Bảng 17.8 Đầu tư vào nhà máy và thiết bị cố định trong công nghiệp chế tạo Y và doanh số công nghiệp chế tạo X_2 , đơn vị tính: tỷ USD, điều chỉnh theo mùa, Hoa Kỳ, 1970-1991

Năm	Chỉ tiêu máy móc thiết bị, Y	Doanh số, X	Năm	Chỉ tiêu máy móc thiết bị, Y	Doanh số, X
1970	36.99	52.805	1981	128.68	168.129

1971	33.60	55.906	1982	123.97	163.351
1972	35.42	63.027	1983	117.35	172.857
1973	42.35	72.931	1984	139.61	190.680
1974	52.48	84.790	1985	152.88	194.538
1975	53.66	86.589	1986	137.95	194.657
1976	58.53	98.797	1987	141.06	206.326
1977	67.48	113.201	1988	163.45	223.541
1978	78.13	126.905	1989	183.80	232.724
1979	95.13	143.936	1990	192.61	239.349
1980	112.60	154.391	1991	182.81	235.142

Nguồn: *Báo cáo kinh tế của tổng thống*, 1993. Số liệu của biến Y lấy từ bảng B-52, trang 407; số liệu biến X₂ lấy từ bảng 8-53, trang 408.

17.23 Sử dụng số liệu của bài tập 17.22, nhưng xem mô hình sau đây:

$$Y_t^* = \beta_0 X_t^{\beta_1} e^{u_t}$$

Sử dụng mô hình điều chỉnh trữ lượng (tại sao?), ước lượng các độ co giãn ngắn hạn và dài hạn của chi tiêu đầu tư nhà máy và thiết bị mới theo doanh số. So sánh các kết quả trong bài tập này với các kết quả trong bài tập 17.22. Bạn chọn mô hình nào và tại sao? Có tương quan chuỗi trong số liệu hay không? Làm sao bạn biết?

17.24 Sử dụng số liệu của bài tập 17.22 nhưng giả định rằng:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t^* + u_t$$

Trong đó X_t^* là doanh số mong muốn. Ước lượng các thông số của mô hình này và so sánh kết quả với kết quả thu được trong bài tập 17.22. Làm thế nào bạn quyết định mô hình nào là phù hợp? Trên cơ sở trị thống kê h, bạn sẽ kết luận có tương quan chuỗi trong số liệu hay không?

17.25. Giả sử có ai đó thuyết phục bạn tin rằng mối quan hệ của chi tiêu đầu tư nhà máy và thiết bị mới của doanh nghiệp và doanh số của doanh nghiệp là như sau:

$$Y_t^* = \alpha + \beta X_t^* + u_t$$

Trong đó Y^* là chi tiêu mong muốn và X^* là doanh số mong muốn hay kỳ vọng. Sử dụng số liệu cho trong bài tập 17.22 để ước lượng mô hình này và nhận xét các kết quả của bạn.

17.26. Sử dụng số liệu cho trong bài tập 17.22, xác định xem liệu chi tiêu đầu tư nhà máy thiết bị mới là nguyên nhân Granger của doanh số hay doanh số là nguyên nhân Granger của chi tiêu đầu tư nhà máy thiết bị mới. Sử dụng cho đến 6 độ trễ và nhận xét các kết luận của bạn. Bạn rút ra bài học quan trọng gì từ bài tập này?

17.27 Giả định rằng doanh số trong bài tập 17.22 có một ảnh hưởng phân phối trễ đối với chi tiêu nhà máy và thiết bị mới. Chọn một mô hình trễ Almon phù hợp với số liệu.

17.28. Ước lượng lại phương trình (17.13.16), trong đó đặt ra điều kiện (1) hạn chế đầu gần, (2) hạn chế đầu xa, và (3) hạn chế hai đầu; rồi so sánh các kết quả với kết quả đã cho trong (17.13.16). Bạn rút ra kết luận tổng quát gì?

17.29. Bảng 17.9 cho ta số liệu về đầu tư cố định tư nhân vào thiết bị và xử lý thông tin (Y , tính bằng tỷ USD), doanh số trong tổng công nghiệp chế tạo và thương mại (X_2 , tính bằng triệu USD), và lãi suất (X_3 , lãi suất trái phiếu công ty hạng 3A theo xếp hạng của Moody, phần trăm), số liệu của Y và X_2 được điều chỉnh theo mùa.

a. Kiểm định tính nhân quả song phương giữa Y và X_2 , cần thận chú ý đến độ dài thời gian trễ.

b. Kiểm định tính nhân quả song phương giữa Y và X_3 , cũng cần thận chú ý đến độ dài thời gian trễ.

c. Để xem xét ảnh hưởng phân phối trễ của doanh số đối với đầu tư, giả sử bạn quyết định sử dụng kỹ thuật trễ Almon. Trình bày mô hình ước lượng, sau khi chú ý thỏa đáng đến độ dài thời gian trễ cũng như bậc của đa thức.

Bảng 17.9 Đầu tư, doanh số và lãi suất, Hoa Kỳ, 1960-1999

Quan sát	Đầu tư	Doanh số	Lãi suất	Quan sát	Đầu tư	Doanh số	Lãi suất
1960	4.9	60,827	4.41	1980	69.6	327,233	11.94
1961	5.2	61,159	4.35	1981	82.4	355,822	14.17
1962	5.7	65,662	4.33	1982	88.9	347,625	13.79
1963	6.5	68,995	4.26	1983	100.8	369,286	12.04
1964	7.3	73,682	4.40	1984	121.7	410,124	12.71
1965	8.5	80,283	4.49	1985	130.8	422,583	11.37
1966	10.6	87,187	5.13	1986	137.6	430,419	9.02
1967	11.2	90,820	5.51	1987	141.9	457,735	9.38
1968	11.9	96,685	6.18	1988	155.9	497,157	9.71
1969	14.6	105,690	7.03	1989	173.0	527,039	9.26
1970	16.7	108,221	8.04	1990	176.1	545,909	9.32
1971	17.3	116,895	7.39	1991	181.4	542,815	8.77
1972	19.3	131,081	7.21	1992	197.5	567,176	8.14
1973	23.0	153,677	7.44	1993	215.0	595,628	7.22
1974	26.8	177,912	8.57	1994	233.7	639,163	7.96
1975	28.2	182,198	8.83	1995	262.0	684,982	7.59
1976	32.4	204,150	8.43	1996	287.3	718,113	7.37
1977	38.6	229,513	8.02	1997	325.2	753,445	7.26
1978	48.3	260,320	8.73	1998	367.4	779,413	6.53
1979	58.6	297,701	9.63	1999	433.0	833,079	7.04

17.30. Bảng 17.10 trình bày số liệu về chỉ số tiền công thực trên giờ (Y) và sản lượng trên giờ (X_2), trong đó cả hai chỉ số đều lấy năm gốc 1992 = 100, trong khu vực doanh nghiệp của nền kinh tế Hoa Kỳ trong giai đoạn 1960-1999, cũng như tỷ lệ thất nghiệp dân sự (X_3) trong cùng giai đoạn.

Bảng 17.10 Tiền lương, năng suất và tỷ lệ thất nghiệp, Hoa Kỳ, 1960-1999

Quan sát	COMP	PRODUCT	UNRate	Quan sát	COMP	PRODUCT	UNRate
1960	60.0	48.8	5.5	1980	89.5	80.4	7.1
1961	61.8	50.6	6.7	1981	89.5	82.0	7.6
1962	63.9	52.9	5.5	1982	90.9	91.7	9.7
1963	65.4	55.0	5.7	1983	91.0	84.6	9.6
1964	67.9	57.5	5.2	1984	91.3	87.0	7.5
1965	69.4	59.6	4.5	1985	92.7	88.7	7.2
1966	71.9	62.0	3.8	1986	95.8	91.4	7.0
1967	73.8	63.4	3.8	1987	96.3	91.9	6.2
1968	76.3	65.4	3.6	1988	97.3	93.0	5.5
1969	77.4	65.7	3.5	1989	95.9	93.9	5.3
1970	78.9	67.0	4.9	1990	96.5	95.2	5.6
1971	80.4	69.9	5.9	1991	97.5	96.3	6.8
1972	82.7	72.7	5.6	1992	100	100.0	7.5
1973	84.5	74.5	4.9	1993	99.9	100.5	6.9
1974	83.5	73.2	5.6	1994	99.7	101.9	6.1
1975	84.4	75.8	8.5	1995	99.3	102.6	5.6
1976	86.8	78.5	7.7	1996	99.7	105.4	5.4
1977	87.9	79.8	7.1	1997	100.4	107.6	4.9
1978	89.5	80.7	6.1	1998	104.3	110.5	4.5
1979	89.7	80.7	5.8	1999	107.3	114.0	4.2

Chú thích: COMP = chỉ số tiền công thực trên giờ (1992 = 100).

PRODUCT = chỉ số sản lượng trên giờ (1992 = 100).

UNRate = tỷ lệ thất nghiệp dân sự, phần trăm.

Nguồn: Báo cáo kinh tế của tổng thống, 2001, bảng B49, trang 322.

- Bằng cách nào bạn dự đoán rằng tiền công lao động xác định năng suất lao động hay ngược lại?
- Xây dựng một mô hình phù hợp để kiểm định dự đoán của bạn trong câu a, trình bày các trị thống kê thông thường.
- Theo bạn, tỷ lệ thất nghiệp có ảnh hưởng đối với tiền công lao động hay không, và nếu có, bạn sẽ xem xét điều đó như thế nào? Trình bày phân tích thống kê cần thiết.

17.31. Kiểm định nhân quả của Sims.* Khi triển khai tính nhân quả Granger, Sims khai thác sự kiện là tương lai không thể gây ra hiện tại. Giả sử ta muốn tìm hiểu xem liệu X có gây ra Y hay không. Bây giờ ta xem xét mô hình sau đây:

$$Y_t = \alpha + \beta_k X_{t-k} + \beta_{k-1} X_{t-k-1} + \dots + \beta_1 X_{t-1} + \beta_0 X_t \\ + \lambda_1 X_{t+1} + \lambda_2 X_{t+2} + \dots + \lambda_m X_{t+m} + u_t$$

Mô hình hồi quy này bao gồm các giá trị trễ, hiện tại và tương lai của biến độc lập X ; các số hạng như X_{t+1} và X_{t+2} được gọi là **số hạng tương lai**. Trong mô hình hồi quy trên, có k số

* C. A. Sims, 'Money, Income, and Causality,' *American Economic Review*, tập 62, 1972, trang 540-552.

hạng trễ và m số hạng tương lai. Nếu X là nguyên nhân Granger của Y , tổng các hệ số của các số hạng X tương lai phải bằng không về mặt thống kê.*

Áp dụng kiểm định nhân quả của Sims cho số liệu cho trong bảng 17.22 để xác định xem liệu doanh số có phải là nguyên nhân Granger gây ra chi tiêu đầu tư hay không. Bạn hãy tự quyết định các giá trị trễ và giá trị tương lai phù hợp của biến độc lập.

Phụ lục 17A

17A.1 Kiểm định Sargan về giá trị của biến công cụ

Giả sử ta sử dụng một (nhiều) biến công cụ để thay thế một (nhiều) biến giải thích vốn có tương quan với số hạng sai số. Biến công cụ đó có giá trị như thế nào, nghĩa là, làm thế nào ta biết biến công cụ được chọn là độc lập với số hạng sai số? Sargan đã xây dựng một trị thống kê, gọi là SARG, để kiểm định giá trị của biến công cụ sử dụng trong mô hình biến công cụ (Instrumental Variable, IV).[†] Các bước tiến hành trong kiểm định SARG là như sau:[‡]

1. Chia các biến bao gồm trong một phương trình hồi quy thành hai nhóm, nhóm độc lập với số hạng sai số (ví dụ như $X_1, X_2, \dots, X_p$) và nhóm không độc lập với số hạng sai số (ví dụ như $Z_1, Z_2, \dots, Z_q$).
2. Gọi $W_1, W_2, \dots, W_s$ là các biến công cụ được chọn cho các biến Z trong bước 1, trong đó $s \geq q$.
3. Ước lượng phương trình hồi quy gốc, thay thế các biến Z bằng các biến W , nghĩa là ước lượng phương trình hồi quy gốc bằng các biến công cụ và thu được các số dư, ví dụ như $\hat{u}$.
4. Hồi quy $\hat{u}$ theo một hằng số, tất cả các biến X và tất cả các biến W nhưng không bao gồm tất cả các biến Z . Thu được R^2 từ phép hồi quy này.
5. Bây giờ tính trị thống kê SARG, được định nghĩa là:

$$SARG = (n - k)R^2 \quad (17A.1.1)$$

6. *Giả thiết không* là tất cả các biến công cụ (w) đều có giá trị. Nếu trị thống kê chi bình phương tính được vượt quá trị thống kê chi bình phương tới hạn, ta bác bỏ giả thiết không, điều này có nghĩa là có ít nhất một biến công cụ có tương quan với số hạng sai số và do đó các giá trị ước lượng biến công cụ dựa vào các biến công cụ được chọn là không có giá trị.

* Việc chọn lựa giữa kiểm định nhân quả Granger và Sims thì không rõ ràng. Xem thảo luận sâu hơn về các phép kiểm định này trong nghiên cứu của G. Chamberlain, 'The General Equivalence of Granger and Sims Causality,' *Econometrica*, tập 50, 1982, trang 569-582.

[†] Sargan, J. D., 'Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology' trong P. E. Hart, G. Mills, và J. K. Whitaker (chủ biên), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Butterworths, London, 1964.

[‡] Phần thảo luận tiếp theo dựa vào sách của H. R. Seddighi, K. A. Lawler và A. V. Kator, *Econometrics: A Practical Approach*, Routledge, New York, 2000, trang 155-156.