
CHƯƠNG 22

KINH TẾ LƯỢNG VỀ CHUỖI THỜI GIAN II: DỰ BÁO VỚI MÔ HÌNH ARIMA VÀ VAR

Sau khi đã thảo luận về tầm quan trọng của chuỗi thời gian có tính dừng trong chương trước, ta chuyển sang thảo luận hai câu hỏi thực tiễn trong chương này: (1) Làm thế nào để lập mô hình một chuỗi thời gian dừng, tức là, ta có thể sử dụng mô hình hồi quy nào để mô tả hành vi của nó? và (2) Làm thế nào sử dụng mô hình thích hợp cho mục đích dự báo? Như đã lưu ý trong phần **Giới thiệu**, dự báo là một phần quan trọng của phân tích kinh tế lượng, thậm chí còn là nội dung quan trọng nhất đối với một số người.

Một phương pháp rất phổ biến trong việc lập mô hình chuỗi thời gian là phương pháp **trung bình trượt kết hợp tự hồi quy (autoregressive integrated moving average - ARIMA)**, thường được gọi là phương pháp luận **Box-Jenkins**.¹ Trong chương này, ta sẽ trình bày các nguyên lý cơ bản của cách tiếp cận Box-Jenkins đối với việc lập mô hình và dự báo kinh tế. Một phương pháp thay thế cho phương pháp Box-Jenkins là **tự hồi quy véctor (VAR)**. Ta cũng thảo luận các nội dung thiết yếu của phương pháp phổ biến này.

22.1 CÁC PHƯƠNG PHÁP DỰ BÁO KINH TẾ

Nói tổng quát, có bốn phương pháp dự báo kinh tế dựa vào dữ liệu chuỗi thời gian: (1) mô hình hồi quy đơn phương trình, (2) mô hình hồi quy phương trình đồng thời, (3) mô hình trung bình trượt kết hợp tự hồi quy (ARIMA), và (4) mô hình tự hồi quy véctor (VAR).

Để ví dụ cho mô hình hồi quy đơn phương trình, hãy xem xét hàm cầu xe hơi. Trên cơ sở của lý thuyết kinh tế, ta mặc định rằng mức cầu xe hơi là hàm số của giá xe hơi, chi quảng cáo, thu nhập của người tiêu dùng, lãi suất (tính bằng chi phí vay nợ) và các biến số thích hợp khác. Từ dữ liệu chuỗi thời gian, ta ước lượng một mô hình thích hợp cho nhu cầu xe hơi mà có thể được sử dụng để dự báo mức cầu xe hơi trong tương lai. Tất nhiên, như đã lưu ý trong Mục 5.10, các sai số dự báo tăng lên nhanh chóng nếu ta dự báo quá xa trong tương lai.

Trong Chương 18, 19 và 20, ta đã xem xét các mô hình phương trình đồng thời. Vào thời kỳ hoàng kim trong thập niên 60 và 70, việc xây dựng các mô hình của nền kinh tế Hoa Kỳ dựa

¹ G. P. E. Box & G. M. Jenkins, *Time Series Analysis: Forecasting and Control* (Phân tích chuỗi thời gian: Dự báo và Kiểm soát), tái bản, Holden Day, San Francisco, 1978.

vào các phương trình đồng thời chiếm ưu thế trong dự báo kinh tế.² Nhưng sau này, sự quyền rũ của phương pháp dự báo này đã suy giảm do các cú sốc dầu lửa năm 1973 và 1979 và do **chỉ trích của Lucas**.³ Sự công kích của phê bình này là các tham số ước lượng từ một mô hình kinh tế lượng phụ thuộc vào chính sách áp dụng trong thời gian mô hình được ước lượng và sẽ thay đổi nếu có thay đổi về chính sách. Nói ngắn gọn, các tham số ước lượng không cố định khi xuất hiện các thay đổi về chính sách.

Ví dụ, trong tháng 10 năm 1979, Hệ thống Dự trữ Liên bang (Fed) đã thay đổi chính sách tiền tệ của mình khá mạnh mẽ. Thay cho việc nhằm vào kiểm soát mức lãi suất, Fed công bố từ nay trở đi sẽ giám sát tốc độ gia tăng mức cung tiền. Với sự thay đổi dứt khoát như vậy, một mô hình kinh tế lượng ước lượng từ dữ liệu trong quá khứ sẽ có ít giá trị khi dự báo trong thời kỳ mới.

Sự ra đời của cuốn sách *Time Series Analysis: Forecasting and Control* (Phân tích chuỗi thời gian: dự báo và kiểm soát) đã dẫn tới một kỷ nguyên mới của các công cụ dự báo. Được biết rộng rãi dưới cái tên phương pháp luận Box-Jenkins (**BJ**), nhưng về mặt kỹ thuật được gọi là phương pháp luận ARIMA, trọng tâm của các phương pháp dự báo mới này không phải là xây dựng các mô hình đơn phương trình hay phương trình đồng thời mà là phân tích các tính chất xác suất hay ngẫu nhiên của bản thân các chuỗi thời gian kinh tế theo triết lý “*hãy để dữ liệu tự nói*”. Không giống như các mô hình hồi quy trong đó Y_t được giải thích bởi k biến làm hồi quy $X_1, X_2, X_3, \dots, X_k$, trong các mô hình chuỗi thời gian kiểu BJ Y_t có thể được giải thích bởi các giá trị trong quá khứ hay giá trị trễ của bản thân biến Y và các sai số ngẫu nhiên.⁴ Vì lý do này, các mô hình ARIMA đôi khi được gọi là mô hình *lý thuyết a* bởi vì các mô hình này không thể suy ra được từ bất cứ lý thuyết kinh tế nào – và các lý thuyết kinh tế thường là cơ sở cho các mô hình phương trình đồng thời.

Phương pháp luận **VAR**, về bề ngoài, giống với phương pháp xây dựng mô hình phương trình đồng thời ở chỗ ta xem xét một số biến nội sinh cùng với nhau. Nhưng từng biến nội sinh được giải thích bởi các giá trị trễ hay giá trị quá khứ của nó và các giá trị trễ của tất cả các biến nội sinh trong mô hình; thường thì trong mô hình không có các biến ngoại sinh.

Trong phần còn lại của chương này ta thảo luận các nền tảng của cách tiếp cận Box-Jenkins và VAR trong dự báo kinh tế. Thảo luận của chúng ta chỉ ở mức cơ bản và mang tính khám phá. Người đọc muốn nghiên cứu vấn đề này sâu hơn nên xem phần tài liệu tham khảo.⁵

² Về phân tích mang tính giáo khoa cách sử dụng các mô hình phương trình đồng thời trong dự báo, xem Robert S. Pindyck & Daniel L. Rubinfeld, *Econometric Models & Economic Forecasts*, (Các mô hình kinh tế lượng và dự báo kinh tế), McGraw-Hill, xuất bản lần thứ 3, New York, 1991, Chương 11, 12 và 13.

³ Robert Lucas, “Econometric Policy Evaluation: A Critique” (Đánh giá sách lược kinh tế lượng: một phê bình), tài liệu của Hội nghị Carnegie-rochester, *Đường cong Phillips*, North-Holland, Amsterdam, 1976, trang 19-46.

⁴ Ta chỉ thảo luận các mô hình ARIMA đơn, tức là, các mô hình ARIMA có một chuỗi thời gian. Nhưng ta có thể mở rộng phân tích cho các mô hình bội. Về các mô hình này, xem tài liệu tham khảo.

⁵ Xem Pindyck & Rubinfeld, op. Cit, Phần 3; Alan Pankratz, *Forecasting with Dynamic Regression Models* (Dự báo với các mô hình hồi quy động), John Wiley & Sons, New York, 1991 (đây là một cuốn sách ứng dụng); và Andrew Harvey, *The Econometric Analysis of Time Series* (Phân tích kinh tế lượng về chuỗi thời gian), the MIT Press, xuất bản lần thứ 2, Cambridge, Mass., 1990 (đây là cuốn sách cao cấp). Một thảo luận toàn diện nhưng có thể đọc hiểu được cũng có thể tìm thấy trong Terence C. Mills, *Time Series Techniques for Economists* (Kỹ thuật chuỗi thời gian

22.2 LẬP MÔ HÌNH AR, MA VÀ ARIMA VỚI DỮ LIỆU CHUỖI THỜI GIAN

Để giới thiệu các quan niệm khác nhau, một số cổ điển và một số mới, hãy phân tích dữ liệu chuỗi thời gian GDP của Hoa Kỳ trong Bảng 21.1. Đồ thị chuỗi thời gian này được trình bày trong Hình 21.1 (GDP không sai phân) và 21.5 (GDP sai phân bậc một); nhớ lại rằng GDP ở dạng không sai phân không có tính dừng nhưng ở dạng sai phân bậc một có tính dừng.

Nếu một chuỗi thời gian có tính dừng, ta có thể lập mô hình theo nhiều cách khác nhau.

Quá trình tự hồi quy (AR)

Gọi Y_t đại diện cho GDP vào thời gian t . Nếu ta lập mô hình Y_t như sau:

$$(Y_t - \delta) = \alpha_1(Y_{t-1} - \delta) + u_t \quad (22.2.1)$$

với δ là giá trị trung bình của Y và u_t là một số hạng sai số ngẫu nhiên không tương quan, có giá trị trung bình bằng 0 và phương sai không đổi σ^2 (nó được gọi là yếu tố *nhiều ngẫu nhiên thuần túy* - white noise) thì ta nói rằng Y_t tuân theo quá trình ngẫu nhiên **tự hồi quy bậc nhất** hay **AR(1)** mà ta đã gặp trong Chương 12. Ở đây, giá trị Y trong thời đoạn t phụ thuộc vào giá trị của nó trong thời đoạn trước và vào một yếu tố ngẫu nhiên; các giá trị của Y được biểu diễn dưới dạng độ lệch khỏi giá trị trung bình của nó. Nói một cách khác, mô hình này cho biết giá trị dự báo của Y trong thời đoạn t chỉ đơn giản là tỷ lệ ($=\alpha_1$) của giá trị của nó trong thời đoạn $(t-1)$ cộng với yếu tố nhiễu ngẫu nhiên trong thời gian t ; một lần nữa, các giá trị của Y cũng được biểu diễn xung quanh giá trị trung bình của nó.

Nhưng nếu xem xét mô hình sau

$$(Y_t - \delta) = \alpha_1(Y_{t-1} - \delta) + \alpha_2(Y_{t-2} - \delta) + u_t \quad (22.2.2)$$

thì ta có thể nói rằng Y_t tuân theo quá trình **tự hồi quy bậc hai** hay **AR(2)**. Tức là, giá trị của Y trong thời đoạn t phụ thuộc vào giá trị của nó trong hai thời đoạn trước đó, với các giá trị của Y được biểu diễn xung quanh giá trị trung bình δ .

Nói chung, ta có thể viết

$$(Y_t - \delta) = \alpha_1(Y_{t-1} - \delta) + \alpha_2(Y_{t-2} - \delta) + u_t + \dots + \alpha_p(Y_{t-p} - \delta) + u_t \quad (22.2.3)$$

Trong trường hợp này, Y_t là quá trình **tự hồi quy bậc p** hay **AR(p)**.

Lưu ý rằng trong tất cả các mô hình trên, chỉ có các giá trị hiện tại và quá khứ của Y được đưa vào mô hình; không có biến làm hồi quy nào khác. Do vậy, ta nói rằng “dữ liệu tự nói”. Đây là một loại *mô hình dạng rút gọn* mà ta gặp trong thảo luận trước đây về các mô hình phương trình đồng thời.

Quá trình trung bình trượt (MA)

Quá trình AR vừa thảo luận không phải là cơ chế duy nhất có thể tạo ra Y . Giả sử ta lập mô hình Y như sau:

$$Y_t = \mu + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} \quad (22.2.4)$$

cho các nhà kinh tế), Cambridge University Press, New York, 1990.

với μ là hằng số và u_t , như trước đây, số hạng sai số nhiễu ngẫu nhiên thuần túy. Ở đây, Y trong thời gian t bằng một hằng số cộng với trung bình trượt của sai số hiện tại và quá khứ. Vậy, trong trường hợp này, ta nói rằng Y tuân theo quá trình **trung bình trượt bậc nhất** hay **MA(1)**.

Nhưng nếu Y tuân theo biểu thức

$$Y_t = \mu + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} \quad (22.2.5)$$

thì đó là một quá trình **MA(2)**. Tổng quát hơn

$$Y_t = \mu + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} + \dots + \beta_q u_{t-q} \quad (22.2.6)$$

là một quá trình **MA(q)**. Nói ngắn gọn, một quá trình trung bình trượt đơn giản là một kết hợp tuyến tính của các số hạng nhiễu ngẫu nhiên thuần túy.

Quá trình tự hồi quy và trung bình trượt (ARMA)

Tất nhiên, có nhiều khả năng là Y có các đặc điểm của cả AR và MA và do vậy có đặc điểm *ARMA*. Vậy, Y_t tuân theo quá trình **ARMA(1, 1)** nếu nó có thể viết dưới dạng

$$Y_t = \theta + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} \quad (22.2.7)$$

bởi vì có một số hạng tự hồi quy và một số hạng trung bình trượt. Trong (22.2.7), θ là hằng số.

Nói chung, một quá trình **ARMA(p, q)**, sẽ có p số hạng tự hồi quy và q số hạng trung bình trượt.

Quá trình trung bình trượt kết hợp tự hồi quy (ARIMA)

Các mô hình chuỗi thời gian mà ta đã thảo luận được dựa vào giả thiết là các chuỗi thời gian nghiên cứu có tính dừng yếu theo định nghĩa trong Chương 21. Nói ngắn gọn, giá trị trung bình và phương sai của chuỗi thời gian có tính dừng yếu là hằng số và đồng phương sai của nó không đổi theo thời gian. Nhưng ta biết rằng nhiều chuỗi thời gian kinh tế không có tính dừng, tức là chúng *kết hợp* (integrated); ví dụ, chuỗi thời gian kinh tế trong Bảng 21.1 là kết hợp.

Nhưng ta cũng đã thấy trong Chương 21 rằng nếu một chuỗi thời gian là kết hợp bậc nhất [có nghĩa là nó có dạng I(1)], thì các sai phân bậc một của nó là I(0), tức là, có tính dừng. Tương tự, nếu một chuỗi thời gian là I(2), sai phân bậc hai của nó là I(0). Nói chung, nếu một chuỗi thời gian là I(d), sau khi tính sai phân d lần ta có một chuỗi I(0).

Do vậy, nếu ta phải tính sai phân một chuỗi thời gian d lần để làm cho nó có tính dừng và sau đó áp dụng mô hình *ARMA(p, q)*, ta nói rằng chuỗi thời gian ban đầu là **ARIMA(p, d, q)**, tức là nó là một chuỗi thời gian **trung bình trượt kết hợp tự hồi quy**, với p biểu thị số các số hạng tự hồi quy, d biểu thị số lần chuỗi thời gian phải được tính sai phân cho tới khi có tính dừng, và q là số các số hạng trung bình trượt. Vậy, một chuỗi thời gian *ARIMA(2, 1, 2)* phải được sai phân một lần ($d=1$) để nó có tính dừng. Và chuỗi thời gian có tính dừng (sai phân bậc một) có thể được lập mô hình dưới dạng *ARMA(2, 2)*, tức là, nó có hai số hạng AR và hai số hạng MA. Tất nhiên, nếu $d = 0$ (nghĩa là chuỗi thời gian khởi đầu có tính dừng), *ARIMA(p, d = 0, q) =*

ARMA(p, q). Chú ý rằng một quá trình ARIMA($p, 0, 0$) có nghĩa là quá trình có tính dừng AR(p) thuần túy; một quá trình ARIMA($0, 0, q$) có nghĩa là quá trình có tính dừng MA(q) thuần túy. Khi biết các giá trị của p, d và q , ta có thể phát biểu quá trình nào đang được lập mô hình.

Điểm quan trọng cần lưu ý là để sử dụng phương pháp luận Box-Jenkins, ta phải có chuỗi thời gian có tính dừng hay chuỗi thời gian có tính dừng sau khi đã thực hiện một hay nhiều phép sai phân. Lý do của giả thiết về tính dừng có thể được giải thích như sau:

Mục tiêu của B-J [Box-Jenkins] là xác định và ước lượng một mô hình thống kê có thể được giải thích là đã tạo ra dữ liệu mẫu. Nếu sau đó mô hình ước lượng này được sử dụng để dự báo, ta phải giả thiết rằng các đặc điểm của mô hình này không đổi theo thời gian và đặc biệt là trong các khoảng thời gian tương lai. Vậy, lý do đơn giản của việc yêu cầu dữ liệu có tính dừng là bản thân mọi mô hình suy luận từ các dữ liệu này có thể được giải thích là có tính dừng hay ổn định, từ đó cung cấp cơ sở có giá trị cho việc dự báo.⁶

22.3 PHƯƠNG PHÁP LUẬN BOX-JENKINS (BJ)

Câu hỏi đáng giá nghìn vàng rõ ràng là: Xem xét một chuỗi thời gian, ví dụ như chuỗi thời gian GDP của Hoa Kỳ trong Hình 21.1, làm sao ta biết được là nó tuân theo một quá trình AR thuần túy (và nếu có thì giá trị của p bằng bao nhiêu) hay một quá trình MA thuần túy (và nếu có thì giá trị của q bằng bao nhiêu) hay một quá trình ARMA (và nếu có thì các giá trị của p và q bằng bao nhiêu) hay một quá trình ARIMA mà ta phải biết các giá trị của p, d và q . Phương pháp luận BJ đã xuất hiện đúng lúc để trả lời cho câu hỏi trên. Phương pháp này gồm bốn bước:

- Bước 1. Nhận dạng.** Tức là, tìm các giá trị thích hợp của p, d và q . Ta sẽ trình bày ngắn gọn biểu đồ **tương quan** (correlogram) và biểu đồ **tương quan riêng phần** (partial correlogram) hỗ trợ cho công việc này như thế nào.
- Bước 2. Ước lượng.** Sau khi đã nhận dạng các giá trị thích hợp của p và q , bước tiếp theo là ước lượng các thông số của các số hạng tự hồi quy và trung bình trượt trong mô hình. Đôi khi phép tính này có thể được thực hiện bằng phương pháp bình phương tối thiểu nhưng đôi khi ta phải sử dụng các phương pháp ước lượng phi tuyến (thông số phi tuyến). Do bây giờ công việc này có thể được thực hiện tự động bằng một số phần mềm thống kê, ta không cần phải lo lắng về trình tự toán học của phép ước lượng này; sinh viên nào muốn tìm hiểu sâu có thể xem các tài liệu tham khảo về vấn đề này.
- Bước 3. Kiểm tra chẩn đoán.** Sau khi đã lựa chọn mô hình ARIMA cụ thể và ước lượng các tham số của nó, ta tìm hiểu xem mô hình lựa chọn có phù hợp với dữ liệu ở mức chấp nhận hay không bởi vì có thể một mô hình ARIMA khác cũng phù hợp với dữ liệu. Đó là lý do tại sao phương pháp lập mô hình ARIMA của Box-Jenkins là một nghệ thuật nhiều hơn là một khoa học; cần phải có kỹ năng tốt để lựa chọn đúng mô hình ARIMA. Một kiểm định đơn giản về mô hình lựa chọn là xem xem các phần dư ước lượng từ mô hình này có tính ngẫu nhiên thuần túy hay không; nếu có, ta có thể chấp nhận sự phù hợp này của mô hình; nếu không, ta phải lặp lại từ đầu: **Như vậy,**

⁶ Michael Pokorny, *An Introduction to Econometrics* (Giới thiệu kinh tế lượng), Basil Blackwell, New York, 1987, trang 343.

phương pháp luận BJ là một quá trình lặp lại.

Bước 4. Dự báo. Một trong số các lý do về tính phổ biến của phương pháp lập mô hình ARIMA là thành công của nó trong dự báo. Trong nhiều trường hợp, các dự báo thu được từ phương pháp này tin cậy hơn so với các dự báo tính từ phương pháp lập mô hình kinh tế lượng truyền thống, đặc biệt là đối với dự báo ngắn hạn. Tất nhiên, từng trường hợp phải được kiểm tra cụ thể.

Với thảo luận tổng quát này, bây giờ ta xem xét chi tiết bốn bước. Trong toàn bộ phần sau, ta sẽ sử dụng dữ liệu GDP trong Bảng 21.1 để minh họa cho các luận điểm khác nhau.

22.4 NHẬN DẠNG

Các công cụ chủ yếu để nhận dạng là **hàm tự tương quan (ACF)**, **hàm tự tương quan riêng phần (PACF)**, và các **biểu đồ tương quan** vẽ dựa vào các hàm này. Các biểu đồ này chỉ đơn giản là các điểm của ACF và PACF vẽ theo độ trễ.

Trong chương trước, ta đã định nghĩa hàm $ACF(\rho_k)$ (tổng thể) và $ACF(\rho_k)$ mẫu. Khái niệm tự tương quan riêng phần giống như khái niệm hệ số hồi quy riêng phần. Trong mô hình hồi quy bội k biến, hệ số hồi quy thứ k , β_k , tính tốc độ thay đổi giá trị trung bình của biến phụ thuộc khi biến độc lập thứ k , X_k , thay đổi một đơn vị, với điều kiện là tất cả các biến độc lập khác không đổi.

Tương tự, **tương quan riêng phần** ρ_{kk} tính tương quan giữa các quan sát (chuỗi thời gian) cách nhau k thời đoạn sau khi đã kiểm soát các tương quan tại các độ trễ trung gian (nghĩa là độ trễ nhỏ hơn k). Nói một cách khác, tự tương quan riêng phần là tự tương quan giữa Y_t và Y_{t-k} sau khi đã loại bỏ tác động của các giá trị Y trung gian.⁷ Trong mục 7.9, ta đã giới thiệu khái niệm tương quan riêng phần trong phân tích hồi quy và chỉ ra quan hệ của nó với các tương quan đơn giản. Những tương quan riêng phần như vậy bây giờ có thể tính tự động trong hầu hết các phần mềm thống kê.

Trong Hình 22.1, ta biểu diễn biểu đồ tương quan và tương quan riêng phần của chuỗi GDP. Từ hình này, ta rút ra hai đặc điểm: Thứ nhất, ACF giảm rất chậm, như trong Hình 21.4, ACF tới 23 độ trễ đều khác không về ý nghĩa thống kê do chúng nằm ngoài giới hạn tin cậy 95%. Thứ hai, sau độ trễ thứ nhất, PACF giảm mạnh và tất cả các PACF sau độ trễ 1 đều không có ý nghĩa thống kê.

⁷ Trong số liệu chuỗi thời gian, phần lớn tương quan giữa Y_t và Y_{t-k} có thể là do các tương quan với những độ trễ ở giữa $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-k+1}$. Tương quan riêng phần ρ_{kk} loại bỏ tác động của những biến ở giữa này.

Độ trễ	ACF			PACF		
	mẫu (ρ_k)			mẫu (ρ_{kk})		
1	***	***	***	0,969	0,969	***
2	**	**	**	0,935	-0,058	*
3	**	**	**	0,901	-0,020	
4	**	**	**	0,866	-0,045	*
5	**	**	**	0,830	-0,024	
6	**	**	**	0,791	-0,062	*
7	**	**	**	0,752	-0,029	
8	**	**	**	0,713	-0,024	
9	**	**	**	0,675	-0,009	
10	**	**	**	0,638	-0,010	
11	**	**	**	0,601	-0,020	
12	**	**	**	0,565	-0,012	
13	**	**	**	0,532	-0,020	
14	**	**	**	0,500	-0,012	
15	**	**	**	0,468	-0,021	
16	**	**	**	0,437	-0,001	
17	**	**	**	0,405	-0,041	*
18	**	**	**	0,375	-0,005	
19	**	**	**	0,344	-0,038	*
20	**	**	**	0,313	-0,017	
21	**	**	**	0,279	-0,066	*
22	**	**	**	0,246	-0,019	
23	**	**	**	0,214	-0,008	
24	**	**	**	0,182	-0,018	
25	**	**	**	0,153	0,017	

HÌNH 22.1 Biểu đồ tương quan và tương quan riêng phần, GDP, Hoa Kỳ, 1970-I đến 1991-IV.

Do chuỗi thời gian GDP của Hoa Kỳ không có tính dừng, ta phải làm cho nó có tính dừng trước khi có thể áp dụng phương pháp Box-Jenkins. Trong Hình 21.5 ta vẽ các sai phân bậc một của GDP. Không giống như Hình 21.1, ta không quan sát thấy bất cứ xu hướng nào trong chuỗi thời gian này, có lẽ cho thấy chuỗi thời gian GDP sai phân bậc một có tính dừng.⁸ Một áp dụng chính thức của **kiểm định nghiệm đơn vị Dickey-Fuller** cho thấy rằng điều này đúng. Ta cũng có thể nhận thấy điều này qua các biểu đồ tương quan ACF và PACF ước lượng trong Hình 22.2. Bây giờ ta có một mẫu hình ACF và PACF rất khác biệt. Các ACF tại độ trễ 1, 3 và 12 có vẻ như khác 0 về mặt thống kê; nhớ lại từ Chương 21 rằng các giới hạn tin cậy 95% gần đúng cho ρ_k là $-0,2089$ và $+0,2089$. (Chú ý: Như đã thảo luận trong Chương 21, các giới hạn tin cậy này là tiệm cận và do vậy có thể coi là gần đúng). Nhưng tại tất cả các độ trễ khác, chúng không khác 0 về mặt thống kê. Điều này cũng đúng đối với các tự tương quan riêng phần, ρ_{kk} .

⁸ Khó có thể nói phương sai của chuỗi này có tính dừng hay không, đặc biệt là trong khoảng 1979-1980. Cầm vận đầu lửa năm 1979 và sự thay đổi đáng kể trong chính sách tiền tệ của Fed (Hệ thống dự trữ liên ban) trong năm 1979 có thể là nguyên do cho khó khăn của chúng ta.

Độ trễ	ACF			PACF		
		mẫu (ρ_k)		mẫu (ρ_{kk})		
1			0,316	0,316		
2		*	0,186	0,095		*
3		*	0,049	-0,038		
4		*	0,051	0,033		
5			-0,007	-0,032		
6			-0,019	0,020		
7		*	-0,073	-0,062		*
8	*	*	-0,289	-0,280	*	*
9		*	-0,067	0,128		*
10			0,019	0,100		
11			0,037	-0,008		
12	*	*	-0,239	-0,311	*	*
13		*	-0,117	0,011		
14	*	*	-0,204	-0,114		*
15		*	-0,128	-0,051		*
16			-0,035	-0,021		
17		*	-0,056	-0,019		
18			0,009	0,122		*
19		*	-0,045	-0,071		*
20		*	0,066	-0,126	*	*
21		*	0,084	0,089		*
22		*	0,039	-0,060		*
23		*	-0,068	-0,121	*	*
24			-0,032	-0,041		*
25		*	0,013	0,092		*

HÌNH 22.2 Biểu đồ tương quan và tương quan riêng phần, sai phân bậc một của GDP, Hoa Kỳ, 1970-I đến 1991-IV.

Bây giờ, các biểu đồ tương quan trong Hình 22.2 cho phép ta tìm mẫu hình ARMA của chuỗi thời gian GDP như thế nào? (Chú ý: Ta sẽ chỉ xem xét chuỗi GDP sai phân bậc một bởi vì nó có tính dừng). Một cách để thực hiện điều này là xem xét ACF, PACF và các biểu đồ tương quan gắn với chúng của một số các quá trình ARMA lựa chọn, như AR(1), AR(2), MA(1), ARMA(1, 1), ARIMA(2, 2), v.v... Do từng quá trình ngẫu nhiên này biểu thị các mẫu hình tiêu biểu của ACF và PACF, nếu chuỗi thời gian đang nghiên cứu phù hợp với một trong số các mẫu hình thì ta có thể xác định chuỗi thời gian với quá trình đó. Tất nhiên, ta sẽ phải áp dụng các kiểm định chẩn đoán để tìm xem mô hình ARMA lựa chọn có chính xác ở mức độ chấp nhận hay không.

BẢNG 22.1
Các dạng lý thuyết của ACF và PACF

Loại mô hình	Dạng tiêu biểu của ACF	Dạng tiêu biểu của PACF
AR(p)	Suy giảm theo số mũ hay với dạng sóng hình sin tắt dần hay cả hai.	Đỉnh cao đáng kể qua các độ trễ p
MA(q)	Đỉnh cao đáng kể qua các độ trễ q	Suy giảm theo số mũ
ARMA(p, q)	Suy giảm theo số mũ	Suy giảm theo số mũ

Lưu ý: Các thuật ngữ theo số mũ hay theo cấp số nhân đồng nghĩa với nhau (Nhớ lại thảo luận của chúng ta về độ trễ phân phối Koyck).

Nghiên cứu các tính chất của các quá trình ARIMA chuẩn khác nhau sẽ tốn nhiều công sức. Cái mà ta định làm là đưa ra các hướng dẫn tổng quát (xem Bảng 22.1); các tài liệu tham khảo có thể cho ta biết chi tiết về các quá trình ngẫu nhiên khác nhau.

Lưu ý rằng các ACF và PACF của các quá trình AR(p) và MA(q) có các dạng trái ngược; trong trường hợp AR(p), AC giảm theo cấp số nhân hay theo số mũ nhưng PACF đạt tới giới hạn sau một số độ trễ nhất định, trái lại hiện tượng đối ngược sẽ xảy ra đối với quá trình MA(q).

Về mặt hình học, các dạng này được biểu diễn trong Hình 22.3.

Cảnh báo. Do trên thực tế ta không quan sát các ACF và PACF lý thuyết mà dựa vào các dữ liệu mẫu của chúng, các giá trị ACF và PACF ước lượng sẽ không phù hợp chính xác với các giá trị lý thuyết. Cái mà ta đang tìm kiếm là sự giống nhau giữa các ACF và PACF lý thuyết với các dữ liệu mẫu để từ đó chúng có thể chỉ cho ta hướng đi đúng trong việc xây dựng các mô hình ARIMA. Và đó là lý do tại sao việc lập mô hình ARIMA cần phải có nhiều kỹ năng mà tất nhiên các kỹ năng này chỉ có thông qua thực hành.

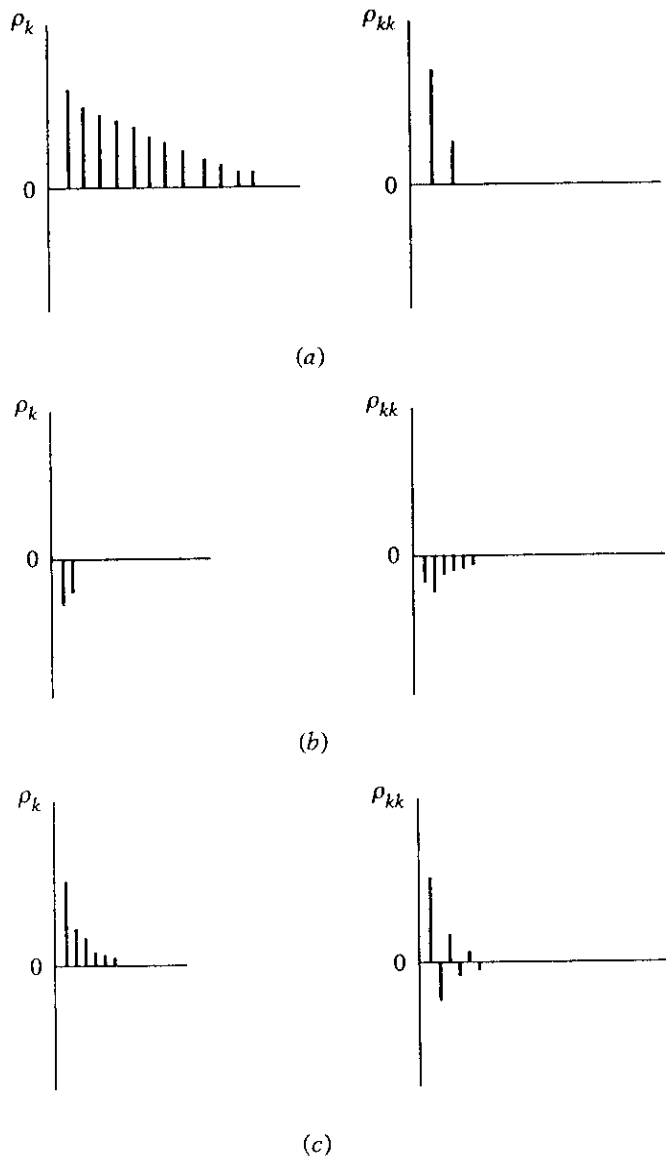
Xác định ARIMA cho GDP của Hoa Kỳ. Quay lại với biểu đồ tương quan và tương quan riêng phần của GDP Hoa Kỳ có tính dừng (sau khi tính sai phân bậc một) trong giai đoạn 1970-I đến 1991-IV có trong Hình 22.2, ta nhận thấy gì?

Nhớ lại rằng ACF và PACF trình bày trong hình là các số lượng mẫu, ta không có một dạng tốt như trong Bảng 22.1. Các tự tương quan giảm cho tới độ trễ 4, sau đó, trừ tại độ trễ 8 và 12, tất cả còn lại đều không khác không về mặt thống kê (các đường đậm trong hình cho ta các giá trị giới hạn tin cậy 95% gần đúng). Các tự tương quan riêng phần với những đỉnh cao tại độ trễ 1, 8, và 12 có vẻ có ý nghĩa thống kê nhưng số còn lại không có; nếu hệ số tương quan riêng phần chỉ có ý nghĩa thống kê tại độ trễ 1, ta đã có thể xác định điều này như là một mô hình AR(1). Do vậy, hãy giả thiết rằng quá trình tạo ra GDP (sai phân bậc một) hầu như là một quá trình AR(12). Tất nhiên, ta không phải tính tới tất cả các số hạng AR cho tới 12 bởi vì từ biểu đồ tương quan riêng phần ta biết rằng chỉ có các số hạng AR tại độ trễ 1, 8 và 12 là có ý nghĩa.

22.5 ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH ARIMA

Đặt Y_t^* biểu thị các sai phân bậc 1 của GDP Hoa Kỳ. Vậy, mô hình AR xác định thử nghiệm là

$$Y_t^* = \delta + \alpha_1 Y_{t-1}^* + \alpha_8 Y_{t-8}^* + \alpha_{12} Y_{t-12}^* \tag{22.5.1}$$



HÌNH 22.3

ACF và PACF của các quá trình lựa chọn: (a) AR(2): $\alpha_1 = 0,5, \alpha_2 = 0,3$; (b) MA(2): $\beta_1 = 0,5, \beta_2 = 0,3$; (c) ARMA(1, 1): $\alpha_1 = 0,5, \beta_1 = 0,5$.

Sử dụng MICRO TSP 7.0, ta có các ước lượng sau:

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_t^* &= 23,0894 + 0,3428Y_{t-1}^* - 0,2994Y_{t-8}^* - 0,2644Y_{t-12}^* \\
 \text{se} &= (2,9774) \quad (0,0987) \quad (0,1016) \quad (0,0986) \\
 t &= (7,7547) \quad (3,4695) \quad (-2,9475) \quad (-2,6817) \\
 R^2 &= 0,2931 \quad d = 1,7663
 \end{aligned}
 \tag{22.5.2}$$

Bài tập dành cho người đọc là ước lượng một mô hình chỉ chứa Y_{t-1}^* và một mô hình chứa cả Y_{t-1}^* và Y_{t-8}^* và so sánh các kết quả với những kết quả trong (22.5.2).

22.6 KIỂM TRA CHẨN ĐOÁN

Làm sao ta biết được mô hình trong (22.5.2) phù hợp một cách tương đối hợp lý với dữ liệu? Một chẩn đoán đơn giản là tính các phần dư từ (22.5.2) và tính ACF và PACF của các phần dư này cho tới độ trễ 25. ACF và PACF ước lượng được trình bày trong Hình 22.4. Như hình vẽ này biểu thị, không có tự tương quan hay tự tương quan riêng phần nào có ý nghĩa thống kê. Tổng của 25 bình phương tự tương quan cũng không có ý nghĩa thống kê, như được biểu thị bởi các thống kê Q Box-Pierce và LB Ljung-Box (xem Chương 21). Nói một cách khác, biểu đồ tương quan của cả các tự tương quan và tự tương quan riêng phần cho ta ấn tượng rằng các phần dư ước lượng từ (22.5.2) là thuần nhất ngẫu nhiên. Vậy, có thể không cần tìm kiếm một mô hình ARIMA nào khác.

22.7 DỰ BÁO

Lưu ý rằng ta có dữ liệu GDP trong giai đoạn 1970-I đến 1991-IV. Giả sử, trên cơ sở của mô hình (22.5.2), ta muốn dự báo GDP trong bốn quý đầu của năm 1992. Nhưng trong (22.5.2), biến phụ thuộc là sự thay đổi của GDP so với quý trước. Do vậy, nếu sử dụng (22.5.2), cái mà ta có thể tính được là dự báo thay đổi giữa quý I năm 1992 và quý IV của năm 1991, quý II của năm 1992 so với quý I của năm 1992, v.v...

Để dự báo giá trị GDP chứ không phải là sự thay đổi của nó, ta có thể “thực hiện ngược” phép tính sai phân bậc 1 mà ta đã sử dụng để tính những thay đổi. (Nói một cách mang tính kỹ thuật hơn, ta *kết hợp* chuỗi sai phân bậc 1). Vậy, để tính giá trị dự báo của GDP (không phải là Δ GDP) trong thời đoạn 1992-I, ta viết lại mô hình (22.5.1) như sau:

$$\begin{aligned} Y_{1992-I} - Y_{1991-IV} &= \delta + \alpha_1[Y_{1991-IV} - Y_{1991-III}] \\ &+ \alpha_8[Y_{1989-IV} - Y_{1989-III}] \\ &+ \alpha_{12}[Y_{1988-IV} - Y_{1988-III}] + u_{1992-I} \end{aligned} \quad (22.7.1)$$

Tức là,

$$\begin{aligned} Y_{1992-I} &= \delta + (1 + \alpha_1)Y_{1991-IV} - \alpha_1Y_{1991-III} + \alpha_8Y_{1989-IV} - \alpha_8Y_{1989-III} \\ &+ \alpha_{12}Y_{1988-IV} - \alpha_{12}Y_{1988-III} + u_{1992-I} \end{aligned} \quad (22.7.2)$$

Tự tương quan		Tự tương quan riêng phần		Độ trễ	ACF (ρ_k)	PACF mẫu (ρ_{kk})
	*		*	1	0,043	0,043
	*		*	2	0,113	0,112
				3	0,020	0,012
	*		**	4	-0,100	-0,116
	*		*	5	-0,068	-0,065
				6	-0,029	0,001
	*			7	-0,040	-0,019
	*		**	8	-0,112	-0,118
	*		*	9	0,065	0,069
	*		**	10	0,126	0,151
	*		*	11	0,099	0,076
	*		*	12	-0,026	-0,106
	*		*	13	0,120	0,102
	**		**	14	-0,181	-0,150
	**		**	15	-0,128	-0,131
	*		*	16	-0,073	-0,050
	*			17	-0,121	-0,038
			*	18	0,017	0,059
	*		**	19	-0,007	-0,027
			*	20	-0,085	-0,163
	*		*	21	0,055	0,059
				22	0,010	-0,016
			*	23	-0,038	-0,103
	*		*	24	-0,053	-0,072
			*	25	-0,002	0,100

Khoảng tin cậy 95%

Khoảng tin cậy 95%

Thống kê Q Box-Peirce	14,42	Xác suất	0,9540	Sai số chuẩn (SE) của các tương quan	0,110
Thống kê (LB) Ljung-Box	17,63	Xác suất	0,8578		

HÌNH 22.4 Biểu đồ tương quan của các phần dư tính được từ mô hình ARIMA (22.5.2).

Ta đã biết các giá trị δ , α_1 , α_8 và α_{12} từ hồi quy ước lượng (22.5.1). Ta giả thiết giá trị u_{1992-I} bằng 0 (tại sao?). Vậy, ta có thể dễ dàng tính giá trị dự báo của u_{1992-I} . Ước lượng cụ thể bằng số của giá trị dự báo này là⁹

$$\begin{aligned}
 Y_{1992-I} &= 23,0894 + (1 + 0,3428)Y_{1991-IV} - 0,3428Y_{1991-III} \\
 &\quad + (-0,2994)Y_{1989-IV} - (-0,2994)Y_{1989-III} \\
 &\quad + (-0,2644)Y_{1988-IV} - (-0,2644)Y_{1988-III} \\
 &= 23,0894 + 1,3428(4868) - 0,3828(4862,7) \\
 &\quad - 0,2994(4859,7) + 0,2994(4845,6) - 0,2644(4779,7) \\
 &\quad + 0,2644(4734,5) \\
 &= 4876,7 \text{ (gần đúng)}
 \end{aligned}$$

⁹ Mặc dù các phần mềm máy tính tiêu chuẩn thực hiện tự động phép toán này, chúng tôi vẫn trình bày các phép tính chi tiết để minh họa cho cơ chế.

Vậy giá trị dự báo của GDP trong thời đoạn 1992-I vào khoảng 4.877 tỷ USD (giá USD năm 1987). Đồng thời, giá trị thực tế của GDP thực trong thời đoạn 1992-I là 4.873,7USD; sai số dự báo là ước tính quá mức 3 triệu USD.

Chú ý rằng nếu sử dụng (22.5.2) để tính sự thay đổi dự báo của GDP từ 1991-IV đến 1992-I, ta sẽ tính được chỉ số này là -4,25 tỷ USD.

22.8 CÁC KHÍA CẠNH TIẾP THEO CỦA PHƯƠNG PHÁP LUẬN BJ

Trong các đoạn trên, ta đã mới chỉ giới thiệu phương pháp xây dựng mô hình BJ mang tính đại cương. Có rất nhiều khía cạnh của phương pháp luận này mà ta đã không xem xét do hạn chế về không gian, ví dụ như **tính biến đổi theo mùa**. Nhiều chuỗi thời gian cho thấy có hành vi mùa. Các ví dụ về doanh thu của các cửa hàng bách hóa trong mỗi liên hệ với các kỳ nghỉ dài ngày, tiêu dùng kem theo mùa, đi lại trong ngày lễ quốc gia, v.v... Ví dụ, nếu ta có dữ liệu về doanh thu hàng quý của các cửa hàng bách hóa, các dữ liệu doanh thu sẽ cho thấy các đỉnh cao trong quý IV. Trong trường hợp này, ta có thể loại bỏ ảnh hưởng mùa bằng cách lấy các khác biệt của dữ liệu doanh thu quý IV và sau đó quyết định loại mô hình ARIMA nào là phù hợp.

Ta mới chỉ phân tích chuỗi thời gian đơn trong một khoảng thời gian. Nhưng không gì có thể ngăn việc mở rộng phương pháp BJ cho nghiên cứu hai hay nhiều chuỗi thời gian đồng thời. Việc khám phá chủ đề này nằm ngoài phạm vi của chúng ta. Người đọc quan tâm có thể xem tài liệu tham khảo.¹⁰ Tuy nhiên trong phần sau, ta sẽ thảo luận nội dung này trong bối cảnh của tự hồi quy véctor.

22.9 TỰ HỒI QUY VÉCTOR (VAR)

Từ Chương 18 đến 20, ta đã xem xét các mô hình phương trình đồng thời hay cấu trúc. Trong các mô hình này, một số biến được coi là nội sinh và một số được coi là ngoại sinh hay đã xác định trước (ngoại sinh cộng với nội sinh trễ). Trước khi ước lượng các mô hình này, ta phải đảm bảo chắc chắn rằng các phương trình trong hệ được nhận dạng (hoặc chính xác hoặc ước lượng quá lên). Sự nhận dạng này thường được thực hiện bằng cách giả thiết rằng một số biến xác định trước chỉ có mặt trong một số phương trình. Quyết định này thường mang tính chủ quan và đã bị Christopher Sims chỉ trích mạnh mẽ.¹¹

Theo Sims, nếu có sự đồng thời giữa một tập các biến thì tất cả phải được xét trên cùng một cơ sở; giữa biến ngoại sinh và nội sinh, không được có một sự phân biệt tiên nghiệm nào. Dựa trên tinh thần này Sims đã xây dựng mô hình **VAR** của mình.

Các ý tưởng cơ bản ban đầu của mô hình này đã được xây dựng trong kiểm định nhân quả Granger thảo luận ở Chương 17. Tại các phương trình (17.14.1) và (17.14.2), trong đó giải thích GNP hiện hành trên cơ sở mức cung tiền trễ và GNP trễ và giải thích mức cung tiền hiện hành trên cơ sở mức cung tiền trễ và GNP trễ, ta coi GNP và mức cung tiền, về bản chất, là một

¹⁰ Về tài liệu phân tích nội dung này có thể đọc hiểu được, xem Terence C. Mills, *Time Series Techniques for Economists* (Các kỹ thuật chuỗi thời gian cho các nhà kinh tế), Cambridge University Press, New York, 1990, Phần III.

¹¹ C. A. Sims, "Macroeconomics and Reality" (Kinh tế vĩ mô và hiện thực), *Econometrica*, tập 48, 1980, trang 1-48.

cặp biến nội sinh. Trong hệ phương trình này, không có biến ngoại sinh.

Tương tự, trong mô hình doanh thu xe hơi (Auto Sale, AS) và tín phiếu kho bạc (Treasury Bill, TB) thảo luận trong Ví dụ 17.9, AS được giải thích trên cơ sở các giá trị trễ của chính nó cũng như các giá trị trễ của TB và TB được giải thích trên cơ sở các giá trị trễ của chính nó và các giá trị trễ của AS.

Tất cả các ví dụ này là những minh họa về các **mô hình tự hồi quy véctor**; thuật ngữ tự hồi quy là do sự xuất hiện của giá trị trễ của biến phụ thuộc trong vế phải và thuật ngữ véctor là do ta làm việc với một véctor của hai (hay nhiều) biến.

Ước lượng VAR

Quay lại với ví dụ AS/TB, ta đã thấy rằng khi đưa ra các số hạng trễ 8 của từng biến làm biến làm hồi quy, ta không thể bác bỏ giả thiết cho rằng có quan hệ nhân quả hai phía giữa AS và TB. Tức là, AS tác động tới TB và TB lại tác động tới AS. Các kiểu tình thế này phù hợp lý tưởng cho việc áp dụng VAR.

Để giải thích mô hình VAR được ước lượng như thế nào, ta sẽ tiếp tục với mô hình AS/TB. Để đơn giản, giả thiết rằng mỗi phương trình gồm có bốn giá trị trễ của AS và bốn giá trị trễ của TB với vai trò là biến làm hồi quy. Trong trường hợp này, ta có thể ước lượng từng phương trình bằng phương pháp OLS.¹² Do vậy, mô hình thực tế mà ta ước lượng là:

$$AS_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j AS_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j TB_{t-j} + u_{1t} \quad (22.9.1)$$

$$TB_t = \alpha' + \sum_{j=1}^4 \theta_j AS_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \lambda_j TB_{t-j} + u_{2t} \quad (22.9.2)$$

với u là sai số ngẫu nhiên, gọi là **sức đẩy** hay **đổi mới** trong ngôn ngữ VAR.

Sử dụng lệnh VAREST trong **MICRO TSP 7.0**, ta tính được các ước lượng của các tham số của mô hình AS/TB trong (22.9.1) và (22.9.2). Các kết quả được trình bày trong Bảng 22.2. Do (22.9.1) và (22.9.2) là các hồi quy OLS, kết quả của các hồi quy trong Bảng 22.2 được giải thích theo cách thông thường. Tất nhiên, với một vài độ trễ của cùng các biến, từng hệ số ước lượng sẽ không có ý nghĩa thống kê, có thể là do đa cộng tuyến. Nhưng cùng với nhau, chúng có thể có ý nghĩa trên cơ sở của kiểm định F . Vậy, trong hồi quy AS chỉ có các hệ số AS tại độ trễ 1 và 2 là có ý nghĩa thống kê, còn các hệ số còn lại không có. Mặt khác, trong hồi quy TB, tất cả các hệ số TB trễ cũng như hệ số của AS tại độ trễ 1 có ý nghĩa thống kê.

Dự báo bằng VAR

Mô hình VAR ước lượng trong Bảng 22.2 có thể được sử dụng để dự báo các giá trị tương lai của AS và TB. Ví dụ, để dự báo AS trong thời gian 1979-I, ta cần dữ liệu AS và TB tại các độ trễ 1978-IV, 1978-III, 1978-II và 1978-I. Sau khi dự báo AS trong thời gian 1979-I, ta có thể dự báo

¹² Ta có thể sử dụng kỹ thuật **SURE** (Semmingly Unrelated Regression, hồi quy có vẻ như không có liên quan) để ước lượng hai phương trình cùng với nhau. Tuy nhiên, do mỗi hồi quy bao gồm cùng một số biến nội sinh trễ, ước lượng OLS của từng phương trình riêng rẽ cho ta các ước lượng đồng nhất (và hiệu quả).

AS trong thời gian 1979-II theo cách tương tự; bây giờ ta cần dữ liệu AS và TB trong thời gian 1979-I, 1978-IV, 1978-III và 1978-II. Nhưng chú ý rằng dữ liệu 1979-I sẽ là giá trị dự báo tính được trước đây, do dữ liệu thực tế 1979-I không có bởi vì mẫu của chúng ta kết thúc vào thời gian 1978-IV. Như người đọc có thể nghi ngờ, trong quy tắc này, mọi sai lầm trong dự báo AS trong thời gian 1979-I sẽ dẫn tới sai lầm trong các dự báo tiếp theo.

Một số vấn đề trong xây dựng mô hình VAR

Những người ủng hộ VAR nhấn mạnh các ưu điểm của phương pháp này: (1) Đây là phương pháp đơn giản; ta không cần phải lo lắng về việc xác định các biến nào là biến nội sinh và biến nào là biến ngoại sinh. Tất cả các biến trong VAR đều là biến nội;¹³ (2) Phép ước lượng đơn giản, tức là, phương pháp OLS thông thường có thể được áp dụng cho từng phương trình riêng rẽ; (3) Các dự báo tính được bằng phương pháp này, trong nhiều trường hợp, tốt hơn các dự báo tính được từ các mô hình phương trình đồng thời phức tạp hơn.¹⁴

BẢNG 22.2

Mô hình VAR AS/TB

VAREST // Biến phụ thuộc là AS

Khoảng SMPL: 1959.1 - 1978.4

Số các quan sát: 80

Biến	Hệ số	Sai số chuẩn	Thống kê T	Ý nghĩa 2 phía
AS (-1)	0,5555045	0,1170769	4,7447848	0,00000
AS (-2)	0,3129130	0,1363310	2,2952445	0,02470
AS (-3)	0,0357919	0,1363381	0,2587279	0,79660
AS (-4)	0,0324633	0,1246661	0,2604022	0,79530
TB (-1)	-0,1761464	0,1642311	-1,0725520	0,28710
TB (-2)	0,1498503	0,2559182	0,5855397	0,56000
TB (-3)	-0,2791645	0,2495872	-1,1185050	0,26710
TB (-4)	0,2041068	0,1482409	1,3768588	0,17290
C	1,0779153	0,4998183	2,1566141	0,03440
R bình phương	0,738664	Giá trị trung bình của biến phụ thuộc		7,868741
R bình phương hiệu chỉnh	0,709218	Độ lệch chuẩn của biến phụ thuộc		1,303142
Sai số chuẩn của hồi quy	0,702709	Tổng các bình phương phần dư		35,05978
Mức hợp lý log	-80,51620	Thống kê F		25,08514
Thống kê Durbin-Watson	2,075730	Xác suất (thống kê F)		0,000000

VAREST // Biến phụ thuộc là TB

Ngày: 29-5-1994 / Thời gian: 8:27

Khoảng SMPL: 1959.1 - 1978.4

Số các quan sát: 80

¹³ Đôi khi các biến ngoại sinh thuần túy được đưa vào mô hình để tính tới các yếu tố xu hướng và yếu tố mùa.

¹⁴ Ví dụ, xem T. Kinal & J. B. Ratner, "Regional Forecasting Models with Vector Autoregression: The Case of New York State" (Các mô hình dự báo vùng bằng phương pháp tự hồi quy véctor: Trường hợp Bang New York), Bài thảo luận số 155, Khoa Kinh tế học, Đại học Bang New York tại Albany, 1982.

Biến	Hệ số	Sai số chuẩn	Thống kê T	Ý nghĩa 2 phía
AS (-1)	0,1983992	0,0817601	2,4266004	0,0178
AS (-2)	-0,0728026	0,0952062	-0,7646830	0,4470
AS (-3)	-0,0553507	0,0966079	-0,5729423	0,5685
AS(-4)	0,1361520	0,0870601	1,5638857	0,1223
TB (-1)	1,2740809	0,1146901	11,1088960	0,0000
TB (-2)	-0,6893779	0,1787194	-3,8573189	0,0002
TB (-3)	0,4829150	0,1742982	2,7706251	0,0071
TB (-4)	-0,2293524	0,1035234	-2,2154630	0,0299
C	-0,7823958	0,3490461	-2,2415258	0,0281
R bình phương	0,921100	Giá trị trung bình của biến phụ thuộc		4,824005
R bình phương hiệu chỉnh	0,912210	Độ lệch chuẩn của biến phụ thuộc		1,656238
Sai số chuẩn của hồi quy	0,490734	Tổng các bình phương phần dư		17,09820
Mức hợp lý log	-51,79294	Thống kê F		103,6089
Thống kê Durbin-Watson	2,029895	Xác suất (thống kê F)		0,000000

Nhưng những người chỉ trích phương pháp xây dựng mô hình VAR nêu ra một số vấn đề sau đây:

1. Không như các mô hình phương trình đồng thời, mô hình VAR là mô hình *lý thuyết a* bởi vì nó sử dụng ít thông tin tiên nghiệm hơn. Nhớ lại rằng trong các mô hình phương trình đồng thời, việc loại trừ hay đưa vào các biến nhất định đóng một vai trò trọng yếu trong việc xác định mô hình.
2. Do trọng tâm được đặt vào dự báo, các mô hình VAR ít phù hợp cho phân tích chính sách.
3. Thách thức thực nghiệm lớn nhất trong phương pháp xây dựng mô hình VAR là lựa chọn khoảng trễ thích hợp. Giả sử bạn có mô hình VAR ba biến và quyết định đưa 8 độ trễ của mỗi biến vào từng phương trình. Bạn sẽ có 24 tham số trễ trong mỗi phương trình cộng với số hạng không đổi, và như vậy có tất cả 25 tham số. Trừ khi cỡ mẫu lớn, ước lượng nhiều tham số sẽ sử dụng rất nhiều bậc tự do với tất cả các vấn đề khó khăn liên quan.¹⁵
4. Nói một cách chặt chẽ, trong một mô hình VAR m biến, tất cả m biến phải (cùng) có tính dừng. Nếu điều kiện này không được thỏa mãn, ta sẽ phải biến đổi dữ liệu một cách thích hợp (ví dụ bằng cách lấy sai phân bậc 1). Như Harvey đã lưu ý, các kết quả từ dữ liệu đã biến đổi có thể không thỏa đáng. Harvey còn lưu ý tiếp là “Do vậy, phương pháp thường được những người ủng hộ VAR áp dụng là để thực hiện ở các mức độ, thậm chí nếu một số chuỗi thời gian không có tính dừng. Trong trường hợp này, điều quan trọng là nhận ra tác động của các nghiệm đơn vị đối với sự phân phối của các ước lượng”.¹⁶ Tồi tệ hơn, nếu mô hình chứa hỗn hợp các biến $I(0)$ và $I(1)$, tức là, một hỗn hợp của các biến có tính dừng và không có tính dừng thì biến đổi dữ liệu không phải là việc dễ dàng.

¹⁵ Nếu ta có mô hình VAR m phương trình với p giá trị trễ của m biến, ta phải ước lượng tất cả là $(m + pm^2)$ thông số.

¹⁶ Andrew Harvey, *The Econometric Analysis of Time Series* (Phân tích kinh tế lượng về chuỗi thời gian), The MIT Press, xuất bản lần thứ 2, Cambridge Mass., 1990, trang 83.

5. Do các hệ số đơn lẻ trong các mô hình VAR ước lượng thường khó giải thích, những người áp dụng kỹ thuật này trên thực tế thường ước lượng cái gọi là **hàm phản ứng đẩy (Impulse Response Function, IRF)**. IRF phát hiện phản ứng của biến phụ thuộc trong hệ VAR đối với các cú sốc của các số hạng sai số, như u_1 và u_2 trong Phương trình (22.9.1) và (22.9.2). Giả sử u_1 trong phương trình AS tăng lên với giá trị bằng một độ lệch chuẩn. Một cú sốc hay thay đổi như thế sẽ làm thay đổi AS trong giai đoạn hiện tại lẫn tương lai. Nhưng do AS xuất hiện trong hồi quy TB, thay đổi giá trị u_1 cũng sẽ có tác động tới TB. Tương tự, thay đổi giá trị của u_2 trong phương trình TB đi một độ lệch chuẩn sẽ có tác động tới AS. IRF phát hiện tác động của những cú sốc như vậy trong một vài thời đoạn tương lai. Mặc dù giá trị sử dụng của phân tích IRF bị nhiều nhà nghiên cứu nghi ngờ, nó là trọng tâm của phân tích VAR.¹⁷

Về so sánh giữa kết quả ứng dụng của VAR với các kỹ thuật dự báo khác, người đọc có thể xem tài liệu tham khảo.¹⁸

Một ứng dụng của VAR: Mô hình VAR cho nền kinh tế Texas

Để kiểm định châm ngôn: “Khi dầu lửa biến đi thì nền kinh tế Texas cũng biến đi”, Thomas Fomby và Joseph Hirschberg đã xây dựng mô hình VAR ba biến cho nền kinh tế Texas trong giai đoạn 1974-I đến 1988-I.¹⁹ Ba biến xem xét là (1) tỷ lệ thay đổi phần trăm của giá dầu lửa thực, (2) tỷ lệ thay đổi phần trăm thu dụng lao động phi nông nghiệp Texas, và (3) tỷ lệ thay đổi phần trăm thu dụng lao động phi nông nghiệp trong phần còn lại của Hoa Kỳ. Các tác giả đã đưa số hạng không đổi và hai giá trị trễ của từng biến vào mỗi phương trình. Do vậy, số các tham số ước lượng trong mỗi phương trình là 7. Các kết quả của ước lượng OLS của mô hình VAR được trình bày trong Bảng 22.3. Các kiểm định F trong bảng này là để kiểm định giả thiết cho rằng các hệ số trễ đều cùng bằng 0. Vậy, kiểm định F đối với biến x (tỷ lệ thay đổi phần trăm của giá dầu lửa thực) cho thấy rằng tất cả các số hạng trễ của x đều khác không về mặt thống kê; xác suất F nhận giá trị 12,5536 theo giả thiết không cho rằng chúng cùng đồng thời bằng không rất thấp, khoảng 0,00004. Mặt khác, hai giá trị trễ của y (tỷ lệ thay đổi phần trăm thu dụng lao động phi nông nghiệp Texas) cũng không khác không đáng kể để giải thích cho x ; giá trị F chỉ bằng 1,36. Tất cả các thống kê F khác đều được giải thích tương tự.

Trên cơ sở của các kết quả này và các kết quả khác trình bày trong bài viết của mình, Fomby và Hirschberg kết luận rằng châm ngôn về nền kinh tế Texas không chính xác cho lắm, do sau sự bất ổn định ban đầu xuất phát từ các cú sốc dầu lửa OPEC, nền kinh tế Texas giờ đây phụ thuộc ít hơn vào những biến động về giá dầu lửa.

¹⁷ D. E. Runkle, “Vector Autoregression and Reality”, *Journal of Business and Economic Statistics* (Tự hồi quy vectơ và hiện thực, Tạp chí Thống kê Kinh doanh và Kinh tế), tập 5, 1987, trang 437-454.

¹⁸ S. McNees, “Forecasting Accuracy of Alternative Techniques: A Comparison of U.S. Macroeconomic Forecasts”, *Journal of Business and Economic Statistics* (Dự báo sự chính xác của các kỹ thuật thay thế: so sánh các dự báo kinh tế vĩ mô Hoa Kỳ, Tạp chí Thống kê Kinh doanh và Kinh tế, tập 4, 1986, trang 5-15; E. Mahmoud, “Accuracy in Forecasting: A Survey”, *Journal of Forecasting* (Tính chính xác trong dự báo: một khảo sát, Tạp chí Dự báo), tập 3, 1984, trang 139-159.

¹⁹ Thomas B. Fomby & Joseph G. Hirschberg, “Texas in Transition: Dependence on Oil and the National Economy” *Economic Review* (Texas trong thời kỳ chuyển đổi: Phụ thuộc vào dầu lửa và nền kinh tế quốc gia, Tạp chí Kinh tế), Ngân hàng dự trữ liên bang Dallas, 1/1989, trang 11-28.

BẢNG 22.3

Ước lượng các kết quả của hệ VAR Texas bậc hai* : 1974-I đến 1988-I

Biến phụ thuộc : x (tỷ lệ thay đổi phần trăm của giá dầu lửa thực)

Biến	Độ trễ	Hệ số	Sai số chuẩn	Mức ý nghĩa
x	1	0,7054	0,1409	0,8305E-5
x	2	-0,3351	0,1500	0,3027E-1
y	1	-1,3525	2,7013	0,6189
y	2	3,4371	2,4344	0,1645
z	1	3,4566	2,8048	0,2239
z	2	-4,8703	2,7500	0,8304E-1
Hằng số	0	-0,993E-2	0,1696E-1	0,5589

$\bar{R}^2 = 0,2982; Q(21) = 8,2618 (P = 0,9939)$

Các kiểm định ý nghĩa chung, biến phụ thuộc = x

Biến	Thông kê F	Mức ý nghĩa
x	12,5536	0,4283E-4
y	1,3646	0,2654
z	1,5693	0,2188

Biến phụ thuộc : y (tỷ lệ thay đổi phần trăm thu dụng lao động phi nông nghiệp Texas)

Biến	Độ trễ	Hệ số	Sai số chuẩn	Mức ý nghĩa
x	1	0,2228E-1	0,8759E-2	0,1430E-1
x	2	-0,188E-2	0,9322E-2	0,8407
y	1	0,6462	0,1678	0,3554E-3
y	2	0,4234E-1	0,1512	0,7807
z	1	0,2655	0,1742	0,1342
z	2	-0,1715	0,1708	0,3205
Hằng số	0	-0,1602E-2	0,1053E-1	0,1351

$\bar{R}^2 = 0,6316; Q(21) = 21,5900 (P = 0,4234)$

Các kiểm định ý nghĩa chung, biến phụ thuộc = y

Biến	Thông kê F	Mức ý nghĩa
x	3,6283	0,3424E-4
y	19,1440	0,8287E-6
z	1,1684	0,3197

Biến phụ thuộc : z (tỷ lệ thay đổi phần trăm thu dụng lao động phi NN trong phần còn lại của Hoa Kỳ)

Biến	Độ trễ	Hệ số	Sai số chuẩn	Mức ý nghĩa
x	1	-0,8330E-2	0,6849E-2	0,2299
x	2	0,3635E-2	0,7289E-2	0,6202
y	1	0,3849	0,1312	0,5170E-2
y	2	-0,4805	0,1182	0,1828E-2
z	1	0,7226	0,1362	0,3004E-2
z	2	-0,1366E-1	0,1336	0,9190
Hằng số	0	-0,2387E-2	0,8241E-3	0,5701E-2

$\bar{R}^2 = 0,6503; Q(21) = 15,6182 (P = 0,7907)$

Các kiểm định ý nghĩa chung, biến phụ thuộc = z

Biến	Thông kê F	Mức ý nghĩa
x	0,7396	0,4827
y	8,2714	0,8360E-3
z	27,9609	0,1000E-7

NGUỒN: *Economic Review* (Tạp chí Kinh tế), Ngân hàng Dự trữ Liên Bang Dallas, 1/1989, trang 21.

* Hai số hạng trễ của mỗi biến.

22.10 TÓM TẮT VÀ KẾT LUẬN

1. Các cách tiếp cận Box-Jenkins và VAR trong dự báo kinh tế là các phương pháp thay thế cho các mô hình đơn phương trình và phương trình đồng thời truyền thống.
2. Để dự báo các giá trị của một chuỗi thời gian, chiến lược Box-Jenkins cơ bản được tiến hành như sau:
 - (a) Thứ nhất, xem xét chuỗi thời gian xem nó có tính dừng hay không. Bước này có thể được thực hiện bằng cách tính hàm tự tương quan (ACF) và hàm tự tương quan riêng phần (PACF) hay bằng phân tích nghiệm đơn vị chính thức. Các biểu đồ tương quan gắn với ACF và PACF thường là các công cụ chẩn đoán bằng thị giác tốt.
 - (b) Nếu chuỗi thời gian không có tính dừng, lấy sai phân của nó 1 hay nhiều lần để làm cho nó có tính dừng.
 - (c) Sau đó, ACF và PACF của chuỗi thời gian có tính dừng được tính để tìm xem chuỗi thuộc loại tự hồi quy thuần túy hay trung bình trượt thuần túy hay là một hỗn hợp của cả hai. Từ các hướng dẫn tổng quát trong Bảng 22.1, ta có thể xác định các giá trị của p và q trong quá trình ARMA để làm phù hợp mô hình. Trong giai đoạn này, mô hình ARMA(p, q) lựa chọn mang tính thử nghiệm.
 - (d) Tiếp theo, mô hình thử nghiệm được ước lượng.
 - (e) Các phần dư từ mô hình thử nghiệm này được xem xét để tìm xem chúng có ngẫu nhiên thuần túy hay không. Nếu có, mô hình thử nghiệm có khả năng phù hợp tốt với quá trình ngẫu nhiên đang nghiên cứu. Nếu không, quá trình được lặp lại từ đầu. Do vậy, phương pháp Box-Jenkins là quá trình lặp lại.
3. Phương pháp dự báo VAR xem xét một vài chuỗi thời gian cùng một lúc. Sau đây là các đặc điểm nổi bật của VAR:
 - (a) Nó đúng là một hệ đồng thời trong đó tất cả các biến được coi là biến nội sinh.
 - (b) Trong phép lập mô hình VAR, giá trị của một biến được biểu diễn là một hàm tuyến tính của các giá trị quá khứ hay trễ của biến đó và tất cả các biến khác trong mô hình.
 - (c) Nếu từng phương trình chứa cùng một số các biến trễ trong hệ, nó có thể được ước lượng bằng phương pháp OLS mà không cần sử dụng bất cứ phương pháp hệ thống nào như bình phương tối thiểu hai giai đoạn (2SLS) hay hồi quy có vẻ không có liên quan (SURE).
 - (d) Sự đơn giản này của phương pháp lập mô hình VAR có thể là hạn chế của nó. Khi các quan sát có số lượng hạn chế như trong hầu hết các phân tích kinh tế, việc đưa ra một số độ trễ của từng biến có thể sử dụng nhiều bậc tự do.²⁰

²⁰ Những người áp dụng các thống kê Bayes tin rằng vấn đề này có thể được tối thiểu hóa. Xem R. Litterman, "A

- (e) Nếu có một vài độ trễ trong từng phương trình, không phải lúc nào cũng có thể dễ dàng giải thích từng hệ số, đặc biệt là nếu các dấu của các hệ số thay đổi kế tiếp nhau. Vì lý do này, người ta xem xét hàm phản ứng đẩy (IRF) trong phép lập mô hình VAR để tìm xem biến phụ thuộc phản ứng như thế nào đối với một cú sốc trong một hay nhiều phương trình của hệ.
- (f) Có rất nhiều tranh luận về tính ưu việt của các phương pháp dự báo khác nhau. Các phương pháp dự báo đơn phương trình, phương trình đồng thời, Box-Jenkins và VAR có cả những người ủng hộ lẫn gièm pha. Tất cả những gì mà ta có thể nói là không có một phương pháp đơn lẻ nào có thể thích hợp trong mọi tình huống. Nếu có một phương pháp như vậy thì đã không cần phải thảo luận các phương pháp thay thế khác nhau. Một điều chắc chắn là các phương pháp luận Box-Jenkins và VAR giờ đây đã trở thành một phần hợp nhất trong kinh tế lượng.

BÀI TẬP

Câu hỏi

- 22.1** Đâu là các phương pháp chủ yếu trong dự báo kinh tế?
- 22.2** Đâu là những khác biệt chính giữa phương pháp dự báo kinh tế phương trình đồng thời và Box-Jenkins?
- 22.3** Trình bày sơ lược những bước chính khi ứng dụng phương pháp Box-Jenkins trong dự báo.
- 22.4** Điều gì xảy ra nếu các kỹ thuật Box-Jenkins được áp dụng đối với một chuỗi thời gian không có tính dừng?
- 22.5** Đâu là những khác biệt giữa phương pháp Box-Jenkins và VAR trong dự báo kinh tế?
- 22.6** Về khía cạnh nào VAR mang tính *lý thuyết a*?
- 22.7** “Nếu đối tượng chủ yếu là dự báo, VAR sẽ thực hiện được” Đánh giá mang tính phê bình về phát biểu này.
- 22.8** Do số các độ trễ đưa vào mô hình VAR có thể là một vấn đề chủ quan, làm sao ta quyết định đưa vào bao nhiêu độ trễ trong một ứng dụng cụ thể?
- 22.9** Bình luận phát biểu sau: “Box-Jenkins và VAR là các ví dụ đơn giản của phép tính toán không có lý thuyết”.
- 22.10** Đâu là sự nối kết, nếu có, giữa các kiểm định nhân quả Granger và phép lập mô hình VAR?

Bài tập

- 22.11** Xem dữ liệu về PDI (Personal Disposable Income, thu nhập khả dụng cá nhân) trong Bảng 21.1. Giả sử bạn muốn làm phù hợp một mô hình ARIMA thích hợp vào dữ liệu

Statistical Approach to Economic Forecasting”, *Journal of Business and Economic Statistics* (Một cách tiếp cận thống kê đối với dự báo kinh tế, Tạp chí Thống kê Kinh doanh và Kinh tế), tập 4, 1986, trang 1-4.

này. Trình bày sơ lược các bước cần làm để thực hiện nhiệm vụ này.

- 22.12** Lặp lại bài tập 22.11 cho dữ liệu PCE (Personal Consumption Expenditure, chi tiêu dùng cá nhân) trong Bảng 21.1.
- 22.13** Lặp lại bài tập 22.11 cho dữ liệu lợi nhuận trong Bảng 21.1.
- 22.14** Lặp lại bài tập 22.11 cho dữ liệu cổ tức trong Bảng 21.1.
- 22.15** Trong bài tập 17.28, bạn được giới thiệu Tiêu thức Schwarz để xác định khoảng thời gian trễ. Bạn sử dụng tiêu thức này như thế nào để xác định khoảng thời gian trễ thích hợp trong một mô hình VAR?
- 22.16** Sử dụng dữ liệu PCE và PDI trong Bảng 21.1, xây dựng mô hình VAR chuỗi thời gian hai chiều cho giai đoạn 1970-I đến 1990-IV. Sử dụng mô hình này để dự báo các giá trị của những biến này trong 4 quý của năm 1991 và so sánh các giá trị dự báo với các giá trị thực tế trong Bảng 21.1.
- 22.17** Lặp lại bài tập 22.16, sử dụng dữ liệu cổ tức và lợi nhuận.
- *22.18** Sử dụng phần mềm MICRO TSP 7.0 hay phần mềm thống kê khác và ước lượng hàm phản ứng đẩy trong một giai đoạn tới 8 độ trễ cho mô hình VAR mà bạn đã thiết lập trong bài tập 22.16.
- *22.19** Lặp lại bài tập 22.18 cho mô hình VAR mà bạn thiết lập trong bài tập 22.17.
- 22.20** Tham chiếu các kết quả hồi quy VAR trong Bảng 22.3. Từ các kiểm định F khác nhau được báo cáo trong ba hồi quy trình bày trong bảng, bạn có thể nói gì về bản chất của quan hệ nhân quả trong ba biến?
- 22.21** Tiếp tục bài tập 20.20, bạn có thể đoán tại sao các tác giả lựa chọn biểu diễn ba biến trong mô hình bằng tỷ lệ thay đổi phần trăm chứ không phải là các số tuyệt đối của các biến này không? (*Gợi ý: tính dừng*).

* Không bắt buộc.