

---

# Phần V

---

## CHUỖI THỜI GIAN TRONG KINH TẾ LƯỢNG

Các dữ liệu của chuỗi thời gian đã và đang được sử dụng một cách thường xuyên và sâu rộng, trong các nghiên cứu thực nghiệm, tới mức các nhà kinh tế lượng gần đây đã phải bắt đầu chú ý một cách kỹ lưỡng tới các dữ liệu này. Trong Chương 1 chúng ta đã nhận thấy rằng một giả định ngầm, tạo cơ sở cho việc phân tích hồi qui liên quan tới các dữ liệu của chuỗi thời gian, là các dữ liệu đó phải là **dừng**. Nếu không như vậy thì phương thức kiểm định giả thuyết thông thường dựa trên  $t$ ,  $F$ , các kiểm định khi bình phương ( $X^2$ ) và tương tự có thể trở nên không đáng tin cậy. Trong các Chương 21 và 22 chúng ta sẽ xem xét kỹ hơn các dữ liệu của chuỗi thời gian.

Trong Chương 21, đầu tiên chúng ta xác định chuỗi thời gian dừng và sau đó phát triển các kiểm định để tìm ra xem một chuỗi thời gian có là dừng hay không. Về vấn đề này chúng ta làm quen với một số khái niệm liên quan, thí dụ như **nghiệm đơn vị**, **bước ngẫu nhiên** và **chuỗi thời gian kết hợp**. Sau đó chúng ta sẽ phân biệt sự khác nhau giữa chuỗi thời gian với **xu hướng dừng** (TS) và chuỗi **dừng với sai phân** (DS) và chỉ ra các ứng dụng thực tế của chúng. Một vấn đề thường gặp trong lĩnh vực hồi qui liên quan tới các dữ liệu của chuỗi thời gian là hiện tượng **Hồi qui không xác thực** và chúng ta sẽ bàn về các ý nghĩa thực tiễn của nó. Tiếp theo, chúng ta sẽ làm quen với khái niệm **đồng kết hợp** và chỉ ra tầm quan trọng của nó đối với nghiên cứu thực nghiệm. Tất cả những khái niệm này sẽ được minh họa một cách rõ ràng.

Ở Chương 22 chúng ta tập trung chủ yếu vào việc dự báo sử dụng các dữ liệu của chuỗi thời gian. Với giả định rằng một chuỗi thời gian là dừng hoặc có thể trở nên dừng bằng các chuyển hóa thích hợp, chúng ta sẽ chứng tỏ quá trình **mô hình hóa ARIMA**, đã được biết tới nhờ Box và Jenkins, có thể được sử dụng cho việc dự báo như thế nào. Ở Chương này chúng ta cũng bàn tới một phương pháp dự báo khác, được biết đến với tên gọi là **tự hồi qui vector** (VAR), và xem xét các ưu điểm của nó so với các mô hình dự báo kinh tế lượng truyền thống dạng hệ phương trình đồng thời. Chúng ta cũng sẽ thể hiện, với các thí dụ thích hợp, các mô hình dự báo ARIMA và VAR được thực hiện như thế nào.

Hai chương này mới chỉ đề cập một cách căn bản về chuỗi thời gian của lĩnh vực kinh tế lượng. Đây là một trong các phạm vi năng động nhất của nghiên cứu kinh tế lượng và đã có một loạt các cuốn sách chuyên ngành viết về đề tài này. Mục đích của chúng ta trong phạm vi hai chương này là chỉ nhằm giới thiệu với bạn đọc thế giới hấp dẫn của chuỗi thời gian trong lĩnh vực kinh tế lượng.

---

# CHƯƠNG 21

---

## CHUỖI THỜI GIAN TRONG KINH TẾ LƯỢNG. PHẦN I:

### TÍNH DỪNG (TÍNH TẠI), CÁC NGHIỆM ĐƠN VỊ, VÀ TÍNH ĐỒNG KẾT HỢP

Như đã nêu ở Chương 1, một trong hai dữ liệu quan trọng sử dụng trong nghiên cứu thực nghiệm là dữ liệu của **chuỗi thời gian**. Ở chương này và chương tiếp theo chúng ta sẽ xem xét kỹ hơn những dữ liệu đó vì chúng đặt ra một loạt các thách thức đối với các nhà kinh tế lượng và các nhà thực nghiệm.

Thứ nhất, công tác thực nghiệm dựa vào dữ liệu chuỗi (thời gian) giả định rằng chuỗi thời gian được đề cập tới phải là **dừng**. Mặc dù ở Chương I chúng ta đã làm quen với quan điểm trực giác của tính dừng, ở chương này chúng ta sẽ xem xét một cách kỹ lưỡng hơn. Cụ thể hơn là chúng ta sẽ cố gắng xác **định tính dừng** có ý nghĩa là gì và tại sao ta lại phải bối rối khi một chuỗi thời gian không phải là chuỗi dừng.

Thứ hai, khi hồi qui một biến của một chuỗi thời gian đối với một biến của chuỗi thời gian khác, ta thường thu được giá trị  $R^2$  rất cao, mặc dù không hề có mối liên hệ có ý nghĩa nào giữa chúng. Tình huống này là thí dụ cho vấn đề **Hồi qui không xác thực** (Hãy xem mục 8.2). Vấn đề này xuất hiện bởi vì nếu như cả hai chuỗi thời gian được xét đến đều thể hiện **các xu hướng mạnh** (xu hướng lên hoặc xuống liên tục), thì  $R^2$  có giá trị cao là do sự hiện diện của xu hướng loại này, chứ không phải do mối quan hệ thực của hai chuỗi thời gian đó. Do đó, điều quan trọng là tìm ra được mối quan hệ giữa các biến số kinh tế là thực hay giả. Chúng ta sẽ thấy ở chương này Hồi qui không xác thực có thể xảy ra như thế nào nếu các chuỗi thời gian không phải là dừng.

Thứ ba, các mô hình hồi qui có chứa các dữ liệu của chuỗi thời gian thường được dùng cho công tác dự báo. Từ những luận điểm trên, ta cần phải biết xem liệu việc dự báo như thế có đáng tin cậy hay không khi mà các chuỗi thời gian được sử dụng không phải là chuỗi dừng.

Trong phần còn lại của chương này chúng ta sẽ xem xét kỹ hơn về tính dừng của một chuỗi thời gian.

## 21.1 XEM XÉT MỘT VÀI CHUỖI THỜI GIAN ĐẶC TRƯNG CỦA NỀN KINH TẾ HOA KỲ

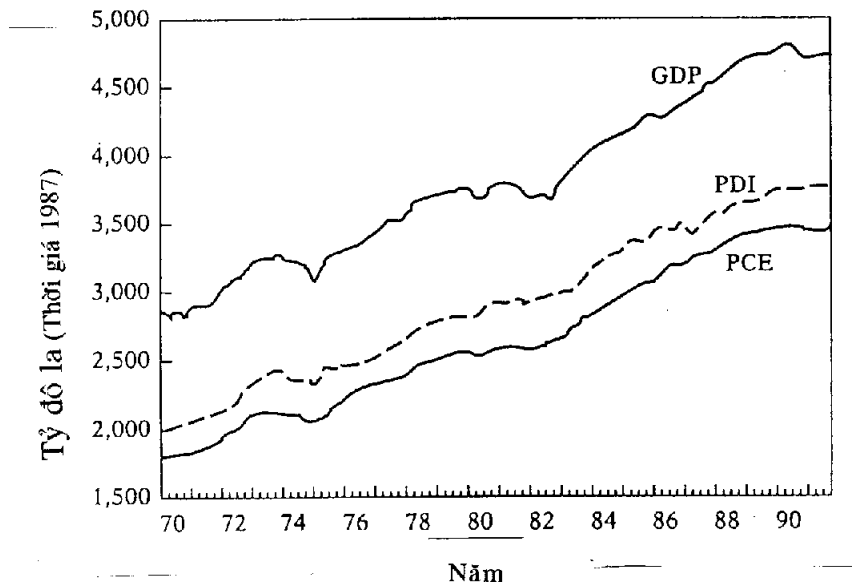
Để khởi đầu, chúng ta hãy xem xét các dữ liệu của chuỗi thời gian nêu trong Bảng 21.1, ở đó các dữ liệu và 05 chuỗi thời gian của nền kinh tế Hoa kỳ được trình bày cho từng Quý của các năm 1970 đến 1991. Có 88 quan sát được ghi nhận cho mỗi chuỗi thời gian. Các chuỗi này là Tổng Sản phẩm Xã hội (GDP), Thu nhập Khả dụng Cá nhân (PDI), Chi phí Tiêu dùng Cá nhân (PCE), Lợi nhuận và Cổ tức.

Hình 21.1 thể hiện đồ thị được dựng từ các dữ liệu của chuỗi GDP, PCI và PCE rút ra từ Bảng 21.1 và Hình 21.2 thể hiện hai chuỗi thời gian còn lại.

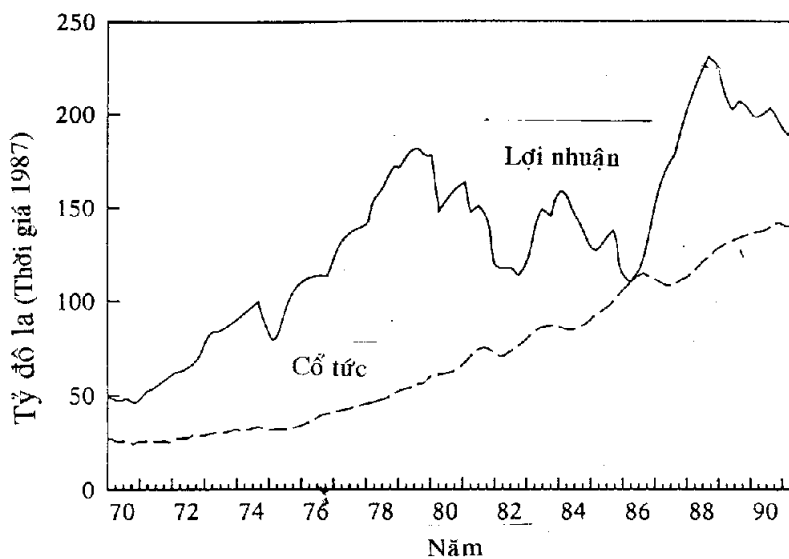
Một đồ thị được vạch ra dựa vào các dữ liệu đã cho như vậy thường là bước đầu tiên trong việc phân tích đối với bất kỳ chuỗi thời gian nào. Ấn tượng đầu tiên mà chúng ta có được từ các chuỗi thời gian được vẽ thành đồ thị trong các Hình 21.1 và 21.2 là tất cả các chuỗi đó dường như đều có xu hướng tăng, mặc dù xu hướng này không phải là một đồ thị duy tăng, đặc biệt là đối với chuỗi thời gian về Lợi nhuận. Các chuỗi thời gian này thực chất là các thí dụ về **các chuỗi thời gian không dừng**. Điều này có nghĩa là gì? Câu trả lời được nêu dưới đây.

## 21.2. QUÁ TRÌNH NGẪU NHIÊN DỪNG

Dữ liệu của bất kỳ chuỗi thời gian nào đều có thể được coi là được tạo ra nhờ một **quá trình ngẫu nhiên** và một tập hợp dữ liệu cụ thể, như đã nêu trong Bảng 21.1, có thể được coi là một **kết quả** (cá biệt), tức là một mẫu, của quá trình ngẫu nhiên đó. Sự khác biệt giữa quá trình ngẫu nhiên và kết quả của nó giống như sự khác biệt giữa tổng thể và mẫu trong dữ liệu đối chiếu. Cũng như chúng ta sử dụng các dữ liệu mẫu để suy ra các ước lượng về một tập hợp, thì trong lĩnh vực chuỗi thời gian, chúng ta dùng kết quả để suy ra các ước lượng về quá trình ngẫu nhiên đó. Một dạng của quá trình ngẫu nhiên được các nhà phân tích về chuỗi thời gian đặc biệt quan tâm và xem xét kỹ lưỡng là cái được gọi là **Quá trình ngẫu nhiên dừng**.



**Hình 21.1**  
 GDP, PDI và PCE, Hoa Kỳ, 1970-1991 (theo quý)



**Hình 21.2**  
 Lợi nhuận và cổ tức, Hoa Kỳ, 1970-1991 (theo quý)

Nói chung, một quá trình ngẫu nhiên được coi là dừng nếu như trung bình và phương sai của nó không đổi theo thời gian và giá trị của đồng phương sai giữa hai thời đoạn chỉ phụ thuộc vào khoảng cách và độ trễ về thời gian giữa hai thời đoạn này chứ không phụ thuộc vào thời điểm thực tế mà đồng phương sai được tính.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Trong các tài liệu về chuỗi thời gian, một quá trình ngẫu nhiên như vật được coi là một quá trình ngẫu nhiên dừng yếu. Đối với mục đích của Chương này, và trong hầu hết các tình huống thực tiễn quan trọng, dạng dừng này sẽ đáp ứng.

**Bảng 21.1**  
**Số liệu Kinh tế Vi mô Hoa Kỳ, Quý I/1970 – IV/1991**

Quý	GDP	PDI	PCE	Lợi nhuận	Cổ tức
1970-I	2,872.8	1 990.6	1,800.5	44.7	24.5
1970-II	2,860.3	2,020.1	1,807.5	44.4	23.9
1970-III	2,896.6	2,045.3	1,824.7	44.9	23.3
1970-IV	2,873.7	2,045.2	1,821.2	42.1	23.1
1971-I	2,942.9	2,073.9	1,849.9	48.8	23.8
1971-II	2,947.4	2,098.0	1,863.5	50.7	23.7
1971-III	2,966.0	2,106.6	1,876.9	54.2	23.8
1971-IV	2,980.8	2,121.1	1,904.6	55.7	23.7
1972-I	3,037.3	2,129.7	1,929.3	59.4	25.0
1972-II	3,089.7	2,149.1	1,963.3	60.1	25.5
1972-III	3,125.8	2,193.9	1,989.1	62.8	26,1
1972-IV	3,175.5	2,272.0	2,032.1	68.3	26.5
1973-I	3,253.3	2,300.7	2,063.9	79.1	27.0
1973-II	3,267.6	2,315.2	2,062.0	81.2	27.8
1973-III	3,264.3	2,337.9	2,073.7	81.3	28.3
1973-IV	3,289.1	2,382.7	2,067.4	85.0	29.4
1974-1	3,259.4	2,334.7	2,050.8	89.0	29.8
1974-II	3,267.6	2,304.5	2,059.0	91.2	30.4
1974-III	3,239.1	2,315.0	2,065.5	97.1	30.9
1974-IV	3,226.4	2,313.7	2,039.9	86.8	30.5
1975-1	3,154.0	2,282.5	2,051.8	75.8	30.0
1975-II	3,190.4	2,390.3	2,086.9	81.0	29.7
1975-III	3,249.9	2,354.4	2,114.4	97.8	30,1
1975-IV	3,292.5	2,389.4	2,137.0	103.4	30.6
1976-1	3,356.7	2,424.5	2,179.3	108.4	32.6
1976-II	3,369.2	2,434.9	2,194.7	109.2	35.0
1976-III	3,381.0	2,444.7	2,213.0	110.0	36.6
1976-IV	3,416.3	2,459.5	2,242.0	110.3	38.3
1977-1	3,466.4	2,463.0	2,271.3	121.5	39.2
1977-11	3,525.0	2,490.3	2,280.8	129.7	40.0
1977-III	3,574.4	2,541.0	2,302.6	135.1	41.4
1977-IV	3,567.2	2,556.2	2,331.6	134.8	42.4
1978-1	3,591.8	2,587.3	2,347,1	137.5	43.5
1978-II	3,707.0	2,631.9	2,394.0	154.0	44.5
1978-III	3,735.6	?,653.2	2,404.5	158.0	46.6
1978-1'	3,779.6	2,680.9	2,421.6	167.8	48.9
1979-1	3,780.8	2,699.2	2,437.9	168.2	50.5
1979-II	3,784.3	2,697.6	2,435.4	174,1	51.8
1 979-III	3,807.5	2,715.3	2,454.7	178,1	52.7
1979-IV	3,814.6	2,72'8.1	2,465.4	173A	54.5
1980-1	3,830.8	2,742.9	2,464.6	174.3	57.6
1980-II	3,732.6	2 692.0	2,414.2	144.5	58.7
1980-III	3,733.5	2,722.5	2,440.3	151.0	59.3
1980-IV	3,808.5	2,777.0	2,469.2	154.6	60.5

**Bảng 21.1** (Tiếp theo)

Quý	GDP	PDI	PCE	Lợi nhuận	Cổ tức
1981-I	3,860.5	2,783.7	2,475.5	159.5	64.0
1981-II	3,844.4	2,776.7	2,476.1	143.7	68.4
1981-III	3,864.5	2,814.1	2,487.4	147.6	71.9
1981-IV	3,803.1	2,808.8	2,468.6	140.3	72.4
1982-I	3 756.1	2 795.0	2,484.0	114.4	70.0
1982-II	3,771.1	2,824.8	2,488.9	114.0	68.4
1982-III	3 754.4	2,829.0	2,502.5	114.6	69.2
1982-IV	3,759.6	2,832.6	2,539.3	109.9	72.5
1983-I	3,783.5	2,843.6	2,556.5	113.6	77.0
1983-II	3,886.5	2,867.0	2,604.0	133.0	80.5
1983-III	3,944.4	2,903.0	2,639.0	145.7	83.1
1983-IV	4,012.1	2,960.6	2,678.2	141.6	84.2
1984-I	4,089.5	3,033.2	2,703.8	155.1	83.3
1984-II	4,144.0	3,065.9	2,741.1	152.6	82.2
1984-III	4,166.4	3 102.7	2,754.6	141.8	81.7
1984-IV	4 194.2	3,118.5	2,784.8	136.3	83.4
1985-I	4,221.8	3 123.6	2 824.9	125.2	87.2
1985-II	4,254.8	3,189.6	2 849.7	124.8	90.8
1985-III	4,309.0	3,156.5	2,893.3	129.8	94,1
1985-IV	4,333.5	3,178.7	2,895.1	134.2	97.4
1986-I	4,390.5	3,227.5	2,922.4	109.2	105.1
1986-II	4,387.7	3,281.4	2,947.9	106.0	110.7
1986-III	4 412.6	3,272.6	2,993.7	111.0	112.3
1986-IV	4 427.1	3,266.2	3,012.5	119.2	111.0
1987-I	4,460.0	3,295.2	3,011.5	140.2	108.0
1987-II	4 515.3	3 241.7	3 046.8	157.9	105.5
1987-III	4,559.3	3,235.7	3,075.8	169,1	105.1
1987-IV	4,625.5	3,335.3	3 074.6	176.0	106.3
1988-I	4,655.3	3 330.1	3 123.2	195.5	109.6
1988-II	4 704.8	3,386.3	3,147.8	207.2	113.3
1988-III	4 734.5	3 407.5	3,170.6	213.4	117.5
1988-IV	4 779.7	3,443.1	3,202.9	226.0	121.0
1989-I	4 809.8	3,473.9	3,200.9	221.3	124.6
1989-II	4 832.4	3 450.9	3,203.6	206.2	127.1
1989-III	4,845.6	3,466.9	3,241.1	195.7	129.1
1989-IV	4,859.7	3 493.0	3 241.6	203.0	130.7
1990-I	4,880.8	3,531.4	3 258.8	199.1	132.3
1990-II	4~900.3	3,545.3	3,253.6	193.7	132.5
1990-III	4,903.3	3 547.0	3 231.2	196.3	133.8
1990-IV	4,855.1	3 529.5	3,251.8	199.0	136.2
1991-I	4 824.0	3,514.8	3 241.1	189.7	137.8
1991-II	4,840.?	3 537.4	3,252.4	182.7	136.7
1991-III	4 862.7	3 539.9	3,271.2	189.6	138,1
1991-IV	4,868.0	3,547.5	3,271.1	190.3	138.5

*Ghi chú:* GDP (Tổng sản phẩm xã hội), tỷ đô la thời giá 1987, trang A-96.

PDI (Thu nhập khả dụng cá nhân), tỷ đô la thời giá 1987, trang A-112

PCE (Chi phí tiêu dùng cá nhân), tỷ đô la thời giá 1987, trang A-96.

Lợi nhuận (Lợi nhuận công ty sau thuế), tỷ đô la thời giá 1987, trang A-110

Cổ tức (Các khoản chi trả cổ tức công ty tịnh), tỷ đô la thời giá 1987, trang A-110.

Nguồn: Bộ Thương mại Hoa Kỳ, Cục Phân tích Kinh tế, *Báo cáo Thống kê Kinh doanh*, 1963-1991, ra tháng 6/1992.

Để minh giải cho luận điểm trên. Hãy coi  $Y_t$  là một chuỗi thời gian ngẫu nhiên có các tính chất sau:

$$\text{Trung bình: } E(Y_t) = \mu \quad (21.2.1)$$

$$\text{Phương sai: } \text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (21.2.2)$$

$$\text{Đồng phương sai: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (21.2.3)$$

Ở đây,  $\gamma_k$  - Đồng phương sai (hoặc sự đồng phương sai) tại độ trễ  $k$  - là phương sai giữa các giá trị  $Y_t$  và  $Y_{t+k}$ , tức là giữa hai giá trị của  $Y$  ở các thời đoạn cách quãng  $k$ . Nếu  $k=0$ , chúng ta có  $\gamma_0$ , đơn giản là phương sai của  $Y$  ( $=\sigma^2$ ); nếu  $k=1$ , thì  $\gamma_1$  là đồng phương sai giữa hai giá trị kế cận nhau của  $Y$ , tức là dạng đồng phương sai chúng ta đã gặp ở Chương 12 khi chúng ta trình bày về chủ đề “tự tương quan”.

Giả sử chúng ta dịch chuyển chuỗi  $Y$  ban đầu từ  $Y_t$  đến  $Y_{t+m}$ . Và nếu  $Y_t$  là dừng, thì trung bình, phương sai và các tự đồng phương sai của  $Y_{t+m}$  phải đúng bằng trung bình, phương sai và các tự đồng phương sai của  $Y_t$ . Tóm lại, nếu một chuỗi thời gian là dừng, thì trung bình, phương sai và tự đồng phương sai (tại các độ trễ khác nhau) sẽ giữ nguyên không đổi dù cho chúng được xác định vào thời điểm nào đi nữa.

Nếu một chuỗi thời gian không phải là dừng như theo cách hiểu vừa xác định ở trên, thì nó được gọi là **chuỗi thời gian không dừng** (xin lưu ý rằng, chúng ta đang trình bày về tính dừng yếu); Đôi khi tính không dừng có được là do sự dịch chuyển của trung bình.

Để thể hiện tất cả điều này, hãy xem Hình 21.3. Hình 21.3a cho thấy tỷ suất sinh lợi thực của chỉ số cổ phiếu S&P 500 đối với các quan sát hàng năm từ năm 1972 đến 1986, và Hình 21.3b cho thấy khoảng biến thiên lãi suất Ngân hàng tại Anh quốc (sự chênh lệch giữa lãi suất ngắn hạn và dài hạn) hàng quý của giai đoạn 1952-1988. Hình đầu tiên là một thí dụ về chuỗi thời gian dừng và hình thứ 2 - chuỗi thời gian không dừng.

Khi xét đến các chuỗi thời gian của nền kinh tế Hoa kỳ trong các Hình 21.1 và 21.2, chúng ta có “cảm tưởng” rằng các chuỗi thời gian này là không dừng vì bề ngoài, ít nhất trung bình, phương sai và các tự đồng phương sai của từng chuỗi riêng biệt dường như không phải là bất biến theo thời gian. Làm sao mà chúng ta có thể chắc chắn là Hình 21.3a thể hiện một chuỗi thời gian dừng và các Hình 21.3b, 21.1 và 21.2 lại thể hiện các chuỗi thời gian không dừng? Chúng ta sẽ thảo luận về câu hỏi này ở phần tiếp theo.



### 21.3 KIỂM ĐỊNH TÍNH DỪNG DỰA VÀO BIỂU ĐỒ TƯƠNG QUAN.

Một cách kiểm định đơn giản tính dừng là dùng **hàm tự tương quan (ACF)**. ACF với độ trễ  $k$ , ký hiệu bằng  $\rho_k$ , được xác định như sau:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (21.3.1)$$

$$= \frac{\text{đồng phương sai ở độ trễ } k}{\text{phương sai}}$$

Hãy lưu ý rằng nếu  $k = 0$ , thì  $\rho_0 = 1$  (tại sao?)

Do cả đồng phương sai lẫn phương sai được tính bằng cùng một đơn vị đo, nên  $\rho_k$  là một đại lượng không có đơn vị đo, là trung tính, là số. Nó nằm trong khoảng từ -1 đến +1, giống như bất kỳ một hệ số tương quan nào. Nếu chúng ta vẽ đồ thị  $\rho_k$  theo  $k$ , thì đồ thị chúng ta có được sẽ là **biểu đồ tương quan tổng thể**.

Vì trong thực tế chúng ta chỉ có một kết quả (tức là mẫu) của một quá trình ngẫu nhiên, nên chúng ta chỉ có thể tính toán **hàm tự tương quan mẫu**,  $\rho_k$ . Để tính hàm này, chúng ta phải tìm **đồng phương sai mẫu** ở độ trễ  $k$ ,  $\gamma_k$  và **phương sai mẫu**  $\gamma_0$  theo biểu thức dưới đây:<sup>2</sup>

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{n} \quad (21.3.2)$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}{n} \quad (21.3.3)$$

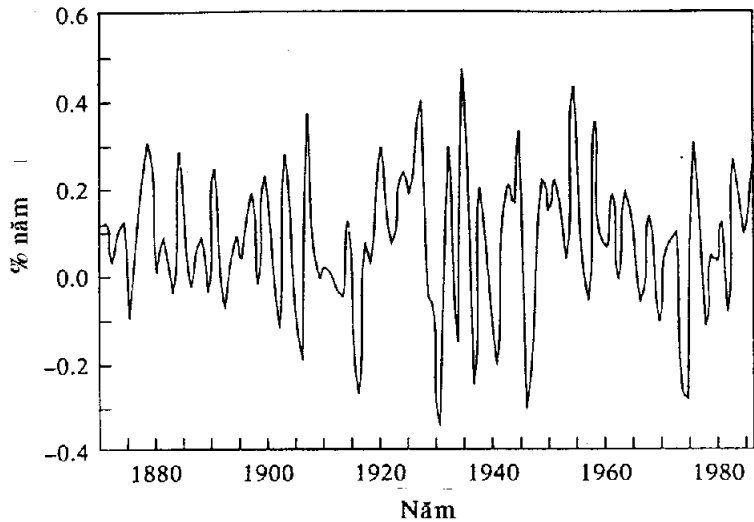
ở đây,  $n$  là độ lớn của mẫu và  $\bar{Y}$  là trung bình mẫu.

Do đó hàm tự tương quan mẫu tại độ trễ  $k$  sẽ là:

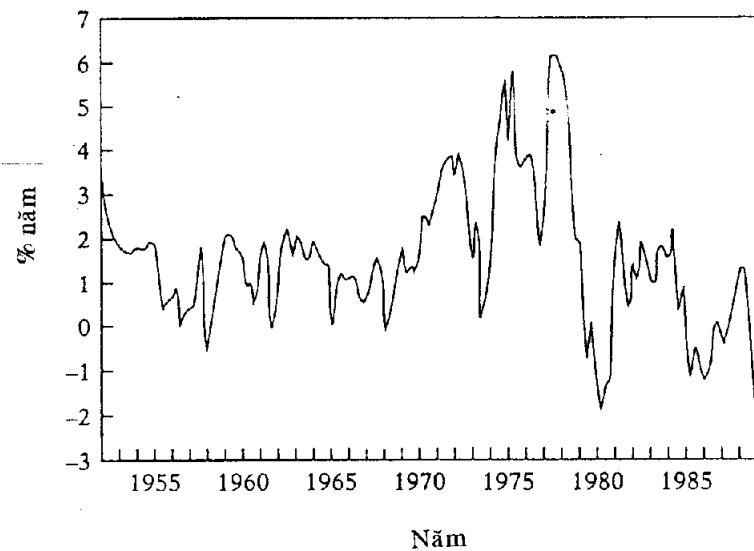
$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} \quad (21.3.4)$$

hàm này đơn giản là tỷ lệ giữa đồng phương sai mẫu với phương sai mẫu. Đồ thị thể hiện  $\rho_k$  ở độ trễ  $k$  được gọi là **Biểu đồ tương quan mẫu**.

<sup>2</sup> Nói một cách chặt chẽ, chúng ta phải chia đồng phương sai mẫu ở độ trễ  $k$  cho  $(n-k)$  và phương sai mẫu cho  $(n-1)$  hơn là chia cho  $n$  (tại sao?). Nhưng ở các mẫu lớn điều này không gây ra khác biệt mấy.



(a)



(b)

**HÌNH 21.3**

Các thí dụ về chuỗi thời gian tĩnh tại và không tĩnh tại:

- (a) Chỉ số S&P 500 (tỷ suất sinh lợi thực 1872-1986): là một chuỗi thời gian tĩnh tại.
- (b) Biến thiên lãi suất ngân hàng tại Anh quốc (theo quý: I/1952-IV/1988): một chuỗi thời gian không tĩnh tại.

(Nguồn: Terence C. Mills. *Mô hình hoá Kinh tế lượng của các Chuỗi thời gian Tài chính*, NXB DHTH Cambridge, New York, 1993, trang 25 và 27.)

Hình 21.4 thể hiện biểu đồ tương quan mẫu của chuỗi thời gian GDP đã cho trong Bảng 21.1, có được từ chương trình MICRO TSP phiên bản 7.0. Chúng ta đã trình bày biểu đồ tương quan này với 25 độ trễ.<sup>3</sup> Liệu biểu đồ tương quan mẫu ở Hình 21.4 có chỉ cho ta thấy chuỗi thời gian GDP là dừng hay không? Một đặc tính nổi bật của biểu đồ tương quan mẫu này là nó được bắt đầu với giá trị rất cao (khoảng 0,97 ở độ trễ) và giảm xuống một cách rất đều đặn. Ngay cả

<sup>3</sup> Mặc dù có các kiểm định về độ dài tối đa của độ trễ được sử dụng trong các tính toán, trong thực tế các độ trễ tới 1/3 độ lớn của mẫu thường được sử dụng. Tuy nhiên, vấn đề này rất thường xuyên là chủ quan.

độ trễ 14 (tức là tương quan giữa các GDP cách nhau 14 quý) hệ số tự tương quan vẫn còn lớn - 0,5. Dạng tương quan kiểu này thường là một dấu hiệu cho thấy rằng chuỗi thời gian đó là không dừng, ngược lại nếu như một quá trình là hoàn toàn ngẫu nhiên thì tự tương quan của nó sẽ bằng không (zero) ở bất kỳ độ trễ lớn hơn không nào.

**Hình 21.4**  
 Biểu đồ tương quan GDP, Hoa Kỳ,  
 I-1970 đến IV 1991

Độ Trễ	Mẫu ACF ( $\hat{\rho}_k$ )	
1	0.969	*****
2	0.935	*****
3	0.901	*****
4	0.866	*****
5	0.830	*****
6	0.791	*****
7	0.752	*****
8	0.713	*****
9	0.675	*****
10	0.638	*****
11	0.601	*****
12	0.565	*****
13	0.532	*****
14	0.500	*****
15	0.468	*****
16	0.437	*****
17	0.405	*****
18	0.375	*****
19	0.344	*****
20	0.313	*****
21	0.279	*****
22	0.246	*****
23	0.214	*****
24	0.182	*****
25	0.153	*****

Khoảng tin cậy 95%

Ghi chú: Trị Thống kê Q Box-Pierce: 792, 98  
 Trị Thống kê (LB) Ljung-Box: 891,25

Ý nghĩa thống kê của bất kỳ  $\rho_k$  nào đều có thể đều có thể được đánh giá bởi sai số chuẩn của nó. Bartlett đã chỉ ra rằng nếu một chuỗi thời gian là thuần túy ngẫu nhiên, tức là, nó thể hiện (**white noise**) (Hãy xem Phần 21.4), thì các hệ số tự tương quan mẫu sẽ được phân bố gần như chuẩn với trung bình bằng 0 và phương sai =  $1/n$ , ở đây  $n$  là độ lớn của mẫu.<sup>4</sup> Đối với dữ liệu của

<sup>4</sup> M.S. Barlett, “Về việc xác định lý thuyết các tính chất của mẫu thuộc chuỗi thời gian tự tương quan”, Tạp chí của Hội Thống kê Hoàng gia, loạt B, Quyển 27, 1946, trang 27-41 (“on the theoretical Specification of Sampling properties of Autocorrelated Time Series”, Journal of the Royal Statistical Society, series B, Vol.27, 1946, trang 27-41.

chúng ta:  $n = 88$ , cũng có nghĩa là là phương sai =  $1/88$  hoặc sai số chuẩn =  $1/\sqrt{88} = 0,1066$ . Như vậy, theo các tính chất của một phân bố chuẩn hóa thì khoảng tin cậy 95% đối với  $\rho_k$  bất kỳ sẽ bằng  $\pm 1,96 (0,1066) = \pm 0,2089$  - giá trị ở hai phía của 0 (zero). Do vậy, nếu giá trị ước tính của  $\rho_k$  nằm trong khoảng  $(-0,2089; 0,2089)$ , chúng ta sẽ không loại trừ giả thuyết rằng giá trị thật của  $\rho_k = 0$ . Tuy nhiên, nếu giá trị ước tính này nằm ngoài khoảng nói trên, chúng ta có thể loại trừ giả thuyết cho rằng giá trị thật của  $\rho_k = 0$ . Khoảng tin cậy 95% này được thể hiện bằng hai đường thẳng liên tục trong Hình 21.4.

Bạn có thể thấy rằng tất cả các hệ số  $\rho_k$  của các độ trễ tới  $k = 23$  trong Hình 21.4 đều có ý nghĩa thống kê cá biệt, tức là khác 0 rất nhiều.

Để kiểm định *giả thuyết chung* cho rằng tất cả các hệ số tự tương quan  $\rho_k$  đều đồng thời bằng 0, ta có thể sử dụng **Trị thống kê Q** do Box và Pierce lập nên. Hàm này được xác định như sau:

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \quad (21.3.5)$$

ở đây,  $n$  = độ lớn của mẫu  
 $m$  = thời lượng của độ trễ

Trị thống kê Q được phân bố *gần giống* như phân bố khi bình phương với mdf. Trong khi áp dụng, nếu như giá trị tính được của Q vượt quá giá trị ngưỡng/tới hạn của Q theo bảng khi bình phương ở một mức đã chọn, ta có thể loại trừ giả thuyết không - theo đó tất cả  $\rho_k = 0$ ; ít nhất phải có một vài  $\rho_k \neq 0$ .

Một biến thể của Trị thống kê Q dạng Box-Pierce là **trị thống kê Ljung-Box (LB)** được xác định dưới đây:<sup>5</sup>

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left( \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \right) \sim \chi_m^2 \quad (21.3.6)$$

Mặc dù trong các mẫu lớn, cả trị thống kê Q lẫn trị thống kê LB đều tuân theo phân bố khi bình phương với mdf, trị thống kê LB được coi là có các tính chất tốt hơn (mạnh/hữu hiệu hơn, về mặt thống kê) đối với các mẫu nhỏ so với trị thống kê Q.

Đối với dữ liệu GDP của chúng ta, trị thống kê Q với 25 độ trễ là vào khoảng 793 và trị thống kê LB - 891, cả hai giá trị này là rất đáng kể; các giá trị p để rút ra các giá trị khi bình phương như vậy là gần như bằng 0. Do đó, có thể kết luận rằng hông phải tất cả  $\rho_k$  của dữ liệu GDP của chúng ta đều bằng 0.

<sup>5</sup> G.M. Ljung và G.P.E.Box, "Về một cách đo lường không thích hợp trong các mô hình chuỗi thời gian", *Biometrika*, Quyển 66, 1978, trang 66-72.

Theo biểu đồ tương quan này, chúng ta đi đến kết luận tổng thể rằng chuỗi thời gian GDP nêu ở Bảng 21.1 không phải là chuỗi dừng.

## 21.4 KIỂM ĐỊNH NGHIỆM ĐƠN VỊ ĐỐI VỚI TÍNH DỪNG.

Một cách kiểm định tính dừng khác được phổ biến gần đây là **kiểm định nghiệm đơn vị** cách dễ dàng nhất để giới thiệu về kiểm định này là xem xét mô hình sau:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (21.4.1)$$

Ở đây  $U_t$  là số hạng chỉ sai số ngẫu nhiên xuất phát từ các giả định cổ điển rằng nó có giá trị trung bình bằng 0, phương sai  $\sigma^2$  là hằng số và không tự tương quan. Số hạng sai số này còn được biết tới dưới cái tên **sai số nhiễu ngẫu nhiên** (white noise error term) theo thuật ngữ khoa học ứng dụng (engineering).<sup>6</sup> Từ Chương 12 bạn đọc sẽ nhận ra rằng Phương trình (21.4.1) là một hồi qui bậc một, hoặc AR(1), mà ở đó chúng ta hồi qui giá trị của  $Y$  tại thời điểm  $t$  dựa trên giá trị của nó tại thời điểm  $(t-1)$ . Và nếu hệ số của  $Y_{t-1}$  trong thực tế bằng 1, thì chúng ta đang phải đối mặt với cái gọi là **vấn đề nghiệm đơn vị**, tức là tình huống không dừng.<sup>7</sup> Do vậy nếu chúng ta thực hiện hồi qui

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (21.4.2)$$

và tìm ra rằng  $\rho = 1$ , thì chúng ta có thể nói rằng biến ngẫu nhiên  $Y_t$  có nghiệm đơn vị. Trong kinh tế lượng (về chuỗi thời gian), một chuỗi thời gian có nghiệm đơn vị được gọi là **bước ngẫu nhiên** (chuỗi thời gian). Và một bước ngẫu nhiên là một thí dụ của chuỗi thời gian không dừng.<sup>8</sup> Ví dụ, ta thấy các giá bán tài sản, như các giá cổ phiếu chẳng hạn, tuân theo một bước ngẫu nhiên, tức là, các giá này không dừng. Trong Phụ lục của chương này chúng ta thấy rằng một bước ngẫu nhiên thực chất đại diện cho một chuỗi thời gian không dừng.

Phương trình (21.4.2) thường được trình bày ở một dạng khác nhau sau:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t \\ &= \delta Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (21.4.3)$$

<sup>6</sup> Hãy nhớ rằng nếu  $U_t$  không chỉ là không tự tương quan mà còn là độc lập, thì số hạng sai số như thế được gọi là (**strictly white noise**). Xin cũng lưu ý rằng nếu số hạng sai số là tự tương quan, như chúng ta sẽ chỉ ra sau đây trong phần trình bày về **Kiểm định Dickey-Fuller gia tăng (ADF)**, thì chúng ta có thể dễ dàng chấp nhận cả trường hợp bất ngờ này.

<sup>7</sup> Một quan điểm kỹ thuật: Ta có thể viết (21.4.1) thành  $Y_t - Y_{t-1} = U_t$ . Tiếp đến sử dụng toán tử độ trễ  $L$  sao cho  $LY_t = Y_{t-1}$ .  $L^2 Y_t = Y_{t-2}$  và tương tự, ta có thể viết (21.4.1) thành  $(1-L) Y_t = U_t$ . Thuật ngữ **nghiệm đơn vị** là để nói tới nghiệm của đa thức trong toán tử độ trễ.

<sup>8</sup> Bước ngẫu nhiên thường được so sánh với bước đi của kẻ say rượu khi ra khỏi quán rượu, người say bước một khoảng cách ngẫu nhiên  $U_t$  vào thời điểm  $t$ , và nếu người này cứ tiếp tục bước đi mãi, thì kẻ đó cuối cùng sẽ càng dạt ra xa hơn khỏi quán rượu. Điều tương tự cũng được dùng để nói về giá cổ phiếu. Giá cổ phiếu hôm nay bằng giá cổ phiếu hôm qua cộng với một cú sốc ngẫu nhiên.

Ở đây  $\delta = (\rho - 1)$  và  $\Delta$ , như ta đã biết, là hàm sai phân bậc 1 được giới thiệu ở Chương 12. Hãy lưu ý rằng  $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$ . Với định nghĩa này, người đọc có thể thấy một cách dễ dàng là (21.4.2) và (21.4.3) là như nhau. Tuy nhiên, lúc này giả thuyết không lại là  $\delta = 0$  (tại sao?)

Nếu  $\delta$  thực sự bằng 0, ta có thể viết (21.4.3) như sau:

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \quad (21.4.4)$$

Điều mà phương trình (21.4.4) nói lên là các sai Phân bậc 1 của một chuỗi thời gian dạng bước ngẫu nhiên ( $=u_t$ ) là một chuỗi thời gian dừng do có giả định rằng  $u_t$  là thuần túy ngẫu nhiên.

Vậy là, nếu như một chuỗi thời gian được lấy sai phân một lần và chuỗi sai phân đó là dừng, thì ta có thể nói rằng chuỗi ban đầu (dạng bước ngẫu nhiên) là một **chuỗi kết hợp bậc 1** được ký hiệu là  $I(1)$ . Tương tự như vậy, nếu như chuỗi ban đầu phải được lấy sai phân hai lần (tức là lấy sai phân bậc 1 của sai phân bậc 1) để trở thành dừng, thì chuỗi ban đầu đó được gọi là **chuỗi kết hợp bậc 2**, hoặc  $I(2)$ . Tóm lại, nếu một chuỗi thời gian phải được lấy sai phân  $d$  lần, thì nó sẽ là chuỗi kết hợp bậc  $d$ , hoặc  $I(d)$ . Do vậy, bất kỳ lúc nào nếu ta có một chuỗi thời gian kết hợp bậc 1 hoặc lớn hơn, thì có nghĩa là ta có một chuỗi thời gian không dừng. Theo qui ước, nếu  $d = 0$  thì quá trình  $I(0)$  hệ quả sẽ thể hiện một chuỗi thời gian dừng. Chúng ta sẽ sử dụng các thuật ngữ *quá trình dừng* và quá trình  $I(0)$  và  $I(0)$  process] như các từ đồng nghĩa.

Để biết được liệu chuỗi thời gian  $Y_t$  (chẳng hạn như GDP) có phải là chuỗi không dừng hay không, hãy thực hiện hồi qui (21.4.2) và kiểm tra xem  $\rho$  có bằng 1 về mặt thống kê không, hoặc tương đương như vậy, hãy ước lượng (21.4.3) và kiểm tra xem liệu có phải  $\delta=0$  hay không trên cơ sở trị thống kê  $t$ . Thật không may là giá trị  $t$  có được bằng cách này lại không tuân theo phân bố student's  $t$  ngay cả đối với các mẫu lớn.

Theo giả thuyết không rằng  $\rho = 1$ , trị thống kê  $t$  được tính theo qui ước được biết tới như là **trị thống kê  $\tau$  (tau)** [ $\tau$  (tau statistic)], mà các giá trị tới hạn của nó đã được sắp thành bảng bởi Dickey và Fuller trên cơ sở mô phỏng Monte Carlo.<sup>9</sup> Theo tài liệu này, **kiểm định Tau** còn được biết tới như là **kiểm định Dickey-Fuller (DF)**, vì sự kính trọng đối với những người đã phát minh ra nó. Hãy lưu ý rằng nếu giả thuyết không rằng  $\rho = 1$  bị bác bỏ (tức là, chuỗi thời gian là dừng), thì chúng ta có thể sử dụng kiểm định  $t$  thông thường (student's).

Ở dạng đơn giản nhất của nó, chúng ta ước lượng hồi qui như (21.4.2), sau đó chia hệ số  $\rho$  đã được ước lượng cho sai số chuẩn của nó để tính trị thống kê  $\tau$  Dickey-Fuller và đối chiếu với các bảng Dickey-Fuller để xem giả thuyết  $\rho = 1$  có bị bác bỏ hay không. Tuy nhiên, các bảng này chưa phải là đã hoàn toàn đầy đủ, chúng đã được mở rộng một cách đáng kể bởi

<sup>9</sup> D.A. Dickey và W.A. Fuller, "Phân bố của các hàm ước lượng đối với các chuỗi thời gian tự hồi qui với nghiệm đơn vị", Tạp chí của Hiệp hội Thống kê Hoa Kỳ, Quyển 74, 1979, trang 427-431. Hãy xem thêm "Nhập môn về chuỗi thời gian thống kê" của W.A. Fuller, NXB John Wiley và các con, New York, 1976.

Mackinnon thông qua các mô phỏng Monte Carlo.<sup>10</sup> Trong số các chương trình phần mềm thống kê, **ET**, **MICRO TSP** và **SHAZAM** cho ra các giá trị tới hạn Dickey-Fuller và mackinnon của trị thống kê DF.

Nếu như giá trị tuyệt đối tính được của *trị thống kê*  $\tau$  (tức là  $|\tau|$ ) cao hơn các giá trị tới hạn tuyệt đối T hoặc DF hoặc Mackinnon DF, thì chúng ta sẽ không bác bỏ giả thuyết cho rằng chuỗi thời gian đã cho là dừng. Nếu mặt khác, nó thấp hơn giá trị tới hạn, thì chuỗi thời gian sẽ là không dừng.<sup>11</sup>

Vì những lý do về mặt lý thuyết và thực tiễn, kiểm định Dickey-Fuller được áp dụng đối với các hồi qui được thực hiện ở các dạng sau:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (21.4.3)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (21.4.5)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (21.4.6)$$

Ở đây,  $t$  là biến xu hướng hoặc biến thời gian. Trong mỗi trường hợp giả thuyết không sẽ là  $\delta = 0$ , tức là có nghiệm đơn vị. Sự khác biệt giữa (21.4.3) và hai hồi qui khác là ở chỗ có sự bao gồm cả hằng số (giao điểm với trục tọa độ) và số hạng xu hướng.

Nếu số hạng sai số  $u_t$  là tự tương quan, ta sẽ biến đổi (21.4.6) thành:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21.4.7)$$

mà ở đó, thí dụ  $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$ ,  $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$ , tức là ta sử dụng các số hạng sai phân của độ trễ. Số lượng các số hạng sai phân của độ trễ cần có thường được xác định bằng thực nghiệm - Khái niệm về việc cần phải có bao nhiêu số hạng để số hạng sai số trong (21.4.7) là độc lập với chuỗi. Giả thuyết không vẫn là  $\delta = 0$  hoặc  $\rho = 1$ , có nghĩa là  $Y$  có nghiệm đơn vị ( $y$  là không dừng). Khi kiểm định DF được áp dụng cho các mô hình như (21.4.7), nó được gọi là **kiểm định gia tăng Dickey-Fuller [Augmented Dickey-Fuller (ADF) test]**. Trị thống kê của kiểm định ADF có cùng một phân bố tiệm cận giống như của trị thống kê DF, do vậy có thể sử dụng cùng các giá trị tới hạn giống nhau.

### Chuỗi Thời gian GDP của Hoa kỳ có phải là Dừng hay không?

Ta hãy minh họa kiểm định DF bằng cách sử dụng các dữ liệu trong Bảng 21.1. Theo phương pháp **MICRO TSP 7.0**, các hồi qui tương ứng với (21.4.5) và (21.4.6) cho ra các kết quả sau:

<sup>10</sup> J.G. Mackinnon, “Các giá trị tới hạn của các kiểm định đồng kết hợp”, trong R.F. Engle và C.W.J. Granger, “Các mối quan hệ kinh tế dài hạn: Các thảo luận về đồng kết hợp”, Chương 13, NXB Oxford University, New York 1991.

<sup>11</sup> Nếu hồi qui được thực hiện ở dạng (21.4.3), thì trị thống kê  $T$  được ước lượng thường sẽ mang dấu âm (-). Do vậy, một giá trị âm lớn của  $T$  thường là một dấu hiệu của tính dừng.

$$\begin{aligned} \Delta \text{GDP}_t &= 32,9693 - 0,0025 \text{GDP}_{t-1} \\ t &= (1,3304) \quad (-0,3932) \\ R^2 &= 0,0018 \quad d = 1,3520 \end{aligned} \quad (21.4.8)$$

$$\begin{aligned} \Delta \text{GDP}_t &= 183,9751 + 1,3949_t - 0,0579 \text{GDP}_{t-1} \\ t &= (1,7877) \quad (1,5111) \quad (-1,5563) \\ R^2 &= 0,0286 \quad d = 1,3147 \end{aligned} \quad (21.4.9)$$

Đối với mục đích của chúng ta, điều quan trọng là trị thống kê  $t$  (=tau) của biến  $\text{GDP}_{t-1}$ . Xin hãy nhớ rằng giả thuyết không của ta là  $\delta = 0$ , điều này có nghĩa là  $\rho = 1$ , hoặc nghiệm đơn vị. Vậy đối với mô hình (21.4.8) các trị thống kê tới hạn 1%, 5% và 10%, được tính bởi Mackinnon, là -3,5073; -2,8951; và -2,5844 tương ứng. Do giá trị được tính của  $\tau$  là -0,3932, về mặt giá trị tuyệt đối là nhỏ hơn các giá trị tới hạn 1%, 5% và 10%, chúng ta hông loại bỏ giả thuyết 0 với  $\delta = 0$ , tức là chuỗi GDP thể hiện một nghiệm đơn vị, đây là một cách khác để nói rằng chuỗi GDP là không dừng. Trên cơ sở kiểm định biểu đồ tương quan, chúng ta phải thấy trước được kết luận này.

Đối với mô hình (21.4.9) các giá trị tới hạn 1%, 5% và 10% của  $\tau$  là -4,0673; -3,4620; -3,1570 tương ứng. Giá trị tính được của  $t$  (=tau) -1,5563 đối với  $\text{GDP}_{t-1}$  là không đáng kể về mặt thống kê, cho thấy một lần nữa rằng  $\delta = 0$  hoặc có nghiệm đơn vị trong dữ liệu GNP. Nhân đây, *xin lưu ý rằng các giá trị tới hạn DF phụ thuộc vào liệu ở đó có số hạng không đổi và/hoặc xu hướng hay không.*

Để bao gồm cả khả năng tương quan chuỗi trong  $u_t$ , chúng ta có thể sử dụng mô hình (21.4.7) và sau đó áp dụng **kiểm định ADF**; xin nhớ rằng trị thống kê Durbin-Watson  $d$ , đã cho trong (21.4.8) và 21.4.9), đã ám chỉ đến một khả năng như thế. Với một giá trị độ trễ của các sai phân bậc 1 của GDP, chúng ta có được các kết quả hồi qui sau đây:<sup>12</sup>

$$\begin{aligned} \Delta \text{GDP}_t &= 233,0806 + 1,8922 \quad -0,0787 \text{GDP}_{t-1} + \Delta \text{GDP}_{t-1} \\ t &= (2,3848) \quad (2,1522) \quad (-2,2153) \quad (3,4647) \\ R^2 &= 0,1526 \quad d = 2,0858 \end{aligned} \quad (21.4.10)$$

Do Durbin Watson  $d$  đã tăng lên, có khả năng ở đây có tương quan chuỗi. Tuy vậy, hãy lưu ý rằng  $\tau = -2,2153$  vẫn thấp hơn các giá trị tới hạn ADF : -4,0673 (1%); -3,4620 (5%); và -3,1570 (10%), điều này nói lên rằng chuỗi thời gian GDP là không dừng.

Tóm lại, trên cơ sở biểu đồ tương quan và các kiểm định nghiệm đơn vị DF và ADF, các dữ liệu GDP của Hoa Kỳ đối với thời đoạn I-1970 đến VI-1991 là không dừng.

<sup>12</sup> Việc bổ sung hai giá trị độ trễ của  $\Delta \text{GDP}$  không làm các kết quả thay đổi mấy



**Chuỗi GDP Sai Phân Bậc 1 có là Dừng?**

Chúng ta hãy cùng làm lại bài tập nêu trên, nhưng lần này chúng ta sẽ tìm xem liệu  $\Delta GDP_t = (GDP_t - GDP_{t-1})$  có là dừng hay không? Để thuận tiện ta dùng  $D_t$  để chỉ  $\Delta GDP_t$ . Ta có kết quả sau:

$$\begin{aligned} \Delta D_t &= 15,5313 - 0,6748D_{t-1} \\ t &= (3,4830) \quad (-6,4956) \\ r^2 &= 0,3436 \end{aligned} \quad (21.4.11)$$

Các giá trị tới hạn T 1%, 5% và 10%, được tính bởi Mackinnon, là  $-3,5082$ ;  $-2,8955$ ; và  $-2,5846$  tương ứng. Về mặt giá trị tuyệt đối, giá trị  $\tau$  6,4956 lớn hơn bất kỳ một trong ba giá trị này, ví thế chúng ta có thể bác bỏ giả thuyết rằng  $\delta$  (hệ số của  $D_{t-1}$ ) là bằng 0. Tức là, các dữ liệu GDP sai phân bậc 1 không thể hiện nghiệm đơn vị, hoặc có thể nói rằng các dữ liệu này là dừng. Điều đó có nghĩa: chúng là  $I(0)$ .<sup>13</sup> Hình 21.5 cho thấy các dữ liệu GDP sai phân bậc 1 so với chuỗi GDP ban đầu như ở Hình 21.1, thì chuỗi sai phân GDP ở Hình 21.5 không thể hiện bất kỳ xu hướng nào.

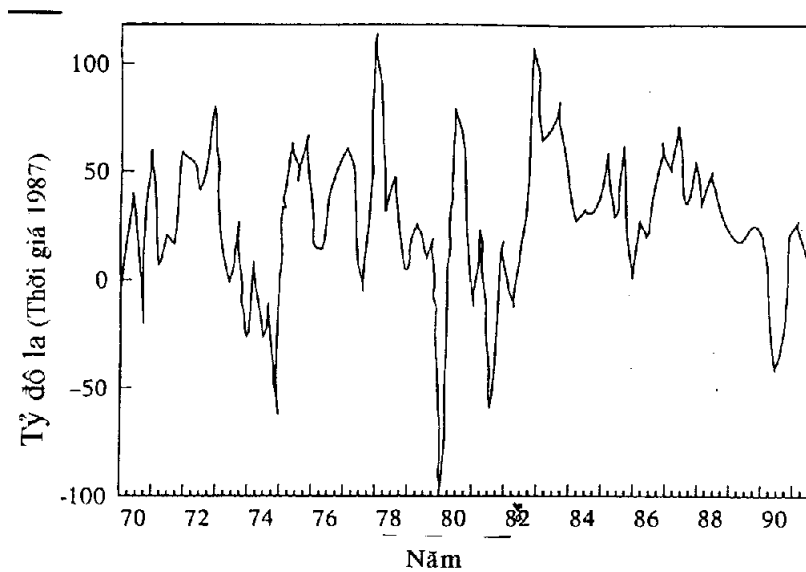
Do  $\Delta GDP_t$  là dừng, như đã nêu trên, nên nó là một quá trình ngẫu nhiên  $I(0)$ , có nghĩa là tự bản thân  $GDP_t$  là một chuỗi thời gian  $I(1)$ ; về bản chất, nó là một bước ngẫu nhiên.

Đồng thời, Do DF hoặc ADF chỉ cho ta thấy một chuỗi thời gian có là kết hợp hay không, nên chúng còn được biết đến như là kiểm định sự kết hợp.

**21.5 QUÁ TRÌNH NGẪU NHIÊN CÓ XU HƯỚNG DỪNG (TS) VÀ SAI PHÂN DỪNG (DS).**

Trong các hồi qui liên quan tới dữ liệu chuỗi thời gian, biến thời gian hoặc xu hướng  $t$  thường được dùng như một trong các biến hồi qui độc lập để loại bỏ vấn đề tương quan không xác thực (hãy xem Chương 8). Dữ liệu thuộc các chuỗi thời gian kinh tế thường có xu hướng chuyển dịch theo cùng một hướng bởi vì một xu hướng thường là chung cho chúng. Thí dụ như, trong hồi qui của PCE đối với PDI, nếu như chúng ta quan sát được  $R^2$  có giá trị rất cao, trường hợp này thường xảy ra, thì điều đó có thể phản ánh không phải mức độ thực của mối liên hệ giữa hai biến đó, mà đơn giản chỉ là xu hướng chung hiện hữu giữa chúng.

<sup>13</sup> Một quan điểm kỹ thuật. Có một số tranh luận về việc liệu ta có thể áp dụng kiểm định DF một cách tuần tự, đầu tiên là với dữ liệu ở dạng mức và sau đó là ở dạng sai phân bậc 1 hay không. Về vấn đề này, Hãy tham khảo D.A. Dickey và S.S. Pantula, "Xác định bậc của sai phân trong các quá trình tự hồi qui", Tạp chí Thương mại và Thống kê, Quyền 5, 1987, trang 455-461.



**HÌNH 21.5** Các sai phân bậc I của GDP, Hoa Kỳ, I/1970–IV/1991.

Để tránh những mối liên hệ không xác thực như vậy, thông thường phải thực hiện hồi qui PCE đối với PDI và  $t$ , biến xu hướng. Hệ số của PDI có được từ phép hồi qui này sẽ thể hiện ảnh hưởng tịnh lên PCE, sau khi đã loại bỏ tác động của xu hướng. Nói một cách khác, việc thể hiện biến xu hướng trong hồi qui có tác dụng san bằng xu hướng (tức là loại bỏ ảnh hưởng của xu hướng ra khỏi) đối với cả PCE và PDI.

Gần đây, một nhánh mới các nhà kinh tế lượng về chuỗi thời gian đã chống lại phương pháp thực tiễn chung này. Theo họ, phương pháp thực tiễn chuẩn này chỉ có thể được chấp nhận nếu như biến xu hướng là **xác định** (deterministic) chứ không phải là **ngẫu nhiên**.<sup>14</sup>

Nói rộng ra, xu hướng sẽ là xác định nếu như nó là hoàn toàn có thể dự đoán được và không biến thiên. Có thể thấy từ Hình 21.1 những gì mà điều này thể hiện. Nếu phải vẽ một đường thẳng xu hướng cho cả chuỗi thời gian GDP được minh họa ở đó, thì ta sẽ thấy là chỉ một đường thẳng xu hướng không thể hiện đầy đủ được các dữ liệu. Có thể có một đường thẳng xu hướng cho giai đoạn I/1970-IV/1974, một đường khác cho giai đoạn I/1975-IV/1981 và một đường nữa cho giai đoạn I/1982-IV/1991. Tóm lại, đường xu hướng này bản thân nó thay đổi, tức là nó là ngẫu nhiên. Nếu đây là trường hợp phải xét đến, thì phương pháp thực tiễn chung về san bằng xu hướng sẽ trở nên sai lệch.

Bằng cách nào mà ta có thể biết được rằng xu hướng của một chuỗi, chẳng hạn như GDP, là xác định hay biến thiên (tức là ngẫu nhiên)? Ta đã có câu trả lời trong hồi qui (21.4.6). Khi ước lượng hồi qui này, nếu ta tìm ra rằng chuỗi thời gian đã cho (thí dụ: GDP) có nghiệm đơn vị (tức là không dừng), thì có thể kết luận là chuỗi thời gian đó thể hiện một xu hướng ngẫu nhiên. Nếu không có nghiệm đơn vị, thì chuỗi thời gian thể hiện xu hướng xác định.

<sup>14</sup> Hãy tham khảo hai bài biết hấp dẫn và quý giá: Charles R. Nelson và Charler I. Plosser, “Các xu hướng và bước ngẫu nhiên trong chuỗi thời gian kinh tế vĩ mô: Một số minh chứng và các ý nghĩa”, Tạp chí Kinh tế Tiền tệ, Quyển 10, 1982, trang 139-162; James H. Stock và Mark W. Watson, “Các xu hướng biến thiên trong các chuỗi thời gian kinh tế”, Tạp chí các triển vọng kinh tế, Quyển 2, No.3, Mùa hạ 1988, trang 147-174.

Trở lại các hồi qui (21.4.9) và (21.4.10), chúng ta đã kết luận rằng chuỗi thời gian GDP của Hoa Kỳ thuộc giai đoạn I/1970-IV/1991 là không dừng. Do đó, chuỗi thời gian như vậy thể hiện xu hướng ngẫu nhiên. Như một hệ quả, nếu như ta thực hiện hồi qui này:

$$GDP_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \quad (21.5.1)$$

với giả thiết sai lầm là có xu hướng xác định, thì GDP đã san bằng xu hướng thu được:

$$u_t = (GDP_t - \beta_1 - \beta_2 t) \quad (21.5.2)$$

sẽ chẳng có giá trị gì mấy khi trong thực tế xu hướng là ngẫu nhiên. Do đó, các dự báo dựa vào (21.5.1) sẽ là không đáng tin cậy. Vì lý do này chúng ta đã cảnh báo ở Chương 5 là không được sử dụng đường hồi qui được ước lượng theo các dữ liệu đã có trước đó để đưa ra các dự báo quá xa trong tương lai.

Tiếp theo chúng ta giới thiệu về hai khái niệm cơ bản trong phân tích chuỗi thời gian, cụ thể là **quá trình xu hướng dừng (TSP)** và **quá trình sai phân dừng (DSP)**. Nếu trong hồi qui:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \quad (21.5.3)$$

$u_t$  thực ra là dừng với trung bình bằng 0, và phương sai  $\sigma^2$ , thì (21.5.3) thể hiện một TSP; nếu ta loại trừ xu hướng (tức là  $\beta_1 + \beta_2 t$ ) khỏi (21.5.3), thì kết quả sẽ là một quá trình dừng. Tuy nhiên, nếu  $Y_t$  được phát sinh từ

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha + u_t \quad (21.5.4)$$

mà ở đó là hằng số và  $u_t$  là dừng với trung bình bằng 0 và phương sai  $\sigma^2$ , thì ta gọi quá trình như thế là một DSP. Hãy nhớ rằng  $(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t$ , tức là phương sai bậc 1 của  $Y_t$ .

Quay lại chuỗi thời gian GDP của chúng ta, ta đã thấy rằng mức GDP không phải là TSP, trong khi như đã thấy ở hồi qui (21.4.11),  $\Delta GDP$  là một DSP.

Nói gọn lại, một chuỗi thời gian dừng có thể được mô hình hóa như một quá trình TS, trong khi một chuỗi thời gian không dừng lại thể hiện một quá trình DS. Như Holden, Peel và Thomson đã nhận định:

Với một xu hướng xác định, các biến có thể được làm thành dừng bằng cách đưa một xu hướng về thời gian vào bất cứ hồi qui nào hoặc bằng cách thực hiện một hồi qui sơ bộ đối với thời gian và loại bỏ xu hướng đã được ước lượng [như trong hồi qui (21.5.2)]. Với một xu hướng ngẫu

nhiên, các kiểm định đối với đồng kết hợp (sẽ được bàn tới sau đây) và tính đồng kết hợp là cần thiết.<sup>15</sup>

Chúng ta kết thúc phần này bằng cách nêu ra câu hỏi: Tầm quan trọng thực tiễn của TSP và SDP là gì? Theo quan điểm dự báo dài hạn, các dự báo được rút ra từ TSP sẽ là đáng tin cậy hơn, trong khi những dự báo rút ra từ DST sẽ là không đáng tin cậy và đôi khi là rất nguy hiểm. Như Nathan Balke nhận xét; “sự hiện hữu của một xu hướng ngẫu nhiên có nghĩa là các biến động trong một chuỗi thời gian là kết quả của các cú sốc không chỉ đối với thành phần mang tính nhất thời hay chu kỳ mà còn đối với thành phần mang tính xu hướng”.<sup>16</sup> Tức là, những xáo trộn hoặc cú sốc đối với chuỗi thời gian như thế sẽ thay đổi hẳn mức của chúng một cách vĩnh viễn.

## 21.6 HỒI QUI KHÔNG XÁC THỰC

Các hồi qui liên quan tới các dữ liệu của chuỗi thời gian có chứa khả năng thu được các kết quả **không xác thực** hoặc không đáng tin cậy dù rằng bề ngoài các kết quả đó có vẻ là tốt nhưng khi xem xét kỹ lưỡng hơn thì chúng trở nên đáng ngờ. Để thấy thật rõ vấn đề này, chúng ta hãy cùng quay trở lại các dữ liệu PCE và PDI của Hoà Kỳ được nêu ở Bảng 21.1. Giả sử chúng ta thực hiện hồi qui PCE đối với PDI để tìm mối quan hệ giữa chúng. Bằng cách sử dụng các dữ liệu đã cho trong Bảng 21.1, ta có được các kết quả sau:

$$\begin{aligned} PCE_t &= -171,4412 + 0,9672 PDI_t \\ t &= (-7,4809) \quad (119,8711) \\ R^2 &= 0,9940 \quad d = 0,5316 \end{aligned} \quad (21.6.1)$$

Các kết quả hồi qui này có vẻ “lớn không tưởng nổi”:  $R^2$  là quá cao, tỷ lệ  $t$  của PDI có giá trị quá lớn, xu hướng tiêu dùng biên tế (MPC) so với PDI là dương và có giá trị cao. Chỉ có một điều không như ý là trị thống kê Durbin-Watson  $d$  thấp. Như Granger và Newbold<sup>17</sup> đã đề xuất,  $R^2 > d$  là một tiền đề tốt để ngờ vực rằng hồi qui đã được ước lượng là hậu quả của một hồi qui không xác thực.

Nếu chúng ta ước lượng phương trình (21.4.9) đối với cả PCE lẫn PDI, sẽ có các kết quả sau:

$$\begin{aligned} \Delta PCE_t &= 91,7110 + 0,7704_t - 0,0432PCE_{t-1} \\ t &= (1,6358) \quad (1,2983) \quad (-1,3276) \end{aligned} \quad (21.6.2)$$

$$\begin{aligned} \Delta PDI_t &= 326,2089 + 2,8834_t - 0,1579PDI_{t-1} \\ t &= (2,7368) \quad (2,5243) \quad (-2,5751) \end{aligned} \quad (21.6.3)$$

<sup>15</sup> K.Holden, D.A.Peel và J.L. Thompson, “Nhập môn về Dự báo Kinh tế”, NXB ĐHTH Cambridge, New York, 1990, trang 81.

<sup>16</sup> Nathan S. Balke, “Các xu hướng mô hình hóa trong các chuỗi thời gian kinh tế vi mô”, Tạp chí Phê bình về Kinh tế (Economic Review), Ngân hàng Dự trữ Liên bang tại Dallas, 05.1991, trang 21. Đây là một bài báo rất đáng được đọc về các quá trình TS và DS.

<sup>17</sup> C.W.J. Granger và P. Newbild, “Các hồi qui không xác thực trong kinh tế lượng”, Tạp chí Kinh tế lượng, Quyển 2, 1974, trang 111-120.

Đối với mục đích hiện thời, chúng ta quan tâm tới giá trị  $T$  của PCE và PDI theo các độ trễ. Các giá trị tới hạn  $T$  1%, 5% và 10% hoặc các giá trị  $DF$  được tính bởi Mackinnon là  $-4,0673$ ;  $-3,4620$ ; và  $-3,1570$  tương ứng. Tiếp đến, về mặt giá trị tuyệt đối, các giá trị  $\tau=1,3276$  và  $2,5751$  của các số hạng độ trễ PCE và PDI là nhỏ hơn các giá trị tới hạn  $T$  ở mức 10%. Do đó, kết luận ở đây là PCE và PDI đều có một nghiệm đơn vị, tức là chúng không phải là dừng.

Vì thế, khi tính hồi qui PCE đối với PDI trong (21.6.1), ta có thể đã thực hiện hồi qui một chuỗi thời gian không dừng đối với một chuỗi thời gian không dừng khác. Trong trường hợp như vậy, các phương thức kiểm định chuẩn  $t$  và  $F$  không có giá trị.<sup>18</sup> Về mặt này, hồi qui (21.6.1) là không xác thực. Để kết thúc, hãy nhớ rằng trong (21.6.3) nếu ta lấy giá trị  $t = -2,5751$  của  $PDI_{t-1}$  trên cơ sở kiểm định  $t$  thông thường, thì nó sẽ là đáng kể về mặt thống kê ở mức 2%. Nhưng trên cơ sở kiểm định  $T$  thì nó lại không đáng kể ngay cả ở mức 10%, *điều này một lần nữa cho thấy tại sao trong trường hợp chuỗi thời gian không dừng, ta không được dựa vào các giá trị đã được ước lượng  $t$ .*

Chúng ta để người đọc, như một bài tập, tự chỉ ra rằng các chuỗi sai phân bậc 1 PCE và PDI,  $\Delta PCE_t$  và  $\Delta PDI_t$ , là dừng.

Vì  $\Delta PCE$  và PDI là dừng, tại sao lại không hồi qui chuỗi trước đối với chuỗi sau và loại bỏ vấn đề về tính không dừng, xu hướng ngẫu nhiên và các vấn đề có liên quan? Câu trả lời là, giải quyết vấn đề về tính không dừng theo kiểu này có thể cũng giống như đổ trẻ nhỏ đi cùng với nước tắm, bởi vì khi lấy sai phân bậc 1 (hoặc bậc cao hơn) ta có thể đánh mất mối quan hệ dài hạn quý giá giữa PCE và PDI được cho trước bởi các mức (cũng như đối với sai phân bậc 1) của hai biến này. Lý thuyết kinh tế hầu như được thể hiện như một mối quan hệ dài hạn giữa các biến ở dạng mức của các biến chứ không phải ở dạng sai phân bậc 1 của chúng. Vì thế, giả thuyết thu nhập cố định Milton Friedman mặc nhiên công nhận rằng mức tiêu dùng cố định là một hàm của mức thu nhập cố định; mối quan hệ không được thể hiện theo sai phân bậc 1 của các biến này. Các mối quan hệ, chẳng hạn, giữa chi tiêu của chính phủ và các khoản thu về thuế; cung ứng tiền mặt và giá cả (Hãy nhớ lại lý thuyết số lượng về Tiền); lãi suất trái phiếu kho bạc 3 tháng và 6 tháng; v.v... cũng được thể hiện tốt nhất ở dạng mức.

Để thấy điều này, hãy tham chiếu Bảng 21.1. Mặc dù cả PCE lẫn PDI đều có xu hướng tăng lên theo kiểu ngẫu nhiên, dường như chúng có *xu hướng cùng nhau*. Biến động này giống như đôi bạn nhảy, mỗi người theo một bước ngẫu nhiên, mà các bước ngẫu nhiên của họ dường như lại ăn khớp với nhau. Sự đồng bộ, về mặt trực giác là khái niệm đằng sau **chuỗi thời gian đồng kết hợp**. Như ta sẽ chỉ ra ở phần tiếp theo, nếu PCE và PDI là đồng kết hợp, thì các kết quả hồi qui đã cho ở (21.6.1) có thể sẽ không phải là không xác thực, và các kiểm định thông thường

<sup>18</sup> Vấn đề này đã được ghi nhận bởi Dickey và Fuller, op.cit. và gần đây hơn bởi P.C.B. Phillips trong “Các hồi qui chuỗi thời gian với nghiệm đơn vị”, *Econometrica*, Quyển 55, 1987, trang 277-302, và “Hướng tới một lý thuyết tiệm cận hợp nhất về tự hồi qui”, *Biometrika*, Quyển 74, 1987, trang 535-547. Đối với các thảo luận thuộc các sách giáo khoa có thể tiếp cận được về mặt này và các phương diện khác của chuỗi thời gian, Hãy đọc Terence C. Mills, “Các Phương pháp kỹ thuật về chuỗi thời gian dành cho các nhà kinh tế”, NXB ĐHTH Cambridge, New York, 1990.

t và F sẽ là đúng. Như Granger đã ghi nhận “Một kiểm định về sự đồng kết hợp có thể được coi như một tiên kiểm định để loại bỏ các tình huống “hồi qui không xác thực”.

## 21.7 ĐỒNG KẾT HỢP

Hãy trở lại các hồi qui (21.6.1), (21.6.2) và (21.6.3). Hai hồi qui này chỉ ra rằng cả PCE và PDI là các quá trình không dừng hoặc bước ngẫu nhiên [xin lưu ý: mỗi quá trình đều là I(1)]. Mặc dù vậy, sự kết hợp tuyến tính của hai biến này có thể sẽ là dừng. Cụ thể hơn, nếu ta viết (21.6.1) như:<sup>19</sup>

$$u_t = PCF_t + \beta_1 - \beta_2 PDI_t \quad (21.7.1)$$

và tìm ra rằng  $u_t$  [tức là kết hợp tuyến tính ( $PCE_t - \beta_1 - \beta_2 PDI_t$ )] là I(0) hoặc dừng, thì ta nói rằng các biến PCE và PDI là **đồng kết hợp**; Nói một cách nôm na, chúng thuộc cùng một biến song. Về trực giác, ta thấy rằng khi  $u_t$  trong (21.7.1) là I(0), thì “các xu hướng” trong PCE và PDI trở nên cân bằng với nhau.<sup>20</sup> Và chúng sẽ có cùng một bước sóng nếu chúng được kết hợp với nhau ở cùng một bậc. Như vậy, nếu chuỗi Y là I(1) và một chuỗi khác X cũng là I(1), thì chúng có thể là đồng kết hợp. Nói rộng ra, nếu Y là I(d) và X cũng là I(d) mà d có cùng giá trị, thì hai chuỗi này có thể là đồng kết hợp. Nếu đúng là như thế, thì hồi qui đối với các mức của hai biến đó, giống như trong (21.6.1), sẽ là có ý nghĩa (tức là không phải là không xác thực); và chúng ta sẽ không mất bất kỳ thông tin dài hạn quý giá nào, cái mà có thể bị mất đi nếu thay vào đó ta sử dụng các sai phân bậc 1 của chúng.

Tóm lại, miễn là chúng ta chắc chắn được rằng những gì có được từ các hồi qui như (21.6.1) là I(0) hoặc dừng, thì hệ phương pháp hồi qui truyền thống (kể cả các kiểm định t và F) mà chúng ta đã biết cho đến nay vẫn áp dụng được đối với các dữ liệu liên quan tới chuỗi thời gian. *Đóng góp quý báu của các khái niệm về nghiệm đơn vị, đồng kết hợp, v.v... là ở chỗ buộc ta phải tìm ra liệu các số dư của hồi qui có là dừng hay không.* Theo cách diễn đạt của lý thuyết đồng kết hợp, một hồi qui như (21.6.1) được coi là **hồi qui đồng kết hợp** và thông số  $\beta_2$  được gọi là **thông số đồng kết hợp**.<sup>21</sup>

Một loạt các phương pháp kiểm định đồng kết hợp đã được đề xuất trong các bài viết trên tạp chí. Hai phương pháp đơn giản là (1) kiểm định DF và ADF đối với  $U_t$  đã được ước lượng bằng hồi qui đồng kết hợp và (2) kiểm định đồng kết hợp Durbin-Watson (CRWD).<sup>22</sup>

<sup>19</sup> C.W.J. Granger, “Các phát triển trong nghiên cứu về các biến kinh tế đồng kết hợp”, Bản tin Kinh tế và Thống kê của ĐHTH Oxford, Quyển 48, 1986, trang 226.

<sup>20</sup> Cách xem xét đồng kết hợp bằng trực giác này được nêu ra trong “Tri thức và thực hành kinh tế lượng” của William E. Griffiths, R. Carter Hill, và George G. Judge, NXB John Wiley và các con, New York, 1993, trang 700-702.

<sup>21</sup> Khái niệm đồng kết hợp có thể được mở rộng đối với mô hình hồi qui có chứa k biến hồi qui độc lập. Trong trường hợp này, ta sẽ có k thông số đồng kết hợp. Để thảo luận chung về điều này, hãy tham khảo các tham chiếu nêu trong các chú thích khác nhau.

<sup>22</sup> Sự khác biệt này tồn tại giữa các kiểm định nghiệm đơn vị và các kiểm định đồng kết hợp: Như David A. Dickey, Dennis W. Jansen, và Daniel I. Thornton quan sát thấy, “Các kiểm định nghiệm đơn vị được thực hiện đối với các chuỗi thời gian đơn biến (Univariate) [tức là duy nhất]. Ngược lại, đồng kết hợp lại xử lý mối quan hệ giữa một nhóm các biến, mà ở đó (một cách vô điều kiện) mỗi biến đều có nghiệm đơn vị”. Hãy đọc các bài viết của họ,

**Kiểm định Engle-Granger (EG) hoặc Kiểm định EG Gia tăng (AEG)**

Chúng ta đã biết cách áp dụng kiểm định nghiệm đơn vị DF hoặc ADF. Tất cả những gì ta phải làm là ước lượng một hồi qui như (21.6.1), thu nhận các số dư, và sử dụng kiểm định DF hoặc ADF.<sup>23</sup> Tuy nhiên, có một điều cần phải đề phòng khi thực hiện. Do  $U$  được ước lượng theo thông số đồng kết hợp  $\beta_2$  đã được ước lượng, nên các giá trị tới hạn quan trọng DF hoặc ADF sẽ không thật thích hợp. Engle và Granger đã tính toán các giá trị này, việc này có thể tìm thấy trong các sách tham khảo.<sup>24</sup> Do vậy, kiểm định DF hoặc ADF trong bối cảnh này được gọi là **kiểm định Engle-Granger (EG)** và **kiểm định EG gia tăng (AEG)**. Tuy nhiên, hiện nay TSP, SHAZAM và các phần mềm khác lại đưa ra các giá trị tới hạn này cùng với các thông tin khác.<sup>25</sup>

Chúng ta hãy cùng quay lại với hồi qui PCE – PDI (21.6.1) và thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị DF đối với các số dư được ước lượng theo hồi qui này.

Ta có được các kết quả sau:

$$\begin{aligned}\Delta u_t &= -0,2716 u_{t-1} \\ t &= (-3,6725) \\ r^2 &= 0,1422\end{aligned}\tag{21.7.2}$$

Các giá trị tới hạn  $\tau$  Engle-Granger (trị thống kê  $t$  ở hồi qui trước đó) 1%, 5% và 10% tương ứng là  $-2,5899$ ;  $-1,9439$ ; và  $-1,6177$ . Do về mặt giá trị tuyệt đối giá trị đã được ước lượng  $\tau = 3,6725$  vượt quá bất cứ một trong các giá trị tới hạn này, nên kết luận có thể là  $u_t$  đã được ước lượng sẽ là dừng (tức là, nó không có nghiệm đơn vị), và vì vậy PCE và PDI, mặc dù là không dừng một cách riêng biệt, lại là đồng kết hợp.<sup>26</sup>

“Nhập môn về đồng kết hợp với một ứng dụng đối với tiền tệ và thu nhập”, Tạp chí phê bình kinh tế, Ngân hàng dự trữ Liên bang tại St. Louis, 03-04.1991, trang 59. Như tên gọi của bài viết đã nêu, đây là một sự nhập môn tuyệt vời về kiểm định đồng kết hợp.

<sup>23</sup> Nếu PCE và PDI không phải là đồng kết hợp, thì bất kỳ một liên kết tuyến tính nào của chúng cũng sẽ là không dừng, và do đó, các số dư  $U_t$  cũng sẽ là không dừng.

<sup>24</sup> R.F. Engle và C.W.J. Granger. “Đồng kết hợp và hiệu chỉnh sai số: Thể hiện, ước lượng và kiểm định”, *Econometrica*, Quyển 55, 1987, trang 251-276; R.F. Engle và B. Sam Yoo, “Dự báo và kiểm định trong các hệ thống đồng kết hợp”, Tạp chí Kinh tế lượng, Quyển 35, trang 143-159; R.F. Engle, “Chuỗi thời gian kinh tế đồng kết hợp: Một tổng quan với các kết quả mới”, trong cuốn “Các mối quan hệ kinh tế dài hạn: tri thức về đồng kết hợp” của R.F. Engle và C.W.J. Granger, NXB ĐHTH Oxford, 1991, Chương 12. Cuốn sách này cũng chứa bài biết đã nêu trên đây của Mackinnon, cũng như các bài tham luận hội thảo khác về lĩnh vực này.

<sup>25</sup> Một số các giá trị tới hạn EG và AEG cũng được sao chép lại trong cuốn “Ước lượng và suy luận trong kinh tế lượng” của Russell Davidson và James G. Mackinnon, NXB ĐHTH Oxford, New York 1993, Bảng 20.2, trang 722. Chúng cũng có thể được tìm thấy trong các phiên bản MICRO-TSP 7.0 và SHAZAM 7.0.

<sup>26</sup> Một quan điểm kỹ thuật về hồi qui đồng kết hợp đã được ước lượng (21.6.1): Do mỗi PCE và PDI là  $I(1)$ , ta không thể sử dụng các sai số chuẩn đã được ước lượng và các giá trị liên quan  $t$  của các hệ số đã được ước lượng nêu trong hồi qui này cho mục đích đưa ra các suy luận về các thông số tập hợp.

## Kiểm định Hồi qui Đồng Kết hợp Durbin-Watson (CRDW)

Một cách khác, nhanh hơn, để tìm ra liệu PCE và PDI có là đồng kết hợp hay không là kiểm định CRDW, mà các giá trị tới hạn của nó đầu tiên được cung cấp bởi Sargan và Bhargava.<sup>27</sup> Trong CRDW chúng ta sử dụng giá trị  $d$  Durbin-Watson có được từ hồi qui đồng kết hợp, chẳng hạn  $d = 0,5316$  đã cho trong (21.6.1). Nhưng đến đây giả thuyết không sẽ là  $d = 0$  hơn là  $d$  chuẩn = 2. Dựa vào 10.000 mô phỏng hình thành từ 100 quan sát cho mỗi mô phỏng, các giá trị tới hạn 1%, 5% và 10% để kiểm định giả thuyết không với giá trị thật của  $d = 0$  là 0,511; 0,386 và 0,322 tương ứng. Như vậy, nếu giá trị  $d$  tính được nhỏ hơn 0,511, thì chúng ta bác bỏ giả thuyết đồng kết hợp ở mức 1%. Trong thí dụ của chúng ta, giá trị của  $d = 0,5316$  là cao hơn mức tới hạn này, điều đó có thể ngụ ý rằng PCE và PDI là đồng kết hợp - một kết luận tương tự như kết luận đạt được trên cơ sở kiểm định EG.<sup>28</sup>

Tóm lại, dựa trên các kiểm định EG và CRDW, ta đi tới kết luận rằng PCE và PDI là đồng kết hợp.<sup>29</sup> Mặc dù chúng thể hiện các bước ngẫu nhiên một cách riêng biệt, dường như vẫn có một mối quan hệ dài hạn ổn định giữa hai biến này; chúng sẽ không rời xa nhau, điều này có thể thấy rõ từ Hình 21.1.

## 21.8 ĐỒNG KẾT HỢP VÀ CƠ CHẾ HIỆU CHỈNH SAI SỐ (ECM)

Chúng ta vừa mới chỉ ra rằng PCE và PDI là đồng kết hợp, tức là, có một mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa hai biến này. Tất nhiên, trong bối cảnh ngắn hạn có thể có sự mất cân bằng. Do vậy, ta có thể coi số hạng sai số trong (21.7.1) là “*sai số cân bằng*”.<sup>30</sup> Và chúng ta có thể sử dụng số hạng sai số này để liên hệ động thái ngắn hạn của PCE với giá trị dài hạn của nó. **Cơ chế hiệu chỉnh sai số (ECM)**, được sử dụng lần đầu tiên bởi Sargan.<sup>31</sup> và sau đó được phổ biến rộng rãi bởi Engle và Granger, dùng để hiệu chỉnh sự mất cân bằng. Không đi sâu vào các chi tiết lý thuyết, ở đây chúng ta chỉ thể hiện, với thí dụ PCE/PDI, ECM vận hành ra sao; các chi tiết có thể được tìm thấy trong bài hội thảo của Engle và Granger đã được nêu ở phần trước (Hãy xem chú thích 24).

Hãy xem xét mô hình sau như một thí dụ đơn giản của ECM:

<sup>27</sup> J.D. Sargan và A.S. Bhargava, “Kiểm định các số dư từ hồi qui bình phương nhỏ nhất đối với bước ngẫu nhiên được Gaussian tạo ra”, *Econometrica*, Quyển 51, 1983, trang 153-174.

<sup>28</sup> Có sự tranh luận đáng quan tâm về tính ưu việt của CRDW so với DF, điều này có thể tìm thấy trong sách của Engle-Granger, op.cit. Sự tranh luận xoay quanh sức mạnh của hai trị thống kê, tức là xác suất không phạm phải sai số Loại II (type II error), (có nghĩa là chấp nhận giả thuyết không trong khi điều đó là không đúng/sa).

<sup>29</sup> Các kiểm định EG và CRDW hiện được bổ sung bởi các kiểm định ưu việt hơn do Johansen phát triển. Nhưng thảo luận về *phương pháp Johansen* là nằm ngoài phạm vi cuốn sách này. Hãy tham khảo S.Johansen và K.Juselius “Ước lượng và suy luận với xác suất tối đa về đồng kết hợp - với các ứng dụng đối với Nhu cầu về Tiền tệ”, *Bản tin Kinh tế và Thống kê của ĐHTH Oxford*, Quyển 52, 1990, trang 169-210.

<sup>30</sup> Thuật ngữ này là do Griffiths và các tác giả khác, op.cit., trang 701.

<sup>31</sup> J.D. Sargan, “Tiền công và giá cả ở Vương Quốc Anh: Một nghiên cứu về hệ phương pháp luận Kinh tế lượng”, Xuất bản lần đầu 1964 và được sao lại trong cuốn “*Kinh tế định lượng và phân tích kinh tế lượng*” của K.F. Wallis và D.F. Hendry, NXB Basil Blackwell, Oxford, 1984.



$$\Delta PCE_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta PDI_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21.8.1)^{32}$$

ở đây, như thường lệ  $\Delta$  là ký hiệu sai phân bậc 1;  $u_{t-1}$  là giá trị của số dư từ hồi qui (21.6.1) ở độ trễ một thời đoạn (one-period lagged value), ước lượng thực nghiệm của số hạng sai số cân bằng; và  $\varepsilon$  là số hạng sai số với các tính chất thông thường.

Hồi qui (21.8.1) liên hệ sự thay đổi PCE với sự thay đổi PDI và sai số “cân bằng” ở thời đoạn trước đó. Trong hồi qui này  $\Delta PDI$  thể hiện các xáo trộn ngắn hạn của PDI, trong khi số hạng hiệu chỉnh sai số  $u_{t-1}$  thể hiện sự điều chỉnh hướng tới cân bằng dài hạn. Nếu như  $\alpha_2$  là đáng kể về mặt thống kê, thì nó cho ta thấy tỷ lệ mất cân đối nào trong PCE ở một thời đoạn được hiệu chỉnh trong thời đoạn tiếp theo. Sử dụng các dữ liệu đã cho trong Bảng 21.1, ta có các kết quả sau:

$$\begin{aligned} \Delta PCE_t = 11,6918 &+ 0,2906 \Delta PDI_t - 0,00867 u_{t-1} & (21.8.2) \\ t = (5,3249) & (4,1717) & (-1,6003) \\ R^2 = 0,1717 & & d = 1,9233 \end{aligned}$$

Các kết quả này cho thấy rằng các thay đổi ngắn hạn của PDI có tác động tích cực đáng kể lên PCE và rằng khoảng 0,09 sai biệt giữa giá trị thực và giá trị dài hạn, hoặc cân bằng, của PCE được loại trừ hoặc hiệu chỉnh mỗi quý (ba tháng). Tuy nhiên, do giá trị p của hệ số PCE là khoảng 0,11, nên tầm quan trọng về mặt thống kê của khám phá này vẫn còn chưa rõ.<sup>33</sup> Khi xem xét hồi qui đồng kết hợp (21.6.1), ta thấy MPC dài hạn là khoảng 0,97, điều này nói lên rằng thực tế có mối quan hệ 1/1 giữa PCE và PDI và rằng PCE điều chỉnh theo đường tăng trưởng dài hạn của nó một cách nhanh chóng tiếp theo sau mỗi xáo trộn.

Trước khi kết thúc phần này, nên ghi nhớ lời nhắc nhở sau của S.G.Hall:

Trong khi khái niệm đồng kết hợp rõ ràng là một sự củng cố vững chắc quan trọng về lý thuyết của mô hình hiệu chỉnh sai số, vẫn còn có một loạt các vấn đề xung quanh việc ứng dụng thực tế của nó; các giá trị tới hạn và việc thực hiện nhiều kiểm định với mẫu nhỏ vẫn còn xa lạ đối với các mô hình đa dạng; việc kiểm tra một cách chuyên sâu đối với biểu đồ tương quan có thể vẫn là một công cụ quan trọng.<sup>34</sup>

<sup>32</sup> Các số hạng sai phân độ trễ bổ sung của PDI cũng có thể được đề cập tới.

<sup>33</sup> Hãy nhớ rằng Hồi qui ECM mà ta đã sử dụng là rất đơn giản. Các biến thể khác của hồi qui này có thể được tìm thấy trong các tài liệu tham khảo. Cũng xin lưu ý rằng chúng ta đã không đề cập thêm các biến tâu khác thông qua việc đề cập các sai phân độ trễ bậc cao hơn của PDI lẫn PCE.

<sup>34</sup> S.G. Hall, “Một ứng dụng của phương pháp ước lượng hai bước Granger và Engle đối với các dữ liệu tổng tiền công (Aggregate Wage) của Vương Quốc Anh”, Bản tin kinh tế và thống kê của ĐHTH Oxford, Quyển 48, số 3, 08.1986, trang 238. Hãy đọc John Y. Campbell và Pierre Perron, “Cạm bẫy và cơ hội: Những gì các nhà kinh tế vĩ mô phải biết về nghiệm đơn vị”, NBER (National, 1991, trang 141-219. Theo quan điểm của tôi, bài viết này là loại *phải đọc* đối với các nhà kinh tế ứng dụng.

## 21.9 TÓM TẮT VÀ CÁC KẾT LUẬN

1. Phân tích hồi qui dựa trên các dữ liệu chuỗi thời gian đã ngầm giả định rằng chuỗi thời gian đối tượng là dừng. Các kiểm định  $t$  và  $F$  cổ điển đều dựa vào giả định này.
2. Trong thực tế, hầu hết các chuỗi thời gian là không dừng.
3. Một quá trình ngẫu nhiên được coi là **dừng yếu** nếu như trung bình, phương sai và các tự đồng phương sai của nó là hằng số theo thời gian (tức là chúng bất biến theo thời gian).
4. Ở mức độ không chính thức, tính dừng yếu có thể được kiểm định bằng **biểu đồ tương quan** của một chuỗi thời gian, đó là một đồ thị tự tương quan ở các độ trễ khác nhau. Đối với các chuỗi thời gian dừng, biểu đồ tương quan thu hẹp lại rất nhanh, trong khi đối với các chuỗi thời gian không dừng thì nó biến mất một cách từ từ. Đối với một chuỗi thuần túy ngẫu nhiên, tự tương quan ở mọi độ trễ 1 và lớn hơn là bằng 0.
5. Ở mức độ chính thức, tính dừng có thể được thẩm định bằng cách tìm xem liệu chuỗi thời gian có chứa nghiệm đơn vị hay không. Các **kiểm định Dickey-Fuller (DF)** và **kiểm định DF gia tăng (ADF)** có thể được dùng cho mục đích này.
6. Một chuỗi thời gian kinh tế có thể là **xu hướng - dừng (TS)** hoặc **sai phân - dừng (DS)**. Một chuỗi thời gian TS có một xu hướng xác định, trong khi chuỗi thời gian DS lại có một xu hướng biến thiên hoặc ngẫu nhiên. Thực tiễn chung về việc đưa các biến thời gian hoặc xu hướng và một mô hình hồi qui để san bằng xu hướng các dữ liệu chỉ thích hợp đối với chuỗi thời gian TS. Các kiểm định DF và ADF có thể được sử dụng để xác định liệu một chuỗi thời gian là TS và DS.
7. Hồi qui một biến của chuỗi thời gian đối với một hoặc nhiều biến khác của chuỗi thời gian thường có thể cho ra các kết quả không có ý nghĩa hoặc không xác thực. Hiện tượng này được gọi là **hồi qui không xác thực**. Một cách để tránh khỏi nó là tìm xem liệu chuỗi thời gian có phải là đồng kết hợp hay không.
8. **Đồng kết hợp** có nghĩa là mặc dù là không dừng một cách đơn lẻ, nhưng liên kết tuyến tính của hai hoặc nhiều chuỗi thời gian có thể sẽ là dừng. Các kiểm định EG, AEG và CRDW có thể được dùng để tìm ra liệu hai hoặc nhiều chuỗi thời gian có là đồng kết hợp hay không.
9. Đồng kết hợp của hai (hoặc nhiều hơn) chuỗi thời gian ngụ ý rằng có một mối quan hệ dài hạn (hoặc cân bằng) giữa chúng.
10. **Cơ chế hiệu chỉnh sai số (ECM)**, được Engle và Granger phát triển, là một phương tiện để điều hòa động thái ngắn hạn của một biến kinh tế với động thái dài hạn của nó.
11. Lĩnh vực kinh tế lượng chuỗi thời gian vẫn đang tiến triển. Các kết quả và các kiểm định đã được thiết lập vẫn còn là, trong một số trường hợp, sơ bộ và còn nhiều công việc phải làm.

Một câu hỏi quan trọng đang cần được giải đáp là vì sao một số chuỗi thời gian kinh tế là dừng và một số khác lại là không dừng.

## CÁC BÀI TẬP

### Câu hỏi:

- 21.1 Tính dừng yếu có nghĩa là gì?
- 21.2 Một chuỗi thời gian kết hợp có nghĩa là gì?
- 21.3 Ý nghĩa của một nghiệm đơn vị là gì?
- 21.4 Nếu một chuỗi thời gian là  $I(3)$ , thì ta phải lấy sai phân bao nhiêu lần để nó trở thành dừng?
- 21.5 Các kiểm định Dickey-Fuller (DF) và DF gia tăng là gì?
- 21.6 Các kiểm định Engle-Granger (EG) và EG gia tăng là gì?
- 21.7 Ý nghĩa của đồng kết hợp là gì?
- 21.8 Sự khác biệt, nếu có, giữa các kiểm định nghiệm đơn vị và các kiểm định đồng kết hợp là gì?
- 21.9 Hồi qui không xác thực là gì?
- 21.10 Mối liên hệ giữa đồng kết hợp và hồi qui không xác thực là gì?
- 21.11 Sự khác biệt giữa xu hướng xác định và xu hướng ngẫu nhiên là gì?
- 21.12 Quá trình xu hướng - dừng (TSP) và quá trình sai phân - dừng (DSP) có nghĩa là gì?
- 21.13 Bước ngẫu nhiên (Mô hình) là gì?
- 21.14 “Đối với một quá trình dạng bước ngẫu nhiên, phương sai là vô hạn”, Bạn có đồng ý không? Vì sao?
- 21.15 Cơ chế hiệu chỉnh sai số (ECM) là gì? Mối quan hệ của nó với đồng kết hợp là gì?

**Bài tập**

- 21.16 Sử dụng dữ liệu đã cho trong Bảng 21.1. Hãy lập các biểu đồ tương quan mẫu tới 25 độ trễ đối với các chuỗi thời gian PCE, PDI, lợi nhuận và cổ tức. Bạn thấy được trạng thái chung gì? Về trực giác, những chuỗi thời gian nào trong số này có vẻ là dừng?
- 21.17 Đối với mỗi trong số chuỗi thời gian của bài tập 21.16. Hãy dùng kiểm định DF để tìm xem liệu các chuỗi thời gian này có chứa nghiệm đơn vị hay không. Nếu có nghiệm đơn vị, Bạn sẽ đặc trưng hóa chuỗi thời gian đó như thế nào?
- 21.18 Tiếp tục bài tập 21.17, Bạn sẽ quyết định ra sao nếu như kiểm định ADF là thích hợp hơn so với kiểm định DF?
- 21.19 Hãy xem xét các chuỗi thời gian Lợi nhuận và Cổ tức đã cho ở Bảng 21.1. Do Cổ tức phụ thuộc vào Lợi nhuận. Hãy nghiên cứu mô hình đơn giản sau đây:

$$\text{Cổ tức}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{Lợi nhuận}_t + u_t$$

- (a) Bạn có cho rằng hồi qui này sẽ chịu hậu quả của hiện tượng hồi qui không xác thực? Vì sao?
- (b) Các chuỗi thời gian Cổ tức và Lợi nhuận có là đồng kết hợp hay không? Bạn sẽ kiểm định một cách chính xác điều này như thế nào? Nếu như sau khi kiểm định, bạn thấy rằng chúng là đồng kết hợp, liệu câu trả lời cho mục (a) ở trên của bạn có thay đổi không?
- (c) Hãy dùng cơ chế hiệu chỉnh sai số (ECM) để nghiên cứu động thái ngắn hạn và dài hạn của Cổ tức trong mối quan hệ với Lợi nhuận
- (d) Nếu bạn xem xét các chuỗi Cổ tức và Lợi nhuận một cách riêng rẽ, liệu chúng có thể hiện các xu hướng ngẫu nhiên hoặc xác định không? Bạn sẽ dùng các kiểm định nào?
- \* (e) Giả sử Cổ tức và Lợi nhuận là đồng kết hợp. Sau đó thay vì lấy hồi qui Cổ tức theo Lợi nhuận, bạn hãy lấy hồi qui Lợi nhuận theo Cổ tức. Liệu một hồi qui như thế có giá trị hay không?
- 21.20 Hãy lấy các sai phân bậc 1 của các chuỗi thời gian trong Bảng 21.1 và vẽ đồ thị của chúng. Hãy dựng biểu đồ tương quan của mỗi chuỗi thời gian tới 25 độ trễ. Bạn có ấn tượng gì về các biểu đồ tương quan này?

---

\* -Không bắt buộc

- 21.21 Thay vì lấy hồi qui Cobb theo Lợi nhuận ở dạng mức, giả sử bạn lấy hồi qui của sai phân bậc 1 của Cobb theo sai phân bậc 1 của Lợi nhuận. Bạn có đưa giao điểm với trục tọa độ vào hồi qui này không? Vì sao có hoặc vì sao không? Hãy trình bày các tính toán.
- 21.22 Hãy tiếp tục với bài tập trên. Bạn sẽ kiểm định tính dừng của hồi qui sai phân bậc 1 đó ra sao? Trong thí dụ này, Bạn sẽ hy vọng nhận được một kết cục cho trước (priori) nào và vì sao? Hãy trình bày tất cả các phép tính.
- 21.23 Dựa vào số liệu các khu dân cư mới (housing starts) - X thuộc khu vực tư nhân ở Vương quốc Anh trong giai đoạn 1948-1984, Terence Mills đã thu được kết quả hồi qui sau:\*

$$\begin{aligned}\Delta X_t &= 31,03 - 0,188 X_{t-1} \\ \text{se} &= (12,50) \quad (0,080) \\ (t=)\tau &\quad \quad (-2,35)\end{aligned}$$

Ghi chú: Giá trị tới hạn  $\tau$  5% là -2,95 và 10% là -2,60

- (a) Trên cơ sở các kết quả này, chuỗi thời gian khu dân cư mới là dừng hay không dừng? Hoặc, có nghiệm đơn vị trong chuỗi thời gian này không? Làm thế nào mà bạn biết được?
- (b) Nếu bạn sử dụng kiểm định t thông thường, liệu giá trị t quan sát được có là đáng kể về mặt thống kê không? Trên cơ sở đó, liệu bạn có kết luận rằng chuỗi thời gian này là dừng?
- (c) Bây giờ hãy xem xét các kết quả hồi qui sau:

$$\begin{aligned}\Delta^2 X_t &= 4,76 - 1,39\Delta X_{t-1} + 0,313\Delta^2 X_{t-1} \\ \text{se} &= (5,06) \quad (0,236) \quad (0,163) \\ (t=)\tau &\quad \quad (-5,89)\end{aligned}$$

Ở đây  $\Delta^2$  là toán tử sai phân bậc 2, tức là sai phân bậc 1 của sai phân bậc 1. Giá trị ước lượng T bây giờ là đáng kể về mặt thống kê. Đến đây bạn có thể nói gì về tính dừng của chuỗi thời gian đang được xem xét này?

Ghi chú: Mục đích của hồi qui nêu trên là để tìm ra liệu có một **ng nghiệm đơn vị bậc 2** trong chuỗi thời gian hay không.

\* Terence C. Mills, op. cit., trang 127. Các ký hiệu có hơi khác đi.

**PHỤ LỤC 21A****21.A1 MÔ HÌNH BƯỚC NGẪU NHIÊN**

Giả sử  $\{u_t\}$  là một chuỗi ngẫu nhiên với trung bình  $\mu$  và phương sai (hằng số)  $\sigma^2$  và nó là không tương quan về chuỗi. (*Ghi chú:*  $\{\}$  là chỉ một chuỗi). Vậy thì chuỗi  $\{Y_t\}$  được gọi là bước ngẫu nhiên nếu như:

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

Trong mô hình bước ngẫu nhiên, như (1) thể hiện, giá trị  $Y$  ở thời điểm  $t$  tương đương với giá trị của nó ở thời điểm  $(t-1)$  cộng với một cú sốc ngẫu nhiên. Hãy coi  $Y_0 = 0$  ở thời điểm  $t = 0$  sao cho:

$$\begin{aligned} Y_1 &= u_1 \\ Y_2 &= Y_1 + u_2 = u_1 + u_2 \\ Y_3 &= Y_2 + u_3 = u_1 + u_2 + u_3 \end{aligned}$$

và nói chung

$$Y_t = \sum u_t$$

Do đó,

$$E(Y_t) = E(\sum u_t) = t \cdot \mu \quad (2)$$

Theo cách tương tự, ta có thể chỉ ra rằng

$$\text{Phương sai}(Y_t) = t \cdot \sigma^2 \quad (3)$$

Như (2) và (3) cho thấy, do cả trung bình lẫn phương sai của  $Y_t$  thay đổi theo thời gian  $t$  (thực ra là tăng lên trong trường hợp này), nên quá trình là không dừng

Tuy nhiên

$$Y_t - Y_{t-1} = u_t \quad (4)$$

lại là một quá trình hoàn toàn ngẫu nhiên. Tức là các phương sai bậc 1 của một chuỗi thời gian dạng bước ngẫu nhiên là dừng.