

Đồng tích hợp và mô hình hiệu chỉnh sai số

Domadar N. Gujarati

(Econometrics by example, 2011: Chapter 15).

Trong chương trước chúng ta nói rằng nếu hồi quy một chuỗi không dừng theo một hoặc nhiều chuỗi không dừng, thì chúng ta có thể thu được một giá trị R^2 cao và một hoặc nhiều hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê trên cơ sở các kiểm định t và F thông thường. Nhưng những kết quả này có khả năng giả mạo hoặc sai lầm bởi vì các thủ tục hồi quy tuyến tính chuẩn [Diễn giải: Hồi quy theo phương pháp OLS] giả định rằng các chuỗi thời gian được đưa vào phân tích là các chuỗi dừng theo ý nghĩa đã được định nghĩa ở chương trước [Chú thích: Chương 13 về chuỗi dừng và chuỗi không dừng]. Nếu điều này không đúng, các kết quả hồi quy có thể là **hồi quy giả mạo** [Diễn giải: Mô hình đẹp với R^2 cao, hệ số có dấu đúng như kỳ vọng và có ý nghĩa thống kê dựa trên kiểm định t, nhưng không có ý nghĩa gì về mặt kinh tế].

Trong chương này, chúng ta sẽ biết hồi quy giả mạo có thể xuất hiện như thế nào và đâu là nguyên nhân dẫn đến hiện tượng hồi quy giả mạo. Chúng ta cũng sẽ biết phải làm gì nếu gặp phải trường hợp hồi quy giả mạo.

Trong chương này, chúng ta cũng giải thích hiện tượng đồng tích hợp (cointegration, đồng tích hợp, hoặc tích hợp đồng bậc), một tình huống trong đó việc hồi quy một chuỗi không dừng theo một hoặc nhiều chuỗi không dừng có thể không dẫn đến kết quả hồi quy giả mạo. Nếu điều này xảy ra, chúng ta nói rằng các chuỗi thời gian đang xem xét là đồng tích hợp, nghĩa là, có một mối quan hệ cân bằng hoặc hệ dài hạn giữa chúng. Chúng ta sẽ xem xét điều này với các ví dụ cụ thể và giải thích các điều kiện để đồng tích hợp có thể xảy ra.

14.1 Hiện tượng hồi quy giả mạo

Nếu một biến có xu thế được hồi quy theo một hoặc nhiều biến có xu thế thì chúng ta thường thấy các thống kê F và t có ý nghĩa và giá trị R^2 cao, nhưng thực sự không có mối quan hệ thực nào giữa chúng bởi vì mỗi biến có xu hướng tăng lên qua thời gian. Đây được biết như vấn đề hồi quy giả mạo hoặc hồi quy không thật. Thường thì dấu hiệu để nhận biết hồi quy là giả mạo là một giá trị thống kê d Durbin-Watson thấp.

Đây là một số ví dụ về các hồi quy giả mạo¹:

1. Tỷ lệ tử vong vị thành niên của Ai Cập (Y), 1971-1990, dữ liệu năm, theo tổng thu nhập của nông dân Mỹ (I) và cung tiền của Honduras (M).

$$\hat{Y} = 179.9 - 0.2952 I - 0.0439 M, R^2 = 0.918, DW = 0.4752, F = 95.17$$

(16.63) (-2.32) (-4.26) Corr = 0.8858, - 0.9113, -0.9445

2. Chỉ số xuất khẩu của Mỹ (Y), 1960-1990, dữ liệu năm, theo tuổi thọ đàn ông người Úc (X).

$$\hat{Y} = -2943 + 45.7974 X, R^2 = 0.916, DW = 0.3599, F = 315.2$$

(-16.70) (17.76) Corr = 0.9570

3. Chi tiêu quốc phòng Mỹ (Y), 1971-1990, dữ liệu năm, theo dân số của Nam Phi (X).

$$\hat{Y} = -368.99 + 0.0179 X, R^2 = 0.940, DW = 0.4069, F = 280.69$$

(-11.34) (16.75) Corr = 0.9694

4. Tỷ lệ tội phạm ở Mỹ (Y), 1971-1991, dữ liệu năm, theo tuổi thọ ở Nam Phi (X).

¹ Xem <http://www.eco.uc3m.es/jgonzalo/teaching/timeseriesMA/examplelesspuriousregression.pdf>

$$\hat{Y} = -24569 + 628.9 X, R^2 = 0.811, DW = 0.5061, F = 81.72$$

$$(-6.03) \quad (9.04) \quad \text{Corr} = 0.9008$$

5. Dân số Nam Phi (Y), 1971-1990, dữ liệu năm, theo chi tiêu cho nghiên cứu và phát triển của Mỹ (X).

$$\hat{Y} = 21698.7 + 111.58 X, R^2 = 0.974, DW = 0.3037, F = 696.96$$

$$(59.44) \quad (26.40) \quad \text{Corr} = 0.9873$$

Lưu ý: Corr là hệ số tương quan.

Trong mỗi ví dụ này, không có lý do hợp lý nào cho mối quan hệ được quan sát giữa các biến. Có thể xảy ra như vậy vì tất cả các biến trong những ví dụ này dường như có xu thế qua thời gian.

14.2 Mô phỏng hồi quy giả mạo

Xem xét hai chuỗi bước ngẫu nhiên không có hằng số sau đây:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

(14.1)

$$X_t = X_{t-1} + v_t$$

(14.2)

Trong đó, u_t và v_t đều có phân phối $N(0,1)$, nghĩa là, mỗi hạng nhiễu theo phân phối chuẩn và độc lập với trung bình bằng 0 và phương sai bằng 1 (tức là có phân phối chuẩn hóa). Chúng ta chạy mô phỏng để có được 500 quan sát cho mỗi chuỗi từ phân phối chuẩn hóa.

Chúng ta biết từ thảo luận ở chương trước rằng cả hai chuỗi này đều không dừng, nghĩa là, chúng đều là các quy trình $I(1)$ hoặc thể hiện các xu thế ngẫu nhiên.

Vì Y_t và X_t là các quy trình $I(1)$ không có tương quan nhau, nên đáng lẽ không có bất kỳ mối quan hệ nào giữa hai biến. Nhưng khi chúng ta hồi quy Y_t theo X_t , chúng ta có được kết quả sau đây:

$$Y_t = -13.2556 + 0.3376X_t$$

$$t = (-213685) \quad (7.6122) \quad R^2 = 0.1044, \quad d = 0.0123 \quad (14.3)$$

Hồi quy này cho thấy các hệ số cắt và hệ số độ dốc đều có ý nghĩa thống kê cao, vì các giá trị t rất cao. Vì thế hồi quy này cho thấy có một mối quan hệ có ý nghĩa giữa hai biến, mặc dù đáng lý ra không có bất kỳ mối quan hệ nào giữa chúng. Tóm lại, đây là hiện tượng hồi quy giả mạo, được phát hiện đầu tiên bởi Yule².

Có điều gì đó ám muội trong về kết quả được cho trong phương trình (14.3), được gợi ý bởi một giá trị thống kê d Durbin-Watson cực kỳ thấp. Theo Granger và Newbold, $R^2 > d$ là một quy tắc thực nghiệm tốt để hoài nghi một hồi quy ước lượng là giả mạo³. Tất cả các ví dụ được thảo luận ở trên dường như theo đúng quy tắc này. Lưu ý rằng thống kê d Durbin-Watson thường được dùng để đo lường tương quan chuỗi bậc một trong hàng nhiều, nhưng nó có thể được sử dụng như một chỉ báo về một chuỗi thời gian là không dừng.

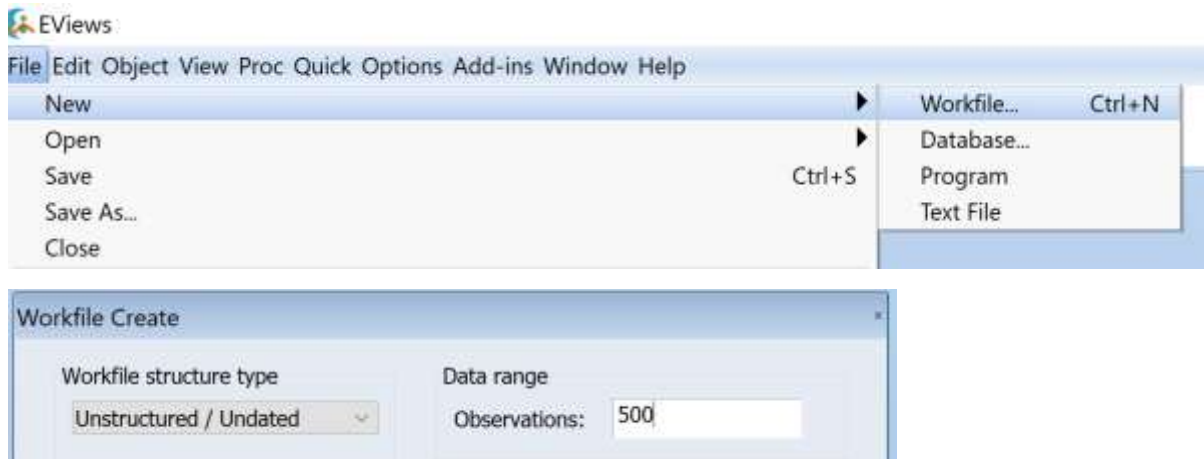
[Diễn giải: Hướng dẫn mô phỏng trên Eviews và Stata hai phương trình (14.1) và (14.2)]

² G. U. Yule. Why do we sometimes get nonsense correlation between time series? A study in sampling and the nature of series. *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 89, 1926, pp. 1-64.

³³ C. W. J. Granger and P. Newbold, Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, vol. 2, 1974, pp. 111-20.

Eviews 8

Bước 1: Mở một tập tin mới, chọn loại không ngày tháng (new workfile, undated), nhập số quan sát là 500.

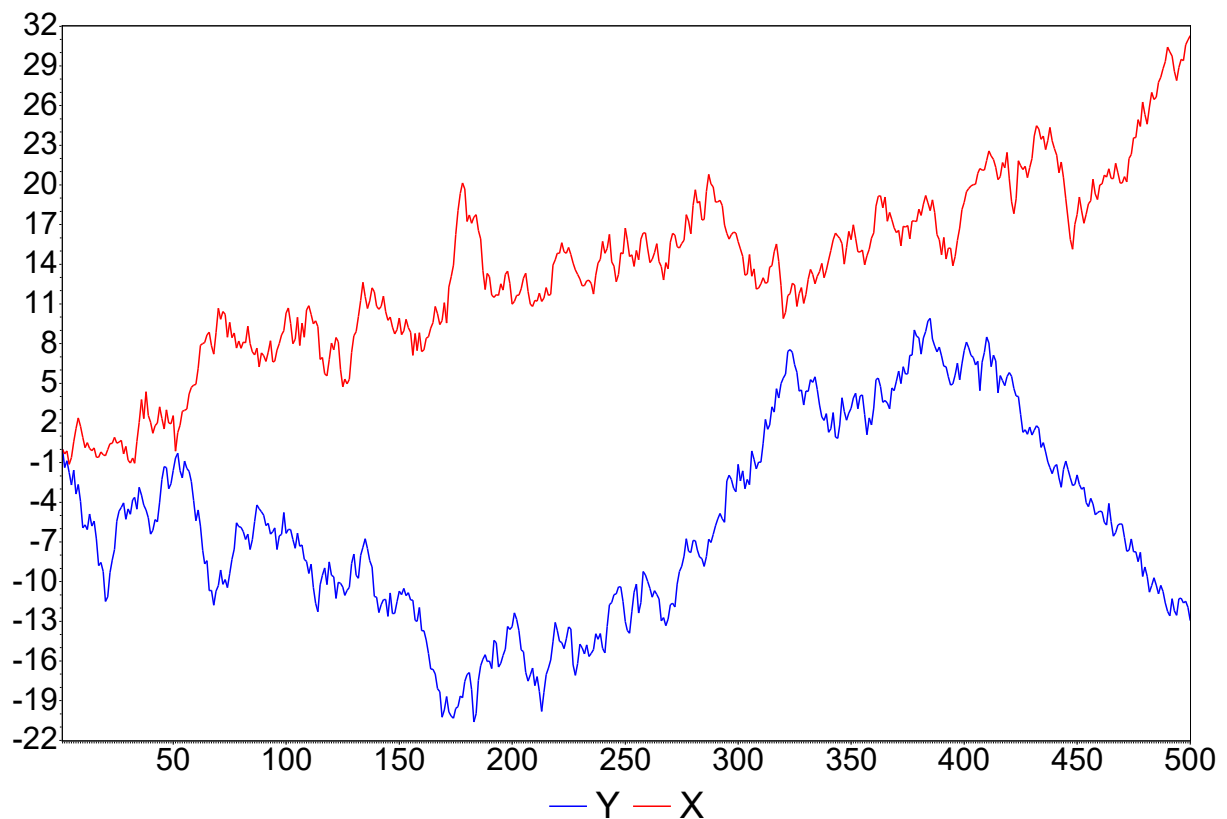


Bước 2: Trên cửa sổ lệnh, tạo biến Y và X theo các lệnh sau đây:

```
smpl 1 1
genr Y=0
genr X=0
smpl 2 500
genr Y=Y(-1)+nrnd
genr X=X(-1)+nrnd
smpl 1 500
```

Bước 3: Vẽ đồ thị Y và X

```
plot Y X
```



Bước 4: Hồi quy Y theo X [Lưu ý: Do ngẫu nhiên nên kết quả của tôi sẽ khác với kết quả Gujarati, và cũng sẽ khác kết quả của bạn].

regress Y c X

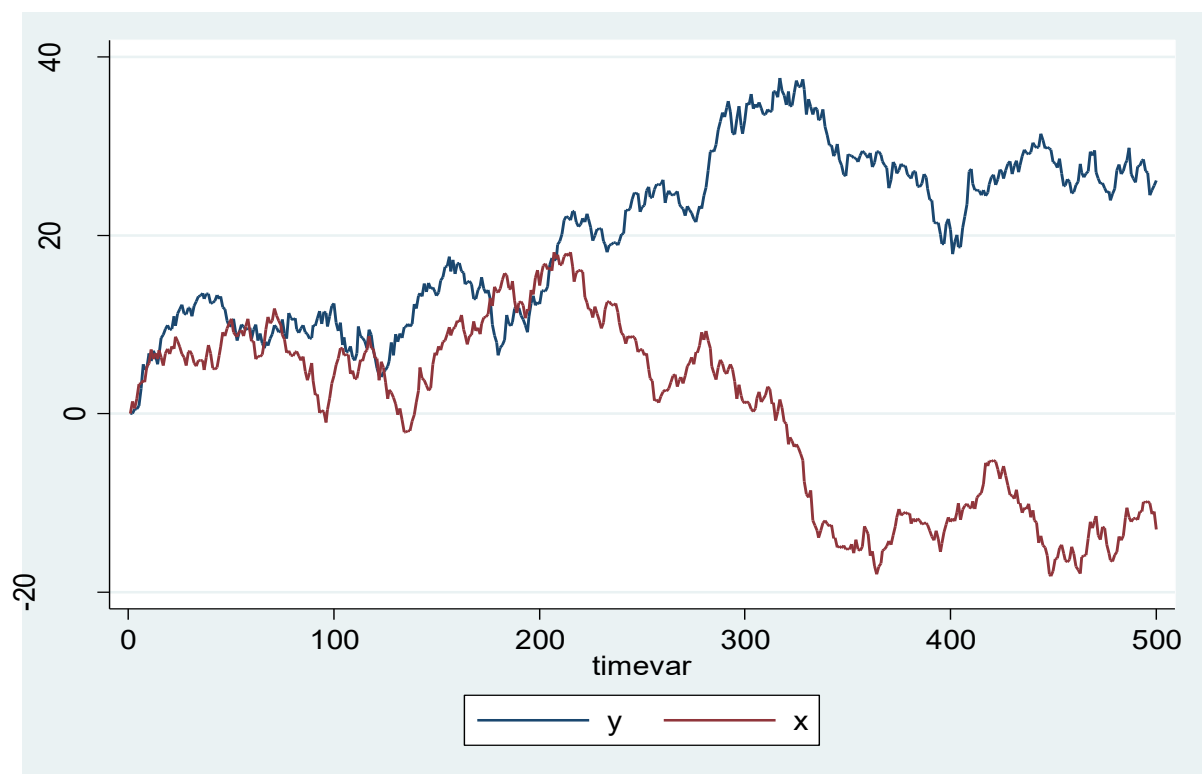
Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 10/11/17 Time: 10:12
Sample: 1 500
Included observations: 500

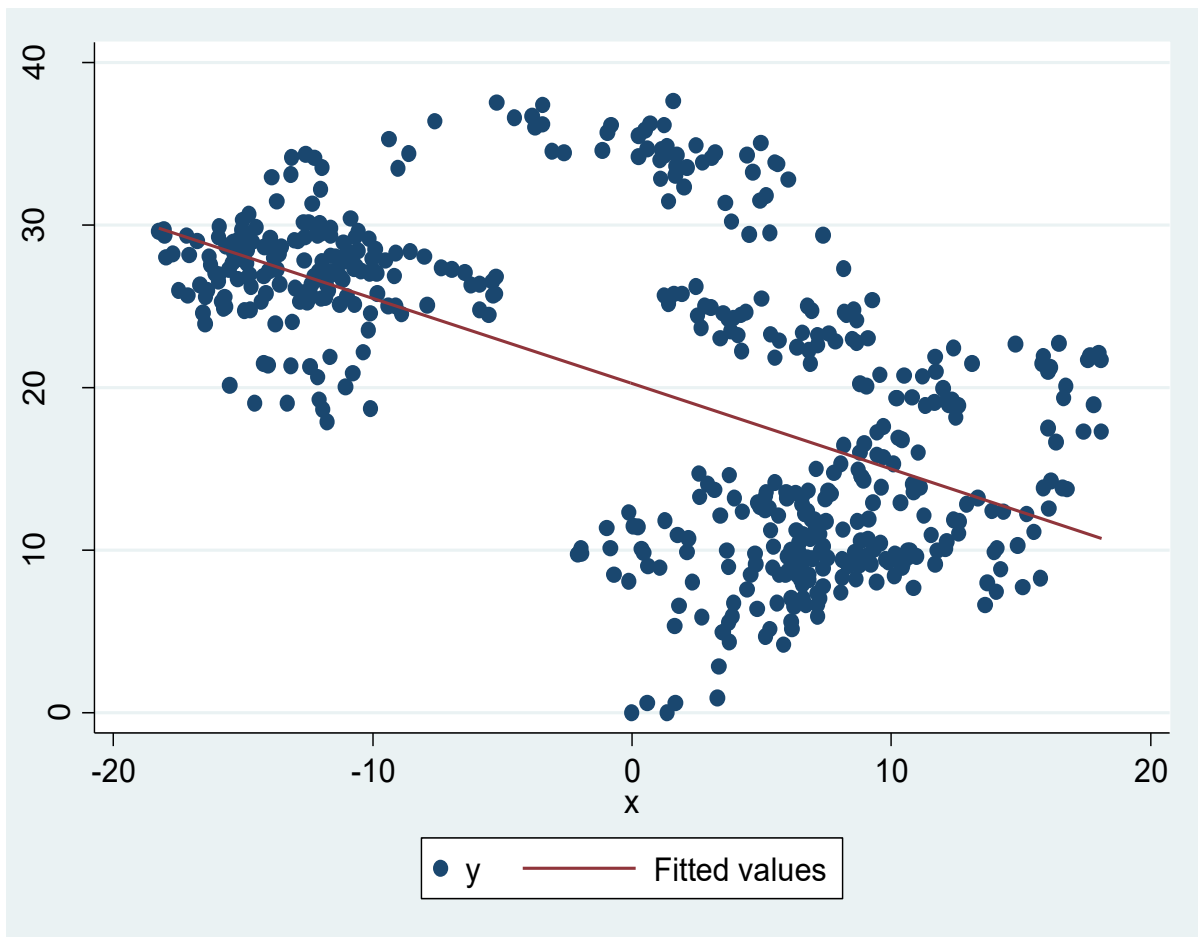
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.788719	0.735617	-10.58800	0.0000
X	0.156599	0.048878	3.203860	0.0014
R-squared	0.020196	Mean dependent var	-5.687652	
Adjusted R-squared	0.018228	S.D. dependent var	7.521018	
S.E. of regression	7.452156	Akaike info criterion	6.858876	
Sum squared resid	27656.24	Schwarz criterion	6.875734	
Log likelihood	-1712.719	Hannan-Quinn criter.	6.865491	
F-statistic	10.26472	Durbin-Watson stat	0.017572	
Prob(F-statistic)	0.001443			

Stata 14:

Tạo tập tin do-file như sau:

```
clear
set obs 500
gen timevar = _n
set seed 12345
drawnorm e1 e2, n(500) means(0 0) sds(1 1)
gen y = 0
replace y = y[_n-1] + e1 if _n > 1
gen x = 0
replace x = x[_n-1] + e2 if _n > 1
twoway (line y timevar) (line x timevar)
twoway (scatter y x) (lfit y x)
reg y x
tsset timevar
estat dwatson
```





```
. reg y x
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	500
Model	14340.869	1	14340.869	F(1, 498)	=	255.93
Residual	27905.1352	498	56.034408	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.3395
				Adj R-squared	=	0.3381
Total	42246.0042	499	84.661331	Root MSE	=	7.4856

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
x	-.5257215	.0328621	-16.00	0.000	-.590287	-.461156
_cons	20.23288	.3348397	60.43	0.000	19.57501	20.89075

```
. tsset timevar
      time variable:  timevar, 1 to 500
              delta:  1 unit
```

```
. estat dwatson
```

```
Durbin-Watson d-statistic( 2, 500) = .0248383
```

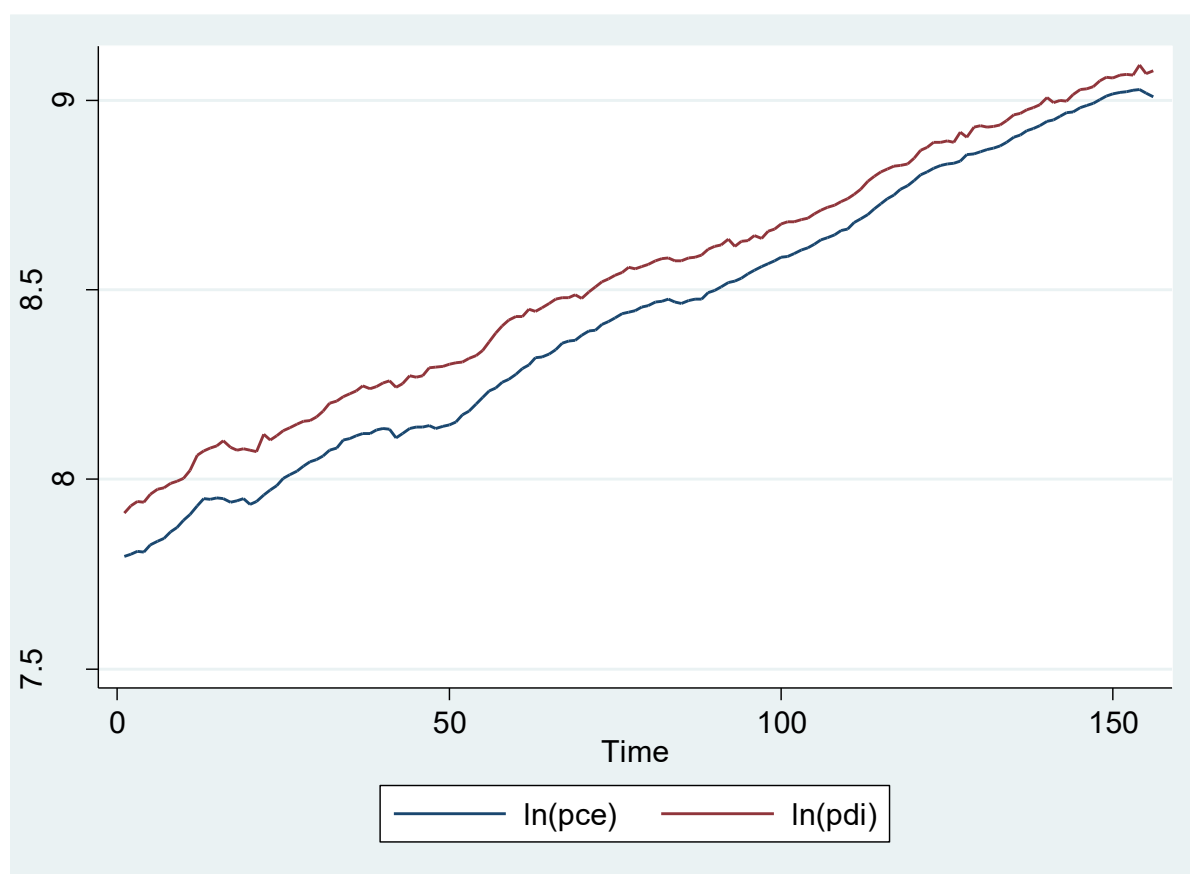
14.3 Có phải hồi quy của chi tiêu cho tiêu dùng theo thu nhập khả dụng là giả mạo?

Tập tin **Table 14.1** (trên trang web của cuốn sách) là dữ liệu theo quý về chi tiêu cho tiêu dùng cá nhân (PCE) và thu nhập cá nhân khả dụng (tức là thu nhập sau thuế) (PDI) của Mỹ giai đoạn 1970-2008, với tổng số 156 quan sát. Tất cả dữ liệu được tính bằng tỷ đôla theo giá cố định năm 2000.

Đầu tiên chúng ta hãy vẽ đồ thị, như thấy trong Hình 14.1. Như thường làm, chúng ta vẽ dữ liệu dưới dạng log để cho thay đổi trong các biến là sự thay đổi tương đối, hoặc thay đổi phần trăm sau khi nhân cho 100.

Stata 14:

```
twoway (tsline lnpce) (tsline lnpgdi)
```



Hình 14.1: Log của PDI và PCE, Mỹ, 1970-2008.

Hình này cho thấy cả hai chuỗi LPDI và LPCE đều là những chuỗi có xu thế, điều này gợi ra rằng hai chuỗi này không dừng. Chúng dường như theo quy trình $I(1)$, nghĩa là, có xu thế ngẫu nhiên. Điều này có thể được xác nhận bằng kiểm định nghiệm đơn vị, như được trình bày ở Bảng 14.2 và 14.3.

Bảng 14.2: Phân tích nghiệm đơn vị của chuỗi LPDI (với Eviews 8).

Null Hypothesis: LNPD I has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.774812	0.2089
Test critical values:		
1% level	-4.018748	
5% level	-3.439267	
10% level	-3.143999	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNPD I)

Method: Least Squares

Date: 10/11/17 Time: 10:59

Sample (adjusted): 3 156

Included observations: 154 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPD I(-1)	-0.111333	0.040123	-2.774812	0.0062
D(LNPD I(-1))	-0.122370	0.080488	-1.520348	0.1305
C	0.894819	0.318753	2.807251	0.0057
@TREND("1")	0.000810	0.000300	2.703098	0.0077
R-squared	0.083395	Mean dependent var		0.007459
Adjusted R-squared	0.065063	S.D. dependent var		0.009846
S.E. of regression	0.009520	Akaike info criterion		-6.445160
Sum squared resid	0.013595	Schwarz criterion		-6.366278
Log likelihood	500.2773	Hannan-Quinn criter.		-6.413118
F-statistic	4.549108	Durbin-Watson stat		1.975778
Prob(F-statistic)	0.004415			

Bảng 14.3: Phân tích nghiệm đơn vị của chuỗi LPCE (với Eviews 8).

Null Hypothesis: LNPCE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.038416	0.5754
Test critical values: 1% level	-4.018748	
5% level	-3.439267	
10% level	-3.143999	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNPCE)

Method: Least Squares

Date: 10/11/17 Time: 11:03

Sample (adjusted): 3 156

Included observations: 154 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPCE(-1)	-0.050320	0.024686	-2.038416	0.0433
D(LNPCE(-1))	0.313334	0.079964	3.918415	0.0001
C	0.398477	0.192288	2.072292	0.0399
@TREND("1")	0.000397	0.000201	1.975800	0.0500
R-squared	0.111128	Mean dependent var		0.007845
Adjusted R-squared	0.093351	S.D. dependent var		0.006781
S.E. of regression	0.006457	Akaike info criterion		-7.221651
Sum squared resid	0.006254	Schwarz criterion		-7.142769
Log likelihood	560.0672	Hannan-Quinn criter.		-7.189610
F-statistic	6.251084	Durbin-Watson stat		2.104951
Prob(F-statistic)	0.000500			

Chúng ta sử dụng kiểm định Dickey-Fuller mở rộng (ADF) bằng cách đưa thêm một biến trễ của sai phân bậc một của LPDI. Hệ số mà chúng ta quan tâm nhất là hệ số của biến trễ một giai đoạn của LPDI (Bảng 14.2), có giá trị là -0.11133, hệ số này có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 0.006 trên cơ sở

kiểm định t thông thường, nhưng lại có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 0.20 trên cơ sở thống kê *tau*, điều này chỉ ra rằng chuỗi LPDI là một chuỗi không dừng.

Tương tự, chuỗi LPCE (Bảng 14.3) cũng là chuỗi không dừng trên cơ sở kiểm định ADF, mặc dù kiểm định t thông thường đưa ra kết luận ngược lại.

Dường như cả hai chuỗi LPDI và LPCE đều có nghiệm đơn vị, hoặc có xu thế ngẫu nhiên. Vì thế, nếu hồi quy LPCE theo LPDI, chúng ta có thể gặp phải vấn đề hồi quy giả mạo. Trước khi xem xét khả năng này, chúng ta hãy trình bày kết quả hồi quy (Bảng 14.4).

Bảng 14.4: Hồi quy LPCE theo LPDI.

Dependent Variable: LNPCI
Method: Least Squares
Date: 10/11/17 Time: 11:18
Sample: 1 156
Included observations: 156

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.842510	0.033717	-24.98747	0.0000
LNPCI	1.086822	0.003949	275.2414	0.0000
R-squared	0.997971	Mean dependent var	8.430699	
Adjusted R-squared	0.997958	S.D. dependent var	0.366642	
S.E. of regression	0.016567	Akaike info criterion	-5.350027	
Sum squared resid	0.042269	Schwarz criterion	-5.310927	
Log likelihood	419.3021	Hannan-Quinn criter.	-5.334146	
F-statistic	75757.80	Durbin-Watson stat	0.367187	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Trước khi chúng ta giải thích kết quả hồi quy, lưu ý rằng $R^2 > d = 0.3672$. Điều này gợi lên một khả năng hồi quy này có thể là giả mạo bởi vì hồi quy một chuỗi có xu thế ngẫu nhiên theo một chuỗi có xu thế ngẫu nhiên khác. Dĩ nhiên, nếu chúng ta giải thích chỉ dựa trên thống kê Durbin-Watson, thì kết

quả này cho thấy hạng nhiễu của mô hình hồi quy này vướng phải hiện tượng tự tương quan bậc một.

Kết quả hồi quy cho thấy hệ số co giãn của chi tiêu cho tiêu dùng cá nhân theo thu nhập khả dụng là 1.08 – tức là một phần trăm gia tăng trong thu nhập khả dụng dẫn đến gia tăng hơn một phần trăm trong chi tiêu cho tiêu dùng cá nhân. Hệ số co giãn này dường như là cao.

Bởi vì khả năng xảy ra hồi quy giả mạo, nên chúng ta cần phải thận trọng với các kết quả này.

Bảng 14.5: Hồi quy LPCE theo LPDI và xu thế.

Dependent Variable: LNPCE
Method: Least Squares
Date: 10/11/17 Time: 18:54
Sample: 1 156
Included observations: 156

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.675328	0.487797	3.434481	0.0008
LNPD	0.770242	0.061316	12.56178	0.0000
@TREND	0.002366	0.000457	5.172252	0.0000
R-squared	0.998273	Mean dependent var	8.430699	
Adjusted R-squared	0.998251	S.D. dependent var	0.366642	
S.E. of regression	0.015335	Akaike info criterion	-5.498348	
Sum squared resid	0.035979	Schwarz criterion	-5.439697	
Log likelihood	431.8712	Hannan-Quinn criter.	-5.474527	
F-statistic	44226.46	Durbin-Watson stat	0.261692	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Vì cả hai chuỗi thời gian đều có xu thế, chúng ta hãy xem điều gì xảy ra nếu chúng ta đưa thêm một biến xu thế vào mô hình. Trước khi làm như thế, điều đáng để chúng ta lưu ý là biến xu thế là biến đại diện cho tất cả các biến khác có thể ảnh hưởng đến cả biến phụ thuộc và biến giải thích trong mô hình. Một trong số đó là biến về dân số, bởi vì khi dân số tăng làm tăng chi tiêu cho tiêu

dùng cá nhân và tổng thu nhập khả dụng cũng tăng. Nếu chúng ta có dữ liệu dân số theo quý, chúng ta có thể đưa thêm biến đó vào như một biến giải thích thay cho biến xu thế. Nhưng tốt hơn là chúng ta nên thể hiện chi tiêu cho tiêu dùng và thu nhập khả dụng cá nhân trên cơ sở bình quân đầu người. Vì vậy, nên nhớ là biến xu thế có thể là một biến đại diện cho nhiều biến khác. Với cảnh báo này, chúng ta hãy xem điều gì xảy ra nếu đưa thêm biến xu thế vào mô hình (Bảng 14.5).

So với kết quả trong Bảng 14.4, có nhiều sự thay đổi. Hệ số co giãn của LPCE the LPDI bây giờ thấp hơn hơn 1 nhiều, mặc dù nó vẫn có ý nghĩa thống kê trên cơ sở kiểm định t thông thường và biến xu thế cũng có ý nghĩa thống kê. Vì thế, sau khi tính đến xu thế tuyến tính, mối quan hệ giữa hai biến vẫn là đồng biến rất mạnh. Nhưng một lần nữa bạn hãy lưu ý là giá trị thống kê d Durbin-Watson vẫn thấp, điều này hàm ý kết quả ước lượng vẫn còn bị tự tương quan. Hoặc có lẽ hồi quy này cũng là hồi quy giả mạo.

14.4 Khi nào một hồi quy giả mạo có thể không giả mạo

Nền tảng của hồi quy trong Bảng 14.5 là mô hình hồi quy tổng thể như sau:

$$LPCE_t = B_1 + B_2LPDI_t + B_3t + u_t \quad (14.4)$$

Trong đó t là thời gian hay xu thế.

Viết lại mô hình này như sau:

$$u_t = LPCE_t - B_1 - B_2LPDI_t - B_3t \quad (14.5)$$

Sau khi ước lượng phương trình (14.4), giả sử chúng ta kiểm định nghiệm đơn vị hạng nhiều ước lượng của u_t (tức là phần dư e_t) và nhận ra phần dư này là một chuỗi dừng, nghĩa là, nó là một quy trình $I(0)$. Đây là một tình huống thú vị, vì mặc dù log của PCE và log của PDI đều là $I(1)$, tức là, chúng có xu thế ngẫu nhiên, nhưng kết hợp tuyến tính giữa chúng như trong phương trình

(14.5) là $I(0)$. Kết hợp tuyến tính này, phải nói là, triệt tiêu các xu thế thể tuyến tính chứa trong hai chuỗi dữ liệu. Trong trường hợp đó, hồi quy của LPCE theo LPDI không phải là giả mạo. Nếu điều này xảy ra, chúng ta nói rằng các biến LPCE và LPDI là **đồng tích hợp** (đồng tích hợp). Điều này có thể được thấy rõ trong Hình 14.1, vì mặc dù hai chuỗi có xu thế ngẫu nhiên, nhưng chúng không có trôi dạt xa nhau một cách đáng kể. Điều này tựa như hai gã say bước lang thang không mục đích, nhưng họ vẫn giữ một khoảng cách nhất định cùng nhau.

Nói theo ngôn ngữ kinh tế học, hai biến sẽ đồng tích hợp nếu có một mối quan hệ cân bằng hoặc dài hạn giữa chúng. Trong ngữ cảnh hiện tại, lý thuyết kinh tế cho chúng ta biết rằng có một mối quan hệ mạnh giữa chi tiêu cho tiêu dùng và thu nhập khả dụng cá nhân. Nhớ rằng PCE chiếm khoảng 70% PDI.

Điểm chính của tất cả thảo luận này là “không phải tất cả các hồi quy chuỗi thời gian đều là giả mạo”. Dĩ nhiên, chúng ta cần kiểm định một cách chính thức. Như Granger lưu ý: “Kiểm định đồng tích hợp có thể được nghĩ như một cách kiểm định trước để tránh các tình huống hồi quy giả mạo”⁴.

Theo ngôn ngữ của lý thuyết đồng tích hợp, hồi quy như (14.4) được biết như một **hồi quy đồng tích hợp** (cointegrating regression) và tham số độ dốc B_2 và B_3 được biết như các **tham số đồng tích hợp** (cointegrating coefficients).

14.5 Các kiểm định đồng tích hợp

Mặc dù có nhiều kiểm định đồng tích hợp, ở đây chúng ta xem xét kiểm định đã được thảo luận trong chương trước, các kiểm định nghiệm đơn vị DF và ADF cho phần dư được ước lượng từ hồi quy đồng tích hợp, được thay đổi

⁴ C.W. Granger, Developments in the study of co-integrated economic variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, 1986, p. 226.

thành các kiểm định Engle-Granger (EG) và Engle-Granger mở rộng (AEG)⁵.

Các kiểm định EG và AEG

Để sử dụng kiểm định DF hoặc ADF, chúng ta ước lượng một mô hình hồi quy như phương trình (14.4), lưu phần dư từ phương trình này, và sử dụng các kiểm định nghiệm đơn vị cho chuỗi phần dư vừa thu được. Tuy nhiên, vì chúng ta chỉ quan sát e_t , chứ không phải u_t , nên các giá trị mức ý nghĩa phê phán của DF và ADF cần phải được điều chỉnh, như được đề xuất bởi Engle và Granger⁶. Trong ngữ cảnh kiểm định đồng tích hợp, các kiểm định DF và ADF được biết với tên gọi là các kiểm định EG và AEG, các kiểm định này hiện nay đã được đưa vào một số phần mềm thống kê.

Chúng ta hãy áp dụng các kiểm định này cho hồi quy PCE-PDI trong phương trình (14.4). Kết quả hồi quy này được trình bày trong Bảng 14.5. Trước hết, chúng ta hãy thực hiện kiểm định EG không có hệ số cắt và không có xu thế, kết quả kiểm định được cho trong Bảng 14.6.

Rõ ràng, kết quả kiểm định cho thấy chuỗi phần dư từ hồi quy (14.5) là một chuỗi dừng, vì giá trị τ tính toán của biến trễ của phần dư lớn hơn nhiều so với các giá trị phê phán trong bảng. Kết quả kiểm định không thay đổi nhiều nếu chúng ta đưa thêm một số biến trễ $D(S_3)$. Cũng lưu ý giá trị thống kê d Durbin-Watson thay đổi như thế nào.

Các kiểm định nghiệm đơn vị và kiểm định đồng tích hợp

Lưu ý sự khác biệt giữa các kiểm định nghiệm đơn vị và kiểm định đồng tích hợp. Các kiểm định nghiệm đơn vị được thực hiện trên một chuỗi đơn lẻ, trong khi kiểm định đồng tích hợp xử lý mối quan hệ giữa một nhóm các biến, trong

⁵ Một kiểm định với các tính chất thống kê tốt hơn là kiểm định đồng tích hợp của Johansen. Nhưng kiểm định này hơi phức tạp về mặt toán học. Bạn đọc quan tâm có thể tham khảo một số giáo trình được đề cập trong chương này.

⁶ R. F. Engle and C. W. Granger, Co-integration and error correction, estimation, and testing, *Econometrica*, vol. 55, 1987, pp. 251-76.

đó mỗi biến có một nghiệm đơn vị. Trong thực tế, tốt hơn là nên kiểm định nghiệm đơn vị cho từng chuỗi, vì rất có khả năng một số chuỗi trong nhóm có thể có hơn một nghiệm đơn vị, trong trường hợp đó chúng có thể phải được lấy sai phân nhiều hơn một lần để trở thành những chuỗi dừng.

Bảng 14.6: Kiểm định nghiệm đơn vị phần dư từ hồi quy (14.4).

Null Hypothesis: S3 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.392603	0.0008
Test critical values: 1% level	-2.579967	
5% level	-1.942896	
10% level	-1.615342	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(S3)

Method: Least Squares

Date: 10/12/17 Time: 14:49

Sample (adjusted): 2 156

Included observations: 155 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S3(-1)	-0.135994	0.040085	-3.392603	0.0009
R-squared	0.067808	Mean dependent var		-0.000336
Adjusted R-squared	0.067808	S.D. dependent var		0.007812
S.E. of regression	0.007542	Akaike info criterion		-6.930141
Sum squared resid	0.008761	Schwarz criterion		-6.910506
Log likelihood	538.0860	Hannan-Quinn criter.		-6.922166
Durbin-Watson stat	2.388967			

Nếu hai chuỗi Y và X dừng ở các bậc khác nhau, thì hạng nhiễu trong hồi quy của Y theo X là không dừng và phương trình hồi quy này được gọi là không cân đối (unbalanced). Trái lại, nếu hai chuỗi tích hợp đồng bậc, thì phương trình hồi quy được gọi là cân đối (balanced).

14.6 Đồng tích hợp và cơ chế hiệu chỉnh sai số

Sau khi đưa biến xu thế tất định vào mô hình, chúng ta thấy rằng hai chuỗi log của PCE và log của PDI đồng tích hợp, nghĩa là, chúng có một mối quan hệ cân bằng hoặc dài hạn. Nhưng mối quan hệ cân bằng này đạt được như thế nào, vì trong ngắn hạn có thể là không cân bằng?

Chúng ta có thể xử lý sai số chuẩn trong phương trình (14.5) như sai số ‘điều chỉnh về cân bằng’ (equilibrating error term), số hạng này có vai trò điều chỉnh các sai lệch của LPCE so với giá trị cân bằng của nó, và giá trị cân bằng này được xác định bởi hồi quy đồng tích hợp (14.4). Dennis Sargan gọi đây là **cơ chế hiệu chỉnh sai số** (error correction mechanism, ECM), một thuật ngữ sau này được phổ biến bởi Engle và Granger⁷.

Một định lý quan trọng, được biết với tên gọi là **Định lý biểu diễn Granger** (Granger Representation Theorem). Định lý này cho rằng nếu hai biến Y và X đồng tích hợp, thì mối quan hệ của chúng có thể được thể hiện như một cơ chế hiệu chỉnh sai số. Để hiểu tầm quan trọng của định lý này, chúng ta tiếp tục với ví dụ về mối quan hệ giữa PCE và PDI. Bây giờ chúng ta hãy xem xét mô hình hồi quy sau đây:

$$\Delta LPCE_t = A_1 + A_2 \Delta LPDI_t + A_3 u_{t-1} + v_t$$

(14.6)

⁷ Xem J. D. Sargan, Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology, in K. F. Wallis and D. F. Hendry (eds), *Quantitative Economics and Economic Analysis*, Basil Blackwell, Oxford, UK, 1984.

Trong đó Δ như thông thường, là toán tử sai phân bậc một, u_{t-1} là giá trị trễ một giai đoạn của số hạng hiệu chỉnh sai số (error correction term) từ phương trình (14.5), và v_t là hạng nhiễu trắng.

Như đã biết, phương trình (14.4) thể hiện mối quan hệ dài hạn giữa LPCE và LPDI. Ngược lại, phương trình (14.6) cho biết mối quan hệ ngắn hạn giữa hai biến này. Cũng như B_2 trong phương trình (14.4) cho biết tác động dài hạn của LPDI lên LPCE, A_2 trong phương trình (14.6) cho biết tác động ngắn hạn hoặc tác động tức thời của Δ LPDI lên Δ LPCE.

Mô hình (14.6), được gọi là **mô hình hiệu chỉnh sai số** (error correction model, ECM). Mô hình ECM thể hiện thay đổi trong LPCE phụ thuộc vào thay đổi trong LPDI và độ trễ của hạng nhiễu cân bằng u_{t-1} ⁸. Nếu hạng nhiễu này bằng không, sẽ không có sự mất cân bằng nào giữa hai biến và trong trường hợp đó mối quan hệ dài hạn sẽ được xác định bởi mối liên hệ đồng tích hợp (14.4) (không có hạng nhiễu ở đây). Nhưng nếu hạng nhiễu cân bằng khác không, thì mối quan hệ giữa PCE và PDI sẽ chệch ra ngoài trạng thái cân bằng.

Để thấy điều này, chúng ta cho Δ LPDI = 0 (không có thay đổi trong LPDI) và giả sử u_{t-1} là dương. Điều này có nghĩa rằng $LPCE_{t-1}$ quá cao so với cân bằng – tức là $LPCE_{t-1}$ [Diễn giải: Tôi nghĩ t-1 chứ không phải t như trong bản tiếng Anh] ở trên giá trị cân bằng của nó ($B_1 + B_2 LPCE_{t-1}$). Vì A_3 trong phương trình (14.6) được kỳ vọng mang dấu âm, nên số hạng $A_3 u_{t-1}$ là âm và, vì thế $\Delta LPCE_t$ sẽ âm để khôi phục về trạng thái cân bằng. Nghĩa là, nếu $LPCE_t$ ở trên giá trị cân bằng của nó, nó sẽ bắt đầu giảm trong giai đoạn tiếp theo để điều chỉnh sai số cân bằng; vì thế nó có tên là ECM.

⁸ Chúng ta sử dụng hạng nhiễu trễ một giai đoạn bởi vì hạng nhiễu trong kỳ trước sẽ được sử dụng để điều chỉnh sự mất cân đối trong giai đoạn hiện tại.

Tương tự, nếu $LPCE_t$ ở dưới giá trị cân bằng của nó (tức là u_{t-1} là âm), thì A_3u_{t-1} sẽ dương, và điều này làm cho $\Delta LPDE_t$ dương, dẫn đến LPCE tăng lên trong giai đoạn t .

Vì thế giá trị tuyệt đối của A_3 mô tả mức độ quay trở về trạng thái cân bằng nhanh như thế nào. Lưu ý rằng trong thực tế chúng ta ước lượng u_{t-1} bằng ước lượng mẫu của nó, tức là phần dư e_{t-1} .

Điều thú vị cần lưu ý: phương trình (14.6) kết hợp cả những thay đổi trong ngắn hạn và dài hạn. Cũng lưu ý trong phương trình (14.6) rằng, tất cả các biến đều là $I(0)$, hoặc chuỗi dừng. Vì thế phương trình (14.6) có thể được ước lượng bằng phương pháp OLS.

Để hiểu tất cả lý thuyết này trong thực tế, chúng ta quay lại ví dụ minh họa. Kết quả hồi quy phương trình (14.6) được trình bày trong Bảng 14.7.

Bảng 14.7: Mô hình hiệu chỉnh sai số của LPCE và LPDI.

Dependent Variable: D(LNPCE)				
Method: Least Squares				
Date: 10/12/17 Time: 21:44				
Sample (adjusted): 2 156				
Included observations: 155 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005530	0.000626	8.831215	0.0000
D(LNPDI)	0.306406	0.051589	5.939405	0.0000
S1(-1)	-0.065247	0.033504	-1.947414	0.0533
R-squared	0.189785	Mean dependent var		0.007825
Adjusted R-squared	0.179124	S.D. dependent var		0.006764
S.E. of regression	0.006129	Akaike info criterion		-7.332557
Sum squared resid	0.005709	Schwarz criterion		-7.273652
Log likelihood	571.2732	Hannan-Quinn criter.		-7.308631
F-statistic	17.80224	Durbin-Watson stat		1.707371
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lưu ý: S1 là phần dư từ mô hình hồi quy như Bảng 14.5.

Giải thích kết quả

Thứ nhất, lưu ý là tất cả các hệ số hồi quy trong bảng này đều có ý nghĩa thống kê ở mức 6% hoặc thấp hơn. Hệ số khoảng 0.31 cho biết: 1% gia tăng trong $\ln(PDI_t/PDI_{t-1})$ sẽ dẫn đến trung bình 0.31% gia tăng trong $\ln(PCE_t/PCE_{t-1})$. Đây là hệ số co giãn của tiêu dùng theo thu nhập trong ngắn hạn. Giá trị dài hạn được xác định bởi hồi quy đồng tích hợp như phương trình (14.5), khoảng 0.77.

Thứ hai, hệ số của số hạng hiệu chỉnh sai số khoảng -0.065 cho biết chỉ khoảng 6.5% sự chênh lệch giữa PCE dài hạn và ngắn hạn được điều chỉnh trong một quý [Diễn giải: Tác được điều chỉnh trong vòng một giai đoạn, giai đoạn là bao nhiêu tùy vào dữ liệu theo năm, quý, hay tháng], đó là một tốc độ điều chỉnh chậm về cân bằng. Một lý mà tốc độ điều chỉnh này thấp là vì mô hình của chúng ta hơi đơn giản. Nếu có sẵn dữ liệu cần thiết về lãi suất, sự giàu có của người tiêu dùng, ..., có thể chúng ta sẽ thu một kết quả khác.

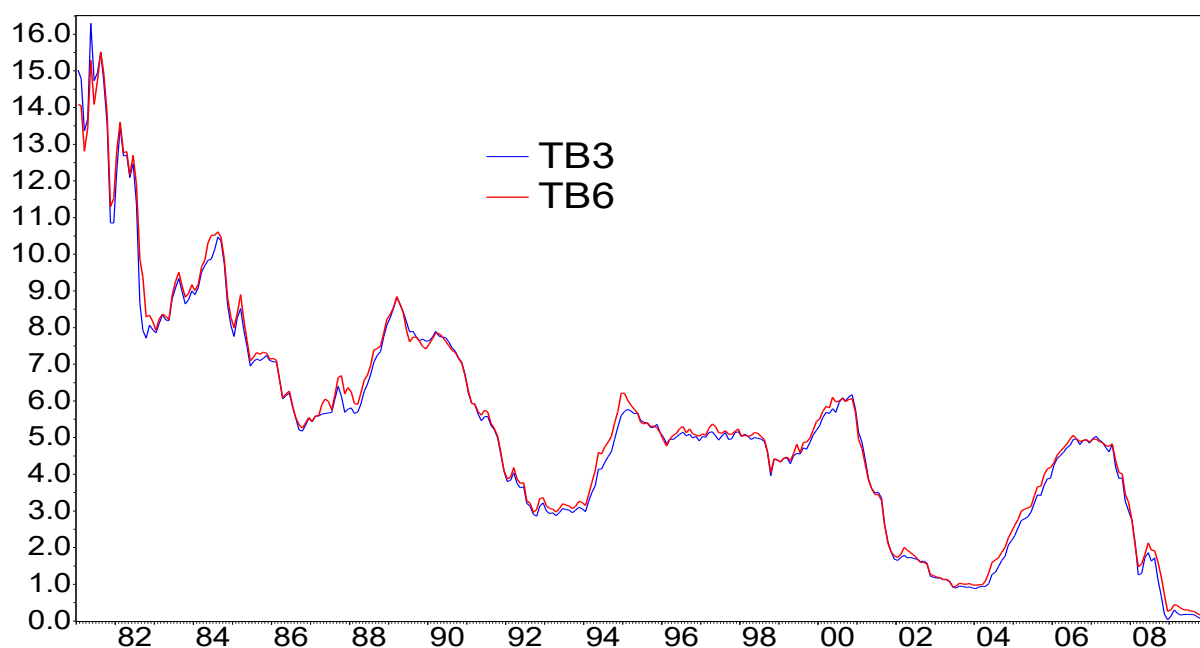
Để giúp bạn đọc làm quen với khái niệm đồng tích hợp và mô hình ECM, chúng ta xem xét thêm một ví dụ khác.

14.7 Lãi suất trái phiếu 3 tháng và 6 tháng có đồng tích hợp không?

Hình 14.2 vẽ lãi suất trái phiếu kho bạc có kỳ đáo hạn ổn định 3 tháng và 6 tháng của Mỹ từ tháng 1/1981 đến tháng 1/2010, với tổng 349 quan sát. Xem dữ liệu trong tập tin **Table 14.8** trên trang web của cuốn sách.

Vì hai trái phiếu kho bạc này dường như di chuyển song song rất gần nhau, chúng ta có thể kỳ vọng chúng có mối quan hệ đồng tích hợp, nghĩa là, có một mối quan hệ cân bằng ổn định giữa hai chuỗi số liệu, mặc dù cả hai đều thể hiện có xu thế. Đây là điều đã được kỳ vọng từ lý thuyết kinh tế học tài chính, vì nếu hai lãi suất không đồng tích hợp, thì những nhà đầu cơ chênh lệch giá (arbitrageurs) sẽ khai thác bất kỳ chênh lệch nào giữa lãi suất ngắn hạn và dài hạn để kiếm lời.

Nhưng chúng ta hãy xem liệu rằng điều đó có đúng hay không. Trước hết, chúng ta kiểm định tính dừng của từng chuỗi. Với phương trình kiểm định có hệ số cắt, xu thế và năm biến trễ, ta nhận thấy rằng TB3 là chuỗi dừng ở mức ý nghĩa khoảng 5%. Với cùng cấu trúc này, TB6 cũng là chuỗi dừng ở mức ý nghĩa khoảng 5%. Vì thế, dường như cả hai chuỗi thời gian đều là chuỗi dừng.



Hình 14.2: Lãi suất trái phiếu 3 tháng và 6 tháng.

Bảng 14.9: Mối quan hệ giữa TB3 và TB6.

Dependent Variable: TB6
Method: Least Squares
Date: 10/12/17 Time: 23:33
Sample: 1981M01 2010M01
Included observations: 349

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.606465	0.076820	7.894596	0.0000
TB3	0.958401	0.006308	151.9409	0.0000
@TREND	-0.002585	0.000528	-4.893455	0.0000
@TREND^2	4.43E-06	1.25E-06	3.533231	0.0005
R-squared	0.995950	Mean dependent var		5.352693
Adjusted R-squared	0.995915	S.D. dependent var		3.075953
S.E. of regression	0.196590	Akaike info criterion		-0.403995
Sum squared resid	13.33346	Schwarz criterion		-0.359811
Log likelihood	74.49716	Hannan-Quinn criter.		-0.386406
F-statistic	28283.37	Durbin-Watson stat		0.363237
Prob(F-statistic)	0.000000			

Bây giờ, chúng ta hãy xem hai chuỗi này có đồng tích hợp hay không. Sau vài lần thử, chúng ta nhận thấy hai chuỗi có quan hệ với nhau như trong Bảng 14.9.

Áp dụng kiểm định nghiệm đơn vị cho phần dư thu được từ hồi quy này, chúng ta nhận thấy phần dư là một chuỗi dừng. Điều này gợi ý rằng TB6 và TB3 là đồng tích hợp, mặc dù xoay quanh một xu thế bậc hai, vì thế chúng ta có được mô hình ECM như trong Bảng 14.10.

Bảng 14.10: Mô hình hiệu chỉnh sai số cho TB6 và TB3.

Dependent Variable: D(TB6)				
Method: Least Squares				
Date: 10/12/17 Time: 23:58				
Sample (adjusted): 1981M02 2010M01				
Included observations: 348 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002203	0.005733	-0.384308	0.7010
D(TB3)	0.877882	0.014735	59.57784	0.0000
S1(-1)	-0.199679	0.029234	-6.830361	0.0000
R-squared	0.911494	Mean dependent var	-0.040029	
Adjusted R-squared	0.910981	S.D. dependent var	0.356230	
S.E. of regression	0.106285	Akaike info criterion	-1.636796	
Sum squared resid	3.897314	Schwarz criterion	-1.603588	
Log likelihood	287.8026	Hannan-Quinn criter.	-1.623575	
F-statistic	1776.513	Durbin-Watson stat	1.663899	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Trong hồi quy này, S1(-1) là biến trễ một giai đoạn của số hạng hiệu chỉnh sai số từ hồi quy trong Bảng 14.9. Vì lãi suất TB3 dưới dạng phần trăm, ở đây kết quả cho thấy nếu lãi suất TB 6 tháng cao hơn lãi suất TB 3 tháng nhiều hơn so với kỳ vọng trong tháng trước, thì trong tháng này [Diễn giải: Nghĩa là thời điểm t] nó sẽ bị giảm xuống khoảng 20% điểm phần trăm (percentage point) để phục hồi mối quan hệ cân bằng giữa hai lãi suất⁹.

⁹ Xem bất kỳ giáo trình nào về tiền tệ và ngân hàng và nghiên cứu thuật ngữ cấu trúc lãi suất.

Từ hồi quy đồng tích hợp được cho trong Bảng 14.9, chúng ta thấy rằng sau khi đưa biến xu thế tất định vào mô hình, nếu lãi suất TB 3 tháng tăng một điểm phần trăm, thì lãi suất TB 6 tháng tăng khoảng 0.95 điểm phần trăm – một mối quan hệ rất gần giữa hai lãi suất. Từ Bảng 14.10, chúng ta quan sát thấy rằng trong ngắn hạn thay đổi một điểm phần trăm trong lãi suất TB 3 tháng sẽ dẫn đến trung bình thay đổi 0.88 điểm phần trăm trong lãi suất TB 6 tháng, điều này cho thấy hai lãi suất này di chuyển cùng nhau nhanh như thế nào.

Một câu hỏi: tại sao không cần hồi quy lãi suất TB 3 tháng theo lãi suất TB 6 tháng? Nếu hai chuỗi là đồng tích hợp, và nếu cỡ mẫu lớn, thì chuỗi nào là biến phụ thuộc không thành vấn đề. Bạn hãy thử hồi quy lãi suất TB 3 tháng theo lãi suất TB 6 tháng và xem điều gì xảy ra. Vấn đề sẽ khác nếu chúng ta nghiên cứu nhiều hơn hai chuỗi thời gian.

Một số hạn chế của phương pháp Engle-Granger

Điều quan trọng là phải chỉ ra một vài hạn chế trong phương pháp EG. Thứ nhất, nếu bạn có nhiều hơn ba biến, có thể có nhiều hơn một mối quan hệ đồng tích hợp. Thủ tục hai bước theo phương pháp EG không cho phép ước lượng nhiều hơn một hồi quy đồng tích hợp. Cần lưu ý ở đây là nếu chúng ta xử lý n biến, có thể có tối đa $(n - 1)$ mối quan hệ đồng tích hợp. Để tìm ra số quan hệ đồng tích hợp đó, chúng ta sẽ phải sử dụng các phương pháp được phát triển bởi Johansen. Nhưng chúng ta sẽ không thảo luận phương pháp luận của Johansen bởi vì nó ngoài phạm vi của cuốn sách này¹⁰.

Một vấn đề khác với kiểm định EG là trật tự trong đó các biến đưa vào hồi quy đồng tích hợp. Khi chúng ta có nhiều hơn hai biến, làm thế nào để chúng ta quyết định biến nào là biến phụ thuộc và những biến nào là biến giải thích? Ví dụ, nếu chúng ta có ba biến Y , X và Z và giả sử chúng ta hồi quy Y theo X

¹⁰ Để biết chi tiết, bạn có thể tìm trong S. Johansen, Statistical analysis of cointegrating vectors, Journal of Economic Dynamics and Control, vol. 12, 1988, pp. 231-54. Đây là một tài liệu tham khảo nâng cao.

và Z và thấy có quan hệ đồng tích hợp. Nhưng không đảm bảo rằng nếu chúng ta hồi quy X theo Y và Z thì chúng ta cũng sẽ thấy có quan hệ đồng tích hợp.

Một vấn đề khác với phương pháp luận của EG trong việc xử lý nhiều chuỗi thời gian là chúng ta không chỉ phải xem xét việc đi tìm ra nhiều hơn một mối quan hệ đồng tích hợp, mà chúng ta còn giải quyết số hạng hiệu chỉnh sai số cho mỗi quan hệ đồng tích hợp. Vì vậy, mô hình hiệu chỉnh sai số đơn giản hoặc hai biến sẽ không thực hiện được. Chúng ta phải xem xét mô hình gọi là **vector hiệu chỉnh sai số** (VECM), mô hình này sẽ được thảo luận ngắn gọn ở Chương 16.

Tất cả các vấn đề này có thể được giải quyết nếu chúng ta sử dụng phương pháp luận của Johansen. Nhưng một thảo luận xa hơn về phương pháp này cũng ngoài phạm vi của cuốn sách này.

14.8 Tóm tắt và kết luận

Trong chương này, trước hết chúng ta xem xét hiện tượng hồi quy giả mạo. Hiện tượng này xảy ra nếu chúng ta hồi quy một chuỗi không dừng với một chuỗi không dừng khác.

Sau khi trích dẫn vài ví dụ về hồi quy giả mạo, chúng ta thực hiện một nghiên cứu mô phỏng Monte Carlo bằng cách tạo ra hai chuỗi bước ngẫu nhiên $I(1)$, hoặc không dừng. Khi chúng ta hồi quy một chuỗi này với một chuỗi khác, chúng ta có được một mối quan hệ có ý nghĩa thống kê giữa hai biến, nhưng chúng ta biết trước rằng không nên có bất kỳ mối quan hệ nào giữa hai chuỗi khi chúng ta bắt đầu thực hiện việc mô phỏng.

Một trường hợp duy nhất mà ở đó hồi quy giữa một chuỗi không dừng theo một chuỗi không dừng khác không dẫn đến hồi quy giả mạo. Đây là trường hợp đồng tích hợp. Nếu hai chuỗi thời gian có xu thế ngẫu nhiên (tức chúng là các chuỗi không dừng), một hồi quy của một biến này theo biến khác có thể triệt tiêu các xu thế ngẫu nhiên chứa trong các chuỗi dữ liệu, điều này cho

chúng ta biết rằng có một mối quan hệ cân bằng hoặc dài hạn giữa chúng, mặc dù khi tách riêng lẻ chúng là các chuỗi không dừng.

Chúng ta thảo luận các kiểm định đồng tích hợp, là các biến thể của các kiểm định DF và ADF và được biết với tên gọi khác là các kiểm định Engle-Granger (EG), và Engle-Granger mở rộng (AEG).

Chúng ta minh họa đồng tích hợp qua hai ví dụ. Trong ví dụ thứ nhất, chúng ta xem xét mối quan hệ giữa chi tiêu cho tiêu dùng cá nhân (PCE) và thu nhập khả dụng cá nhân (PDI), cả hai được thể hiện bằng giá trị thực (tức đã khử lạm phát). Chúng ta thấy rằng từng biến trong hai chuỗi kinh tế này là chuỗi dừng xoay quanh một xu thế tất định. Chúng ta cũng chỉ ra rằng hai chuỗi có mối quan hệ đồng tích hợp.

Nhớ rằng nghiệm đơn vị và tính không dừng không phải là hai từ đồng nghĩa. Một quy trình ngẫu nhiên với một xu thế tất định là không dừng nhưng không có nghiệm đơn vị.

Ví dụ thứ hai chúng ta thảo luận trong chương này liên quan đến mối quan hệ giữa lãi suất trái phiếu kho bạc 3 tháng và 6 tháng của Mỹ. Sử dụng dữ liệu theo tháng từ tháng 1/1981 đến tháng 1/2010 chúng ta thấy hai chuỗi này dừng quanh một xu thế bậc hai. Chúng ta cũng thấy hai chuỗi lãi suất có mối quan hệ đồng tích hợp, nghĩa là, có một mối quan hệ dài hạn giữa chúng.

Trong chương này, chúng ta cũng thảo luận một số hạn chế của phương pháp luận EG và lưu ý rằng một khi xem xét nhiều hơn hai chuỗi thời gian, thì chúng ta sẽ phải sử dụng phương pháp luận của Johansen để kiểm định các mối quan hệ đồng tích hợp giữa nhiều biến với nhau./.