

## Đề bài 6

Sau đây là số liệu của Mexico giai đoạn 1955- 1974, trong đó sản lượng Y đo bằng GDP thực ( đơn vị tính Pesos của năm 1960);  $X_{21}$  được đo bằng tổng lao động ( đơn vị tính – ngàn người);  $X_{31}$  được đo bằng vốn cố định ( đơn vị tính- triệu Pesos của năm 1960).

Năm	GDP	Lượng lao động	Vốn cố định
1955	114043	8310	182113
1956	120410	8529	193749
1957	129187	8738	205192
1958	134705	8952	215130
1959	139960	9171	225021
1960	150511	9569	237026
1961	157897	9527	248897
1962	165286	9662	260661
1963	178491	10334	275466
1964	199457	10981	295378
1965	212323	11746	315715
1966	226977	11521	337642
1967	241194	11540	363599
1968	260881	12066	391847
1969	277498	12297	422382
1970	296530	12955	455049
1971	306712	13338	484677
1972	329030	13738	520553
1973	354057	15924	561531
1974	374977	14154	609825

Nguồn: Source of Growth: A study of seven Latin American Economics, Victor J.Elias ( D.N Gujarati).

1/ Hồi quy dạng mô hình Cobb- Douglas ( tham khảo Bài giảng Kinh tế lượng- chương Hồi quy bội).

2/ Nêu ý nghĩa kinh tế các hệ số hồi quy riêng.

3/ Căn cứ vào bảng kết quả hồi quy, hãy cho biết ý nghĩa thống kê của các hệ số hồi quy và ý nghĩa của hệ số xác định  $R^2$ .

4/ Dựa vào tổng giá trị hai hệ số co dẫn, hãy đánh giá việc tăng quy mô sản xuất có thể mang đến hiệu quả như thế nào.

5/ Hãy thực hiện các kiểm định: kiểm định Wald, kiểm định biến bị bỏ sót, kiểm định White, kiểm định Chow. Nêu ý nghĩa và giải thích kết quả mỗi kiểm định.

6/ Dự báo với độ tin cậy 95% sản lượng năm 1975 với lượng lao động 14500 và vốn cố định 612000.

## Kết quả xây dựng được từ phần mềm Eviews:

1/ Hàm hồi quy Cobb- Douglas có dạng:  $Q = \gamma L^\alpha K^\beta$

Trong đó:

Q: Sản lượng GDP thực ( triệu Pesos)

L: Lượng lao động ( ngàn người)

K: Lượng vốn ( triệu Pesos)

Lấy Ln 2 vế:  $\ln Q = \ln \gamma + \alpha \ln L + \beta \ln K$

Sau khi nhập dữ liệu trên phần mềm Eviews, thực hiện các thao tác tìm hàm hồi quy, ta được bảng sau:

Dependent Variable: LOG(Q)

Method: Least Squares

Date: 04/07/10 Time: 07:46

Sample: 1955 1974

Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.652419	0.606198	-2.725873	0.0144
LOG(L)	0.339732	0.185692	1.829548	0.0849
LOG(K)	0.845997	0.093352	9.062488	0.0000
R-squared	0.995080	Mean dependent var		12.22605
Adjusted R-squared	0.994501	S.D. dependent var		0.381497
S.E. of regression	0.028289	Akaike info criterion		-4.155221
Sum squared resid	0.013604	Schwarz criterion		-4.005861
Log likelihood	44.55221	F-statistic		1719.231
Durbin-Watson stat	0.425667	Prob(F-statistic)		0.000000

Dựa vào bảng kết quả hồi quy, ta có được hàm hồi quy lnQ theo lnL và lnK :

$$\ln Q = -1.652419 + 0.339732 \ln L + 0.845997 \ln K + e_i$$

2/ Giải thích ý nghĩa kinh tế các hệ số hồi quy riêng:

$\alpha = 0.339732$  cho biết: Mexico trong giai đoạn 1955 – 1974, khi lượng lao động tăng ( hoặc giảm) 1% thì sản lượng GDP thực sẽ tăng (hoặc giảm) trung bình khoảng 0.339732 %, giữ lượng vốn không đổi .

$\beta = 0.845997$  cho biết: Mexico trong giai đoạn 1955- 1974, khi lượng vốn tăng (hoặc giảm) 1% thì sản lượng GDP thực sẽ tăng (hoặc giảm) trung bình khoảng 0.845997%, lượng lao động không đổi.

**3/ Căn cứ vào bảng kết quả hồi quy, ta xét ý nghĩa thống kê của các hệ số hồi quy và ý nghĩa của hệ số xác định  $R^2$ .**

**3a/ Ý nghĩa thống kê của các hệ số hồi quy:**

Kiểm định  $\alpha$  :

$$t_{\alpha/2; (n-3)} = t_{0.025; 17} = 2,109$$

Kiểm định giả thiết:

$$H_0: \alpha = 0 \quad ; H_1: \alpha \neq 0$$

$$t_2 = \frac{\alpha}{se(\alpha)} = 1,829548$$

$t_2 < t_{0.025; 17} = 2,109 \Rightarrow$  chấp nhận giả thiết  $H_0 \Rightarrow$  L không ảnh hưởng lên Q. Nghĩa là lượng lao động thực sự không có ảnh hưởng lên sản lượng GDP thực.

- Kiểm định  $\beta$  :

Kiểm định giả thiết:

$$H_0: \beta = 0 \quad ; H_1: \beta \neq 0$$

$$t_3 = \frac{\beta}{se(\beta)} = 9,062488$$

$t_3 > t_{0.025; 17} = 2,109 \Rightarrow$  bác bỏ giả thiết  $H_0 \Rightarrow$  K thực sự có ảnh hưởng lên Q. Nghĩa là lượng vốn thực sự có ảnh hưởng lên sản lượng GDP thực.

**3b/ Ý nghĩa của hệ số xác định  $R^2$**  – Kiểm định sự phù hợp của mô hình hồi quy.

Kiểm định giả thiết:

$$H_0: \alpha = \beta = 0 \quad (R^2 = 0)$$

$H_1$ : không phải tất cả các hệ số hồi quy riêng đồng thời bằng 0 ( $R^2 > 0$ )

$$F = \frac{R^2(n-k)}{(1-R^2)(k-1)} = 1719.231$$

Tra bảng phân phối Fisher, ta có:

$$F^{\alpha; (k-1), (n-k)} = F_{0,05; (2; 17)} = 3.59$$

$F > F_{0,05; (2; 17)} = 3.59 \Rightarrow$  bác bỏ giả thiết  $H_0 \Rightarrow$  các hệ số hồi quy không đồng thời bằng 0. Nghĩa là  $R^2 \neq 0$  có ý nghĩa thống kê.

#### 4/ Đánh giá việc tăng quy mô sản xuất

Ta có thể đánh giá hiệu quả của việc tăng quy mô sản xuất dựa vào tổng giá trị hai hệ số co giãn:

$\alpha$  - độ co giãn riêng của sản lượng đối với lao động khi vốn không đổi

$\beta$  - độ co giãn riêng của sản lượng đối với lượng vốn khi lao động không đổi

$(\alpha + \beta) = 0,339732 + 0,845997 = 1,185729 > 1 \Rightarrow$  khi tăng quy mô sản xuất thì có hiệu quả.

#### 5/ Thực hiện các kiểm định

5a/ **Kiểm định Wald** – Kiểm định mô hình có mặt của những biến không cần thiết.

Trước hết ta ước lượng mô hình U có thêm một biến nữa (đặt là T). Biến T này nhận các giá trị từ 1 đến 20. Ta có được bảng kết quả:

Dependent Variable: LOG(Q)  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/08/10 Time: 08:52  
 Sample: 1955 1974  
 Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.488824	0.681632	-0.717138	0.4836
LOG(L)	0.275546	0.161439	1.706815	0.1072
LOG(K)	0.794142	0.082594	9.614998	0.0000
LOG(T)	0.042732	0.016139	2.647728	0.0176
R-squared	0.996579	Mean dependent var		12.22605
Adjusted R-squared	0.995938	S.D. dependent var		0.381497
S.E. of regression	0.024315	Akaike info criterion		-4.418581
Sum squared resid	0.009460	Schwarz criterion		-4.219435
Log likelihood	48.18581	Hannan-Quinn criter.		-4.379706
F-statistic	1553.721	Durbin-Watson stat		0.581050
Prob(F-statistic)	0.000000			

Phương trình ước lượng có dạng:

$$\ln Q = -0.488824 + 0.275546 \ln L + 0.794142 \ln K + 0.042732 \ln T$$

Từ kết quả trên ta thấy hệ số hồi quy của biến L khác 0 không có ý nghĩa (Vì  $P(|t| > 1.706815) = 0.1072 > 0.05$ ). Vậy ta có thể cho rằng biến L không cần thiết đưa vào mô hình, nên ta tiến hành kiểm định Wald.

Thực hiện kiểm định Wald trên Eviews (về sự có mặt của biến L), ta được bảng kết quả:

Wald Test:  
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.913216	(1, 16)	0.1072
Chi-square	2.913216	1	0.0879

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	0.275546	0.161439

Restrictions are linear in coefficients.

Theo kết quả của bảng trên, vì  $P(F > 2.913216) = 0.1072 > 0.05$  nên ta chấp nhận giả thiết không, tức hệ số hồi quy của biến L khác 0 không có ý nghĩa. Hay biến L không ảnh hưởng tới biến phụ thuộc Q. Vì vậy ta không nên đưa biến này vào mô hình.

### 5b/ Kiểm định biến bị bỏ sót

- **Giả sử biến L bị bỏ sót**, ta tìm hàm hồi quy của lnQ theo lnK

Dependent Variable: LOG(Q)  
Method: Least Squares  
Date: 04/07/10 Time: 09:54  
Sample: 1955 1974  
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.618427	0.233101	-2.653050	0.0162
LOG(K)	1.013831	0.018391	55.12569	0.0000
R-squared	0.994112	Mean dependent var		12.22605
Adjusted R-squared	0.993784	S.D. dependent var		0.381497
S.E. of regression	0.030077	Akaike info criterion		-4.075488
Sum squared resid	0.016283	Schwarz criterion		-3.975915
Log likelihood	42.75488	F-statistic		3038.842
Durbin-Watson stat	0.302101	Prob(F-statistic)		0.000000

⇒ Hàm hồi quy có dạng:  $\ln Q = -0.618427 + 1.013831 \ln K$

Kiểm định biến bị bỏ sót L được bằng kết quả:

Omitted Variables: L

F-statistic	0.027451	Probability	0.870361
Log likelihood ratio	0.032269	Probability	0.857438

Test Equation:

Dependent Variable: LOG(Q)

Method: Least Squares

Date: 04/07/10 Time: 10:01

Sample: 1955 1974

Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.470271	0.925776	-0.507975	0.6180
LOG(K)	0.999937	0.085962	11.63228	0.0000
L	2.50E-06	1.51E-05	0.165683	0.8704

R-squared	0.994121	Mean dependent var	12.22605
Adjusted R-squared	0.993429	S.D. dependent var	0.381497
S.E. of regression	0.030924	Akaike info criterion	-3.977102
Sum squared resid	0.016257	Schwarz criterion	-3.827742
Log likelihood	42.77102	F-statistic	1437.340
Durbin-Watson stat	0.282277	Prob(F-statistic)	0.000000

Theo kết quả của bảng trên, vì  $F = 0.027451$  có xác suất  $p = 0.870361 > 0.05$  nên ta chấp nhận giả thiết  $H_0 : \alpha = 0$  ( $\alpha$  là hệ số hồi quy của biến L trong hàm hồi quy tổng thể). Tức L là biến không có ảnh hưởng tới biến Q, nên không đưa nó vào mô hình. Vì vậy, L không phải là biến bị bỏ sót.

- **Giả sử biến K bị bỏ sót**, ta tìm hàm hồi quy của  $\ln Q$  theo  $\ln L$

Dependent Variable: LOG(Q)

Method: Least Squares

Date: 04/07/10 Time: 10:14

Sample: 1955 1974

Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	-6.317483	0.751291	-8.408836	0.0000
LOG(L)	1.993420	0.080748	24.68705	0.0000
R-squared	0.971312	Mean dependent var		12.22605
Adjusted R-squared	0.969719	S.D. dependent var		0.381497
S.E. of regression	0.066386	Akaike info criterion		-2.492015
Sum squared resid	0.079328	Schwarz criterion		-2.392442
Log likelihood	26.92015	F-statistic		609.4502
Durbin-Watson stat	2.071332	Prob(F-statistic)		0.000000

⇒ Hàm hồi quy có dạng:  $\ln Q = -6.317483 + 1.993420 \ln L$

Kiểm định biến bị bỏ sót K được bằng kết quả:

Omitted Variables: K

F-statistic	6.823084	Probability	0.018218
Log likelihood ratio	6.748834	Probability	0.009381

Test Equation:

Dependent Variable: LOG(Q)

Method: Least Squares

Date: 04/07/10 Time: 10:18

Sample: 1955 1974

Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.446616	2.340515	-0.190820	0.8509
LOG(L)	1.325741	0.265071	5.001453	0.0001
K	1.00E-06	3.83E-07	2.612103	0.0182
R-squared	0.979529	Mean dependent var		12.22605
Adjusted R-squared	0.977120	S.D. dependent var		0.381497
S.E. of regression	0.057705	Akaike info criterion		-2.729457
Sum squared resid	0.056608	Schwarz criterion		-2.580097
Log likelihood	30.29457	F-statistic		406.7167
Durbin-Watson stat	1.210531	Prob(F-statistic)		0.000000

Theo kết quả của bảng trên, vì  $F = 6.823084$  có xác suất  $p = 0.018218 < 0.05$  nên ta bác bỏ giả thiết  $H_0 : \beta = 0$  ( $\beta$  là hệ số hồi quy của biến K trong hàm hồi quy

tổng thể). Tức K là biến có ảnh hưởng tới biến Q, nên đưa nó vào mô hình. Vì vậy, K là biến bị bỏ sót.

**5c/ Kiểm định White** – Kiểm định tổng quát về sự thuần nhất của phương sai Hồi quy lnQ theo lnL và lnK:

$$\ln Q = -1.652419 + 0.339732 \ln L + 0.845997 \ln K + e_t$$

Dùng kiểm định White (có các tích chéo giữa các biến độc lập trong mô hình hồi quy bổ sung), ta được bảng kết quả:

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	5.710231	Prob. F(4,15)	0.0054
Obs*R-squared	12.07208	Prob. Chi-Square(4)	0.0168
Scaled explained SS	5.576179	Prob. Chi-Square(4)	0.2331

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/08/10 Time: 15:43

Sample: 1955 1974

Included observations: 20

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.051199	0.658232	1.597003	0.1311
LOG(L)	-0.429357	0.310110	-1.384534	0.1864
(LOG(L))^2	0.034295	0.025793	1.329605	0.2035
(LOG(L))*(LOG(K))	-0.016016	0.014063	-1.138847	0.2726
LOG(K)	0.147072	0.133431	1.102237	0.2877

R-squared	0.603604	Mean dependent var	0.000680
Adjusted R-squared	0.497898	S.D. dependent var	0.000789
S.E. of regression	0.000559	Akaike info criterion	-11.92787
Sum squared resid	4.69E-06	Schwarz criterion	-11.67893
Log likelihood	124.2787	Hannan-Quinn criter.	-11.87927
F-statistic	5.710231	Durbin-Watson stat	1.673827
Prob(F-statistic)	0.005351		

Theo kết quả của bảng trên, ta thấy  $nR^2 = 12.07208$  có mức xác suất (p-value) tương ứng là  $0.0168 < 0.05$  như vậy ta bác bỏ giả thiết  $H_0$ : phương sai bằng nhau tức mô hình hồi quy lnQ theo lnL và lnK có xảy ra hiện tượng phương sai thay đổi.

### **5d/ Kiểm định Chow**

Giả sử ta chia giai đoạn 1955- 1974 thành hai thời kỳ:



TK1: (1955-1964) và TK2: (1965-1974).

- Tìm hàm hồi quy ở thời kỳ 1:

Dependent Variable: LOG(Q)

Method: Least Squares

Date: 04/07/10 Time: 10:57

Sample: 1955 1964

Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.777963	0.528148	-7.153231	0.0002
LOG(L)	0.711856	0.189157	3.763313	0.0070
LOG(K)	0.742188	0.104530	7.100261	0.0002
R-squared	0.997701	Mean dependent var		11.89745
Adjusted R-squared	0.997044	S.D. dependent var		0.176759
S.E. of regression	0.009610	Akaike info criterion		-6.208638
Sum squared resid	0.000647	Schwarz criterion		-6.117862
Log likelihood	34.04319	F-statistic		1518.806
Durbin-Watson stat	1.719946	Prob(F-statistic)		0.000000

Hàm hồi quy ở thời kỳ 1:

$$\ln Q_1 = -3.777963 + 0.711856 \ln L + 0.742188 \ln K$$

$$RSS_1 = 0.000647$$

Tìm hàm hồi quy ở thời kỳ 2:

Dependent Variable: LOG(Q)

Method: Least Squares

Date: 04/07/10 Time: 11:05

Sample: 1965 1974

Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.308925	0.316382	4.137168	0.0044
LOG(L)	0.013197	0.067314	0.196047	0.8501
LOG(K)	0.856308	0.032029	26.73541	0.0000
R-squared	0.998224	Mean dependent var		12.55465
Adjusted R-squared	0.997716	S.D. dependent var		0.189885
S.E. of regression	0.009075	Akaike info criterion		-6.323336

Sum squared resid	0.000576	Schwarz criterion	-6.232561
Log likelihood	34.61668	F-statistic	1966.811
Durbin-Watson stat	1.698737	Prob(F-statistic)	0.000000

Hàm hồi quy ở thời kỳ 2:

$$\ln Q_2 = 1.308925 + 0.013197 \ln L + 0.856308 \ln K$$

$$RSS_2 = 0.000576$$

Hàm hồi quy ở giai đoạn: 1955 - 1974

$$\ln Q = -1.652419 + 0.339732 \ln L + 0.845997 \ln K$$

$$RSS_{2,1} = 0.013604$$

$$\overline{RSS}_{2,1} = RSS_1 + RSS_2 = 0.000647 + 0.000576 = 0.001223$$

$$F = \frac{(RSS_{2,1} - \overline{RSS}_{2,1}) / k}{\overline{RSS}_{2,1} / (n_1 + n_2 - 2k)} = \frac{(0.013604 - 0.001223) / 3}{0.001223 / (10 + 10 - 6)} = 47.243$$

$$F_{\alpha; (2; n_1 + n_2 - 2k)} = F_{0.05; (2, 14)} = 3.74$$

$F > F_{0.05; (2, 14)} = 3.74 \Rightarrow$  bác bỏ giả thiết cho rằng hồi quy  $\ln Q_1$  và  $\ln Q_2$  như nhau, nghĩa là hàm sản lượng GDP thực ở hai thời kỳ khác nhau nên các quan sát giữa hai thời kỳ không thể gộp với nhau.

**6/ Dự báo với độ tin cậy 95% sản lượng năm 1975 với lượng lao động 14500 và vốn cố định 612000.**

**6/a Dự báo điểm.**

Thực hiện dự báo điểm trên Eviews bằng cách nhập thêm dữ liệu của L là 14500 và K là 612000 vào quan sát năm 1975, ta được bảng số liệu:

Last updated: 04/07/10 - 11:50

Modified: 1955 1975 // fit(f=actual) gdpdubao

1955	115934.459615
1956	123255.584023
1957	130455.256739
1958	136901.672404
1959	143380.607100
1960	152004.019388
1961	158183.514873

1962	165274.151415
1963	177183.274586
1964	191877.887985
1965	207694.606399
1966	218394.584000
1967	232647.032859
1968	251630.682259
1969	269855.752371
1970	292545.196380
1971	311650.022459
1972	334397.795045
1973	374878.663435
1974	386205.939633
1975	390562.386473

⇒ Ta thấy dự báo điểm của sản lượng GDP thực khi lượng lao động là 14500 ngàn người và lượng vốn cố định là 612000 triệu Pesos là 390562.3865 triệu Pesos.

**6/b Dự báo trung bình.**

Để tìm dự báo khoảng cho giá trị trung bình của biến phụ thuộc, ta áp dụng công thức:

$$\left[ \hat{Y}_0 - t_{\alpha/2}(n-k).se(\hat{Y}_0); \hat{Y}_0 + t_{\alpha/2}(n-k).se(\hat{Y}_0) \right]$$

Trước hết, ta tìm giá trị  $(se(Y_0 - \hat{Y}_0))$  tại cửa sổ Equation trên Eviews. Ta được bảng kết quả:

Last updated: 04/08/10 - 10:18

1955	3541.7883
1956	3728.7149
1957	3917.2440
1958	4082.6558
1959	4249.0821
1960	4480.3419
1961	4670.1550
1962	4902.9787
1963	5168.8451
1964	5727.6687
1965	6633.4303
1966	6385.1742
1967	6797.9523
1968	7359.9005
1969	8039.0353
1970	8691.3936
1971	9344.3016
1972	10168.2076

1973	13144.1943
1974	12926.0636
1975	12571.5652

Từ bảng kết quả (quan sát năm 1975) ta có:  $se(Y_0 - \hat{Y}_0) = 12571.5652$

Ta có  $\hat{\sigma} = 0.028289$  ( $\hat{\sigma}$  được lấy từ S.E of regression)

$se(\hat{Y}_0) = \sqrt{\text{var}(\hat{Y}_0)} = \sqrt{(se(Y_0 - \hat{Y}_0))^2 - \hat{\sigma}^2}$ . Ta có thể tìm được giá trị  $se(\hat{Y}_0)$  trên Eviews tại cửa sổ Workfile chọn Genr.

Last updated: 04/08/10 - 11:02  
Modified: 1955 1975 // se=sqr(se1^2-0.028289^2)

1955	3541.7883
1956	3728.7150
1957	3917.2440
1958	4082.6558
1959	4249.0821
1960	4480.3419
1961	4670.1550
1962	4902.9787
1963	5168.8451
1964	5727.6687
1965	6633.4303
1966	6385.1742
1967	6797.9523
1968	7359.9005
1969	8039.0353
1970	8691.3936
1971	9344.3016
1972	10168.2076
1973	13144.1943
1974	12926.0636
1975	12571.5652

Từ kết quả trên ta được:  $se(\hat{Y}_0) = 12571.5652$

Ta có  $t_{0.025;17} = 2.109$

Cận dưới =  $dubaogdp - 2.109 * se(\hat{Y}_0)$ .

Last updated: 04/08/10 - 11:11  
Modified: 1955 1975 // canduoi=dubaogdp-2.109\*se

1955	108464.8
1956	115391.7
1957	122193.8
1958	128291.4

1959	134419.3
1960	142555.0
1961	148334.2
1962	154933.8
1963	166282.2
1964	179798.2
1965	193704.7
1966	204928.3
1967	218310.2
1968	236108.7
1969	252901.4
1970	274215.0
1971	291942.9
1972	312953.0
1973	347157.6
1974	358944.9
1975	364049.0

Từ bảng ta có

Cận dưới = 364049.0

Cận trên =  $dubaogdp + 2.109 * se(\hat{Y}_0)$ .

Last updated: 04/08/10 - 11:14

Modified: 1955 1975 //  $cantren = dubaogdp + 2.109 * se$

1955	123404.1
1956	131119.4
1957	138716.7
1958	145512.0
1959	152341.9
1960	161453.1
1961	168032.9
1962	175614.5
1963	188084.4
1964	203957.5
1965	221684.5
1966	231860.9
1967	246983.9
1968	267152.7
1969	286810.1
1970	310875.3
1971	331357.2
1972	355842.5
1973	402599.8
1974	413467.0
1975	417075.8

Từ bảng ta có

Cận trên = 417075.8

Như vậy dự báo khoản cho GDP trung bình khi lượng lao động là 14500 và vốn cố định là 612000 của năm 1975 với độ tin cậy 95% là: (364049.0 ; 417075.8) triệu pesos.