



NACIONES UNIDAS

UNITED NATIONS

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

REUNION TECNICA SOBRE "NUEVAS METODOLOGIAS ESTADISTICAS
APLICADAS A LA DEMOGRAFIA"

2,3 y 4 de Setiembre, 1991

DETERMINANTES DEL NIVEL DE EMPLEO

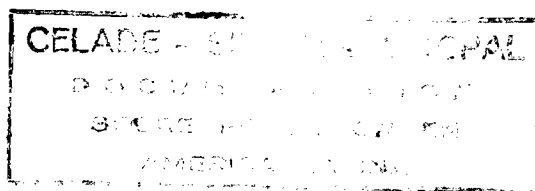
René Maluenda

Santiago, Chile, 1991

CELADE - SISTEMA DOCPAL
DOCUMENTACION
SOBRE POBLACION EN
AMERICA LATINA

I N D I C E

	Página
INTRODUCCION	
- OBJETIVOS DEL ESTUDIO	01
CAPITULO I:	
- MARCO TEORICO	03
CAPITULO II:	
- DEFINICION DEL MODELO	05
- IDENTIFICACION DE LAS VARIABLES DEL MODELO	06
- SIGNOS ESPERADOS DE LOS COEFICIENTES	06
- SUPUESTOS DEL MODELO	10
CAPITULO III:	
- NATURALEZA DE LOS DATOS	12
- MODELO ESTIMADO	12
- PRUEBA DE SIGNIFICANCIA GLOBAL DEL MODELO	13
- PRUEBA DE LA SIGNIFICANCIA INDIVIDUAL DE LOS PARAMETROS	13
- TEST DE AUTOCORRELACION	17
- TEST DE HOMOSCEDASTICIDAD	19
- TEST DE MULTICOLINEALIDAD	23
CAPITULO IV:	
- RESULTADOS ECONOMETRICOS	27
CONCLUSIONES	
ANEXOS	



INTRODUCCION

OBJETIVOS DEL ESTUDIO

Objetivo General: En el presente trabajo se pretende efectuar un análisis del papel que juegan algunas variables como: nivel de precios (IPC), nivel de producción (PGB), nivel de inversión (INV) y nivel de remuneraciones (REM), en la explicación del número de personas empleadas, además nos interesa ver la evolución del empleo através del tiempo.

Objetivo Particular: Analizar el impacto que han tenido las variables explicatorias definidas en el modelo, sobre la determinación del nivel de empleo, a través del tiempo, en el período comprendido entre los años 1961 y 1989 en el país.

HIPOTESIS A SER TESTEADA

Se pretende probar si la variable que tiene una mayor incidencia en la determinación del nivel de empleo es el salario. Para lo cual se evaluará su significancia estadística.

Por otra parte se pretende ver si existe una relación inversa entre el nivel de salarios y el nivel de empleos.

Los dos puntos anteriores son considerados debido a que la teoría pone el énfasis en esta variable (salario), ya que sostiene que el nivel de empleo está determinado principalmente por el nivel de salarios y cuya influencia es negativa. Pretendemos además testear la significancia estadística que tienen las otras variables predictoras.

CAPITULO I

MARCO TEORICO

Para la realización de este modelo se utilizó como marco teórico el Modelo Neoclásico Tradicional, en el cual el propósito fundamental explicar cómo se determinara el nivel de equilibrio del empleo.

Los supuestos básicos que utiliza el Modelo Neoclásico son los siguientes:

- a) En la economía existe un mercado del trabajo que es homogéneo.
- b) Precios y salarios son perfectamente e instantáneamente flexibles.
- c) Existe competencia perfecta tanto en los mercados de bienes como en los mercados de factores.
- d) Tanto la oferta como la demanda de trabajo son funciones de los salarios.

Respecto a este último supuesto, la demanda de trabajo es una función inversa de los salarios, ya que para que la empresa contrate un mayor nivel de mano de obra, se requiere una reducción del salario. Por otro lado la oferta de trabajo es una

controlada?

función directa de los salarios, puesto que al aumentar estos los trabajadores valoran menos el ocio, porque es más atractivo trabajar. La intersección de la oferta de trabajo y de la demanda de trabajo determinan simultáneamente el nivel de empleo de equilibrio. Este modelo supone que el efecto del salario sobre la demanda de trabajo (efecto sustitución) prevalece por sobre el efecto del salario en la oferta de trabajo (efecto ingreso).

Este análisis se ha hecho para una empresa perfectamente competitiva, se hace extensivo para toda la economía.

Sintetizando, el modelo teórico propuesto queda de la siguiente forma:

$$\ln T = b_0 + b_1 \ln W_r + b_2 \ln Y$$

La expresión anterior indica que hay dos factores centrales que afectan a la absorción de empleo: (i) el salario (W_r) cuyo impacto es negativo, (ii) el nivel de producción (Y) cuyo impacto es positivo, mayores niveles de producción requieren una mayor contratación de mano de obra.

CAPITULO II

DEFINICION DEL MODELO

A las variables predictoras del modelo teórico antes planteado se han agregado tres variables explicatorias adicionales (inversión, nivel de precios y tiempo), de tal forma que la ecuación de regresión queda de la siguiente forma:

$$LTOTE = B_0 + B_1 RPGB + B_2 RREMT + B_3 RINVTO + B_4 IPC + B_5 TIEMPO + U_i$$

NOTA:

- Todas las variables predictoras a excepción del tiempo son rezagadas, puesto que la variable respuesta, en este caso es explicada de mejor forma por el comportamiento de las variables predictoras del período anterior, más que por las del período presente.
- Se usó salario nominal en lugar de salario real, debido a que estimamos conveniente usar el nivel de precios como una variable explicatoria del nivel de empleo, en términos de las expectativas que este genera en el mercado del trabajo.

- Las variables se encuentran en las siguientes unidades:

RPGB: Miles de millones de pesos de 1977

RREMT: Índice de remuneración nominal

IPC: Es un promedio del año

RINVTO: Miles de millones de pesos de 1977

LTOTE: Miles de personas

IDENTIFICACION DE VARIABLES DEL MODELO

Variable Dependiente

LTOTE: Logaritmo natural del nivel de empleo en el período i -ésimo.

Variables Predictoras o Explicatorias

RPGGB : Nivel de producción a nivel nacional del período anterior ($i-1$).

RREMT: Salario nominal a nivel nacional del período $i-1$.

RINVTO: Nivel de inversión nacional del período $i-1$.

IPC : Nivel generalizado de precios de la economía nacional en el período $i-1$.

TIEMPO: Variable que indica el tiempo presente medido en años.

U_i : Error aleatorio del período i -ésimo.

SIGNOS ESPERADOS DE LOS COEFICIENTES

B_0 : Es una constante y se espera que el valor asumido por este parámetro sea positivo, pues corresponde a una parte del nivel de empleo que se determina en forma autónoma.

Coefficiente del nivel de producción (B1):

$$\frac{dLTOTE}{dRPG} = \frac{\text{Cambio relativo en el nivel de empleo}}{\text{Cambio absoluto en el nivel de producto}} = B1 > 0$$

B1 es el parámetro que acompaña al nivel de producción y representa la variación relativa en el nivel de empleo del período i-ésimo causada por una variación unitaria absoluta del nivel de producción del período anterior. De acuerdo a las observaciones empíricas y a la teoría Neoclásica Tradicional se espera que el nivel de producción tenga un impacto positivo sobre el nivel de empleo.

Coefficiente del Salario Nominal (B2):

$$\frac{dLTOTE}{dRRENT} = \frac{\text{Cambio relativo en el nivel de empleo}}{\text{Cambio absoluto en las remuneraciones}} = B2$$

B2 es el parámetro que acompaña al nivel de salarios nominales y representa la variación relativa en el nivel de empleo del período i-ésimo causada por una variación unitaria absoluta del nivel de salarios nominales del período anterior. En cuanto al valor esperado de este parámetro no se podría decir a priori que signo tomaría, aunque la teoría Neoclásica establece un signo negativo por las razones ya explicadas en el marco teórico. No se

puede saber a priori si el efecto sustitución es mayor que el efecto ingreso, o al revés, ya que sabemos que el salario real (salario nominal dividido por el nivel de precios) se relaciona positivamente con la oferta de trabajo, pero tiene una relación inversa con la demanda de trabajo.

En síntesis, si aumenta el salario nominal (manteniendo constante el nivel de precios) es más atractivo trabajar por lo tanto se ofrece más trabajo y por otro lado, aumentan los costos para los empresarios, por lo cual demandan menos el factor trabajo.

Coefficiente del Nivel de Inversión (B3):

$$B3 = \frac{dLTOTE}{dRINVTO} = \frac{\text{Cambio relativo en el nivel de empleo}}{\text{Cambio absoluto en el nivel de inversión}}$$

B3 es el parámetro que acompaña al nivel de inversión y representa la variación relativa en el nivel de empleo en el período i -ésimo, causada por una variación unitaria absoluta en el nivel de inversión en el período anterior. En cuanto al valor esperado de este coeficiente no se puede afirmar con seguridad que signo tomaría puesto que por un lado si aumenta la inversión se espera que se incremente la actividad económica y con ello el nivel de empleo, pero por otro lado existe inversión que es

basicamente innovación tecnológica que produce un desplazamiento de mano de obra, es decir, aumento del desempleo.

Coefficiente del Nivel de Precios (B4):

$$\frac{dLTOTE}{dIPC} = \frac{\text{Cambio relativo en el empleo}}{\text{Cambio absoluto en el nivel de precios}} \quad B4 > 0$$

B4 es el parámetro que acompaña al nivel de precios y representa la variación relativa en el nivel de empleo en el período i-ésimo, causada por una variación unitaria absoluta en el nivel de precios en el período anterior. Respecto al valor esperado de este coeficiente podríamos decir que tomaría un valor positivo, esto desde el punto de vista teórico, ya que el modelo Neoclásico establece que ante un aumento del nivel de precios el salario real (salario nominal dividido por el nivel de precios) disminuye y con él los costos de producción, por lo que se espera que aumente la contratación de mano de obra. Además, es bastante lógico pensar que cuando se produce un aumento en los precios, a los empresarios les conviene producir más.

Coefficiente de la Variable Tiempo (B5):

$$\frac{dLTOTE}{dTIEMPO} = \frac{\text{Cambio relativo en el nivel de empleo}}{\text{Cambio absoluto en el tiempo}} = B5$$

B5 es el parámetro que acompaña a la variable tiempo y representa la variación relativa que ha experimentado el nivel de empleo a través del tiempo. No se puede afirmar con seguridad que signo tomaría este coeficiente, puesto que la evolución (positiva o negativa) del nivel de empleo a través del tiempo está estrechamente relacionada con la actividad económica del país, en la cual inciden muchas variables involucradas con el aspecto económico, político, diplomático, social, etc., del país.

SUPUESTOS DEL MODELO

Para la estimación de nuestro modelo, asumiremos los supuestos del modelo lineal clásico, los que se pueden resumir de la siguiente forma:

- a) El valor medio condicional del término de perturbación poblacional U_i , condicional a los valores dados de las variables explicatorias es \emptyset (cero).
- b) La varianza condicional de U_i es constante u homoscedástica.
- c) No hay autocorrelación en las perturbaciones.
- d) Las variables explicatorias son no estocásticas (fija en muestras repetidas) o, de ser estocásticas, están distribuidas independientemente de las perturbaciones.
- e) No hay multicolinealidad entre las variables explicatorias.
- f) Los residuos están distribuidos con la media y la varianza dadas en los supuestos a y b.

Con los anteriores supuestos los estimadores de los coeficientes de regresión de mínimos cuadrados ordinarios son los mejores estimadores lineales insesgados (MELI) y con el supuesto de normalidad están distribuidos normalmente. Por lo tanto es posible obtener estimaciones de intervalos y verificar hipótesis respecto a los coeficientes de regresión.

CAPITULO III

NATURALEZA DE LOS DATOS

Para poder realizar nuestros objetivos, el presente estudio considera como marco informativo: los Boletines Mensuales del Banco Central y los Indicadores Económicos y Sociales del Banco Central.

MODELO ESTIMADO

El modelo que se regresionó es el siguiente:

$$LTOTE = B0 + B1 RPGB + B2 RREM + B3 IPC + B4 RINV + B5 TIEMPO$$

Este modelo se basa desde el punto de vista teórico es el modelo Neoclásico Tradicional, el cual establece una relación entre la determinación del nivel de empleo y las variables explicatorias salario y PGB. Al modelo teórico se le adicionaron algunas variables explicatorias que también tienen una justificación teórica, pero que no se encuentran consideradas en el modelo teórico mencionada. El cual, además proponía una relación del tipo doble log, la cual fue modificada a semi log debido a que un modelo de este tipo, en este caso resulta estadísticamente más significativo y explicativo.

PRUEBA DE LA SIGNIFICANCIA GLOBAL DEL MODELO

Para probar la significancia global del modelo se plantea la hipótesis nula en la cual los parámetros del modelo son conjunta o simultáneamente iguales a cero, y la hipótesis alternativa es que existe al menos un parámetro que es significativo.

$$H_0 : B_1 = B_2 = B_3 = B_4 = B_5 = 0$$

$$H_1 : B_i \neq 0 \text{ Para todo } i = 1, \dots, 5$$

Para probar esta hipótesis se usa la distribución F. El computador nos entrega un F calculado de 45,89592. El valor F obtenido mediante la distribución para 5 grados de libertad en el numerador y 23 grados de libertad en el denominador es de 2,64 para un nivel de significancia del 5% y de 3,94 para un nivel de significancia del 1%. Con lo cual el F calculado es mayor al F de tabla para ambos niveles de significancia. Por lo tanto rechazamos la hipótesis nula, lo cual indica que al menos existe una relación significativa entre la variable explicada y las explicatorias.

PRUEBA DE LA SIGNIFICANCIA INDIVIDUAL DE LOS PARAMETROS

Para probar la significancia individual de los parámetros utilizaremos la prueba t, basada en la distribución

t-Students. La hipótesis nula y alternativa a testear son las siguientes:

$$H_0 : B_i = 0$$

$$H_1 : B_i \neq 0$$

El estadístico t de tabla será obtenido con $n-k-1$ grados de libertad, donde n es el número de observaciones y k el número de parámetros, lo cual nos da $29 - 5 - 1 = 23$ grados de libertad. Para un nivel de significancia del 5% asume un valor de $t = 2,069$ y para el 1% de significancia $t = 2,807$.

De acuerdo a la información entregada por la regresión, se tienen los siguientes resultados:

Coeficiente	t-Estadístico	Test al 5%	Test al 1%
B1	3,767388	2,069	2,807
B2	0,4468200	2,069	2,807
B3	4,9218872	2,069	2,807
B4	-2,8666830	2,069	2,807
B5	-4,2412708	2,069	2,807

Evaluación al 5% de Significancia:

A este nivel se acepta H_0 para el coeficiente de la variable remuneración nominal, es decir, este parámetro no es

estadísticamente significativo, por lo tanto no influye en la determinación del nivel de empleo. En cambio, los parámetros de las restantes variables (B1, B3, B4, B5) si son significativos, es decir, influyen en la determinación del nivel de empleo en la economía.

Evaluación al 1% de Significancia:

A este nivel de significancia se acepta H_0 para el coeficiente de la variable Remuneración Nominal, lo cual nos indica que el parámetro B2 no es estadísticamente significativo, por lo cual no tiene influencia en la determinación del nivel de empleo. En cambio los parámetros de las variables PGB rezagado, IPC, Nivel de Inversión rezagado y Tiempo, sí son estadísticamente significativos, es decir, su influencia determina los distintos niveles de empleo.

Consideración:

Los parámetros que no son estadísticamente significativos no pueden ser eliminados del modelo, pues de ser así se incurriría en un error de especificación debido a la omisión de estas variables, que a pesar de no ser significativos influyen en la determinación de los distintos niveles de empleo, por lo tanto su omisión no da necesariamente mejores

estimaciones, sino que por el contrario origina un mayor sesgo en la estimación.

Análisis del Coeficiente de Determinación (R^2)

La cantidad definida como R^2 se conoce como el coeficiente de determinación y es ampliamente utilizado como una medida de la bondad de ajuste de una línea de regresión. Es decir, el R^2 mide la proporción o porcentaje de la variación total en la variable dependiente explicada por las variables predictoras conjuntamente.

En base a nuestros resultados se tiene un coeficiente R^2 igual a 0,908904 el cual es relativamente alto, lo cual a priori nos indica que la recta de regresión es buena, pero sin embargo, nuestro objetivo no es obtener un R^2 alto, sino más bien obtener estimadores confiables de los coeficientes de regresión poblacional. Es más importante la relevancia teórica y lógica de las variables explicatorias en la dependiente y su significancia estadística.

TEST DE AUTOCORRELACION

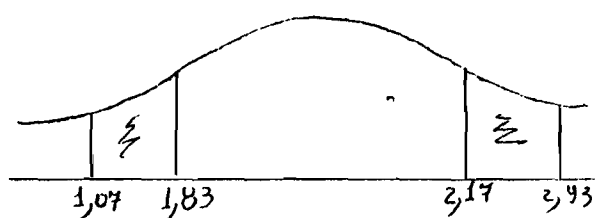
Uno de los supuestos más importantes del modelo de regresión lineal, es el de que las perturbaciones son aleatorias o no correlacionadas. Si este supuesto se viola, se crea el problema de la autocorrelación.

Para realizar la prueba de autocorrelación utilizaremos el estadístico de Durbin-Watson, basados en los residuos estimados del análisis de regresión. Para esto testaremos la siguiente hipótesis:

H_0 : No existe autocorrelación positiva

H_1 : No existe autocorrelación negativa

Según los resultados que fueron obtenidos al correr la regresión, se obtuvo un Durbin-Watson = 1,083810, el cual para nuestro caso entra en una zona de indecisión, en donde no se puede hacer una suposición respecto de la existencia de autocorrelación, esto se aprecia gráficamente a continuación.



Y al tratar de solucionar el problema con el método de Primeras Diferencias, no logramos salir de esta zona, por lo tanto para nuestro caso consideraremos que por las características de las variables involucradas en términos de su gran influencia cíclica relativa a los fenómenos económicos, que sufren grandes oscilaciones a través del tiempo, que no existe el problema de autocorrelación.

TEST DE HOMOSCEDASTICIDAD

Un supuesto importante del modelo de regresión lineal consiste en que los residuos de la regresión son homoscedásticos, es decir, tienen igual varianza o dispersión.

$$E(U_i^2) = \sigma^2 \quad \text{Para todo } i = 1, \dots, 29$$

En caso de no cumplirse este supuesto estaríamos hablando que existe heteroscedasticidad, en cuyo caso los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios siguen siendo insesgados y consistentes, pero ya no son eficientes para ningún tipo de muestra, grandes o pequeñas. Es decir, en muestras repetidas los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios, en promedio, son iguales a los verdaderos valores poblacionales, esta es la propiedad de insesgados, y a medida que el tamaño de la muestra crece deberían converger a su verdadero valor (propiedad de consistencia), pero sus varianzas ya no son mínimas al aumentar el tamaño de la muestra.

Para comprobar la existencia de homoscedasticidad realizaremos la prueba de Golfeld-Quandt, para lo cual se plantea la siguiente hipótesis:

H_0 : Existe Homoscedasticidad ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2$)

H_1 : No existe homoscedasticidad

Para realizar la prueba de Golfeld-Quandt, llevaremos a cabo los siguientes pasos:

- a) Se ordenan los datos según la magnitud de la variable que está más relacionada con el error, en este caso corresponde a la variable dependiente logaritmo natural del nivel de empleo (LTOTE).
- b) Se divide la muestra en dos grupos y se omiten 6 de las observaciones, correspondientes a las observaciones centrales, por lo cual el primer grupo concentra las primeras 14 observaciones ordenadas y el segundo grupo las 15 observaciones de la parte final.
- c) A continuación se ajusta el modelo a cada grupo de observaciones, cuyos resultados se reflejan en la tabla siguiente.
- d) Aprovechando los resultados de la regresión y suponiendo que el proceso del error se distribuye normalmente, se construye el estadístico F, cuyo resultado es consecuencia del cociente entre la varianza mayor sobre la menor. El F de tabla se distribuye con $(n, -1/2 d - k - 1)$ grados de libertad para el numerador y para el denominador respectivamente, donde d corresponde al número de observaciones eliminadas

De acuerdo a los pasos anteriores, se tiene la siguiente evaluación del test:

$$F \text{ Calculado: } \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} = \frac{0,0009533}{0,000237} = 4,199$$

F Tabla: $(n, -1/2 d - k - 1) = (29, -9) = 23 \text{ g.l.}$

Para un 1% de significación F tabla = 4,65

Como el estadístico F tabla es mayor que el F calculado al 1% de significancia, se acepta la hipótesis nula, lo cual indica que las perturbaciones son homoscedásticas.

Otra de las formas para establecer si existe heteroscedasticidad es el método de GLEYSER, que consiste en obtener los errores absolutos del modelo y colocarlo como variable dependiente, después correr una regresión con cada una de las variables independientes en forma separada, luego con los resultados de los test "t" de cada parámetro se testea con el t de tabla.

La hipótesis que se plantea para aplicar este método es la siguiente:

H0 : Existe Heteroscedasticidad

H1 : Existe Homoscedasticidad

Y los resultados obtenidos fueron los siguientes:

Parámetro	t-Estadístico	t-Tabla
RPGB	0,000000005783	2,069
RREMT	0,000000004666	2,069
NIPC	0,000000007398	2,069
RINVTO	0,000000008984	2,069
TIEMPO	0,000000005674	2,069

Con lo cual se puede deducir que el t de tabla es mayor que el t calculado para todos los casos, es decir, no se tiene evidencia de Heteroscedasticidad para ninguno de las parámetros, ya que se aceptó H_1 .

Este método nos conduce a los mismos resultados obtenidos por el método anterior.



TEST DE MULTICOLINEALIDAD

Otro de los supuestos del modelo clásico de regresión es el de que no existe una relación lineal exacta entre las variables independientes que integran el modelo, dejando fuera las relaciones lineales.

Si existe perfecta colinealidad entre las variables independientes, sus coeficientes de regresión son indeterminados y sus errores estándar infinitos. Si la colinealidad es alta pero no perfecta, la estimación de los coeficientes de regresión es posible, pero sus errores estándar tienden a ser grandes. Por consiguiente, los valores poblacionales de los coeficientes no pueden estimarse de manera muy precisa, es decir, no se puede aislar el efecto individual de cada variable en el ingreso.

Como podemos apreciar en la tabla siguiente, las correlaciones de orden cero entre las variables explicativas son bajas, por lo tanto se deduce que no existe relación lineal entre las distintas combinaciones de variables independientes, salvo el caso de las variables que tienen una justificación teórica y que son las que a continuación se mencionan con su respectivo respaldo teórico.

- El alto coeficiente de correlación entre el nivel de producción e inversión (0,7) tiene una justificación,

puesto que tanto la teoría como la observación empírica dejan de manifiesto la estrecha relación entre los incrementos de los niveles de inversión y el mejoramiento o crecimiento de la actividad económica del país.

- El alto coeficiente de correlación entre el nivel de producción y las remuneraciones (0,8), entre el nivel de inversión y las remuneraciones (0,57), tienen una justificación teórica en el sentido que la Teoría Neoclásica plantea que las empresas minimizan costos en la selección de la técnica productiva, por lo tanto dicha selección pasa a depender de los precios relativos de los factores productivos (Capital y Trabajo). Por lo tanto, teóricamente podemos concluir que, al aumentar el salario se hace más caro el factor trabajo y relativamente más barato el factor capital, es así como la economía se hace más intensiva en capital en capital, es decir aumenta la inversión y con ello el nivel de producción.
- El alto coeficiente de correlación entre remuneración e IPC (0,90) es plenamente justificable, ya que estamos hablando de remuneración nominal, por lo tanto si aumenta el nivel de precio, obviamente tiene que aumentar el salario nominal.
- Los altos coeficientes de correlación entre la variable tiempo con: nivel de producción, nivel de precios, nivel

de remuneraciones, se justifica desde el punto de vista que la relación entre el nivel de producción y tiempo son determinantes de los ciclos de la economía. Por otro lado, la variable nivel de precios y remuneraciones están muy ligadas a los ciclos económicos de la actividad del país.

- El alto coeficiente de correlación entre el nivel de precios y el nivel de producción (0,8) también tiene una justificación desde el punto de vista teórico, en el sentido que la Teoría Neoclásica plantea que ante un aumento del nivel de precios se produce una disminución del salario real, frente a lo cual los empresarios decidirán contratar más mano de obra, puesto que disminuyen los costos de producción. Otra justificación es en el sentido que al aumentar los precios conviene producir más.

Otra forma de probar que no existe multicolinealidad es ver la consistencia de los test t y F, en este caso podemos ver que: según el test F la regresión es significativa ya que el F calculado = 45,89592 y F tabla = 2,64 lo que nos indica que como $F \text{ calculado} > F \text{ tabla}$ la regresión es significativa. Por otra parte, en cuanto al test-t existen 4 parámetros significativos como fue probado anteriormente. Este análisis se realizó con un nivel de significancia del 5%.

SMPL 1961 - 1989

29 Observations

```

=====
Series          Mean          S.D.          Maximum          Minimum
=====
LTOTE           7.9870446     0.1374841     8.3848270     7.8434650
RPGB            1143.8972     245.00323     1659.8350     726.39370
RREMT           69.160139     72.935294     289.97600     4.3550000
IPC             16.880047     25.707781     89.920000     0.1061640
RINVTO         193.88081     38.841094     290.59630     128.97270
TIEMPO         15.000000     8.5146932     29.000000     1.0000000
=====

```

```

=====
Covariance          Correlation
=====
LTOTE,LTOTE         0.0182501         1.0000000
LTOTE,RPGB          24.017567         0.7384903
LTOTE,RREMT         8.4403473         0.8717866
LTOTE,IPC           3.1129416         0.9122082
LTOTE,RINVTO        2.9107069         0.5645399
LTOTE,TIEMPO        0.7571166         0.6698559
RPGB,RPGB           57956.699         1.0000000
RPGB,RREMT          13995.806         0.8112007
RPGB,IPC            4937.2096         0.8118674
RPGB,RINVTO         6514.3619         0.7090038
RPGB,TIEMPO         1881.6706         0.9342062
RREMT,RREMT         5136.1241         1.0000000
RREMT,IPC           1722.7184         0.9515945
RREMT,RINVTO        1576.9068         0.5765232
RREMT,TIEMPO        483.25595         0.8059543
IPC,IPC             638.10072         1.0000000
IPC,RINVTO           543.35762         0.5635983
IPC,TIEMPO           172.28129         0.8151630
RINVTO,RINVTO       1456.6088         1.0000000
RINVTO,TIEMPO       146.88125         0.4599873
TIEMPO,TIEMPO       70.000000         1.0000000
=====

```

¿Cómo eligió lo que se eliminó?

Una tercera forma para medir este problema es la estabilidad de los parámetros y se realizó eliminando algunos datos y luego ver en cuanto varían los coeficientes (B), como podemos ver en el cuadro siguiente, eliminando 3 observaciones los parámetros no tienen mucha variación, con lo que podemos concluir que no existe multicolinealidad.

Estos tres test nos llevan a la misma conclusión, es decir, no tenemos problemas de multicolinealidad.

SMPL 1961 - 1986

26 Observations

LS // Dependent Variable is LTOTE

```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	7.6201439	0.0976558	78.030605	0.000
RPGB	0.0007803	0.0002258	3.4562880	0.002
RREMT	4.516D-05	0.0004509	0.1001413	0.921
IPC	0.0050422	0.0012895	3.9103218	0.001
RINVTO	-0.0015920	0.0005905	-2.6961975	0.014
TIEMPO	-0.0208010	0.0059386	-3.5026632	0.002

```
=====
```

R-squared	0.695285	Mean of dependent var	7.948536
Adjusted R-squared	0.619106	S.D. of dependent var	0.076726
S.E. of regression	0.047353	Sum of squared resid	0.044846
Durbin-Watson stat	1.109335	F-statistic	9.127007
Log likelihood	45.82175		

```
=====
```

SMPL 1964 - 1989

26 Observations

LS // Dependent Variable is LTOTE

```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	7.6931836	0.0963507	79.845609	0.000
RPGB	0.0008001	0.0002053	3.8970114	0.001
RREMT	-1.070D-05	0.0003904	-0.0274185	0.978
IPC	0.0068706	0.0012357	5.5600787	0.000
RINVTO	-0.0017989	0.0005488	-3.2776571	0.004
TIEMPO	-0.0253067	0.0052168	-4.8509753	0.000

```
=====
```

```
=====
```

R-squared	0.923222	Mean of dependent var	7.998006
Adjusted R-squared	0.904027	S.D. of dependent var	0.141215
S.E. of regression	0.043748	Sum of squared resid	0.038277
Durbin-Watson stat	1.215206	F-statistic	48.09804
Log likelihood	47.88052		

```
=====
```


CAPITULO IV

RESULTADOS ECONOMETRICOS

La regresión de mínimos cuadrados ordinarios arrojó los resultados que fueron mostrados en la sección estimación del modelo. A continuación analizaremos la confiabilidad de los coeficientes y su relación con la teoría.

Para analizar la confiabilidad de los parámetros estimados, construiremos intervalos de confianza a un nivel de significancia del 5%, es decir un nivel de confiabilidad del 95%.

Variable	Coefficiente (%)	Límite Inf. (%)	Límite Sup. (%)
RPGB	0,08	0,04	0,13
RREMT	0,02	-0,06	0,01
IPC	0,56	0,33	0,80
RINVTO	-0,16	-0,28	-0,05
TIEMPO	-2,25	-3,34	-1,15

Constante (B0):

Es el término autónomo que en ausencia de las demás variables nos indica que el promedio de empleo es de 2.022 personas.

Coefficiente B1:

Es el coeficiente que acompaña a la variable nivel de producción rezagado (RPGB). Este resultado indica que frente a un cambio unitario en el nivel de producción en un período determinado se produce un aumento en el nivel de empleo del período siguiente de un 0,08% permaneciendo las demás variables explicatorias constantes. Este resultado es consistente con el modelo teórico en el sentido que mayores niveles de producción requieren una mayor contratación de mano de obra. Por otro lado este parámetro a un nivel de confianza del 95% es significativo, pues el intervalo de confianza no incluye el valor cero.

Coefficiente B2:

Es el coeficiente que acompaña a la variable del nivel de remuneraciones rezagadas (RREMT). Este resultado indica que frente a un cambio unitario en el nivel de remuneraciones en un período determinado se produce un aumento en el nivel de empleo del período siguiente de un 0,02%, permaneciendo constante las demás variables explicatorias. Este resultado no es consistente con lo que planteaba el modelo teórico en relación a que existe una relación inversa entre el nivel de empleo y el nivel de remuneraciones reales. La observación empírica en el período estudiado (1961 - 1989) indica que ante un aumento del salario nominal manteniendo constante los precios y las demás variables explicatorias se genera un aumento del nivel de empleo, esto se puede deber al efecto del salario sobre la oferta de trabajo.

Por otro lado este parámetro al 95% de confianza no es significativo, pues incluye el valor cero.

Coefficiente B3:

Es el coeficiente que acompaña a la variable nivel de inversión rezagada (RINVTO). Este resultado indica que frente a un cambio unitario en el nivel de inversión en un período determinado dejando las demás variables explicatorias constantes, se produce una disminución en el nivel de empleo del período siguiente de un 0,16%. Este resultado es justificable ya que pudo deberse a que la inversión que se hizo fue intensiva en innovaciones tecnológicas, las que producen un desplazamiento de la mano de obra.

Por otro lado, este parámetro, ya que al 95% de confianza no incluye el valor cero.

Coefficiente B4:

Es el coeficiente que acompaña a la variable nivel de precios rezagada (IPC). Este resultado indica que frente a un cambio unitario en el nivel de precios en un período determinado dejando a las demás variables explicatorias constantes, se produce un aumento en el nivel de empleo del período siguiente de un 0,56%. Este resultado es justificable en el sentido que cuando aumentan los precios es más atractivo para los empresarios producir y para aumentar la producción necesitan contratar más

mano de obra. Por otro lado este parámetro es confiable, ya que a un nivel de confianza del 95% el intervalo no incluye el valor cero.

Coefficiente B5:

Es el coeficiente que acompaña a la variable tiempo. Este resultado indica que anualmente el nivel de empleo experimenta una disminución de un 2,25% permaneciendo las demás variables constantes. Este parámetro es confiable, ya que al 95% de confianza el intervalo no incluye el valor cero.

C O N C L U S I O N E S

Los resultados obtenidos mediante nuestra regresión nos permite cumplir con los objetivos que nos planteamos al iniciar el estudio, pues el modelo presenta una significancia global, así como también de algunos de sus parámetros individuales.

Es así como podemos decir que de las hipótesis planteadas por el Modelo Neoclásico se puede constatar que:

- Para este período no es la variable remuneración la que tiene una mayor incidencia en la explicación del nivel de empleo, esto se puede apreciar con la prueba de significancia estadística de los parámetros realizada en los capítulos anteriores.
- Por otra parte para la variable remuneración no se da una relación inversa con el nivel de empleo.
- Finalmente, veremos que las variables más significativas en la explicación del nivel de empleo para el período comprendido entre 1961 y 1989 fueron el nivel de producción rezagada y el nivel de precios rezagado.

En relación al comportamiento del nivel de empleo a través del tiempo según el gráfico de las estimaciones del nivel de empleo se puede ver que:

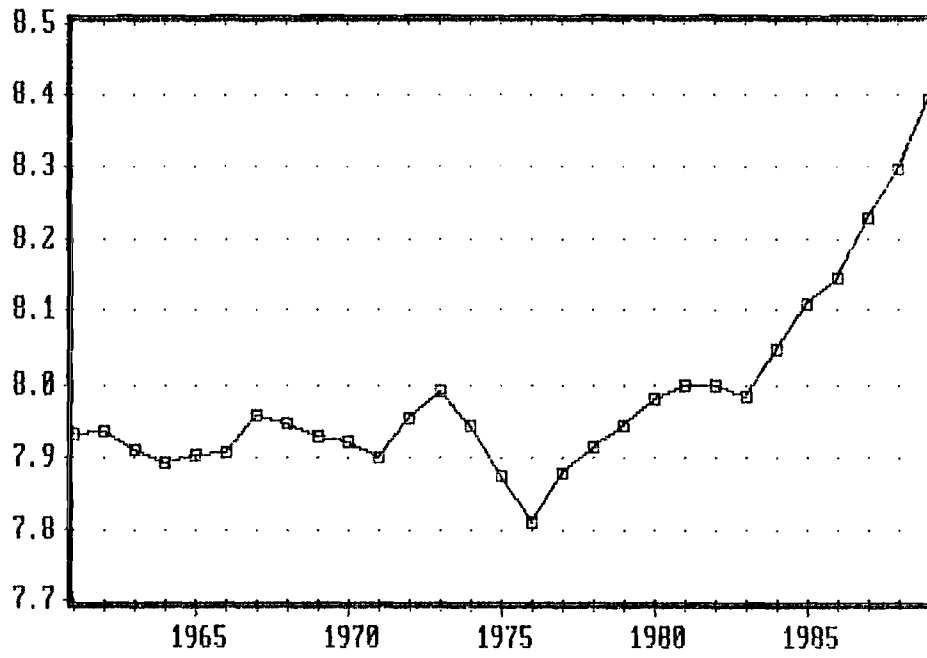
Su comportamiento hasta el año 1971 fue relativamente estable, patrón que también se refleja en cada una de las variables explicatorias.

Como consecuencia de la crisis originada por el precio del petróleo el año 1972 y unida a la crisis política en que se vio envuelto el país hasta el año 1975, se puede apreciar un proceso de descenso en el nivel de empleo.

Posteriormente vino un proceso de recuperación en la economía nacional, que se ve reflejado en un pronunciado crecimiento del nivel de empleo, el cual se ve interrumpido por un corto período debido a la crisis económica de 1982, para luego continuar con su tendencia de crecimiento.

Es decir, se puede ver que en general, el comportamiento del nivel de empleo en el país para el período estudiado muestra una tendencia de crecimiento.

GRAFICO DE LTOTE ESTIMADO A TRAVES DEL TIEMPO



— LTOT

A N E X O S

obs	LTOTE	RPGB	RREMT	IPC	RINVTO	TIEMPO
1961	7.875300	726.3937	4.355000	0.469630	150.3647	1.000000
1962	7.893750	761.1332	5.014000	0.505718	152.3058	2.000000
1963	7.907081	797.2006	5.710000	0.576040	170.9801	3.000000
1964	7.918920	847.6327	8.220000	0.830865	196.2156	4.000000
1965	7.929201	866.4933	11.30500	1.212899	185.0343	5.000000
1966	7.944527	873.4971	16.71700	1.562751	173.8531	6.000000
1967	7.949019	970.9022	23.14200	1.920160	179.4437	7.000000
1968	7.954125	1002.423	31.44800	0.226850	183.2872	8.000000
1969	7.919956	1038.312	40.05900	0.287262	200.6415	9.000000
1970	7.916945	1076.946	56.71100	0.375306	210.7357	10.00000
1971	7.956701	1099.091	82.81200	0.497324	224.3629	11.00000
1972	7.968154	1197.517	12.51000	0.597082	219.1605	12.00000
1973	7.977568	1182.989	20.86800	0.106164	175.1342	13.00000
1974	7.937699	1117.155	60.78200	0.480741	164.5742	14.00000
1975	7.864761	1128.042	45.42200	0.290721	196.0215	15.00000
1976	7.843465	982.4096	21.15300	1.380153	151.3741	16.00000
1977	7.864799	1016.971	88.86600	4.305034	128.9727	17.00000
1978	7.956578	1117.233	19.23000	8.263692	148.8893	18.00000
1979	7.959241	1209.040	30.70700	11.57637	174.7460	19.00000
1980	8.027714	1309.166	45.37500	15.45000	204.1745	20.00000
1981	8.043209	1411.036	66.65200	20.87000	248.8995	21.00000
1982	7.898884	1489.092	86.86100	24.98000	290.5963	22.00000
1983	7.871814	1279.334	95.27500	27.46000	191.9838	23.00000
1984	7.986630	1270.238	108.3330	34.94000	163.4095	24.00000
1985	8.110883	1350.782	129.9730	41.88280	178.0849	25.00000
1986	8.185016	1383.863	162.5980	54.74230	204.4074	26.00000
1987	8.248604	1462.210	198.3020	65.40430	218.8499	27.00000
1988	8.328923	1546.081	237.2680	78.40720	254.4125	28.00000
1989	8.384827	1659.835	289.9760	89.92000	281.6280	29.00000

SMPL 1961 - 1989

29 Observations

LS // Dependent Variable is LTOTE

```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	7.6116482	0.0919605	82.770870	0.000
RPGB	0.0008039	0.0002134	3.7673288	0.001
RREMT	0.0001773	0.0003969	0.4468200	0.659
IPC	0.0056237	0.0011426	4.9218872	0.000
RINVTO	-0.0016226	0.0005660	-2.8666830	0.009
TIEMPO	-0.0224551	0.0052944	-4.2412708	0.000

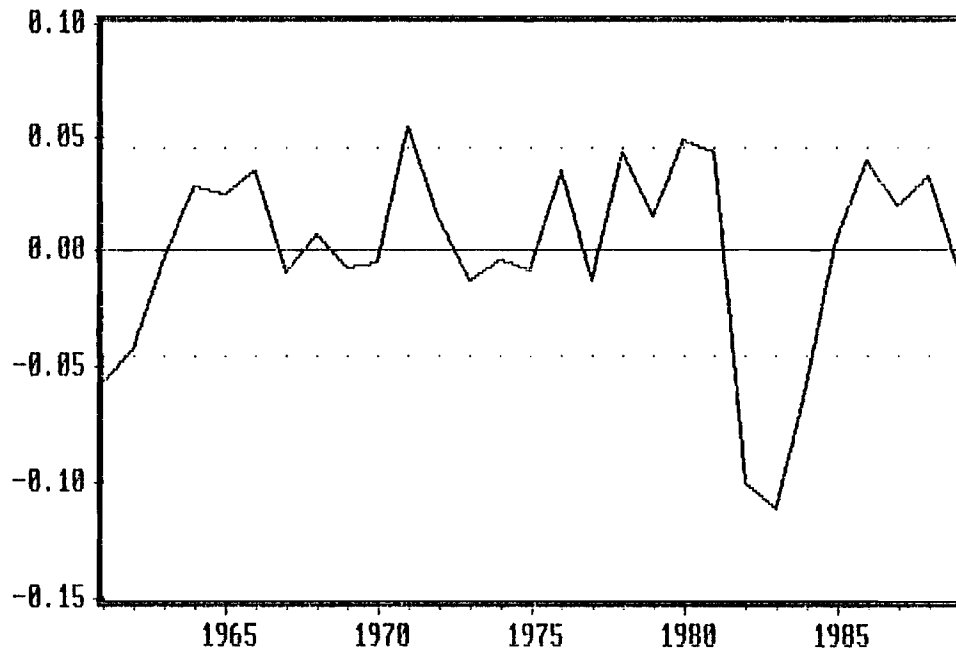
```
=====
```

R-squared	0.908904	Mean of dependent var	7.987045
Adjusted R-squared	0.889100	S.D. of dependent var	0.137484
S.E. of regression	0.045784	Sum of squared resid	0.048213
Durbin-Watson stat	1.083810	F-statistic	45.89592
Log likelihood	51.64240		

```
=====
```

Residual Plot				obs	RESIDUAL	ACTUAL	FITTED
* :	:	:	:	1961	-0.05730	7.87530	7.93260
* :	:	:	:	1962	-0.04149	7.89375	7.93524
:	*	:	:	1963	-0.00492	7.90708	7.91200
:	:	*	:	1964	0.02790	7.91892	7.89102
:	:	*	:	1965	0.02463	7.92920	7.90457
:	:	*	:	1966	0.03571	7.94453	7.90881
:	*	:	:	1967	-0.00972	7.94902	7.95874
:	*	:	:	1968	0.00678	7.95412	7.94734
:	*	:	:	1969	-0.00749	7.91996	7.92745
:	*	:	:	1970	-0.00618	7.91694	7.92312
:	:	:	*	1971	0.05503	7.95670	7.90167
:	:	*	:	1972	0.01327	7.96815	7.95488
:	*	:	:	1973	-0.01334	7.97757	7.99091
:	*	:	:	1974	-0.00414	7.93770	7.94184
:	*	:	:	1975	-0.00856	7.86476	7.87332
:	:	*	:	1976	0.03541	7.84346	7.80806
:	*	:	:	1977	-0.01339	7.86480	7.87819
:	:	*	:	1978	0.04264	7.95658	7.91394
:	:	*	:	1979	0.01524	7.95924	7.94400
:	:	:	*	1980	0.04904	8.02771	7.97867
:	:	:	*	1981	0.04341	8.04321	7.99980
:	*	:	:	1982	-0.10025	7.89888	7.99913
*	:	:	:	1983	-0.11168	7.87181	7.98349
:	*	:	:	1984	-0.05784	7.98663	8.04447
:	:	*	:	1985	0.00504	8.11088	8.10584
:	:	*	:	1986	0.03964	8.18502	8.14537
:	:	*	:	1987	0.01984	8.24860	8.22876
:	:	*	:	1988	0.03286	8.32892	8.29606
:	*	:	:	1989	-0.01016	8.38483	8.39499

GRAFICO DE LOS RESIDUOS A TRAVES DEL TIEMPO



— RESID

SMPL 1961 - 1972
 12 Observations
 LS // Dependent Variable is LTO2

```

=====
      VARIABLE      COEFFICIENT      STD. ERROR      T-STAT.      2-TAIL SIG.
=====
          C          7.7012092          0.2815590          27.352023          0.000
        RPG2          0.0003984          0.0003432           1.1608781          0.290
        REM2         -0.0001427          0.0007919          -0.1801788          0.863
       NIPC2          0.0058311          0.0034011           1.7144815          0.137
        INV2         -0.0001230          0.0007724          -0.1592496          0.879
       TIEM2         -0.0138971          0.0068526          -2.0279840          0.089
=====
R-squared              0.976756      Mean of dependent var      8.098122
Adjusted R-squared    0.957386      S.D. of dependent var      0.152835
S.E. of regression    0.031550      Sum of squared resid       0.005972
Durbin-Watson stat    2.459553      F-statistic                 50.42607
Log likelihood         28.60582
=====
  
```

SMPL 1961 - 1971

11 Observations

LS // Dependent Variable is LTO1

```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	7.9013123	0.0979995	80.626060	0.000
RPG1	-0.0002064	0.0002881	-0.7166199	0.506
REM1	0.0008699	0.0004687	1.8558656	0.123
NIPC1	-0.0004396	0.0008308	-0.5291341	0.619
INV1	0.0009479	0.0007182	1.3199432	0.244
TIEM1	-0.0011757	0.0049205	-0.2389462	0.821

```
=====
```

R-squared	0.825948	Mean of dependent var	7.888698
Adjusted R-squared	0.651895	S.D. of dependent var	0.026097
S.E. of regression	0.015397	Sum of squared resid	0.001185
Durbin-Watson stat	2.170751	F-statistic	4.745394
Log likelihood	34.63753		

```
=====
```

SMPL 1961 - 1989
 29 Observations
 LS // Dependent Variable is ERROR

```

=====
      VARIABLE      COEFFICIENT      STD. ERROR      T-STAT.      2-TAIL SIG.
=====
          C          -1.482D-09          0.0381020          -3.889D-08          1.000
          RPGB         1.885D-12          3.259D-05          5.783D-08          1.000
=====
R-squared              0.000000      Mean of dependent var      6.74D-10
Adjusted R-squared    -0.037037      S.D. of dependent var      0.041496
S.E. of regression    0.042257      Sum of squared resid      0.048213
Durbin-Watson stat    1.083810      Log likelihood              51.64241
=====
  
```

SMPL 1961 - 1989

29 Observations

LS // Dependent Variable is ERROR

```
=====
VARIABLE      COEFFICIENT      STD. ERROR      T-STAT.      2-TAIL SIG.
=====
      C          3.211D-10      0.0109049      2.944D-08      1.000
      RREMT      5.109D-12      0.0001095      4.666D-08      1.000
=====
R-squared          0.000000      Mean of dependent var      6.74D-10
Adjusted R-squared -0.037037      S.D. of dependent var      0.041496
S.E. of regression 0.042257      Sum of squared resid      0.048213
Durbin-Watson stat 1.083810      Log likelihood              51.64241
=====
```


SMPL 1961 - 1989

29 Observations

LS // Dependent Variable is ERROR

```
=====
VARIABLE      COEFFICIENT    STD. ERROR      T-STAT.      2-TAIL SIG.
=====
      C          2.865D-10      0.0094377      3.036D-08      1.000
      IPC         2.298D-11      0.0003106      7.398D-08      1.000
=====
R-squared                0.000000      Mean of dependent var      6.74D-10
Adjusted R-squared       -0.037037      S.D. of dependent var      0.041496
S.E. of regression        0.042257      Sum of squared resid        0.048213
Durbin-Watson stat        1.083810      Log likelihood                51.64241
=====
```

SMPL 1961 - 1989

29 Observations

LS // Dependent Variable is ERROR

```
=====
VARIABLE      COEFFICIENT      STD. ERROR      T-STAT.      2-TAIL SIG.
=====
C              -2.907D-09        0.0406275      -7.155D-08    1.000
RINVTO         1.847D-11        0.0002056      8.984D-08    1.000
=====
R-squared          0.000000      Mean of dependent var    6.74D-10
Adjusted R-squared -0.037037      S.D. of dependent var    0.041496
S.E. of regression 0.042257      Sum of squared resid     0.048213
Durbin-Watson stat 1.083810      Log likelihood            51.64241
=====
```

SMPL 1961 - 1989

29 Observations

LS // Dependent Variable is ERROR

```
=====
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-1.239D-10	0.0161088	-7.690D-09	1.000
TIEMPO	5.322D-11	0.0009379	5.674D-08	1.000

```
=====
```

R-squared	0.000000	Mean of dependent var	6.74D-10
Adjusted R-squared	-0.037037	S.D. of dependent var	0.041496
S.E. of regression	0.042257	Sum of squared resid	0.048213
Durbin-Watson stat	1.083810	Log likelihood	51.64241

```
=====
```