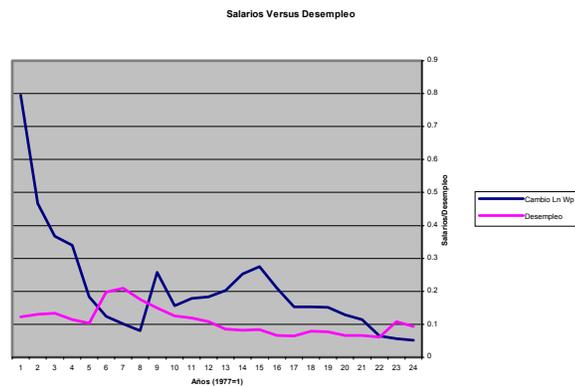


ECUACIÓN DE SALARIOS

1. Marco Teórico.

La relación teórica entre precios y desempleo que reinó durante 1960 y 1970 fue objeto de fuertes debates posteriormente. Aun cuando la relación empírica originalmente propuesta por Alban Phillips relacionaba el cambio en los salarios con el cambio en el nivel del desempleo, y dado que se entendía que el principal componente inflacionario era el crecimiento de los salarios, muy pronto la relación original se extendió entendiéndola ahora como un cambio en el nivel general de precios versus un cambio en la tasa de desempleo. En términos de política económica, entre más baja se quisiera la tasa de inflación, mayor tendría que ser el sacrificio en términos de empleos efectivos en la economía y viceversa.

La relación originalmente propuesta por Phillips se presenta a continuación para el caso chileno, durante el período entre 1977 y 2000. En el gráfico, podemos observar claramente que la relación negativa entre el cambio porcentual de los salarios y la tasa de desempleo es fácilmente verificable.



2. Especificación de la Forma Funcional.

La evidencia empírica anterior pone de relieve la importancia de adoptar una extensión muy acorde con el enfoque de Coeymans (2001), que sigue la metodología de modelar los salarios de acuerdo a una especificación que toma la forma de una curva de Phillips aumentada por expectativas de inflación. De acuerdo a esta metodología, una ecuación de salarios nominales puede estimarse empíricamente de la forma:

Forma Funcional General:

$$\Delta \ln(w_n) = f(U, \Pi)$$

El cual sería el caso general que puede adaptarse de acuerdo a las particularidades del mercado laboral sobre el que se esté investigando. Por ejemplo, la inflación puede incluir rezagos o expectativas inflacionarias, mientras que el desempleo puede entrar incluso de forma no lineal, o mediante medias móviles de orden variable.

3. Justificación del Modelo.

Siguiendo de cerca la especificación originalmente propuesta por Coeymans (1990, 1992, 2001), se decidió incluir 3 rezagos de inflación. Dado que en el largo plazo los salarios son homogéneos en precio, los salarios reales se ven afectados por el cambio en el nivel de inflación, no por la inflación en sí misma. Así, la ponderación de los tres coeficientes de inflación debe sumar aproximadamente la unidad. Además, se incluyó al desempleo como el promedio móvil de los últimos dos meses.

Forma Funcional Particular a estimar:

$$\Delta \ln(wn_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Pi_t^e + \alpha_2 \Pi_{t-1} + \alpha_3 \Pi_{t-2} + \alpha_4 f(U) + v_t$$

En Donde:

$\Delta \ln(wn_t)$ Representan el logaritmo natural de los salarios nominales, en primeras diferencias, en el período t.

$F(U)$ Representa un promedio móvil a dos meses de la tasa de desempleo,

Π_t^e, Π_{t-i} Representa la tasa de inflación esperada y efectiva rezagada. Cabe destacar que los salarios nominales fueron calculados como el cociente entre remuneraciones nominales totales y la fuerza de trabajo; que se calculó un modelo para la inflación efectiva que posteriormente se usó como proxy de la inflación esperada¹.

4. Estimación econométrica del modelo final.

4.1 Análisis de Cointegración.

Probando Estacionariedad: Tasa de variación de los Salarios , Período 1960-2000			
ADF Test Statistic	-1.652715	Valor Crítico al 1% *	-2.6243
		Valor Crítico al 5%	-1.9498
		Valor Crítico al 10%	-1.6204
*Valores Críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. Modelo sin intercepto, con un período de rezago. Resultado. Serie estacionaria cercano al 10%			

Probando Estacionariedad: Tasa de Desempleo , Período 1974-2000			
ADF Test Statistic	-3.469982	Valor Crítico al 1% *	-4.3382
		Valor Crítico al 5%	-3.5867
		Valor Crítico al 10%	-3.2279
*Valores Críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. Modelo con intercepto, con un período de rezago. Resultado. Serie estacionaria cercano al 10%			

¹ Esto para evitar problemas de simultaneidad entre la inflación del período actual y el cambio en los salarios nominales. El modelo preciso se presenta como anexo.

Probando Estacionariedad: Tasa de Inflación , Período 1960-2000			
ADF Test Statistic	-1.851233	Valor Crítico al 1% *	-2.6522
		Valor Crítico al 5%	-1.9540
		Valor Crítico al 10%	-1.6223
*Valores Críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. Modelo sin intercepto, con un período de rezago. Resultado. Serie estacionaria cercano al 10%			

Como se desprende del análisis anterior, y en concordancia con los resultados de Coeymans (2001) puede considerarse que todas las series son estacionarias². Así, después de verificar que todas las series son I(0) se procedió al cálculo de la ecuación originalmente propuesta. Cabe destacar que el método de estimación fue mínimos cuadrados en dos etapas, en donde la primera etapa la constituyó el cálculo de la variable instrumental IPCF como proxy a la inflación esperada. Además, aquí introdujimos un cálculo del desempleo como el promedio móvil de dos períodos, mientras que los términos rezagados IPC(-1) y IPC(-2) se refieren a los rezagos de la inflación efectiva.

4.2 Resultados de la estimación. Estimación de la Ecuación de Salarios No Restringida.

Variable Dependiente: D(LOG(WN))				
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios				
Fecha: 09/22/01 Hora: 12:21				
Muestra: 1979 2000				
Observaciones Incluidas: 22				
D(LOG(WN))=C(1)+C(2)*((U+U(-1))/2)+C(3)*IPCF2+C(4)*(D(LOG(IPC(-1))))+C(5)*(D(LOG(IPC(-2))))				
Variable	Coefficiente	Error Std.	Estadístico T	Prob.
C(1)	0.095884	0.030736	3.119609	0.0062
C(2)	-1.046600	0.338382	-3.092949	0.0066
C(3)	0.729849	0.317042	2.302062	0.0342
C(4)	0.183447	0.222086	0.826020	0.4202
C(5)	0.250214	0.121886	2.052847	0.0558
R Cuadrado	0.757309	Media Var. Depend.		0.172104
R Cuadrado Ajustado	0.700206	Error Est. Var. Depend.		0.085926
Error Estándar	0.047048	Criterio de inf. Akaike		-3.078600
Suma error cuadrado	0.037629	Criterio de Schwarz		-2.830636
Log Verosimilitud	38.86460	Estadístico F		13.26201
Durbin-Watson	1.973548	Prob(Estadístico F)		0.000044

² Los resultados varían dependiendo de la muestra en que se realiza el test, pero en general se encuentra estacionariedad marginal alrededor del 10% Si los períodos de muestra se acortan para excluir los eventos de 1973-1974, los tests aceptan la estacionariedad de todas las series incluso con mayor holgura.

Como puede observarse, la suma de los coeficientes asociados a la inflación son muy cercanos a la unidad. Adicionalmente se da que el coeficiente del segundo rezago de la inflación tiene una magnitud mayor que el coeficiente del primer rezago, lo que no es muy lógico. Por ello, se procedió a estimar un test de Wald para evaluar la hipótesis nula de que los tres elementos asociados con la inflación suman uno, y que el primer rezago es igual al segundo. Los resultados son los siguientes:

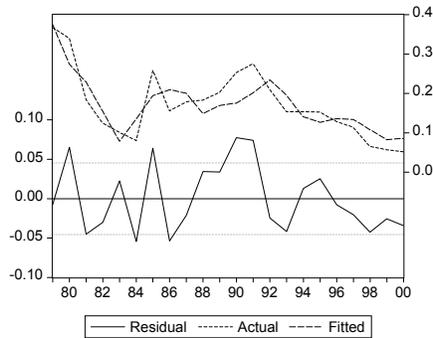
Test de Wald:			
Equation: Salarios No Restringida			
Hipótesis Nula: $C(3)+C(4)+C(5)=1$ $C(4)=C(5)$			
Estadístico F	0.342568	Probabilidad	0.714734
Chi-square	0.685135	Probabilidad	0.709945

Como puede apreciarse, la hipótesis nula es aceptada. Por lo tanto, procedimos a reestimar la ecuación original incorporando esta nueva restricción, obteniendo los siguientes resultados:

Estimación de la Ecuación de Salarios Restringida.

Variable Dependiente: D(LOG(WN))				
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios				
Fecha: 09/22/01 Hora: 12:22				
Muestra: 1979 2000				
Observaciones Incluidas: 22				
D(LOG(WN))=C(1)+C(2)*((U+U(-1))/2)+(1-2*C(4))*IPCF2+ C(4)*D(LOG(IPC(-1))) +C(4)*D(LOG(IPC(-2)))				
Variable	Coeficiente	Error Std.	Estadístico T	Prob.
C(1)	0.099936	0.028751	3.475888	0.0025
C(2)	-0.861959	0.243056	-3.546341	0.0022
C(4)	0.248915	0.074958	3.320750	0.0036
R Cuadrado	0.747528	Media Var. Depend.		0.172104
R Cuadrado Ajustado	0.720953	Error Est. Var. Depend.		0.085926
Error Estándar	0.045390	Criterio de inf. Akaike		-3.220907
Suma error cuadrado	0.039146	Criterio de Schwarz		-3.072128
Log Verosimilitud	38.42998	Estadístico F		28.12800
Durbin-Watson	1.926170	Prob(Estadístico F)		0.000002

De los resultados anteriores cabe destacar la alta significancia estadística de todos los coeficientes y que las primeras derivadas parciales muestran el signo esperado. Dado el modelo estimado puede concluirse que un crecimiento de 1% en la inflación esperada provocaría presiones al incremento alrededor del 0.5% en el período contemporáneo, y muy cerca del 0.25% tanto en el segundo como en el tercer año después del incremento inicial. Además, el ajuste logrado es satisfactorio, con un R^2 ajustado de 79% y un estadístico DW óptimo.



Un ejercicio interesante puede realizarse al evaluar la respuesta del cambio en los salarios ante distintas tasas de desempleo, *ceteris paribus*. Esto se logra evaluando los coeficientes de la ecuación de salarios restringida para una inflación igual a cero. Presentamos a continuación una tabla en la que, como referencia, se presentan los resultados obtenidos por Coeymans en su trabajo sobre productividad y desempleo del 2001.

Reacción Salarial

Cambio en Salarios Reales	Tasa de desempleo	de Desempleo Coeymans (2001)
2.0%	9.27%	9.89%
2.5%	8.69%	9.35%
3.0%	8.11%	8.81%
3.5%	7.53%	8.28%
4.0%	6.95%	7.74%
4.5%	6.37%	7.21%
5.0%	5.79%	6.67%
5.5%	5.21%	6.13%
6.0%	4.63%	5.60%

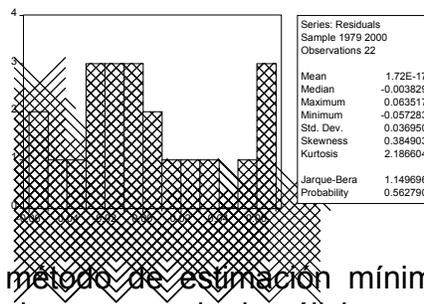
Nuestros resultados indican que un desempleo similar al que vive Chile hacia Septiembre de 2001, es decir en torno al 9.3% genera presiones al incremento de los salarios reales de alrededor del 2%. Por otra parte, si se desea reducir el desempleo a, digamos, un 5.21%, existirían presiones al alza del salario real en un 5.5%. En otras palabras, se requeriría de un incremento en la productividad del trabajo sostenido del orden de 5.5%, lo que exigiría un crecimiento del PIB superior al 7%.

5. Análisis de los residuos.

El análisis de los residuos muestra resultados encontrados. Por una parte, acepta la hipótesis nula tanto de normalidad de los errores como la de homocedasticidad en un test de White sin términos cruzados; sin embargo, el test de Breusch-Godfrey indica una fuerte probabilidad a que exista autocorrelación serial. A pesar de esto mantuvimos inalterado el modelo dado que, por una parte, al tratarse de un modelo restringido, invariablemente se ejercerá un efecto en el comportamiento de los errores debido a la restricción impuesta; y, por otra parte, cabe recordar la naturaleza asintótica del test de Breusch-Godfrey. Al estar trabajando con una muestra de 22 datos, el test no puede ser tan robusto.

Test de Breusch-Godfrey para detectar Autocorrelación, 2 rezagos(p).		
Estadístico F	0.124591 Probabilidad	0.883657
$N \cdot R^2$	7.722599 Probabilidad	0.021041
$H_0: \rho_1 = 0 \wedge \rho_2 = 0 \rightarrow$ No hay Autocorrelación, Criterio si $(n - p)R^2 > \chi^2_p$ Rechazo $H_0. \chi^2$ crítico al 5% $\cong 6$ Resultado: Rechazo H_0.		

Test de White para detectar Heterocedasticidad, sin términos cruzados.		
Estadístico F	0.904793 Probabilidad	0.574187
$N \cdot R^2$	12.02897 Probabilidad	0.443356
$H_0: \sigma^2 = \sigma^2 \mid \rightarrow$ No hay Heterocedasticidad, Criterio si $(n)R^2 > \chi^2$ Rechazo $H_0. \chi^2$ crítico al 5% $\cong 27$ Resultado: No Rechazo H_0.		



Al estar utilizando como método de estimación mínimos cuadrados bietápicos, desafortunadamente no podemos recurrir al análisis recursivo de los residuos. Una buena manera, sin embargo, de verificar estabilidad de los coeficientes, además de haber probado que los residuos son estacionarios y, por ende, existe cointegración a largo plazo, es que éstos son normales de acuerdo a la prueba de Jaque Bera y que su media es estadísticamente igual a cero.

ANEXO I : Resultado de la estimación de la Inflación a utilizarse como variable instrumental en lugar de la Inflación esperada.

Variable Dependiente: D(LOG(IPC))				
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios				
Fecha: 09/21/01 Hora: 20:52				
Muestra: 1979 2000				
Observaciones Incluidas: 22				
Convergencia lograda después de 13 iteraciones.				
Variable	Coficiente	Error Std.	Estadístico T	Prob.
C	0.080093	0.018493	4.331004	0.0004
D(LOG(DEFLACM(-1)))	0.449377	0.082949	5.417528	0.0000
AR(1)	-0.152952	0.253069	-0.604387	0.5531
MA(2)	0.710270	0.196631	3.612197	0.0020
R Cuadrado	0.741013	Media Var. Depend.		0.151696
R Cuadrado Ajustado	0.697848	Error Est. Var. Depend.		0.081142
Error Estándar	0.044602	Criterio de inf. Akaike		-3.219095
Suma error cuadrado	0.035809	Criterio de Schwarz		-3.020724
Log Verosimilitud	39.41005	Estadístico F		17.16717
Durbin-Watson	1.841267	Prob(Estadístico F)		0.000016
Raíces AR invertidas	-0.15			

Bibliografía utilizada en esta sección:

- **Coeymans, J.E (1990)**, "Allocation of Resources and Sectoral Growth in Chile. An Econometric Approach", Tesis Doctoral, Universidad de Oxford.
- **Coeymans, J.E (1992)**, "Productividad, Salarios y Empleo en la Economía Chilena: Un enfoque de Oferta Agregada", Cuadernos de Economía # 87, Agosto de 1992.
- **Coeymans, J.E (2001)**, "Productividad y Desempleo: Consideraciones para un Análisis Prospectivo", Estudios de MIDEPLAN, Marzo 2001.
- **De Gregorio, J. (1984)**, "Comportamiento de las Exportaciones e Importaciones en Chile: un Estudio Económico", Colección de estudios de CIEPLAN # 13, Junio de 1984.
- **Desormeaux, J. y L.E. Bravo (1986)**, "Modelo Agregado de Balanza Comercial, Chile 1974-1982", Cuadernos de Economía # 70, Diciembre de 1986.
- **Magee, S.P. (1975)**, "Prices, Income and Foreign Trade: A survey of recent Economic Studies", en *International Trade and Finance: Frontiers for Research*, Cambridge University Press.
- **Meller, P. Y M. Cabezas (1989)**, "Estimación de las Elasticidades Ingreso y Precio de las Importaciones Chilenas 1974-1987", Colección de estudios de CIEPLAN # 26, Junio de 1989.
- **Orcutt, G. (1950)**, "Measurement of Price Elasticities in International Trade", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 32.
- **Rojas, Patricio y Assael, Paola. (1994)**, "Un análisis econométrico de la demanda por importaciones desagregadas en Chile: 1960-1992", Cuadernos de Economía # 93, Agosto de 1994.