

Fundación Simón I. Patiño

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN
EN BOLIVIA - 2001

ESTUDIO DE LA VARIANZA DE LA
INFLACIÓN EN BOLIVIA (1982-1989)
CON MODELOS ECONOMETRICOS DE TIPO
ARCH

J.Paul L'Huillier Bowles

Resumen

El presente trabajo de investigación sintetiza los resultados establecidos en el memoria de diploma [1] para Bolivia, en el cual se estudió el comportamiento de la varianza condicional de la hiperinflación de los años 80 y se verificaron empíricamente las hipótesis de *Friedman* y *Sachs* con modelos econométricos de tipo ARCH.

Índice General

1	Introducción	4
2	Descripción de la situación económica en Bolivia (1952-1989)	4
2.1	La crisis de la economía boliviana	4
2.2	La política macroeconómica de estabilización	5
3	Modelización de la hiperinflación boliviana	6
3.1	Estimación con el método de los mínimos cuadrados	6
3.2	Tests estadísticos para las perturbaciones	7
3.3	Estimación con una especificación estocástica ARCH(4)	7
3.4	Estimación con una especificación estocástica GARCH(1,1)	8
4	Conclusiones principales	10
4.1	Especificaciones ARCH(4) y GARCH(1,1)	10
4.2	Verificación empírica de la hipótesis de Sachs [2]	11
4.3	Varianza condicional de la inflación	11
5	Reconocimientos	11

1 Introducción

Bolivia sufrió en los años 80 una crisis económica de naturaleza hiperinflacionaria de apariencia incontrolable, caracterizada por un ambiente de incertidumbre macroeconómica generalizado para los agentes. Este fenómeno fue estudiado por *Ortuño* en su memoria de diploma [1].

Esta incertidumbre no fue una excepción en lo que respecta a la tasa inflacionaria mensual anticipada por los agentes. Se podría pensar que este hecho es una regla en un contexto hiperinflacionario, como lo postula la hipótesis de *Friedman*, sin embargo, *existen trabajos empíricos que demuestran lo contrario*. En efecto, *Ortuño* [1] mostró con estudios empíricos que en el caso de la hiperinflación mexicana no se puede rechazar la hipótesis contraria.

El propósito de este trabajo de investigación es el de sintetizar los resultados obtenidos en [1] para el caso boliviano. En efecto, es un trabajo interesante medir la incertidumbre que existía en la economía boliviana en el periodo $t - 1$ (mes) con respecto a la tasa de inflación en el periodo t .

Si se considera que la tasa de inflación del periodo t , π_t , es una variable aleatoria, su variabilidad (incertidumbre del periodo anterior $t - 1$) es medida mediante su varianza condicional σ_t^2 . Una especificación econométrica de tipo ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) permite entonces estimar estas varianzas condicionales σ_t^2 , $t = 1982 : 2, \dots, 1989 : 5$ (para más detalles sobre la modelización ARCH, véase [3] y [4]).

La elección de la forma funcional del modelo econométrico en [1] para Bolivia se basa en el aumento de la masa monetaria M en el tiempo, en las anticipaciones inflacionarias de los agentes y en la hipótesis de *Sachs* [2], la cual postula que se puede explicar los niveles de inflación de la economía boliviana en la época considerada mediante la tasa de cambio entre el peso boliviano y el dólar americano en el mercado paralelo o “negro”. Los resultados principales del análisis estadístico del modelo postulado en [1] *corroboran esta hipótesis* y muestran que la varianza condicional σ_t^2 *no es estable en la época considerada*.

2 Descripción de la situación económica en Bolivia (1952-1989)

2.1 La crisis de la economía boliviana

El modelo macroeconómico boliviano instituido después de la revolución del año 1952 estaba caracterizado por la existencia un estado de gran tamaño en la economía productor de petróleo y de minerales. La crisis petrolera de los años 70 y el agotamiento de las minas fueron el origen de una crisis nacional que se fue agravando al pasar los años. El deficit público originado por los bajos ingresos de las empresas nacionalizadas fue financiado al comenzar los años 80 con la *impresión inconsciente y masiva*

de billetes por parte del Banco Central de Bolivia (BCB), el cual no gozaba en ese entonces de un nivel de independencia del gobierno aceptable, como es el caso actualmente. En la tabla 1 se pueden apreciar los distintos contextos macroeconómicos por los que atravesó Bolivia en los últimos 30 años.

Tabla 1: Indicadores macroeconómicos seleccionados de Bolivia, 1970-1998

(Promedios anuales)

Periodo	Crecimiento (%)	DOL	RIN USD MM	TC Oficial ¹	TC Paralelo	Devaluación ² (%)	Déficit fiscal/ PIB (%)	BM/ PIB (%)	Inflación (%)	Señoreaje/ PIB (%)	ITCR 1990=100
1970-1976	5.82	0.08	171.50	18.84	-	9.76	2.64	11.0	18.7	2.35	n.d.
1977-1979	2.37	0.24	138.00	21.50	-	7.52	5.50	11.6	23.1	1.80	60.28
1980-1981	-0.24	0.19	-183.05	24.51	-	0.00	5.85	11.8	24.5	2.80	47.54
1982-1986	-2.58	0.40	23.10	723,756.00	743,726.80	4,424.66	12.14	12.8	2,211.6	10.15	37.92
1987-1990	3.50	0.83	120.05	2.57	2.59	13.42	5.20	6.4	16.7	1.44	77.46
1991-1998	4.26	0.92	629.68	4.63	4.64	7.20	3.37	9.5	9.3	1.70	116.69

FUENTE : Banco Central de Bolivia
Fondo Monetario Internacional. Estadísticas Financieras Internacionales.

DOL : Ratio depósitos en moneda nacional / total depósitos

RIN : Reservas Internacionales Netas

Señoreaje : Variación de la base monetaria

ITCR : Índice del tipo de cambio real

1 : Hasta 1996-12 pesos bolivianos por dólar. Desde 1987.01 bolivianos por dólar

2 : Con base en el tipo de cambio oficial

El aumento de la masa monetaria M originó un proceso inflacionario muy severo, caracterizado por una *alta variabilidad de las tasas mensuales de inflación*. Este fenómeno permitió que los efectos de “largo plazo” de la moneda sobre la economía se sintieran rápidamente.

La política cambiaria del BCB estaba caracterizada por la existencia de una tasa de cambio oficial con el dólar americano, la cual, evidentemente, no pudo ser respaldada con reservas a lo largo de la crisis y por consiguiente *existía simultáneamente una tasa de cambio paralela* regida por las fuerzas del mercado.

2.2 La política macroeconómica de estabilización

En agosto de 1985, el gobierno de Víctor Paz Estenssoro lanzó una política de estabilización económica mediante el decreto 21060. Esta política, muy eficaz y que

constituye actualmente un ejemplo de escuela, tuvo como base teórica principalmente la *hipótesis de Sachs* [2].

Una de las medidas principales que se tomó fue la creación del bolsín, institución que asimiló la tasa de cambio oficial a la paralela, lo cual significó evidentemente un alto costo en reservas para la economía del país. Otra medida importante fue la autorización de depósitos en dólares¹ en el sistema financiero boliviano, lo cual provocó una muy alta dolarización de la economía. Esta acción del gobierno *destruyó casi instantáneamente las anticipaciones inflacionarias* de los agentes económicos, restaurando así la estabilidad macroeconómica de Bolivia.

3 Modelización de la hiperinflación boliviana

Ortuño [1] postuló relación siguiente para estimar la varianza condicional de la inflación σ_t^2 :

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1\pi_{t-1} + \dots + \beta_4\pi_{t-4} + \beta_5M_{t-1} + \beta_6M_{t-2} + \beta_7TCP_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$t = 1982:2, \dots, 1989:5$, donde las variables π y M ya fueron definidas, TCP es la tasa de cambio entre el peso boliviano y el dólar, β_0, \dots, β_7 designan los parámetros del modelo (supuestos no estocásticos) y ε es una perturbación aleatoria no sistemática. En [1] se efectuaron dos tests de autocorrelación serial de las perturbaciones ε_t , $t = 1982 : 2, \dots, 1989 : 5$, que permiten considerar las variables rezagadas de (1) como exógenas.

3.1 Estimación con el método de los mínimos cuadrados

La estimación del modelo (1) por el método de los mínimos cuadrados (MC) proporcionó los resultados presentados en la tabla 2.

Tabla 2: Resultados de la estimación por el método MC

Variables	Const.	π_{t-1}	π_{t-2}	π_{t-3}	π_{t-4}	M_{t-1}	M_{t-2}	TCP_{t-1}
Coef.	-0.696	-0.042	-0.069	-0.124	-0.010	0.440	0.489	0.429
t-stad.	-0.380	-0.540	-0.926	-1.645	-0.130	4.305	0.971	6.174

$$R^2 = 0.791, \sigma = 12.890$$

El coeficiente de determinación R^2 de esta estimación es satisfactorio. Sin embargo, *solamente* las variables explicativas π_{t-3} , M_{t-1} y M_{t-2} son significativas a un

¹ Estos depósitos habían sido confiscados al público en el mes de noviembre del año 1982 con la llamada “política de desdolarización”. Este hecho causó una transferencia de recursos de acreedores a deudores, marcó un hito importante en materia de credibilidad en las políticas económicas del estado por parte del sector privado y agravó la situación económica del país.

nivel de confianza de 5% y los signos de los parámetros estimados $\hat{\beta}_{1MC}, \dots, \hat{\beta}_{4MC}$ están en desacuerdo con la teoría económica. Este resultado nos muestra que existe un problema en cuanto al método de estimación de (1). Se podría pensar entonces que (1) no se trata de un modelo lineal clásico, donde σ_t^2 es constante en el tiempo.

3.2 Tests estadísticos para las perturbaciones

Es natural imaginar que la incertidumbre σ_{t-1}^2 de la inflación π_t juega un rol vital en los mecanismos de anticipación de la misma (ver [3] y [4]). En [1] se efectuaron tres tests estadísticos para justificar la utilización de una especificación estocástica de tipo ARCH:

1. TEST DE WHITE

Este test nos proporciona un estadístico de 68.864, lo cual *permitió rechazar la hipótesis de homoscedasticidad de las perturbaciones*.

2. TEST DE BREUSCH-PAGAN

Utilizando el modelo para la varianza condicional

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1}, \quad t = 1982:2, \dots, 1989:5 \quad (2)$$

se contrastó la hipótesis $H_1 : \alpha_1 = 0$, lo cual proporcionó un estadístico de 5.897. Este valor permitió *rechazar* esta hipótesis.

3. TEST DE PRESENCIA DE EFECTOS ARCH

Contrastando sucesivamente la presencia de efectos ARCH(1) a ARCH(4), se obtuvieron los resultados presentados en la tabla 3.

Tabla 3: Resultados de los tests de presencia de efectos ARCH

ARCH(1)	ARCH(2)	ARCH(3)	ARCH(4)
11.345	16.369	16.581	16.581

3.3 Estimación con una especificación estocástica ARCH(4)

Los tests presentados anteriormente justifican entonces claramente la complementación de (1) con las hipótesis estocásticas un modelo ARCH(4). Se postula entonces el modelo lineal siguiente para la varianza condicional σ_t^2 :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_4 \varepsilon_{t-4}^2, \quad t = 1982:2, \dots, 1989:5. \quad (3)$$

La estimación del modelo (3) por medio del método del quasímáximo de verosimilitud proporciona los resultados presentados en la tabla 4. Se puede ver que los parámetros estimados $\widehat{\beta}_{QMV}$ tienen los signos esperados y que las variables rezagadas de inflación $\pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-4}$ tienen un t-estadístico más alto que en la estimación por los MC, sin embargo, este no es el caso para M_{t-1} y M_{t-2} : el t-estadístico de los parámetros estimados de estas variables cae fuertemente. El coeficiente estimado $\widehat{\beta}_{7,QMV}$ de la variable TCP_{t-1} tiene un t-estadístico más alto que en el caso de los MC.

Tabla 4: Resultados de la estimación por el método QMV

Variables	Const.	π_{t-1}	π_{t-2}	π_{t-3}	π_{t-4}	M_{t-1}	M_{t-2}	TCP_{t-1}
Coef. Es.	-0.037	0.118	0.011	0.017	0.107	0.036	-0.001	0.463
t-stad.	-0.103	1.205	0.898	0.168	1.299	1.161	-0.021	7.702
Variables	Const.	ε_{t-1}^2	ε_{t-2}^2	ε_{t-3}^2	ε_{t-4}^2			
Coef. Es.	0.144	0.602	0.164	0.500	0.123			
t-stad.	0.252	2.028	0.934	1.926	1.612			

$$R^2 = 0.706, \sum_{i=1}^4 \widehat{\varepsilon}_i^2 = 1.388.$$

El mayor problema de esta estimación reside en que la condición $\sum_{i=1}^4 \varepsilon_i^2 < 1$ de estacionaridad del proceso ARCH no se verifica. La figura 1 representa los resultados para las varianzas condicionales σ_t^2 , $t = 1982:2, \dots, 1989:5$ de la utilización del modelo estimado junto con las observaciones para π_t , $t = 1982:2, \dots, 1989:5$.

3.4 Estimación con una especificación estocástica GARCH(1,1)

Si se introduce el mecanismo de aprendizaje para la varianza condicional σ^2

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2, \quad t = 1982:2, \dots, 1989:5, \quad (4)$$

los resultados de la estimación por el método del quasímáximo de verosimilitud proporciona los resultados presentados en la tabla 5.

Los t-estadísticos los parámetros estimados $\widehat{\beta}_{0,QMV}, \dots, \widehat{\beta}_{7,QMV}$ son parecidos a los de la especificación ARCH(4) y, nuevamente, la condición de estacionaridad $\alpha_1 + \gamma_1 < 1$ no se verifica. La figura 2 muestra los resultados de la utilización de este modelo estimado.

Figura 1: Tasa mensual de inflación y su desviación típica estimada con perturbaciones ARCH(4)

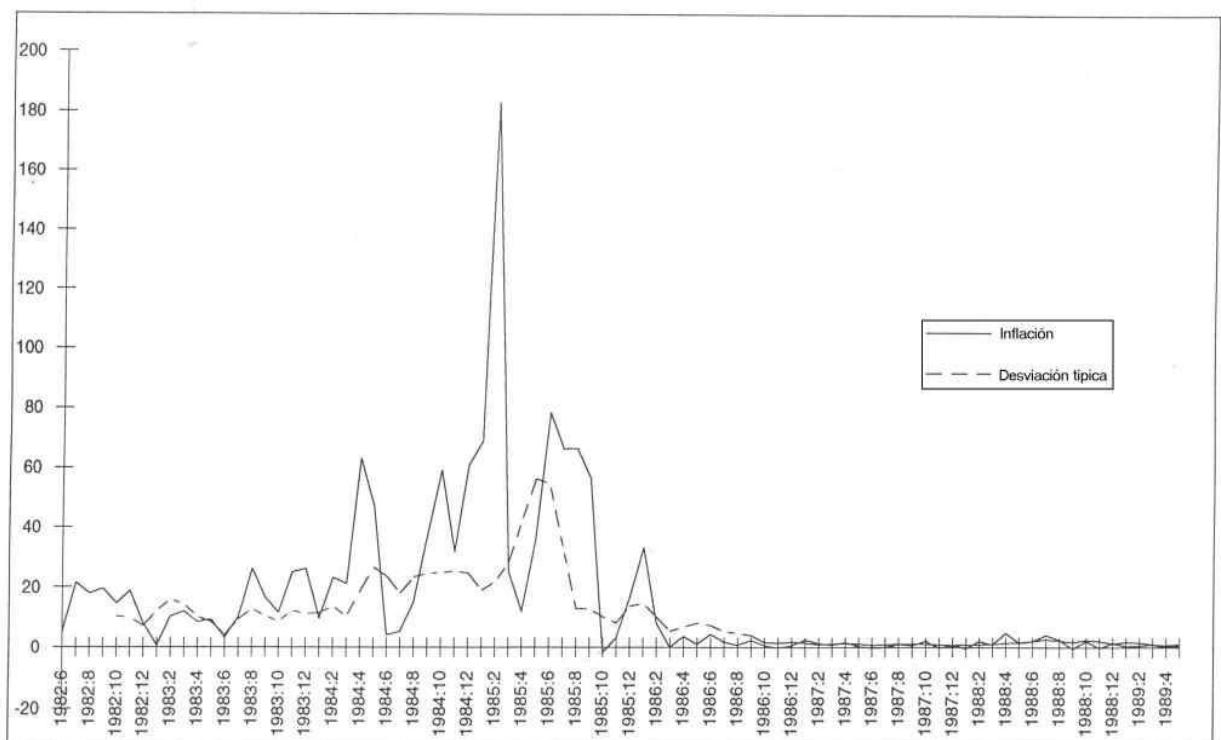
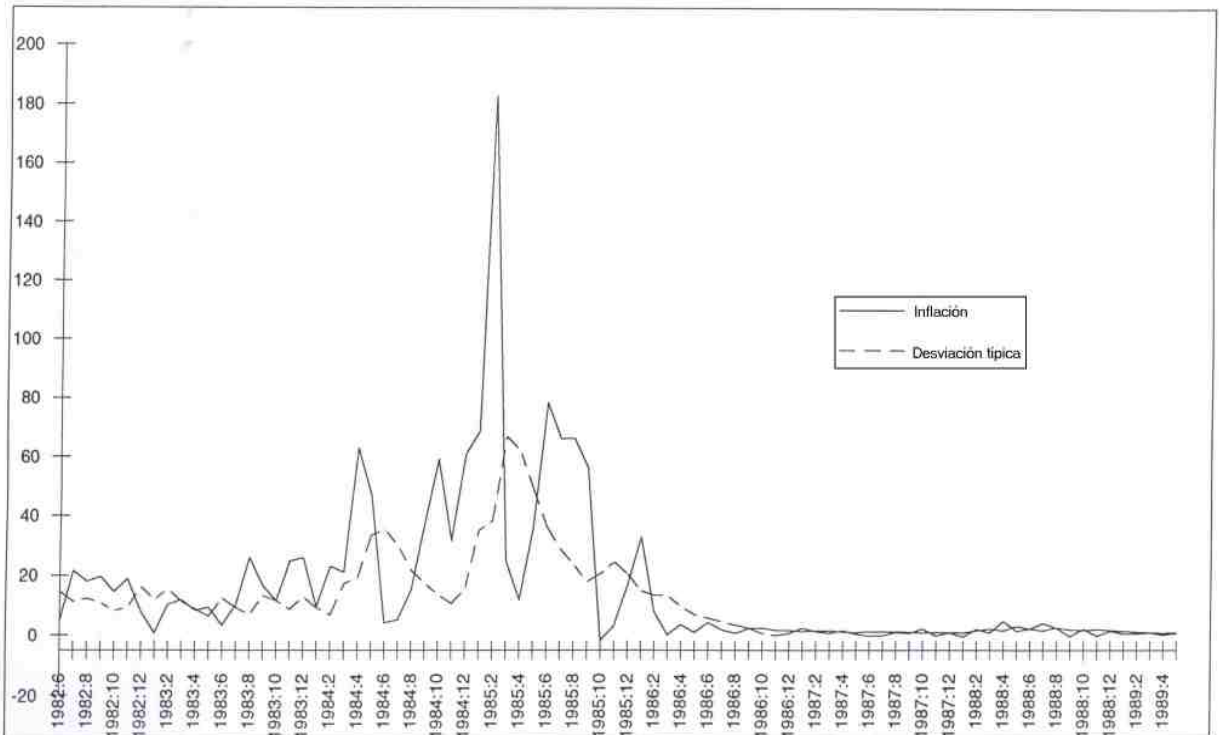


Tabla 5: Resultados de la estimación por el método QMV

Variables	Const.	π_{t-1}	π_{t-2}	π_{t-3}	π_{t-4}	M_{t-1}	M_{t-2}	TCP_{t-1}
Coef. Es.	0.030	0.137	0.128	-0.020	0.133	0.033	-0.017	0.451
t-stad.	0.085	1.501	1.017	-0.202	1.097	0.808	-0.301	10.455
Variables	Const.	ε_{t-1}^2	σ_{t-1}^2					
Coef. Es.	0.030	.656	.521					
t-stad.	0.126	2.372	4.928					

$$R^2 = 0.701, \widehat{\alpha}_1 + \widehat{\gamma}_1 = 1.177.$$

Figura 2: Tasa mensual de inflación y su desviación típica estimada con perturbaciones GARCH(1,1)



4 Conclusiones principales

4.1 Especificaciones ARCH(4) y GARCH(1,1)

Lamentablemente se constató que las especificaciones ARCH(4) y GARCH(1,1) de (1) *no cumplen con una condición teórica importante*: la estacionaridad débil del proceso

ARCH postulado. Posiblemente este problema podría ser resuelto utilizando una especificación que tome en cuenta esta no estacionaridad débil, por ejemplo IGARCH. Esta condición fue, por el contrario, verificada en [1] para el caso mexicano.

4.2 Verificación empírica de la hipótesis de Sachs [2]

En [1] se manifestó *la evidencia econométrica de la importancia de las variaciones de la tasa de cambio TCP sobre el comportamiento de la inflación en Bolivia en la época considerada*. En efecto, el alto valor del t-estadístico de las estimaciones del parámetro β_7 en las especificaciones ARCH(4) y GARCH dan una idea del rol preponderante de las variaciones de esta tasa TCP en el comportamiento de los precios de la economía.

4.3 Varianza condicional de la inflación

En [1] se mostró que en el caso mexicano y en el caso boliviano, *los modelos de tipo ARCH son capaces de dar estimaciones realistas de las varianzas condicionales σ_t^2 , $t = 1982:2, \dots, 1989:5$* . Estas estimaciones son realistas, ya que reflejan bastante bien las características propias a cada proceso. Se vio que en el caso mexicano, donde las altas tasas de inflación tenían un comportamiento regular, sus varianzas condicionales σ_t^2 , $t = 1982:2, \dots, 1989:5$ son estables. Este comportamiento es justificable porque la incertidumbre (en cuanto a la inflación) no debería ser grande si la inflación tiene un comportamiento fácilmente previsible. Evidentemente se observa lo contrario en un entorno “caótico” como el que se vivió en Bolivia en los años 80.

5 Reconocimientos

Agradezco a *Armando Ortuño* por su gentileza y por el tiempo que dedicó a clarificar puntos importantes para la comprensión, de un punto de vista económico, de los modelos postulados en [1]. Agradezco también a *Jaya Krishnakumar*, profesora ordinaria de la Universidad de Ginebra, por haberme presentado en el curso “Econométrie A” los resultados principales de [1] y también a *Andi Kabili*, su asistente, por haberme proporcionado el texto de la memoria de diploma. Finalmente, agradezco a *Vladimir Calderón*, becario de la Fundación Simón I. Patiño, y a *Manfred Gilli*, profesor ordinario de la Universidad de Ginebra, por haberme iniciado al procesador de texto excepcional L^AT_EX, sin el cual, con toda seguridad, la calidad del resultado impreso de este trabajo de investigación no hubiese sido la misma (véase el manual escrito por Calderón [5]).

Referencias

- [1] **Ortuño Yañez, Armando** (1994): *Modélisation ARCH: Etude de la variance de l'inflation. Cas de la Bolivie et du Mexique*, Mémoire de Diplôme, Université de Genève, Genève.
- [2] **Sachs, Jeffrey** (1987): *The bolivian hyperinflation and stabilization*, American Economic Review, N° 77, pp. 279-283, Nashville.
- [3] **Engle, R. F.** (1982): *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom Inflation*, Econometrica, N° 50, pp. 987-1008.
- [4] **Engle, R. F.** (1983): *Estimates of de variance of U.S. inflation based upon de ARCH model*, Journal of Money, Credit and Banking, pp. 286-301.
- [5] **Calderón, Vladimir** (2001): *Breve introducción a L^AT_EX*, Salle d'informatique, CESIP, Ginebra.