

# Ahorro precautorio en Bolivia: Evidencia para un periodo de recesión y un periodo de expansión

Antonio M. Velásquez Herrera, Alejandro Galoppo Pinto\*

## Resumen

*Se analiza la intensidad del ahorro precautorio en Bolivia en un período de recesión y uno de expansión mediante la estimación de los coeficientes de prudencia absoluta y relativa para ambos periodos a partir de las Encuestas de Hogares del INE de 1999 y 2007. En la estimación se utilizan variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas. Los resultados muestran que ambos coeficientes de prudencia en Bolivia son positivos y significativos. Además, las estimaciones de estos coeficientes para el año de recesión son mayores que para el año de expansión, lo que sugiere que en periodos de menor crecimiento, los individuos están más dispuestos a destinar una proporción de su ahorro corriente para protegerse de la incertidumbre.*

*Palabras clave: Ahorro precautorio; Coeficiente de prudencia; Variables instrumentales; Mínimos cuadrados ordinarios en dos etapas*

*Código JEL: D12, O16*

## 1. INTRODUCCIÓN

El ahorro precautorio es un término utilizado para definir a todos aquellos ahorros acumulados a futuro para permanecer en una condición económica estable, aun cuando los ingresos fueran menores en el futuro de los que son en la actualidad. Según la teoría del ahorro precautorio, la tasa de ahorro de los hogares es mayor cuando la incertidumbre respecto al futuro es mayor.

Los individuos se centran principalmente en evitar las pérdidas de bienestar mediante el ahorro precautorio. Bajo este contexto, éste puede ser visto como un regulador creado por los individuos para mantener su sendero de consumo en un nivel fijo. Existe una serie de actividades que pueden ser etiquetadas como ahorro precautorio debido a que estas aseguran a las personas económicamente en el futuro, como los planes de seguros, jubilaciones, etc.

---

\* Los comentarios y sugerencias son bienvenidos a [antonio.velasquez@humphreys.cl](mailto:antonio.velasquez@humphreys.cl) y [agaloppo@udape.gob.bo](mailto:agaloppo@udape.gob.bo) El contenido del presente documento es de responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco Central de Bolivia ni de las instituciones a las cuales pertenecen los autores.

El desarrollo teórico y empírico del ahorro precautorio es reciente, sin embargo sus bases se establecen en función de investigaciones pioneras como las de Pratt (1964) y Mossin (1968) con la caracterización y medición de la aversión absoluta y relativa del riesgo, la cual es extendida por Leland (1968), Sandio (1970), Dreze y Modigliani (1972). Kimball (1990) propone los coeficientes de prudencia absoluta y relativa como forma de medir precisamente el nivel de ahorro precautorio que un agente está dispuesto a realizar en función de sus niveles de aversión al riesgo, incertidumbre futura e ingresos financieros.

Kimball (1990) propone aplicar las medidas de aversión absoluta y relativa al riesgo a la función de utilidad marginal como forma de medir la sensibilidad de una variable de decisión, en este caso el ahorro, al riesgo, y llama a prudencia<sup>1</sup> a esa sensibilidad. Por tanto, los coeficientes de prudencia se definen como:

$$a = -\frac{U'''(C)}{U''(C)} \quad (1)$$

$$b = -\frac{CU'''(C)}{U''(C)} \quad (2)$$

donde  $a$  y  $b$  son los coeficientes de prudencia absoluta y relativa, respectivamente;  $U''(C)$  es la segunda derivada de la función de utilidad respecto al consumo, y  $U'''(C)$  es la tercera derivada de la función de utilidad respecto al consumo<sup>2</sup>.

Varios artículos han empleado estimaciones del coeficiente de prudencia para contrastar la presencia y la intensidad del ahorro precautorio. Carroll (1992) estima que este coeficiente es positivo, de forma que mayor incertidumbre, medida por la varianza del crecimiento del ingreso y por premios precautorios, produce ahorros corrientes mayores. Dynan (1993), en un estudio con datos de corte transversal de los Estados Unidos, encuentra coeficientes de prudencia positivos aunque menores de lo que predice la teoría. De forma similar, Merrigan y Normandin (1996) encuentran coeficientes de prudencia absolutos y relativos positivos para una serie de tiempo de cortes transversales del Reino Unido, midiendo la incertidumbre como la varianza del crecimiento y las variaciones en el consumo.

---

<sup>1</sup> La prudencia, que es un concepto relacionado a la aversión al riesgo, mide la intensidad de los incentivos de un hogar para generar ahorro precautorio, que es el adicional debido a que el ingreso futuro es aleatorio y no determinístico. El sendero óptimo de consumo de un hogar sin incertidumbre sobre la variación del ingreso futuro depende del grado de aversión al riesgo, que es medido por la concavidad de la función de utilidad. Sin embargo, si existe incertidumbre sobre la variación de los ingresos futuros, el sendero óptimo de consumo se ve afectado también por el grado de prudencia, que es medido por la convexidad de la utilidad marginal (Lee y Sawada, 2010)

<sup>2</sup> La segunda derivada mide la convexidad o concavidad de una función de utilidad. Una segunda derivada negativa, indica que la utilidad – en este caso función del consumo – crece a tasas decrecientes; además, es evidencia de aversión al riesgo ya que la utilidad del valor esperado de una lotería no degenerada es mayor a la utilidad esperada del mismo juego. La tercera derivada, por su parte, mide la convexidad o concavidad de la utilidad marginal. Leland (1968) sugiere que el ahorro precautorio está asociado a la convexidad de la función de utilidad marginal y prueba que un individuo averso al riesgo ahorrará más en presencia de incertidumbre si la tercera derivada de su función de utilidad es positiva. En resumen, prueba que la decisión óptima de ahorro es creciente en la incertidumbre.

Sin embargo, hasta el momento no existen estudios que analicen el comportamiento del ahorro precautorio en Bolivia, ni estimaciones empíricas de los coeficientes de prudencia. Este estudio pretende subsanar esta carencia estimando el coeficiente de prudencia para un año de recesión (1999) y un año de expansión económica (2007) en base a datos de las Encuestas de Hogares elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Los objetivos del estudio son determinar si existe un componente precautorio en los ahorros en la economía boliviana y analizar si existen diferencias en el ahorro precautorio entre el período recesivo y el expansivo. A priori, a partir de la evidencia empírica existente para otros países, se esperaría que los coeficientes de prudencia - y por tanto también el ahorro precautorio - sean positivos, y que sean mayores durante periodos de menor actividad económica que son caracterizados por una mayor incertidumbre.

Este estudio emplea las variaciones del consumo como medida de la incertidumbre, ya la teoría revela que el consumo de un hogar o individuo que optimiza sus decisiones cambia sólo en respuesta a movimientos no anticipados en el ingreso, de tal forma que el cambio en el consumo refleja la incertidumbre. Las variaciones en el ingreso, por el contrario, pueden ser en gran medida anticipadas, por lo que son una medida más deficiente de la incertidumbre.

Empíricamente, se emplea el método de variables instrumentales para estimar los coeficientes de prudencia absoluta y relativa. Se usa esta técnica porque las variaciones en el consumo son construidas a partir de cortes transversales y no en base a un panel de datos, lo que genera problemas de endogeneidad. Para este fin se diseñan dos conjuntos de instrumentos que están relacionados con la incertidumbre percibida por los individuos.

Lo que resta del artículo está organizado de la siguiente manera. En la segunda sección se presenta el modelo utilizado para estimar los coeficientes de prudencia absoluta y relativa. La tercera sección describe el conjunto de datos. En la cuarta sección se explica el enfoque de variables instrumentales empleado en este trabajo. La quinta sección presenta los resultados empíricos. La sexta sección concluye.

## 2. EL MODELO

Se asume que cada consumidor maximiza sus preferencias separables en el tiempo y entre estados sujetas a (i) una restricción presupuestaria intertemporal, (ii) un ingreso laboral estocástico, y (iii) una tasa de interés (real) constante igual a la tasa subjetiva de preferencia intertemporal.

Con esto, el problema del consumidor  $i$  en el momento  $t$  es:

$$\max_{C_{i,t+j}} E_t \left[ \sum_{j=0}^{T-t} b^j U(C_{i,t+j}) \right] \quad (3)$$

sujeto a:

$$A_{i,t+j+1} = (1+r)A_{i,t+j} + Y_{i,t+j} - C_{i,t+j} \quad (4)$$

donde  $E_t$  representa la esperanza condicional a toda la información disponible en el momento  $t$ ;  $T$  es el tiempo de muerte del consumidor;  $C_{i,t}$  es el consumo,  $Y_{i,t}$  es el ingreso laboral, y  $A_{i,t}$  es la riqueza no humana, todos en el momento  $t$ ;  $b = 1/1+d$ ,

donde  $d$  representa la tasa subjetiva de preferencia intertemporal, que se asume constante en el tiempo y entre consumidores; y  $r$  representa la tasa de interés real después de impuestos, que también se asume constante en el tiempo y entre individuos. La utilidad es aditiva en el tiempo, y creciente en el consumo a una tasa decreciente ( $U' > 0$  y  $U'' < 0$ ), y el ingreso laboral es incierto.

La solución a este problema del consumidor arroja la conocida ecuación intertemporal de Euler. Para  $j=1$ :

$$b(1+r)E_t[U'(C_{i,t+1})] = U'(C_{i,t}) \quad (5)$$

Un incremento en la incertidumbre incrementa la varianza esperada del consumo, que a su vez implica una mayor utilidad marginal esperada cuando la utilidad marginal es convexa. Para que la Ecuación (5) se satisfaga, el consumo en  $t$  debe caer y el ahorro, aumentar.

Por la restricción (iii):  $1+r = 1+d = 1/b$ ; con esto, la utilidad marginal del consumo, en este ambiente, es una martingala (Hall, 1978); es decir, la Ecuación (5) se convierte en:

$$E_t[U'(C_{i,t+1})] = U'(C_{i,t}) \quad (6)$$

lo cual, además, es consistente con el supuesto del que el consumidor desea suavizar el consumo.

Aplicando una aproximación de Taylor de segundo orden a  $E_t[U'(C_{i,t+1})]$  alrededor de  $C_{i,t}$  y reordenando:

$$E_t \Delta C_{i,t+1} = -\frac{U'''(C_{i,t})}{2U''(C_{i,t})} E_t (\Delta C_{i,t+1})^2 \quad (7)$$

Recordemos, además que el coeficiente de prudencia absoluta, tal como fue descrito por Kimball (1990), es  $a = -U'''/U''$ . Con esto, la Ecuación (7) se convierte en:

$$E_t \Delta C_{i,t+1} = \frac{a}{2} E_t (\Delta C_{i,t+1})^2 \quad (8)$$

Análogamente, es posible derivar la ecuación para el coeficiente de prudencia relativa,  $b = -C_{i,t} U'''/U''$  como (Dynan, 1993):

$$E_t \Delta \log C_{i,t+1} = \frac{b}{2} E_t (\Delta \log C_{i,t+1})^2 \quad (9)$$

Las Ecuaciones (8) y (9) muestran que cuando  $a > 0$  ( $b > 0$ ), una variación (crecimiento) del consumo al cuadrado mayor a la esperada, que refleja una mayor incertidumbre sobre el ingreso laboral, lleva a un mayor cambio (crecimiento) en el consumo esperado, que refleja mayores ahorros corrientes debido a un incremento en el componente precautorio

del ahorro. Esta relación es cierta en el caso de funciones de utilidad de aversión relativa al riesgo constante (CRRA)<sup>3</sup>,  $U(C) = (1-g)^{-1} C^{1-g}$ , y de funciones de aversión absoluta al riesgo constante (CARA)<sup>4</sup>,  $U(C) = -q^{-1} \exp(-qC)$ . En contraste, en el caso de funciones de utilidad cuadráticas  $a = b = 0$ , ya que  $U''' = 0$ , implica que las decisiones de consumo y ahorro no son afectadas por la presencia de incertidumbre y, en consecuencia, no existe ahorro precautorio.

Las Ecuaciones (8) y (9) son atractivas porque permiten evaluar la magnitud de los coeficientes de prudencia absoluta y relativa,  $a$  y  $b$ , a partir del sendero de consumo esperado. En la práctica, sin embargo, este sendero de consumo se ve afectado por otros determinantes además del grado de incertidumbre. Por ejemplo, es posible suponer que i) las características del ciclo de vida ( $\mathbf{X}_{1,t+1}$ ), tales como la edad y la escolaridad y ii) hábitos de consumo regionales ( $\mathbf{X}_{2,t+1}$ ) afecten la trayectoria del consumo esperado de un hogar. En consecuencia es necesario controlar por estos factores al analizar la magnitud de los motivos del ahorro precautorio. Para hacerlo, las ecuaciones (8) y (9) se enmiendan de la siguiente manera:

$$E_t \Delta C_{i,t+1} = \frac{a}{2} E_t (\Delta C_{i,t+1})^2 + E_t \mathbf{X}'_{i,t+1} \Theta \quad (10)$$

$$E_t \Delta \log C_{i,t+1} = \frac{b}{2} E_t (\Delta \log C_{i,t+1})^2 + E_t \mathbf{X}'_{i,t+1} \Theta \quad (11)$$

donde  $\mathbf{X}'_{i,t+1} = [\mathbf{1}, \mathbf{X}'_{1,t+1}, \mathbf{X}'_{2,t+1}]$ , y  $\Theta' = [\Theta'_0, \Theta'_1, \Theta'_2]$  es un vector de parámetros que no varían en el tiempo.

Las especificaciones econométricas para estimar  $a$  y  $b$  se obtienen reemplazando las variables esperadas en las Ecuaciones (10) y (11) por sus realizaciones:

$$\Delta C_{i,t+1} = \frac{a}{2} (\Delta C_{i,t+1})^2 + \mathbf{X}'_{i,t+1} \Theta + \dot{\epsilon}_{i,t+1} \quad (12)$$

$$\Delta \log C_{i,t+1} = \frac{b}{2} (\Delta \log C_{i,t+1})^2 + \mathbf{X}'_{i,t+1} \Theta + \dot{\epsilon}_{i,t+1} \quad (13)$$

donde  $\dot{\epsilon}_{i,t+1}$  es un término de error que captura los componentes no anticipados de las variables que aparecen en las Ecuaciones (12) y (13).

Finalmente, para comprobar la robustez de las estimaciones de  $a$  y  $b$  se estudian dos especificaciones. La primera especificación ( $S_1$ ) incluye únicamente las variables del ciclo de vida. Estas variables son la edad, pues debido a que el ingreso crece con la edad, es

<sup>3</sup>Constant Relative Risk Aversion, por sus siglas en ingles. En estas funciones el coeficiente de aversión relativa al riesgo es  $g$  para cualquier nivel de consumo.

<sup>4</sup>Constant Absolute Risk Aversion, por sus siglas en inglés. En estas funciones el coeficiente de aversión absoluta al riesgo es  $q$  para cualquier nivel de consumo.

de suponerse que el consumo también lo hace; edad al cuadrado, porque el ingreso y el consumo crecen con la edad a una tasa decreciente; y años de escolaridad, ya que individuos más educados tienen ingresos más altos y consecuentemente consumen más. En la primera especificación, por tanto, se asume que  $\Theta_2 = 0$ . La segunda especificación ( $S_2$ ) incorpora, además de los factores en  $S_1$ , los hábitos regionales de consumo en forma de variables *dummy* para las regiones central y occidental de Bolivia, dejando como base la región oriental, dado que el ahorro es diferente en cada una de ellas<sup>5</sup>. Así por ejemplo para el año 2007, las captaciones del público bancarias (depósitos a la vista, en cuenta de ahorro y depósitos a plazo fijo) fueron USD 1,500 millones para el occidente, USD 1,300 millones para el oriente y USD 900 millones para la región centro.<sup>6</sup>

### 3. DATOS

Los coeficientes de prudencia, relativa y absoluta, son estimados a partir de los datos contemplados en la Encuesta de Hogares (EH) del Instituto Nacional de Estadística (INE). La EH es un instrumento que se elabora anualmente y tiene como propósito suministrar información sobre las condiciones de vida de los hogares.

La EH contiene, entre otros, datos de las características socioeconómicas, de varios tipos de gastos, y de actividades de un gran número de individuos y se la viene realizando desde el año 1999 (Conocida como Encuesta de Hogares Programa MECOVI hasta el 2002 y Encuesta Continua de Hogares en los años 2003 y 2004)

Para el análisis se selecciona a los individuos que son jefes de hogar, mayores de edad y empleados. Los datos de consumo excluyen los gastos en bienes durables, ya que estos gastos son extraordinarios y las familias o individuos no incurren en ellos con regularidad.

Las Encuestas de Hogares del INE incluyen varias variables que pueden ser determinantes del consumo. De ellas se seleccionan las características del ciclo de vida ( $\mathbf{X}_{1i,t+1}$ ) son capturados por (i) la edad del jefe de hogar, (ii) su edad al cuadrado para capturar las relaciones no lineales entre edad y consumo y (iii) sus años de escolaridad. Los patrones de consumo regionales ( $\mathbf{X}_{2i,t+1}$ ) son capturado a través de variables *dummy* para las regiones occidental, central y oriental del país. En las regresiones, sin embargo, se usa solamente dos de las tres *dummy* para evitar problemas de multicolinealidad.

Las EH también contienen variables que representan las características de la oferta laboral ( $\mathbf{Z}_{i,t+1}$ ) que pueden ser buenos predictores de la incertidumbre. Estas características son capturadas por variables *dummy* para seis diferentes industrias y cinco ocupaciones diferentes. Las industrias en las que se clasifica a los jefes de hogar son las siguientes: (i) agricultura, ganadería, caza y pesca; (ii) recursos naturales y energía; (iii) manufactura; (iv) transportes, telecomunicaciones y construcción; (v) servicios y (vi) otras. Las ocupaciones de los jefes de hogar se clasifican en: (i) profesionales y profesores; (ii) administradores y gerentes; (iii) asistentes; (iv) personal calificado (técnicos) y (v) mano de obra no calificada.

---

<sup>5</sup> En la región occidental se incluyen los departamentos de La Paz, Oruro y Potosí; en la región central, los de Cochabamba, Chuquisaca y Tarija; y en la región Oriental, los de Pando, Beni y Santa Cruz.

<sup>6</sup> Datos extraídos de la página de la SBEF (Superintendencia de Bancos y Entidades Financieras) de Bolivia. Datos para el sistema bancario.

**Cuadro 1**  
**Estadísticos descriptivos**

	1999	2007
Consumo	24,892.69 (23,428.76)	32,216.21 (30,968.97)
Edad	42.0000 (13.9591)	42.8856 (13.1246)
Escolaridad	7.0131 (5.2866)	8.4923 (5.1724)
Dummy occidente	0.4097	0.4127
Dummy centro	0.3090	0.3277
Dummy oriente	0.2813	0.2597
Industria 1	0.4012	0.2933
Industria 2	0.0405	0.0433
Industria 3	0.0980	0.1240
Industria 4	0.1508	0.2233
Industria 5	0.1397	0.1430
Industria 6	0.1698	0.1731
Ocupación 1	0.1188	0.1461
Ocupación 2	0.0293	0.0301
Ocupación 3	0.1204	0.1186
Ocupación 4	0.6709	0.6329
Ocupación 5	0.0606	0.0723

Se muestran las medias de cada variable. Cuando corresponde, las desviaciones estándar se muestran entre paréntesis. Las seis industrias en las que se clasifica a los jefes de hogar son: (i) agricultura, ganadería, caza y pesca; (ii) recursos naturales y energía; (iii) manufactura; (iv) transportes, telecomunicaciones y construcción; (v) servicios y (vi) otras. Las ocupaciones de los jefes de hogar se clasifican en: (i) profesionales y profesores; (ii) administradores y gerentes; (iii) asistentes; (iv) personal calificado (técnicos) y (v) mano de obra no calificada.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las EH 1999 y 2007.

En el Cuadro 1 se observa que el consumo anual por familia fue de aproximadamente de Bs. 24.900 y Bs. 32.200 en 1999 y 2007, respectivamente. El crecimiento de alrededor de 30% en el consumo es consistente con la variación en el IPC observada durante el mismo período que fue del 38%. La edad promedio de los jefes de hogar en ambas encuestas es similar: 42 años en 1999 y 43 años en 2007 con una dispersión parecida en ambos casos. Los años de escolaridad promedio del principal proveedor del hogar en 2007 fueron ligeramente superiores a los observados en 1999. La distribución de hogares en las regiones occidental, central y oriental es similar en ambos años considerados, al igual que la distribución por industria y ocupación del jefe de hogar. Puesto que las variables relevantes para este estudio tienen una distribución similar en ambas bases de datos, es posible comparar las estimaciones del coeficiente de prudencia en ambos años.

#### 4. ENFOQUE DE VARIABLES INSTRUMENTALES

Debido a que las Encuestas de Hogares usadas para contrastar la presencia e intensidad del ahorro precautorio en periodos de recesión y expansión no son paneles, ya que no recolectan información de los mismos individuos a lo largo del tiempo, sino para una muestra diferente de individuos cada año, no es posible construir las variables  $\Delta C_{i,t+1}$ ,  $\Delta \log C_{i,t+1}$ ,  $(\Delta C_{i,t+1})^2$ , y  $(\Delta \log C_{i,t+1})^2$  para cada individuo  $i$ , necesarias para estimar las Ecuaciones (12) y (13).

Siguiendo a Merrigan y Normandin (1996), se resuelve este problema aplicando el método de variables instrumentales (IV) de Moffitt (1993). Este método permite generar el consumo y el logaritmo del consumo para el año  $t$  a partir de las características del individuo  $i$  prevalentes en el año  $t+1$ , lo cual se hace calculando las siguientes proyecciones:

$$\hat{C}_{i,t} = \mathbf{X}_{i,t} \hat{\Phi}_t, \quad (1)$$

$$\log C_{i,t} = \mathbf{X}_{i,t} \hat{\Phi}_t, \quad (2)$$

donde  $\mathbf{X}'_{i,t+1} = [\mathbf{1}, \mathbf{X}'_{1i,t+1}, \mathbf{X}'_{2i,t+1}]$  son las características de los individuos (ciclo de vida y patrones de consumo regionales), también usadas en las Ecuaciones (12) y (13), y  $\hat{\Phi}'_t = [\hat{\Phi}'_{0,t}, \hat{\Phi}'_{1,t}, \hat{\Phi}'_{2,t}]$  es un vector de parámetros.

Obviamente, las características de los individuos en  $t$ ,  $\mathbf{X}_{i,t}$ , no son directamente observables. Sin embargo, la edad y la edad al cuadrado de cada uno de ellos puede ser fácilmente deducida a partir de los datos observados en  $t+1$ . Debido a que los individuos incluidos en la muestra son jefes de hogar, es posible suponer que los años de escolaridad se han mantenido constantes entre  $t$  y  $t+1$ . También se supone que los individuos de nuestra muestra continúan viviendo en la misma región, por lo que se asume que  $\mathbf{X}_{2i,t} = \mathbf{X}_{2i,t+1}$ .

Usando estas características, se estiman los parámetros  $\hat{\Phi}_t$  mediante mínimos cuadrados ordinarios para cada una de los dos cortes transversales del estudio. Luego, se usa estos estimados para computar las variables  $\Delta d_{i,t+1} = (C_{i,t+1} - \hat{C}_{i,t})$ ,  $\Delta \log d_{i,t+1} = (\log C_{i,t+1} - \log C_{i,t})$ ,  $(\Delta d_{i,t+1})^2$ , y  $(\Delta \log d_{i,t+1})^2$ . Como las fluctuaciones en el cambio del consumo y en el crecimiento del consumo construidas siguiendo lo propuesto por Moffitt (1993) son evaluadas con una frecuencia anual, es poco probable que reflejen el ruido o los movimientos determinísticos debidos a movimientos en gastos de alta frecuencia; reflejan, más bien, la incertidumbre.

Es posible sustituir las variables construidas en las Ecuaciones (12) y (13) y estimarlas directamente por mínimos cuadrados ordinarios; desafortunadamente, esta estrategia no entrega estimaciones consistentes de  $a$  y  $b$ . Para comprender por qué sucede esto, es necesario recordar que el término de error,  $\hat{\epsilon}_{i,t+1}$  captura los componentes no anticipados

de las variables empleadas en las Ecuaciones (12) y (13), y como las variables construidas  $\Delta d_{i,t+1}$ ,  $\Delta \log d_{i,t+1}$ ,  $(\Delta d_{i,t+1})^2$ , y  $(\Delta \log d_{i,t+1})^2$  han sido estimadas a partir del conjunto de información en  $t+1$  tienen un error de medida, éste también es incluido en  $\hat{\mathbf{o}}_{i,t+1}$ . Esto implica que los regresores están correlacionados en los términos de error,  $\hat{\mathbf{o}}_{i,t+1}$ , lo cual viola uno de los supuestos del modelo lineal general, genera problemas de endogeneidad y, por tanto, produce estimadores no consistentes y sesgados. Es más, el signo de la correlación entre los regresores y  $\hat{\mathbf{o}}_{i,t+1}$  depende del signo de la magnitud relativa de las sorpresas en los regresores. Por lo tanto, es difícil conocer la dirección del sesgo en la estimación de  $a$  y  $b$  por mínimos cuadrados ordinarios.

Sin embargo, se pueden obtener estimadores consistentes e insesgados utilizando variables instrumentales y mínimos cuadrados ordinarios en dos etapas. Para ello, en la primera etapa es necesario hacer las siguientes estimaciones:

$$(\Delta d_{i,t+1})^2 = X'_{i,t+1} \hat{\Psi}_{t+1} + Z'_{i,t+1} \hat{\Gamma}_{t+1}, \quad (3)$$

$$(\Delta \log d_{i,t+1})^2 = X'_{i,t+1} \hat{\Psi}_{t+1} + Z'_{i,t+1} \hat{\Gamma}_{t+1} \quad (4)$$

donde  $\hat{\Psi}'_{t+1} = [\hat{\Psi}'_{0,t+1}, \hat{\Psi}'_{1,t+1}, \hat{\Psi}'_{2,t+1}]$  y  $\hat{\Gamma}'_{t+1}$  son vectores de parámetros. Estos parámetros son estimados mediante mínimos cuadrados ordinarios realizados para cada uno de los dos cortes transversales del estudio.

Luego, la segunda etapa consiste en sustituir las variables construidas  $\Delta d_{i,t+1}$ ,  $\Delta \log d_{i,t+1}$ , y los regresores  $(\Delta d_{i,t+1})^2$ , y  $(\Delta \log d_{i,t+1})^2$  estimados en la primera etapa en las Ecuaciones (12) y (13) y aplicando mínimos cuadrados ordinarios se obtienen estimadores de variables instrumentales no ponderados de  $a$  y  $b$ . Sin embargo, debido a la heteroscedasticidad que puede ocurrir por el uso de variables construidas, se usa el siguiente estimador de variables instrumentales para mejorar la eficiencia:

$$\hat{\Pi} = \left[ \mathbf{W}' \mathbf{Q} (\mathbf{Q}' \hat{\Omega} \mathbf{Q})^{-1} \mathbf{Q}' \mathbf{W} \right]^{-1} \mathbf{W}' \mathbf{Q} (\mathbf{Q}' \hat{\Omega} \mathbf{Q})^{-1} \mathbf{Q}' \mathbf{Y} \quad (5)$$

donde  $\hat{\Pi}$  es el vector de parámetros, que incluye a  $a$  o  $b$  y  $\Theta$ ,  $\mathbf{W}$  es la matriz de regresores, y  $\mathbf{Y}$  es el vector de variables dependientes. Además,  $\mathbf{Q}$  es la matriz de instrumentos usados en las Ecuaciones (3) y (4), y  $\hat{\Omega} = \text{diag}(\hat{\mathbf{o}}_{i,t+1}^2)$ , donde  $\hat{\mathbf{o}}_{i,t+1}$  es un estimador del término de error en las Ecuaciones (12) y (13) (White, 1980)

Para reducir la posibilidad de que *shocks* específicos de diferentes grupos interfieran en los resultados se usaron dos conjuntos de instrumentos. El primer conjunto de instrumentos ( $I_1$ ) incluye los efectos del ciclo de vida y el tipo de industria en la que trabaja el individuo, y el segundo conjunto de variables instrumentales ( $I_2$ ) incluye, además de las variables anteriores, los hábitos de consumo regionales y la ocupación del individuo.

Por tanto, se usan los conjuntos de instrumentos  $I_1$  e  $I_2$  para estimar  $a$  y  $b$  asociados con las especificaciones  $S_1$  y  $S_2$ .

## 5. RESULTADOS

El Cuadro 2 y el Cuadro 3 resumen las estimaciones realizadas mediante el enfoque de variables instrumentales con la muestra descrita previamente para el año 1999 (año de recesión) y 2007 (año de expansión) respectivamente.

En el Cuadro 2 presenta los resultados para 1999 e indica que la combinación entre la estimación  $S_1$  y el conjunto de instrumentos  $S_1$  para el sendero de la variación del consumo produce un coeficiente de prudencia absoluta,  $a$ , de 0.0000278, el cual es estadísticamente positivo a los niveles convencionales de significancia. Este resultado es robusto a especificaciones y conjuntos de instrumentos alternativos. Las combinaciones  $(S_1, I_2)$  y  $(S_2, I_2)$  también producen estimaciones positivas y estadísticamente significativas del coeficiente de prudencia absoluta. Por otra parte, la estimación del sendero de crecimiento del consumo usando la combinación  $(S_1, I_1)$  entrega un coeficiente de prudencia relativa,  $b$  de 0.9684, el cual es estadísticamente positivo a los niveles convencionales de significancia. Este resultado es robusto a especificaciones alternativas, pues se constata que las restantes dos combinaciones entre especificaciones e instrumentos también producen estimaciones de  $b$  que son positivas y significativas. Estos resultados sugieren que una mayor incertidumbre en los ingresos lleva a un mayor nivel de ahorro corriente

**Cuadro 2**  
**Estimaciones IV ponderadas de los coeficientes de prudencia absoluta,  $a$  y relativa  $b$**   
**para 1999**

	$\alpha$		$\beta$	
	S1	S2	S1	S2
I1	2.78E-05	-	0.9684	-
	(5.90E-06)	-	(0.4032)	-
	[0.0000]	-	[0.0168]	-
I2	2.58E-05	2.94E-05	0.5904	2.5692
	(5.28E-06)	(6.42E-06)	(0.2124)	(0.7010)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0055]	[0.0003]

Las desviaciones estándar están entre paréntesis y los  $p$ -value se muestran entre corchetes. – indica los casos irrelevantes debido a no identificación.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EH 1999.

El Cuadro 3 muestra los resultados para 2007. Se observa que la combinación entre la especificación  $S_1$  y el conjunto de instrumentos  $I_1$  produce un coeficiente de prudencia absoluta,  $a$  de 0.0000104, el cual es estadísticamente significativo al 5%. Este resultado es robusto a especificaciones y conjuntos de instrumentos alternativos. Las estimaciones de  $a$  para las otras dos combinaciones aún son significativas al 5%. Las estimaciones del coeficiente de prudencia relativa,  $b$ , por otro lado, son estadísticamente no

significativas a los niveles convencionales en las tres combinaciones entre especificaciones y conjuntos de instrumentos.

Estos resultados (los de 1999 con más fuerza que los de 2007) permiten constatar que el coeficiente de prudencia en Bolivia es positivo y significativo, lo cual significa que los individuos destinan una proporción de su ahorro corriente a autoasegurarse contra los efectos de la incertidumbre en los ingresos. Los resultados están, además, con lo que Merrigan y Normandin (1996) y Dynan (1993) encuentran para el Reino Unido y los Estados Unidos, respectivamente: coeficientes de prudencia absoluta y relativa positivos y significativos. Merrigan y Normandin (1996) encuentran que los coeficientes de prudencia absoluta en el Reino Unido varían entre 0.0002386 y 0.0001464, en tanto que los coeficientes de prudencia relativa lo hacen entre 1.7811 y 2.3311, de acuerdo a diferentes modelos y especificaciones. Por su parte, Dynan (1993) estima un coeficiente de prudencia relativa para los Estados Unidos de 0.312.

**Cuadro 3**  
**Estimaciones IV ponderadas de los coeficientes de prudencia absoluta,  $a$  ,y relativa,  $b$  , para 2007**

	$\alpha$		$\beta$	
	S1	S2	S1	S2
I1	1,04E-05 (4.62E-06) [0.0250]	- - -	-1.0278 (0.7700) [0.1820]	- - -
I2	9.56E-06 (4.58E-06) [0.0371]	1.58E-05 (4.78E-06) [0.0269]	-0.3920 (0.4938) [0.4273]	-0.6374 (0.7216) [0.3771]

Las desviaciones estándar están entre paréntesis y los *p-value* se muestran entre corchetes. – indica los casos irrelevantes debido a no identificación.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EH 2007.

Por otro lado, la comparación de los resultados entre el año de recesión, 1999, y el año de expansión, 2007, muestran una clara diferencia. Los coeficientes de prudencia absoluta, estimados con las tres combinaciones entre especificaciones y variables instrumentales, para 2007 son considerablemente menores que los mismos coeficientes estimados para 1999. En el caso de la combinación  $(S_1, I_2)$ ,  $a$  es un orden de magnitud menor en 2007 respecto a 1999. Estos resultados sugieren que en un período de mayor crecimiento de la actividad económica como 2007, los individuos en Bolivia están menos preocupados por la incertidumbre en sus ingresos y, por tanto, una proporción menor de su ahorro corriente es destinada a autoasegurarse contra los efectos de la incertidumbre. En períodos en que la economía crece a un ritmo menor, como 1999, los individuos tienden a incrementar su nivel de ahorro en mayor medida ante incrementos en la incertidumbre.

Otro resultado interesante está relacionado con la intensidad del ahorro precautorio en Bolivia. De hecho, la intensidad estimada del ahorro precautorio parece ser muy pequeña. A excepción de la combinación  $(S_2, I_2)$ ,  $b$  es menor a 1. Además, si se considera el caso de las funciones de utilidad más comunes en las que la aversión absoluta al riesgo es decreciente, un supuesto que implica que un incremento en el nivel de riqueza hace que un individuo mantenga más activos riesgosos en su portafolio, el coeficiente de prudencia relativa debería ser mayor al coeficiente de aversión relativa al riesgo (Kimball y

Weil, 1991). Mehra y Prescott (1985) citan varios estudios que concluyen que el coeficiente de aversión relativa al riesgo es por lo menos 1, y su propio análisis de información histórica del premio accionario del mercado financiero estadounidense implica un coeficiente de aversión relativa al riesgo mayor a 10. En consecuencia, los coeficientes de prudencia relativa estimados para Bolivia son más pequeños de lo que sugiere la evidencia empírica. La reducida magnitud de  $b$  en la economía boliviana puede deberse, entre otras cosas, a la presencia de muchos hogares con severas restricciones de liquidez que no tienen la capacidad de ahorrar y mucho menos de autoasegurarse contra la incertidumbre.

## **6. CONCLUSIONES**

Este estudio ha utilizado datos del consumo de las EH de 1999 y 2007 para contrastar la presencia e intensidad del ahorro precautorio en Bolivia mediante la estimación de los coeficientes de prudencia absoluta y relativa. Los resultados muestran que la mayoría de los coeficientes de prudencia estimados son positivos y significativos, lo que evidencia que los ahorros de los hogares se incrementan en respuesta a incrementos en la incertidumbre. Además los coeficientes estimados son mayores en 1999 que en 2007. Esto sugiere que la intensidad del ahorro precautorio en Bolivia es mayor en períodos en los que la actividad económica se ralentiza. Los coeficientes estimados son, sin embargo, menores a lo sugerido por la teoría. Esto puede deberse a restricciones de liquidez y a la escasa profundidad del mercado de seguros.

Estudios futuros pueden usar series de tiempo de cortes transversales para estimar los coeficientes de prudencia con una muestra más grande. Asimismo, pueden explorar su variación en el tiempo y las causas de su reducida magnitud y se pueden controlar las estimaciones por las restricciones de liquidez con el fin de evaluar su efecto en la decisión de un hogar de ahorrar para protegerse de la incertidumbre.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Carroll, C.D., (1992). "The buffer-stock theory of saving: Some macroeconomic evidence". *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 61–135.

Dreze, J.H., Modigliani, F., (1972). "Consumption decisions under uncertainty". *Journal of Economic Theory* 5, 308–335.

Dynan, K.E., (1993). "How prudent are consumers?" *The Journal of Political Economy* 101, 1104-1113.

Kimball, M., Weil, P., (1992). "Precautionary saving and consumption smoothing across time and possibilities". Working Paper W3976, NBER.

Kimball, M.S., (1990). "Precautionary saving in the small and in the large". *Econometrica* 58, 53-73.

Lee, J., Sawada, Y., (2010). "Precautionary saving under liquidity constraints: Evidence from rural Pakistan". *Journal of Developmental Economics* 91, 77-86.

Leland, H.E., (1968). "Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving". *The Quarterly Journal of Economics* 82, 465–473.

Mehra, R., Prescott, E.C., (1985). "The equity premium: A puzzle". *Journal of Monetary Economics* 15, 145–161.

Merrigan, P., Normandin, M., (1996). "Precautionary saving motives: An assessment from UK time series of cross-sections". *The Economic Journal* 106, 1193–1208.

Moffitt, R., (1993). "Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-sections". *Journal of Econometrics* 59, 99–123.

Mossin, J., (1968). "Aspects of rational insurance purchasing". *The Journal of Political Economy* 76, 553–568.

Pratt, J.W., (1964). "Risk aversion in the small and in the large". *Econometrica* 32, 122–136.

Sandmo, A., (1970). "The effect of uncertainty on saving decisions". *The Review of Economic Studies* 37, 353–360.

White, H., (1980). "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity". *Econometrica* 48, 817-838.