

EXPECTATIVAS, VOLATILIDAD DEL MERCADO DE CAPITALES Y COMPORTAMIENTO DE LA INVERSIÓN PRIVADA. TEORÍA Y EVIDENCIA EMPÍRICA PARA BRASIL

Mansoor Dailami*

EXTRACTO

La investigación que se resume en este trabajo representa la primera etapa de un esfuerzo creciente que pretende analizar algunos aspectos importantes de la interacción entre el mercado accionario y el comportamiento de la inversión de las empresas, para un número de países en desarrollo endeudados. El presente trabajo analiza el caso de Brasil y presenta algunos resultados de estimaciones preliminares en la relación cíclica entre inversión, producción total y la variabilidad del mercado bursátil. Tal relación se deriva teóricamente, para luego establecerse empíricamente para el período de 1958 a 1984. Los resultados son significativos respecto de la relación entre el comportamiento de que la inversión privada en Brasil está negativamente relacionada con la volatilidad del mercado de acciones. El resultado es más bien fuerte, pasa la prueba de si nuestra medida de volatilidad del mercado de acciones podría estar siendo aproximada a la volatilidad de la inflación. Por lo tanto, establece un rol independiente para el desempeño del mercado accionario en la determinación de inversión de la firma. Esto tiene implicaciones importantes para las políticas financieras y de estabilización.

ABSTRACT

The research summarized in this paper presents the first stage of an on-going effort aimed at analyzing some important aspects of the interaction between the stock market and business investment behavior in a selected number of major indebted developing countries. The present paper focuses on the case of Brazil and presents some preliminary estimation results on the cyclical relationship between investment, output and the stock market variability. Such relationship is first theoretically derived, and is then established empirically for the period 1958 to 1984. The results is rather robust, that the cyclical behavior of private investment in Brazil is negatively related to stock market volatility is very significant. This result holds against the test that our measure of stock market volatility may be proxying for inflation volatility. Hence, it establishes an independent role for the stock market performance in the determination of business investment. This has important implications for financial and stabilization policy.

* Banco Mundial; *Country Economics Department*.

El Banco Mundial no acepta responsabilidad por los puntos de vista expresados aquí, que son los del autor y no deben ser atribuidos al Banco Mundial o a sus organizaciones afiliadas. Los resultados, interpretaciones y conclusiones son el resultado de la investigación apoyada por el Banco, y no representan necesariamente la política oficial del Banco. Las designaciones usadas, la presentación del material y cualquier gráfico en este documento son exclusivamente para la conveniencia del lector y no implican la expresión de cualquier opinión de parte del Banco Mundial o sus afiliados referentes al *status* legal de cualquier país, territorio, área, ciudad, de sus autoridades o referentes a la delimitación de sus límites, o afiliación nacional.

EXPECTATIVAS, VOLATILIDAD DEL MERCADO DE CAPITALES Y COMPORTAMIENTO DE LA INVERSIÓN PRIVADA. TEORÍA Y EVIDENCIA EMPÍRICA PARA BRASIL*

Mansoor Dailami

1. INTRODUCCIÓN

La pregunta de cómo las decisiones de inversión son influenciadas por las expectativas de los cursos futuros de variables relevantes es tan fundamental, que ha sido largamente reconocida por tener implicaciones sustanciales para la política financiera y macroeconómica. Desde los años 30, cuando Keynes puso el "estado de expectativas de largo plazo" al centro de su teoría de inversión, ha evolucionado un cuerpo sustancial de literatura en relación a publicaciones de cómo se forman las expectativas de los inversionistas sobre retornos futuros y como éstas expectativas son transformadas (capitalizadas) en precios actuales de activos, a través de la operación del mercado de capitales. La literatura se ha enfocado, sin embargo, en la de unos pocos países industrializados, donde las condiciones económicas fundamentales han sido, en comparación con países en desarrollo, relativamente estables, y la existencia de mercados diversificados de instrumentos eficientes ha justificado la aplicación de la hipótesis de mercado racional para la valoración de los instrumentos emitidos.¹

Por el otro lado, en el caso de países en desarrollo, donde la volatilidad de las condiciones económicas es alta y donde los mercados de capitales son virtualmente inexistentes o son pequeños, queda una duda considerable en la relación entre las expectativas de retornos futuros de los inversionistas y decisiones de inversión. Esta duda existe a pesar del hecho de que algunos de estos

* *Estudios de Economía*, publicación del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, vol. 18, nº1, junio de 1991.

¹ Para una revisión más amplia de publicaciones mayores sobre la racionalidad del mercado de acciones en EE.UU. véase a Merton (1987) y los comentarios siguientes por Tobin (1987)

países han tenido una larga historia de funcionamiento del mercado de acciones² y a pesar de la expectativa que la necesidad de inversiones domésticas futuras debiera ser financiada cada vez más a través de mercados domésticos.

La investigación que se resume en este artículo representa la primera etapa de un esfuerzo creciente que pretende analizar algunos aspectos importantes de la interacción entre el mercado accionario y el comportamiento de la inversión de las empresas en un número selecto de países en desarrollo con grandes deudas. El presente trabajo se enfoca en el caso de Brasil y presenta algunos resultados de estimaciones preliminares en la relación cíclica entre inversión, producción total y en la variabilidad del mercado de acciones. Tal relación es primero derivada teóricamente, y luego se establece empíricamente para el período de 1958 a 1984.

Este estudio se organiza como sigue. En la sección 2, desarrollamos un modelo estocástico para el comportamiento óptimo de la inversión de la firma que incorpora una tasa de descuento variable y asume expectativas racionales con costos convexos de ajuste. Modelos de este tipo han sido usados recientemente por Shapiro (1986) y por Abel y Blanchard (1986) para analizar la relación estocástica entre la inversión agregada, producción total y costo de capital en la economía de EE.UU. Una ventaja importante de estos modelos sobre los modelos anteriores de expectativas racionales lineales de Hansen y Sargent (1980) se refieren a su manera de tratar la tasa de descuento, que se especifica como estocástica sobre el tiempo. Esto permite la incorporación de mercados financieros que es esencial en el contexto de países en desarrollo.

Dentro de esta presentación, la demanda deseada de capital de la firma es derivada resolviendo la ecuación de Euler que brota de la maximización del valor presente esperado del flujo de caja real de la firma. Debido a la naturaleza estocástica de la tasa de descuento, la ecuación resultante de Euler es algo complicada, involucrando cálculos de una serie de productos de variables aleatorias. Siguiendo a Abel y Blanchard (1986) se aplica una aproximación lineal a la ecuación de Euler, la que da una solución explícita a la estrategia de inversión óptima de la firma. Esta estrategia es una función del valor futuro esperado de variables exógenas. Luego, a través de una aplicación juiciosa de la fórmula de predicción de Wiener-Kolmogorov se obtiene una representación retrospectiva de la regla de inversión de la firma que depende solamente en variables conocidas por la firma en ese momento.

² Véase van Agtmael (1984).

En la sección 3 aplicamos el modelo al sector privado de la economía brasilera, usando datos anuales de 1958 a 1984. Los resultados estimados se usan para adquirir algunos conocimientos de la relación cíclica entre inversión, producción total y la volatilidad del mercado de acciones en Brasil, en las últimas tres décadas. Finalmente, un breve resumen contenido en la sección 4, concluye este estudio.

2. EL MODELO

2.1. El problema de decisión de inversión de la firma

El análisis del sistema de decisión de inversión óptima de la firma bajo incertidumbre, como se encuentra, por ejemplo, en los modelos de Hartman (1972), Pindyck (1982) y Abel (1983) puede ser considerado como un procedimiento en dos pasos. El primer paso es derivar la función de ganancias de la firma de corto plazo o instantáneas dados sus valores de capital físico (capacidad) y dadas algunas especificaciones estocásticas de las posibilidades tecnológicas de la firma, el programa de demanda para su producción total y el factor precio. El segundo paso es determinar la demanda de la firma por capital a largo plazo dadas las ganancias de capital, los costos de inversión y la tasa de retorno esperado del capital. Mientras que estos dos pasos están en principio interrelacionados, orientamos este estudio al segundo paso de este análisis. Se considera entonces, una firma monopólica representativa que usa dos factores de producción, trabajo que es perfectamente variable durante cada período y el capital que está fijo. Supóngase que la firma toma la tasa de salario real como dada y enfrenta una demanda estocástica por su producción total, la cual es impulsada por el movimiento de la demanda agregada real. En ese caso, se puede mostrar que las ganancias a corto plazo de la firma, Π_t en el período t , en ausencia de cualquier tributación de capital, son resumidas por la función.³

$$\Pi_t = \Pi (K_t, y_t, w_t, v_t) \quad (1)$$

donde K_t es el *stock* de capital físico de la firma, w_t es la tasa de salarios real, y_t es la demanda real agregada, representando cambios en la curva de demanda y v_t es un término de error representando *shocks* de tecnología y se asume serialmente no correlacionado con media cero y varianza finita. Además, en la ecuación (1) la función $\Pi(\cdot)$ se supone que satisface los requerimientos estándar de monotonidad y concavidad con respecto a K , es decir:

³ Implícita en esta especificación de $\Pi(\cdot)$ está la suposición de que la firma ya ha maximizado sobre su entrada variable de mano de obra. La condición de primer orden para esta maximización es la igualdad entre la productividad marginal del trabajo y la tasa de salario real.

$$\frac{\partial \Pi}{\partial K} > 0, \quad \frac{\partial^2 \Pi}{\partial K^2} \leq 0$$

y además,

$$\frac{\partial \Pi}{\partial w} < 0 \text{ y } \frac{\partial \Pi}{\partial y} > 0.$$

Sea I_t la inversión bruta real de la firma en el período t , sus costos de inversión estarán dados por $q_t I_t + C(I_t)$ donde q_t es el precio real de bienes de capital y $C(I_t)$ es el costo de ajuste o de instalación siguiendo la literatura del costo de ajuste [Eisner y Strotz (1963), Lucas (1967), Gould (1968) y Treadway (1967)] nosotros suponemos que $C(I)$ es una función estrictamente convexa y creciente, de I y $C(0) = 0$. Nótese que este costo de ajuste es interno para la firma, representa la pérdida en producción total (ganancia) asociada con cambiar en el nivel del mercado accionario. Dado que, el capital es costoso de ajustar la firma responde a cambios en su entorno de inversiones de una manera gradual. La dinámica de esta relación como se mostrará más abajo depende crucialmente en el balance entre los costos marginales de una unidad adicional de inversión y el valor eventual esperado de ganancias marginales de esa unidad de inversión.

Suponiendo que la firma financia sus inversiones completamente a través de utilidades retenidas,⁴ su flujo de caja neto, R_t para el período t se da simplemente por

$$R_t = \Pi(K_t, y_t, w_t, v_t) - q_t I_t - C(I_t) \quad (2)$$

el cual representa la entrada neta de los dueños de la firma.

Considere el problema de decisión de la inversión de la firma en el período $t = 0$. Suponga que la firma es neutral al riesgo y escoge el plan de contingencia $\{K_t\}_{t=1}^{\infty}$ a fin de maximizar el valor descontado esperado de sus flujos de caja netos. Sea ρ_t la tasa de retorno patrimonial *ex ante* requerida, y sea $\Omega_t = \{K_t, y_t, w_t, q_t, \rho_t, i=0, 1, \dots\}$ el *set* de información disponible para la firma al período t , su estrategia de inversión a largo plazo puede ser declarada formalmente como:

⁴ Para un análisis del impacto del financiamiento de la deuda en las decisiones de inversiones reales de la firma en países en desarrollo, véase a Sundararajan (1985) y Dailami (1986).

$$\text{Max}_{\{K_t\}_{t=1}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \prod_{i=0}^t (1 + \rho_i)^{-1} [\Pi(K_t, y_t, w_t, v_t) - q_t I_t - C(I_t)] \quad (3)$$

sujeta a la evolución estocástica de Ω_t , la condición inicial, $K_0 \bar{K}_0$ y la ecuación de acumulación de capital.

$$K_{t+1} = I_t + (1 - \delta) K_t \quad (4)$$

donde δ es la tasa constante de depreciación, y donde E_0 en la ecuación (3) denota las expectativas matemáticas de variables exógenas futuras condicionadas en la información disponible en el período $t=0$.

Este problema puede ser resuelto por medio de técnicas estocásticas estándares de control óptimo y se pueden mostrar bajo condiciones de transversalidad apropiada⁵ para obtener la siguiente condición estocástica de primer orden:

$$q_t + C'(I_t) = E_t \left\{ \tilde{\beta}_{t+1} \left[\frac{\partial \Pi}{\partial K_{t+1}} (K_{t+1}, y_{t+1}, w_{t+1}, v_{t+1}) + (1 - \delta) [q_{t+1} + C'(I_{t+1})] \right] \right\}, \quad t=0,1,2,\dots \quad (5)$$

donde $\tilde{\beta}_{t+1} = \frac{1}{1 + \rho_{t+1}} = \beta(\rho_{t+1})$, es el factor de descuento único para los períodos de t a $t + 1$.

Estas condiciones tienen efectiva interpretación económica, la Condición (5) caracteriza el *trade off* intertemporal entre el costo marginal de inversión de la firma y su tendencia esperada descontada de retornos futuros marginales. Específicamente, una unidad adicional de inversión de capital en el período t involucra un costo marginal que consiste de dos términos: (i) el costo marginal de adquisición de una unidad de bienes capitales, es decir q_t y (ii) el costo marginal de instalación y ajuste, esto es $C'(I)$. Al mismo tiempo, esta unidad de inversión

⁵ Esta condición requiere que:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E_0 \left| \sqrt{\tilde{\beta}_T} K_T \right| = 0,$$

y es necesario para la existencia de la solución al problema de maximización de la firma. Asegura la convergencia de la suma en (3)

aumenta la ganancia real en el próximo período, por $\frac{\partial \Pi}{\partial K_{t+1}}$ el que tiene un valor esperado de $E_t \tilde{\beta}_{t+1} \frac{\partial \Pi}{\partial K_{t+1}}$. Al final del período $t+1$, una fracción $(1-\delta)$

de la inversión original permanece, la cual tiene valor de reposición esperado de $(1-\delta) E_t \tilde{\beta}_{t+1} (q_{t+1} + C'(I_{t+1}))$. Así, la optimalidad requiere que en cualquier período el costo marginal de la inversión tiene que ser igual a las ganancias marginales esperadas más el costo esperado de reposición en el siguiente período.

Con el fin de derivar la demanda de capital de la firma, es necesario resolver la ecuación (5). Esta ecuación es, sin embargo, muy complicada ya que involucra tomar expectativas de productos de funciones aleatorias no lineales. Para obtener una solución explícita para K_t , es necesario introducir alguna aproximación lineal y, además especificar la forma de la función del costo de ajuste, $C(I)$. Especifiquemos, $C(I)$ por la ecuación de segundo grado $C(I_t) = a/2 I_t^2$ donde $a > 0$ es un parámetro constante. Tomando la derivada de esta función con respecto a I se llega a función de costo de ajuste marginal lineal $C'(I) = aI_t$. Sustituyendo este término en la ecuación (5) y tomando en cuenta la ecuación de acumulación de capital (4) se llega a una ecuación diferencial de segundo orden no lineal en K . Después de linealizar la ecuación resultante en la media muestral de las variables exógenas y, q, w, ρ, ν we obtendremos la siguiente ecuación diferencial lineal de segundo orden.

$$E_t K_{t+2} + \theta E_t K_{t+1} + \frac{1}{\beta} E_t K_t = \dots \quad (6)$$

$$\eta_0 - \eta_1 y_{t+1} - \eta_2 w_{t+1} - \eta_3 \rho_{t+1} - \tilde{\eta}_4 q_{t+1} - \eta_5 \nu_{t+1}$$

donde $\tilde{q}_{t+1} = \tilde{\beta} (1-\delta) q_{t+1} - q_t$, y donde $\theta, \eta_0, \eta_1, \eta_2, \eta_3, \eta_4, \eta_5$ son combinaciones no lineales de parámetros de ganancias marginales y función de costos de ajuste. Estos parámetros son todos estructurales en el sentido que son invariantes a cambios en la formación de las expectativas de la firma.

La solución a la ecuación (6) sigue ahora el procedimiento estándar que, como se detalla en Hansen y Sargent (1980) toma la forma linealizada.

$$K_{t+1} = \eta_0' + \theta_1 K_t + \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j \eta E_t Z_{t+j+1} \quad (7)$$

donde θ_1 es la única solución estable a la ecuación de segundo grado.

$$L^2 + \theta L + \frac{1}{\bar{\beta}} = 0 \quad (8)$$

y $\lambda = \theta_1 \bar{\beta}$ y donde $Z_{t+j} = (y_{t+j}, w_{t+j}, \rho_{t+j}, \tilde{q}_{t+j})'$, es el vector de las variables independientes y $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4)$ es el vector correspondiente de parámetros.

Combinando las ecuaciones (4) y (7) da una ecuación para la tasa de inversión óptima de la firma.

$$I_t = \theta_0 + \theta_1 I_{t-1} + \lambda (1 - \delta' L) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j \eta E_t Z_{t+j+1} \quad (9)$$

donde θ_0 es una constante, $\delta' = (1 - \delta)$ y L es el operador de rezago; y donde la ecuación está arreglada para destacar a la estructura rezagada del proceso de inversión y su relación dinámica con los valores futuros esperados de variables exógenas. Antes de discutir la naturaleza exacta de esta relación es necesario completar la derivación de la regla de decisión de inversión de la firma. Esto involucra eliminar los valores futuros esperados no observables de las variables independientes Z_{t+j} en la ecuación (9) y expresarlas en términos de variables que son conocidas por la firma en el período t . El procedimiento a seguir, sin embargo, es estándar y en nuestro caso, involucra dos pasos: (i) proporcionando una representación autorregresiva del proceso estocástico para Z_t , y (ii) aplicando la fórmula Wiener-Kolmogorov para derivar el pronóstico óptimo de los valores futuros de Z_{t+j} dada la información disponible al tiempo t .⁶ El resultado final, como veremos más adelante es una regla de decisión en forma cerrada en términos de un número finito de valores rezagados de Z_t .

2.2. Especificación de las variables exógenas

Para motivar nuestra especificación de procesos estocásticos para elementos de $Z_t = (y_t, w_t, \rho_t, \tilde{q}_t)$ es útil recordar sus definiciones que son: y = producción total agregada real, w = tasa de salarios reales, $\rho = 0$ tasa real requerida de retorno del capital y \tilde{q} = ganancia reales de capital. Estas variables, con la excepción de la tasa de retorno requerida sobre el patrimonio, son observables. Por lo tanto, para especificar los procesos estocásticos de estas variables, primero hicimos un examen preliminar detallado de los datos lo que reveló que las series de tiempo de la producción total real agregada y la tasa de

⁶ La referencia clásica en Hansen y Sargent (1980) y para una aplicación véase, por ejemplo, a Epple (1985).

salarios real⁷ contenía fuertes componentes de tendencia. Después de sacar los componentes de tendencia, las series resultantes se suponen generadas por procesos autorregresivos de la forma.

$$a \quad (L) y_t = \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

$$b \quad (L) w_t = \varepsilon_{2t} \quad (11)$$

donde $a(L) = 1 - a_1 L - a_2 L^2 - \dots - a_n L^n$, y $b(L) = 1 - b_1 L - b_2 L^2 - \dots - b_n L^n$, son polinomios de orden n en el operador rezagado L y donde ε_{1t} y ε_{2t} son innovaciones para el proceso de conjunto $\{y_t, w_t\}$. Específicamente suponemos que $E_{t-1}(\varepsilon_{1t}) = E_{t-1}(\varepsilon_{2t}) = 0$ y que ε_{1t} y ε_{2t} están contemporáneamente correlacionados con media 0 y varianzas y covarianza finitas.

Aplicando la fórmula de predicción de Wiener-Kolmogorov, como se indica en Hansen y Sargent (1980) y usando las ecuaciones (10) y (11) se puede mostrar que

$$\sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j E_t y_{t+j+1} = (a(\lambda)^{-1} - 1) y_t + a(\lambda)^{-1} \left[\sum_{j=0}^{n-1} \left(\sum_{k=j+1}^n \lambda^{k-j} a_k \right) L^j \right] y_t \quad (12)$$

la que es una función de valores actuales y $(n-1)$ rezagos de y_t . Por lo tanto, esto puede ser expresado más concretamente como,

$$\sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j E_t y_{t+j+1} = \sum_{j=0}^{n-1} \gamma_j y_{t-j}, \quad (12a)$$

donde $\gamma_0 = (a(\lambda)^{-1} - 1)$ y $\gamma_j = a(\lambda)^{-1} \left(\sum_{k=j+1}^n \lambda^{k-j} a_k \right)$, para $j = 1, \dots, n-1$.

En forma similar, para w_t tenemos:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j E_t w_{t+j+1} = (b(\lambda)^{-1} - 1) w_t + b(\lambda)^{-1} \left[\sum_{j=1}^{n-1} \left(\sum_{k=j+1}^n \lambda^{k-j} b_k \right) L^j \right] w_t \quad (13)$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j E_t w_{t+j+1} = \sum_{j=0}^{n-1} \omega_j w_{t-j} \quad (13a)$$

donde $\omega_0 = (b(\lambda)^{-1} - 1)$ y $\omega_j = b(\lambda)^{-1} \left(\sum_{k=j+1}^n \lambda^{k-j} b_k \right)$ para $j = 1, 2, \dots, n-1$.

⁷ La suposición implícita aquí es que estos componentes de tendencia son determinísticos en vez de estocásticos. Esto puede que tenga implicancias importantes para la representación autorregresiva de las series des-tendencializadas que necesitan ser consideradas en futuras investigaciones.

Por lo tanto, cuando las expresiones (12a) y (13a) se sustituyen en la ecuación (9), la regla resultante de la decisión de inversión dependerá de (n-1) valores rezagados de salarios real y productos reales. En otras palabras, el orden de los valores rezagados de y y w que aparecen en la ecuación de inversión será uno menor que el orden de sus funciones generadoras autorregresivas. Esto impone restricciones identificatorias importantes en la estructura rezagada de la función de inversión la que será referida en nuestro proceso de estimación. También son importantes las restricciones implícitas por las ecuaciones (12a) y (13a) que sugieren que los parámetros γ_j y ω_j son funciones no lineales de los parámetros autorregresivos indicados para y_t y w_t .

Después consideramos la especificación del proceso del retorno real patrimonial esperado requerido. Reconociendo que esto no se observa directamente, recurrimos a la hipótesis que en el caso de Brasil el retorno real de la inversión requerido debiera estar relacionado con el retorno real promedio de los bonos del tesoro (ORTN)⁸, y aunque excediéndolo por un premio por riesgo, esto es

$$\rho_t = \bar{r} + x_t \quad (14)$$

donde ρ_t es, como antes, la tasa de retorno esperada requerida por los inversionistas, \bar{r} es el promedio de retorno real de ORTN y x_t es un índice de premio por riesgo. Nosotros reconocemos la posibilidad de que x_t pueda cambiar a través del tiempo reflejando la incertidumbre asociada con la volatilidad del retorno del mercado de acciones, o la volatilidad más amplia de la economía. La interpretación exacta de este término x_t debiera estar relacionado con la variación del retorno del mercado de acciones (Merton, 1980), el cual debiera implicar que a mayor variabilidad de los retornos del mercado de acciones, mayor es el riesgo relacionado con la retención de acciones. Está implícita en esta interpretación claramente la presunción de que el mercado de acciones es lo bastante amplio para servir como un importante vehículo para canalizar recursos para financiar inversiones reales corporativas. Para nuestro propósito actual, nosotros experimentamos con varias medidas de riesgo. Además suponemos que x_t sigue un proceso aleatorio.

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (14a)$$

donde ε_{3t} es una innovación de "ruido", se asume independiente de ε_{1t} y ε_{2t} . De las ecuaciones (14) y (14a)

⁸ Los bonos de Tesorería indexados (ORTNs) fueron creados en julio de 1964 con el valor inicial de 10 crs. Su valor al portador ha sido regularmente (ahora todos los meses) ajustado de acuerdo al cambio en el índice de precios general. El valor real de los ORTN se mantuvo relativamente estable desde 1965 a 1980. Véase gráfico A.4 en Apéndice A y también Simonsen (1983), y Arida y Lara-Resende (1985).

$$\sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j E_t \rho_{t+j+1} = \frac{\bar{r} + x_t}{1 - \lambda} \quad (14b)$$

Ahora considere el proceso estocástico para \tilde{q}_t , ganancias reales de capital, que ocurren como resultados de aumentos de precios de bienes de capital. Nosotros especificamos la siguiente caracterización aleatoria.

$$\tilde{q}_t = \tilde{q}_{t-1} + \varepsilon_{4t} \quad (15)$$

donde ε_{4t} es una innovación de ruido que se supone no correlacionado con ε_{1t} , ε_{2t} y ε_{3t} . De (15) por lo tanto

$$\sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j E_t \tilde{q}_{t+j+1} = \frac{\tilde{q}_t}{1 - \lambda} \quad (15a)$$

Finalmente, reemplazando por los valores futuros esperados de y_t , w_t , ρ_t y \tilde{q}_t de las ecuaciones (12a), (13a), (14b) y (15a) respectivamente en la ecuación (9) da una expresión para la regla de decisión de inversión de la firma:

la cual

$$I_t = \alpha_0 + \theta_1 I_{t-1} + \lambda (1 - \delta' L) \left[\eta_1 \sum_{j=0}^{n-1} \gamma_j y_{t-j} + \right. \quad (16)$$

$$\left. + \eta_2 \sum_{j=0}^{n-1} \omega_j w_{t-j} + \frac{\eta_3}{1 - \lambda} x_t + \frac{\eta_4}{1 - \lambda} \tilde{q}_t \right]$$

donde $\alpha_0 = \theta_0 + \frac{\eta_4 \bar{r}}{1 - \lambda}$ es un término constante y los parámetros γ_j y ω_j son,

como ya se señaló, funciones de x y el parámetro de las funciones generativas autorregresivas para y_t y w_t (ecuaciones (12a) y (13a)).

Por lo tanto, de acuerdo a la ecuación (16) la regla de decisión de inversión óptima de la firma sigue un esquema de regresión de primer orden con variables independientes definidas por valores actuales y rezagados de variables exógenas, es decir, y_t , w_t , x_t y \tilde{q}_t . Dada la especificación estocástica de estas variables [ecuaciones (10), (11), (14), (14a), (15)] la ecuación (16) proporciona una caracterización útil de inversión de series de tiempo la que consiste de dos componentes distintos, (i) un componente cíclico o transitorio relacionado a fluctuación de la producción total y la tasa de salarios real, es decir, $\{y_t, w_t\}$ y (ii) un componente permanente relacionado al premio por riesgo de la acción x_t y ganancia de capital \tilde{q}_t . Esta especificación de I_t ofrece una importante visión

en la dinámica de la respuesta a cambios en su medio ambiente. Considere, por ejemplo, el modelo de tiempo de respuestas de inversión a un cambio unitario

en la producción real esperada, definido como: $y^*_t = \sum_{j=0}^{n-1} \gamma_j y_{t-j}$. Es evidente de

(16) que:

$$(17a) \quad \frac{\partial I_t}{\partial y^*_t} = \lambda \eta_1 > 0 \quad (17a)$$

$$(17b) \quad \frac{\partial I_{t+1}}{\partial y^*_t} = \lambda \eta_1 (\theta_1 + \delta - 1) \leq 0 \quad (17b)$$

$$(17c) \quad \frac{\partial I_{t+2}}{\partial y^*_t} = \lambda \eta_1 \theta_1 (\theta_1 + \delta - 1) \leq 0 \quad (17c)$$

o en general,

$$(17d) \quad \frac{\partial I_{t+k}}{\partial y^*_t} = \lambda \eta_1 (\theta_1 + \delta - 1) \theta^{k-1}_1 \leq 0 \quad k = 1, 2, 3, \dots \quad (17d)$$

Estas expresiones tienen una interpretación clara, la firma parece sobre-reaccionar inicialmente a un cambio esperado en el nivel de la producción total, pero hace ajustes correctivos en los períodos subsiguientes. El impacto a largo plazo se da por,

$$(17e) \quad \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\partial I_{t+k}}{\partial y^*_t} = \frac{\lambda \eta_1 \delta}{1 - \theta_1} \quad (17e)$$

que depende de los parámetros θ_1 , η_1 , y δ . Es evidente que mientras mayor es el parámetro θ_1 , mayor es la respuesta de la inversión a cambios esperados en la producción total.

2.3. Procedimiento de estimación

Para proceder con la estimación, agregamos un término de error η_t a la regla de decisión de inversión de la firma (16) para responder a errores

aleatorios debido a la aproximación del modelo o debido a posibles variables omitidas. Este término de error se supone serialmente no correlacionado con media cero y varianza finita e independiente de las innovaciones en las ecuaciones generadoras para y_t , w_t , ρ_t , y \tilde{q}_t . En ese caso, la contraparte empírica de la regla de decisión de la inversión de la firma (16) toma la forma:

$$I_t = \alpha_0 + \theta_1 I_{t-1} + \lambda (1 - \delta'L) \left[\eta_1 \sum_{j=0}^{n-1} \gamma_j y_{t-j} + \eta_2 \sum_{j=0}^{n-1} \omega_j w_{t-j} + \frac{\eta_3}{1-\lambda} x_t + \frac{\eta_4}{1-\lambda} \tilde{q}_t \right] + \eta_t. \quad (18)$$

Para incorporar las diversas restricciones de parámetros impuestos en el modelo, la ecuación (18) debiera ser estimada junto con las ecuaciones generadoras de la producción total y salarios, y (11) simultáneamente. Un procedimiento de estimación simultánea daría estimaciones eficientes y consistentes para el grupo completo de parámetros. Pero esto no es factible en la práctica debido a la alta naturaleza no lineal de las restricciones impuestas y al número de rezagos involucrados. El acercamiento alternativo adoptado aquí es realizar un procedimiento de estimación en dos etapas. En la primera etapa estimamos las funciones generadoras de la producción total agregada real y tasa de salarios real {ecs. (10) y (11)} y fijar los parámetros a sus valores estimados. Después usamos estos parámetros estimados junto con algún valor asumido para λ para generar estimaciones de series de tiempo para valores esperados futuros de producción total real y tasa de salarios.

Específicamente definir $\hat{y}_t^*(\lambda) = \sum_{j=0}^{n-1} \hat{\gamma}_j y_{t-1}$ y $w^*(\lambda) = \sum_{j=0}^{n-1} \hat{\omega}_j w_{t-j}$ donde $\hat{\gamma}_j$ y $\hat{\omega}_j$ representan estimaciones consistentes y eficientes de γ_j y ω_j , respectivamente. Reemplazando estas estimaciones en la ecuación (18) da la siguiente ecuación la que servirá como base de la estimación en la segunda etapa.

$$I_t = \alpha_0 + \theta_1 I_{t-1} + \lambda (1 - \delta'L) \quad (19)$$

$$\left[\eta_1 \hat{y}_t^*(\lambda) + \eta_2 \hat{w}_t^*(\lambda) + \frac{\eta_3}{1-\lambda} x_t + \frac{\eta_4}{1-\lambda} \tilde{q}_t \right] + \eta_t$$

En la segunda etapa nosotros estimamos la ecuación (19), por el método de máxima verosimilitud para dar estimaciones eficientes y consistentes para el restante grupo de parámetros. Al estimar estos parámetros, es importante, tomar bien en cuenta las restricciones de las ecuaciones cruzadas implicadas

en este modelo. Estas restricciones se definen por la relación $\lambda = \bar{\beta} \theta_1$; por la no linealidad de los parámetros de la ecuación (19). Además, la presencia de procesos aleatorios $\{x_t\}$ y $\{\tilde{q}_t\}$ en la ecuación (19) introducen un elemento de tendencia en la varianza de I_t , implicando que I_t no es de varianza estacionaria. Para manejar este problema aplicamos el operador de diferencias a ambos lados de la ecuación (19), llegando a:

$$\Delta I_t = \theta_1 \Delta I_{t-1} + (1 - \delta'L) \left[\eta_1 \Delta \hat{y}_t^*(\lambda) + \eta_2 \Delta \hat{w}_t^*(\lambda) + \frac{\eta_3}{1-\lambda} \Delta x_t + \frac{\eta_4}{1-\lambda} \Delta \tilde{q}_t \right] + \Delta \eta_t \quad (20)$$

donde Δ es el operador diferencial definido como $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, y estimamos esta ecuación por la técnica de máxima verosimilitud, como se detalla en la siguiente sección.

3. RESULTADOS EMPÍRICOS

3.1. Datos y análisis de series de tiempos de variables exógenas

En esta sección aplicamos el modelo a los datos históricos de Brasil y proporcionamos resultados estimativos para la inversión privada agregada. El análisis procederá en dos partes: (i) descripción de datos y análisis de series de tiempo de variables exógenas; (ii) exposición de técnicas estimativas y presentación de resultados estimativos. Nosotros cubrimos períodos empezando en 1952 para el análisis de series de tiempo de producción total real y tasa real de salarios, pero nos concentraremos en el período 1958-1984 para la estimación formal del modelo. Los datos son anuales y se presentan en detalle en el Apéndice A. En resumen, los datos básicos comprenden inversiones fijas domésticas privadas brutas reales (desviación de su tendencia), I ; PGB real (desviación de su tendencia de segundo grado), y ; tasa real (desviación de su tendencia lineal), w ; precio real de capital, q ; y tasa de retorno patrimonial p . La tasa de retorno requerida se aproxima por el promedio *ex post* de retorno real en los bonos ORTN, \bar{r} , más un premio por riesgo de las acciones, x . Nosotros medimos x como el cuadrado de las desviaciones del retorno de mercado de acciones de su media de largo plazo o $x_t = (\Delta \ln S_t - \bar{S}_t)^2$, donde $\Delta \ln S_t = \ln S_t - \ln S_{t-1}$ es la tasa de cambio anual en el índice de precios agregado del mercado de acciones. (Índice SN para el período 1956-1967 e Índice BOVESPA para el período 1968-1984) y \bar{S}_t es su media de largo plazo, variable en el tiempo para reflejar fluctuaciones a largo plazo en el desempeño del mercado de acciones. Económicamente usamos datos anuales de 1956 y 1984 y estimamos \bar{S}_t como el valor de ajustado de la regresión por MCO de $\ln S$ en un período constante

y un grupo de tres variables *dummy* $\{D_{1t}, D_{2t}, D_{3t}\}$. Estas variables *dummy* se definen como:

$D_{1t} = \{1 \text{ para observaciones de } 1960 \text{ a } 1969, 0 \text{ para el resto.}$

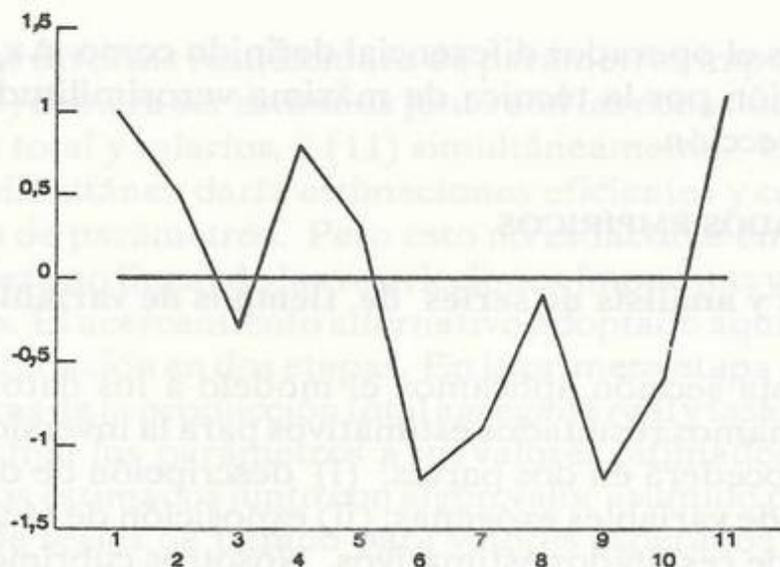
$D_{2t} = \{1 \text{ para observaciones de } 1970 \text{ a } 1979, 0 \text{ para el resto, y}$

$D_{3t} = \{1 \text{ para observaciones de } 1980 \text{ a } 1984, 0 \text{ para el resto.}$

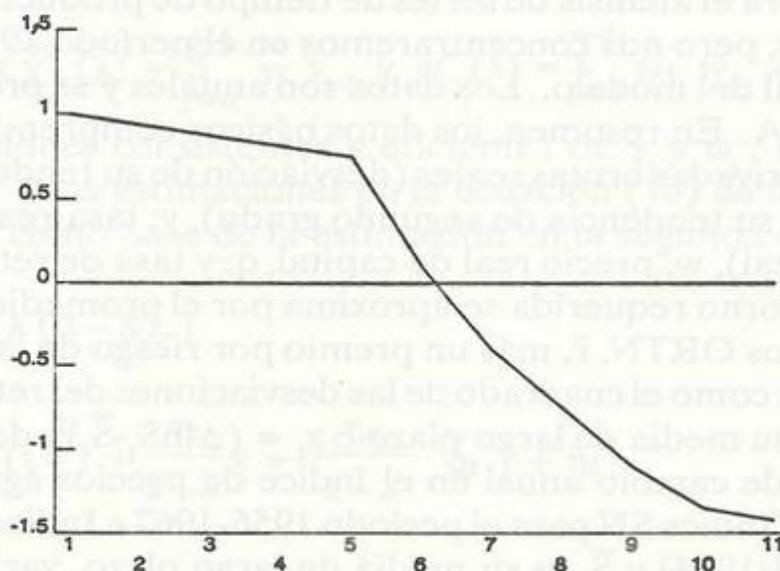
GRÁFICO 1

PERSISTENCIA DE UN SHOCK UNITARIO EN LA TASA REAL DE SALARIOS Y PRODUCCIÓN TOTAL

Tasa real de salarios



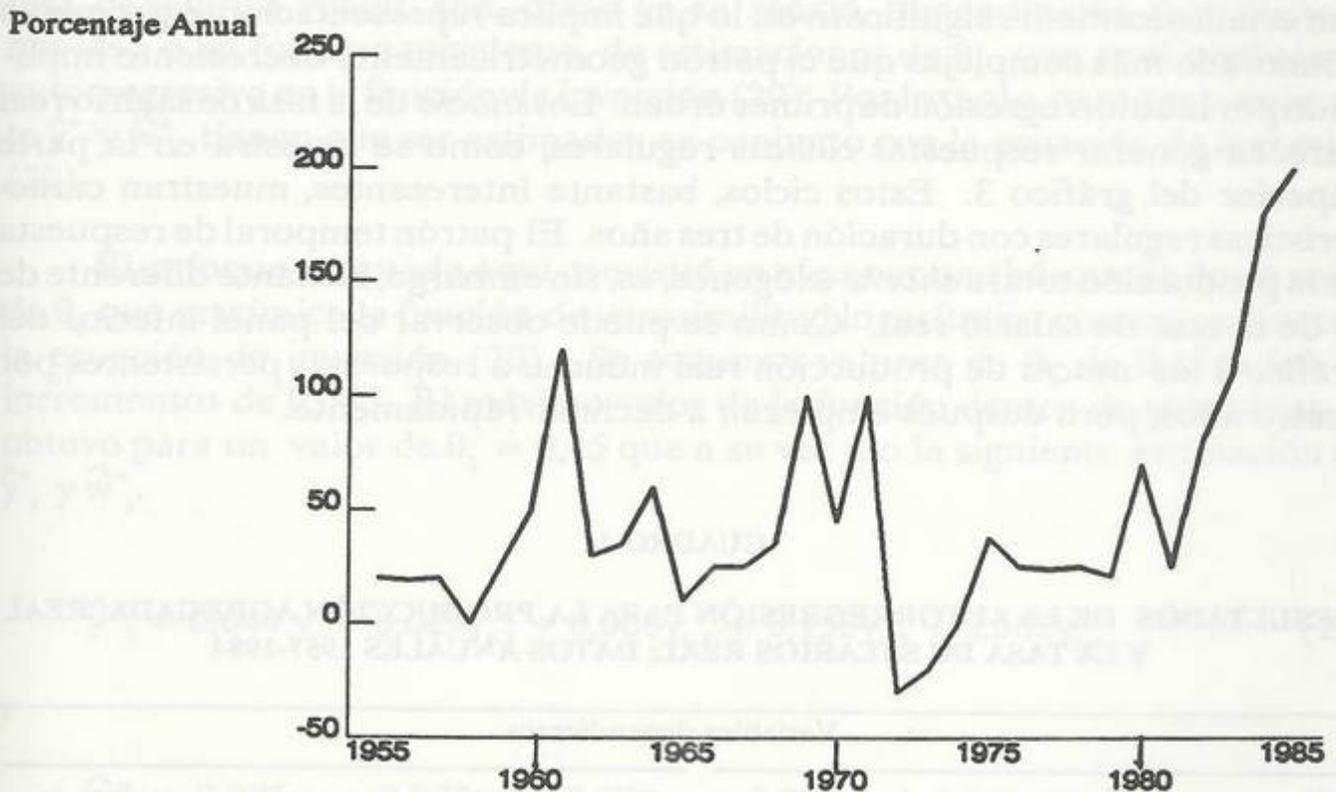
Producción real



Nota: Los gráficos señalan la tendencia de la producción total futura y la respuesta de salarios a un *shock* unitario sujeta a la tasa real de salarios y producción total al período $t = 1$. El cálculo está basado en representaciones promedio móviles de autorregresiones informada en el cuadro 1.

GRÁFICO 2

RETORNO DEL MERCADO DE ACCIONES (1955-1985)



Nota: Tasa de cambio anual del Índice de Precios del mercado de acciones. (Índice SN para 1955-1967 e Índice BOVESPA para 1968-1985).

En los gráficos 1-2 se muestran $\Delta \ln S_t$ y x_t para el período 1956-1981.

3.2. Resultados de las estimaciones

Empezamos el trabajo empírico con la estimación de los procesos autorregresivos para "y" y "w" como se especifica en las ecuaciones (10) y (11). Fijamos el orden de autorregresión, $n = 5$ e informamos en el cuadro 1, las estimaciones de los parámetros para dos alternativas de métodos de estimación, (i) estimación separada de ecuaciones (10) y (11) por medio de MCO; y (ii) una estimación conjunta de (10) y (11) por el método de regresiones aparentemente no relacionadas. El último método incorpora la posibilidad de que los errores en los procesos de "y" y "w" puedan estar correlacionados y por lo tanto proporcionen estimaciones más eficientes que MCO. Los dos métodos alternativos dan, sin embargo, estimaciones muy cercanas especialmente para los parámetros del proceso (y_t).

Considerando las estimaciones de los parámetros informados en el cuadro 1 es interesante hacer notar que ni la producción total real ni la tasa de salarios real puede ser representada por un simple proceso autorregresivo de primer orden. En ambos casos los coeficientes de los rezagos de quinto orden son estadísticamente significativos, lo que implica representaciones promedio ponderado más complejas que el patrón geométricamente decreciente implicado por la autorregresión de primer orden. Los *shocks* de la tasa de salario real parecen generar respuestas cíclicas regulares, como se muestra en la parte superior del gráfico 3. Estos ciclos, bastante interesantes, muestran características regulares con duración de tres años. El patrón temporal de respuesta de la producción total a *shocks* exógenos, es, sin embargo, bastante diferente de la de la tasa de salario real. Como se puede observar del panel inferior del gráfico 3 los *shocks* de producción real inducen a respuestas persistentes por cuatro años, pero después empiezan a declinar rápidamente.

CUADRO 1

RESULTADOS DE LA AUTORREGRESIÓN PARA LA PRODUCCIÓN AGREGADA REAL Y LA TASA DE SALARIOS REAL; DATOS ANUALES 1957-1984

		Variables dependientes					
		MCO			Regresiones aparentemente no relacionadas		
y_{t-1}	0.981 (10.04)	w_{t-1}	0.493 (2.73)	y_{t-1}	0.917 (9.91)	w_{t-1}	0.516 (3.19)
		w_{t-2}	-0.0442 (1.79)			w_{t-2}	-0.593 (2.69)
		w_{t-3}	1.22 (4.15)			w_{t-3}	1.233 (4.65)
y_{t-5}	-0.52 (4.22)	w_{t-5}	-1.07 (4.09)	y_{t-5}	0.506 (4.28)	w_{t-5}	-0.934 (3.93)
R^2	0.806		0.66				
Error estándar	281.6		3.79		273.62		3.54
Durbin Watson	2.26		2.08		2.096		2.095

Notas:

^a Desviación del PGB real de su tendencia cuadrática.

^b Desviación de la tasa de salario real de su tendencia lineal.

Los test t asintóticos están entre paréntesis.

Basado en las estimaciones de los parámetros informados en el cuadro 1 y usando proyecciones óptimas (12a) y (13a) ahora es posible generar estimaciones de series de tiempo para \hat{y}_t^* y \hat{w}_t^* . Estas estimaciones que representan proyecciones óptimas de mínimos cuadrados lineales del producto real y las tasa de salarios reales, son, como ya se señaló, dependientes de estimaciones de λ o en forma equivalente, de estimaciones de θ_1 , que es el coeficiente autorregresivo en la función de inversión (20). Por lo tanto, para ser consistente \hat{y}_t^* y \hat{w}_t^* tienen que ser estimados en conjunto con la ecuación de inversión (20).

El enfoque adoptado aquí consistió en efectuar una búsqueda de un valor de θ_1 que maximice la función de verosimilitud logarítmica correspondiente a la ecuación de inversión (20). Se *testearon* valores de θ_1 de 0,15 a 0,9 en incrementos de 0,075. El máximo valor de la función dentro de este rango se obtuvo para un valor de $\theta_1 = 0,45$ que a su vez dio la siguiente estimación de \hat{y}_t^* y \hat{w}_t^* .

$$\hat{y}_t^* = 0,644 y_t + 0,029y_{t-1} + 0,068y_{t-2} + 0,158y_{t-3} + 0,362y_{t-4} \quad (21)$$

y

$$\hat{w}_t^* = 0,025w_t + 0,072w_{t-1} - 0,57w_{t-2} + 0,22w_{t-3} + 0,51w_{t-4} \quad (22)$$

que son promedios móviles de cuarto orden en la producción real y tasa de salarios real, respectivamente.

Los resultados finales de las estimaciones por máxima verosimilitud de la ecuación (20) se informan en el cuadro 2. El cuadro también muestra los errores estándar asintóticos de las estimaciones así como otras estadísticas relevantes. Las estimaciones tienen el signo correcto pero no todas son significativas estadísticamente. El coeficiente de la producción agregada real, η_1 es altamente significativo y se mantiene notablemente estable sobre varias estimaciones de θ_1 . Esto deja claro el rol crucial de la fluctuación de la producción real en la variación cíclica de la inversión en Brasil. En contraste, los movimientos en la tasa de salario real parecen no tener impacto significativo estadísticamente en los movimientos de la inversión real como se ve de las estimaciones de η_2 en el cuadro 2. Estas estimaciones permanecen insignificantes a través de varias estimaciones de θ_1 . Lo mismo también es verdadero con respecto a estimaciones de η_4 , que mide el impacto en la inversión de los cambios en el precio real del capital. Las estimaciones de η_4 mostradas en el cuadro 2, son todas negativas y son estadísticamente insignificantes.

CUADRO 2

RESULTADOS ESTIMADOS PARA LA ECUACIÓN DE INVERSIÓN (20)

Parámetro/estadística	Estimado (error estándar)	
	No restringido	Restringido ($\eta_2 = 0, \eta_4 = 0$)
η_1	0.791 (0.18)	0.783 (0.17)
η_2	1.78 (11)	—
η_3	-0.083 (0.05)	-0.089 (0.03)
η_4	-2.22 (2.4)	—
R^2	0.48	0.46
D.W	2.07	2.08
Error estándar	118.5	113.1
Logaritmo de la función de verosimilitud	-164.4	-164.9

Notas: ($\theta_1 = 0,45, \lambda = 0,437, \delta = 0,07$)

Considerando el impacto en la inversión de cambios en el premio por riesgo de las acciones, se señala que el coeficiente estimado de riesgo es negativo como se esperaba, y es sin duda significativo estadísticamente, en especial cuando los coeficientes de la tasa real de salario y el precio real de los bienes de capital están restringidos a ser iguales a cero (columna 2, cuadro 2)). Esta relación negativa entre la volatilidad del mercado de acciones e inversión real fija es bastante significativa y parece reflejar el desplazamiento en la participación en el *portfolio* de los inversionistas desde acciones a otros activos. Tal interpretación concuerda bien con las expectativas generales del comportamiento de los inversionistas en el contexto de alta volatilidad del mercado de acciones implicando que mientras mayor sea la volatilidad de los retornos accionarios menor es el incentivo para invertir en activos reales. Este resultado permanece firme cuando se *testea* contra la posibilidad que la medida particular de premio por riesgo de las acciones adoptada aquí pueda estar sirviendo como una *proxy* para la volatilidad inflacionaria en la economía. Así, cuando estimamos la ecuación (20) con un x reemplazada por una medida de volatilidad de inflación general denotada x_1 , y construida como el cuadrado de las desviaciones de la ta-

sa de inflación respecto de su media de largo plazo,⁹ notamos que el coeficiente estimado del premio por riesgo se hace positivo y estadísticamente no significativo, como se muestra en la columna (1) del cuadro 3. Además, combinando X y X_1 en un nuevo índice agregado de volatilidad¹⁰ y estimando la ecuación (20) con el nuevo índice reemplazando x , nos damos cuenta que el coeficiente estimado del premio por riesgo que se muestra en columna (2) del cuadro 3 se hace otra vez negativo y estadísticamente no significativo, indicando el rol significativo de la volatilidad del mercado de acciones en el comportamiento de la inversión privada en Brasil.

CUADRO 3

ESTIMACIONES DE PARÁMETROS BAJO MEDIDAS ALTERNATIVAS DE RIESGO
(1958 - 1984)

Parámetro/estadística	Estimación (error estándar)	
	(1) ^a	(3) ^b
η_1	0.674 (0.18)	0.784 (0.17)
η_3	0.081 (0.13)	-0.072 (0.03)
R^2	0.405	0.47
D-W	2.3	2.05
Error estándar	119.03	112.3
Logaritmo de función de verosimilitud	-166.3	-164.7

Notas: $\alpha_1 = 0.45$, $\alpha_2 = 0.437$.

^a Basado en medidas de riesgo de acuerdo a $x_1 = (\Delta \ln P_t - \mu_t)^2$

^b Basado en medidas de riesgo de acuerdo a $x_2 = 0,44 (\Delta \ln S_t - \bar{S}_t)^2 + 0,56 (\Delta \ln P_t - \mu_t)^2$

⁹ Formalmente, $x_1 = (\Delta \ln P_t - \mu_t)^2$ donde $\Delta \ln P_t$ en P_t es la tasa de inflación del índice de precios general al por mayor, y μ_t es su media en función del tiempo para captar la tendencia de largo plazo de la inflación en Brasil. Econométricamente nosotros estimamos μ_t como el valor ajustado de la regresión por MCO de $\Delta \ln P_t$ sobre un término constante y las variables *dummy* D_{1t} , D_{2t} y D_{3t} , usando datos anuales de 1952 a 1984.

¹⁰ Este nuevo índice llamado x_2 es medido como un promedio ponderado de x y x_1 . Esto es, $x_2 = e \cdot x + (1-e) \cdot x_1$, donde el ponderador e es el promedio del ratio del patrimonio accionario total (valor de capitalización de mercado de las acciones listadas en las Bolsas de Sao Paulo y Río de Janeiro), sobre la suma del patrimonio accionario total y M_2 , en el período 1979-1984. Se calculó y resultó ser 0,46. Los datos del valor total de capitalización de mercado provienen del IFC, Base de Datos de Mercado en preparación.

Recapitulando los resultados principales de las estimaciones, da la siguiente función de inversión empírica,

$$I_t = 0,45 I_{t-1} + 0,341 (y^*_t - 0,93 y^*_{t-1}) - 0,15 (x_t - 0,93 x_{t-1}) + \hat{f}_t \quad (23)$$

donde I_t se usa para denotar el componente cíclico de la inversión agregada real¹¹ y y^*_t , de acuerdo a la ecuación (21) es un promedio móvil de cuarto orden del componente cíclico de la producción total agregada real, y_t .

Vale la pena hacer notar varios aspectos de la ecuación (23). Primero se nota que, mientras las fluctuaciones cíclicas de la producción total contribuyen significativamente a la variación de la inversión, la dinámica indicada es más bien complicada, involucrando rezagos de quinto orden de la producción agregada. Así, para predecir los valores futuros de la inversión se necesita información de un historial relativamente largo de la producción total. Segundo, debido a x_t en la ecuación (23) la varianza de I_t será una función del tiempo. De hecho, la varianza de I_t calculada de la ecuación (23) será una función lineal del tiempo con el intercepto dado por la varianza de la variación cíclica de la producción total y la pendiente dada por la varianza del error en el proceso (x_t).

4. OBSERVACIONES FINALES

En este estudio hemos desarrollado un modelo estocástico óptimo de comportamiento de inversión para una firma monopólica privada y usado un modelo para examinar empíricamente las determinantes cíclicas de la inversión privada agregada en Brasil en el período 1958 y 1984. La evidencia presentada aquí sugiere que las fluctuaciones de la inversión en Brasil están fuertemente y positivamente relacionadas con la producción agregada real, pero negativamente relacionadas con la variabilidad en el mercado de acciones. La dimensión cuantitativa de la relación cíclica entre la producción total e inversión aparece bastante factible. La respuesta marginal de la inversión a un cambio unitario en la producción total esperada se estima en 0,34 y a un cambio unitario en la producción total corriente en 0,2.

¹¹ Empíricamente es medido como la desviación de la inversión agregada real de su tendencia lineal. Esta tendencia es estimada para el período 1956-1984 y resulta ser:

$$\hat{I}_t = 19,59 + 94,72t - 301,2D$$

(0,94) (13,1) (1,26)

donde I_t representa la tendencia lineal de la inversión agregada, t denota el tiempo, D es una variable *Dummy* incluida para capturar el gran aumento anormal de la inversión en 1958 y los números entre paréntesis son los valores del *test t*.

Los resultados de nuestro estudio en relación a que el comportamiento de la inversión privada en Brasil está negativamente relacionada con la volatilidad del mercado de acciones es muy significativa. El resultado es más bien fuerte: pasa la prueba de que nuestra medida de volatilidad del mercado de acciones podría estar siendo aproximada por la volatilidad de la inflación. Por lo tanto, establece un rol independiente para el desempeño del mercado de acciones en la determinación de la inversión de la firma. Esto tiene implicaciones importantes para la política financiera y de estabilización, un tema de discusión que merece seria consideración y estudio en futuras investigaciones.

APENDICE A

LOS DATOS

Inversión. Observaciones consistentes en series de tiempo, en inversiones fijas privadas agregadas brutas a precios corrientes para el período 1950-1984. Fueron compiladas combinando datos de varias emisiones del Anuario Estadístico de Brasil, Fundación Getulio Vargas, el World Bank Country Economic Memorandum on Brasil. Estos datos fueron deflactados por el deflactor implícito de precios, de la formación de capital fijo total doméstico tomado de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI (de 1960 a 1984, para períodos anteriores se usaron estimaciones del autor) para obtener la inversión privada agregada real a precios constantes (1980). (Los gráficos A.1-A.2 muestran dos medidas de la inversión privada agregada).

Producción agregada real. El PGB real, construido por el PGB a precios corrientes deflactado por su deflactor de precios implícito. Ambas series fueron tomadas directamente de las EFI del FMI.

Tasa de salario real. Tasa de salario nominal deflactado por el índice general de precios al por mayor.

Tasa de salario nominal. Compensación por hora de los trabajadores de la producción en el sector manufacturas; 1975-1984 obtenidos del Departamento del Trabajo, Oficina de Estadísticas Laborales (no publicado) y 1952-1974 derivado de las estimaciones de Ekerman (1985) suponiendo 2.080 horas de trabajo por año. (Véase gráfico A.3).

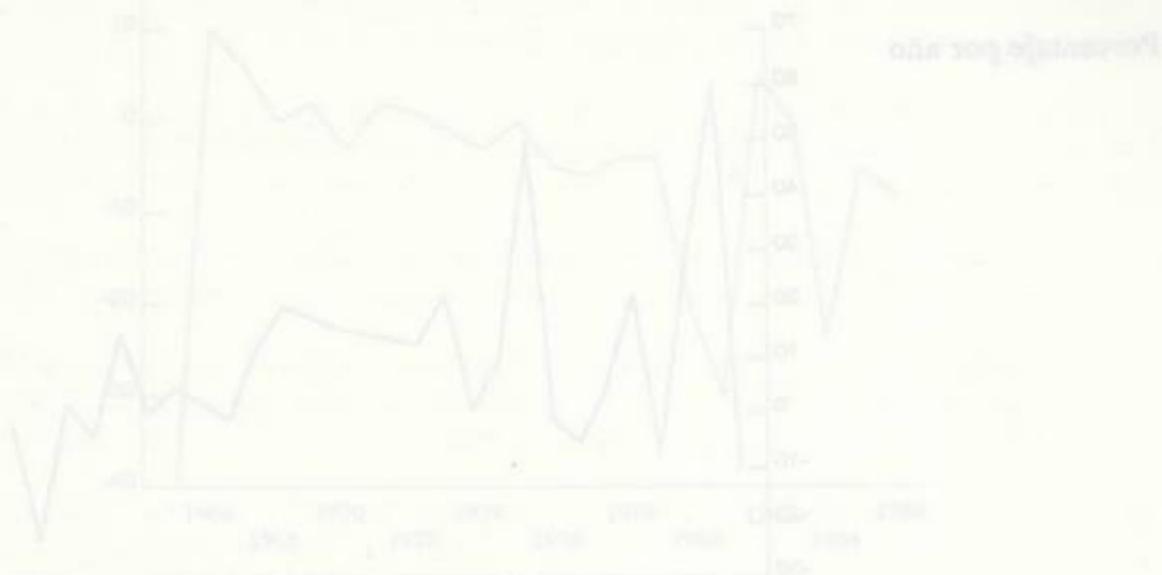
Precio real de bienes de capital. Razón de deflactor de precios implícito para formación de capital fijo doméstico total a deflactor de precios implícito del PGB; ambas series tomadas directamente de las EFI, FMI.

Precio agregado del mercado de acciones. Esta serie fue basada en el Índice del Servicio Nacional de Inversiones (SN) para el período 1954-1967 [Simonsen (1969) y Ness (1975)] y, el índice en BOVESPA para el período 1963-1984 (IFC, Emerging Market Data Base).

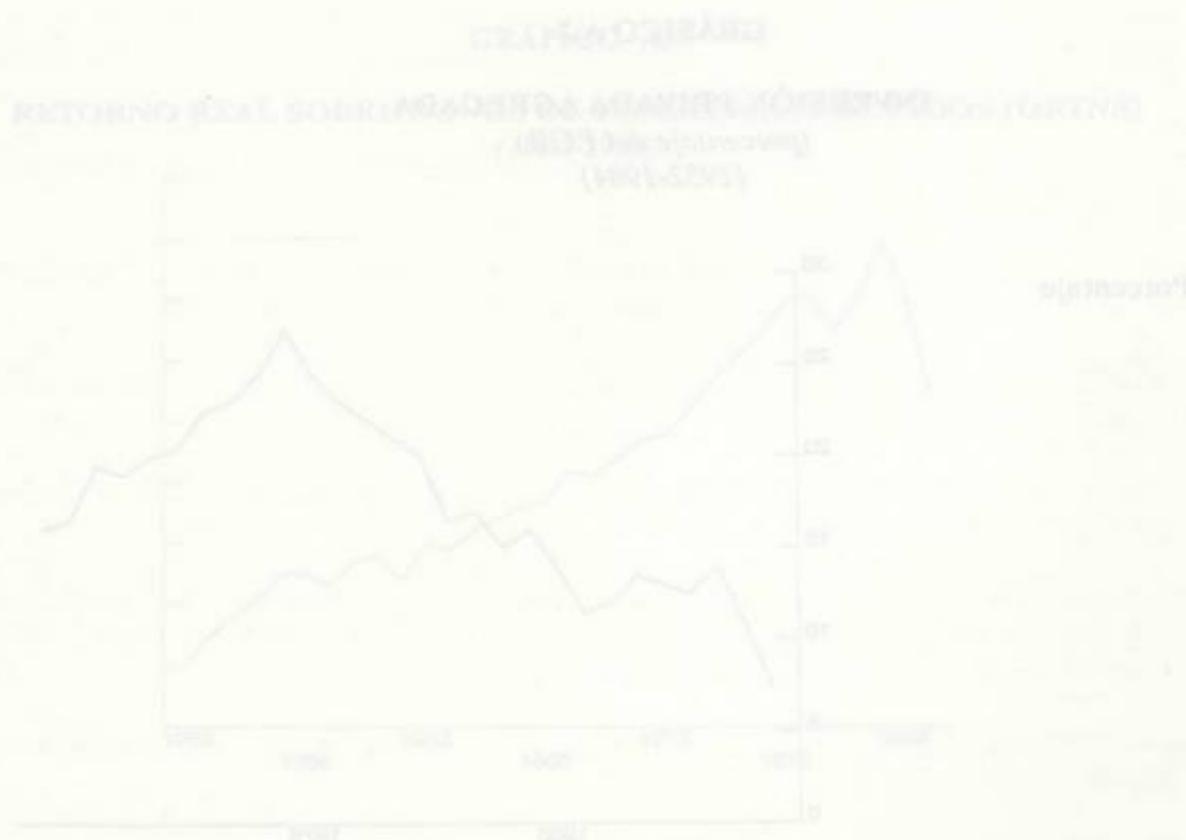
Retorno real de bonos de tesorería indexados (ORTNS). Retorno nominal de ORTN (Tasa de cambio de enero a enero en el precio de los ORTN ajustado por la tasa de inflación del Índice de Precios al por Mayor (enero). Los datos de los precios de los ORTN para 1964-1983 fueron tomados de Dias (1985) y pa-

ra 1984 del Memorandum Económico del País, Banco Mundial, Brasil (1987).
 (Veáse gráfico A.4).

Indice de precios al por mayor. Índice Anual Promedio obtenido de las Estadísticas Financieras Internacionales, FMI.



Nota: Datos de estadísticas financieras internacionales del FMI. Índice de precios al por mayor. Índice Anual Promedio obtenido de las Estadísticas Financieras Internacionales, FMI.



Nota: Datos de estadísticas financieras internacionales del FMI. Índice de precios al por mayor. Índice Anual Promedio obtenido de las Estadísticas Financieras Internacionales, FMI.

GRÁFICO A.1

INVERSIÓN PRIVADA AGREGADA REAL (tasa de cambio porcentual anual) (1952-1984)

Porcentaje por año



GRÁFICO A.2

INVERSIÓN PRIVADA AGREGADA (porcentaje del PGB) (1952-1984)

Porcentaje

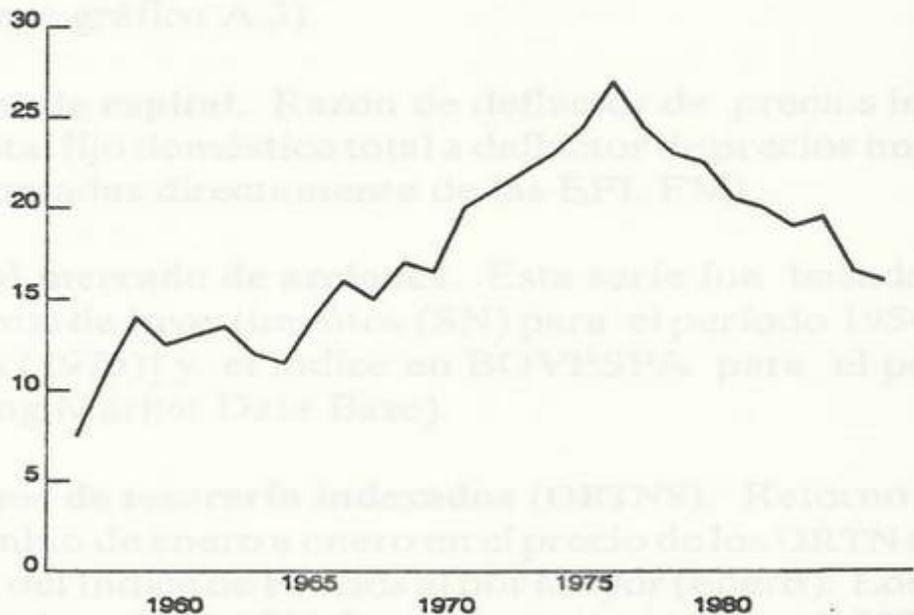
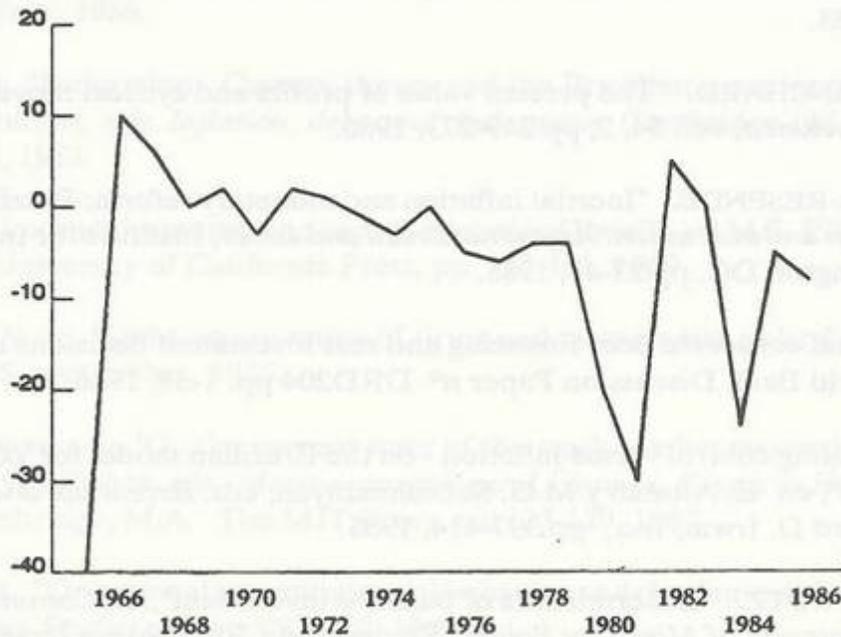


GRÁFICO A.3

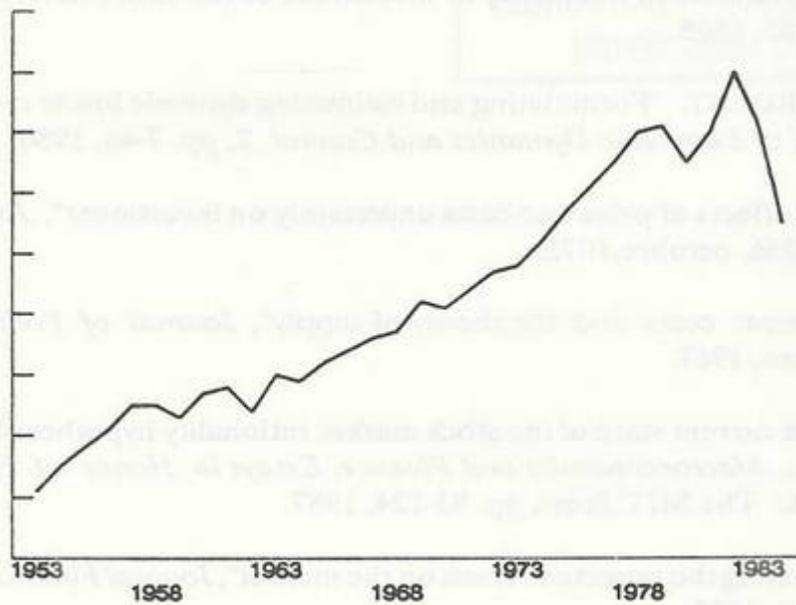
TASA DE SALARIO REAL (1952-1984)



Nota: Compensación promedio por hora en la industria manufacturera deflactada por el índice de precios al por mayor.

GRÁFICO A.4

RETORNO REAL SOBRE BONOS DE TESORERÍA INDEXADOS (ORTNS) (1965-1986)



Nota: Tasa de cambio anual promedio en precios nominales de ORTN ajustados por la tasa de inflación en el índice de precios al por mayor.

REFERENCIAS

- ABEL, A.B. "Optimal investment under uncertainty", *The American Economic Review*, vol. 73, 1, pp.228-233, 1983.
- ABEL, A.B. y O.J. BLANCHARD. "The present value of profits and cyclical movements in investment", *Econometrica*, vol. 54, 2, pp.249-273, 1986.
- ARIDA, P. y A. LARA-RESENDE. "Inertial inflation and monetary reform: Brazil", en J. Williamson, ed. *Inflation and indexation: Argentina, Brazil and Israel*, Institute for International Economics, Washington DC. pp.27-45, 1985.
- DAILAMI, M. "Optimal corporate debt financing and real investment decisions under controlled banking system", World Bank Discussion Paper nº DRD204 pp. 1-34, 1986.
- DIAS, L.M.R. "Accounting control versus inflation - on the Brazilian model for 'correcting' Financial Statements", en E. Altman y M.G. Subrahmanyam, eds. *Recent advances in Corporate Finance*, Richard D. Irwin, Inc., pp.397-414, 1985.
- EISNER, R. y R.H. STROTZ. "Determinants of business investment", en *Commission on Money and Credit Impacts of Monetary Policy*, Englewood Cliffs, Nueva Jersey: Prentice-Hall, pp.59-337,1963.
- EKERMAN, R.J. "Inflação e salario real: La experiencia Brasileira". *Ensaio Economicos*, (IBRE), Fundación Getulio Vargas, Río de Janeiro, 58, 1958.
- EPPLE, D. "The econometrics of exhaustible resources supply: A theory and an application", en T.J. Sargent, ed., *Energy, Foresight and Strategy*, Resources for the Future, Washington, DC. pp.143-187,1985.
- GOULD, J.P. "Adjustment costs in the theory of investment of the firm", *Review of Economic Studies*, 35, pp. 47-55, 1968.
- HANSEN, L.P. y T.J. SARGENT. "Formulating and estimating dynamic linear rational expectations models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, pp. 7-46, 1980.
- HARTMAN, R.C. "The effects of price and costs uncertainty on investment", *Journal of Economic Theory*; pp..258-266, octubre,1972.
- LUCAS, R.E. "Adjustment costs and the theory of supply", *Journal of Political Economy*, 75, pp.321-334, agosto, 1967.
- MERTON, R.C. "On the current state of the stock market rationality hypothesis", en R. Dornbusch y S. Fischer, eds., *Macroeconomics and Finance, Essays in Honor of Franco Modigliani*, Cambridge, M.A: The MIT Press, pp. 93-124, 1987.
- . "On estimating the expected return on the market", *Journal Financial Economics*, pp. 323-361, diciembre,1980.
- NESS, W.L. "Financial markets innovation as a development strategy: initial results from the Brazilian experience", *Economic Development and Cultural Change*, pp. 453-472, 1975.

PINDYCK, R. "Adjustment costs, uncertainty, and the behavior of the firm", *American Economic Review*, pp. 415-427, junio, 1982.

SHAPIRO, M.D. "An account of the dynamics of investment and output", *Brookings Paper on Economic Activity*, 1986.

SIMONSEN, M.H. "Indexation: Current theory and the Brazilian experience", en R. Dornbush y M.H. Simonsen, eds. *Inflation, debt and indexation*, Cambridge, M.A: The MIT Press, pp. 99-153, 1983.

———. "Inflation and the money and capital markets of Brazil", en M.S. Ellis, ed., *The Economy of Brazil*, University of California Press, pp. 133-161, 1969.

SUNDARARAJAN, V. "Debt-equity ratios of firms and interest rate policy". *IMF Staff Papers*, 3, pp. 430-475, septiembre, 1985.

TOBIN, J. "Comments on 'On the current state of the stock market rationality hypothesis'", en R. Dornbush y S. Fisher, eds. *Macroeconomics and Finance, Essays in Honor of Franco Modigliani*, Cambridge, M.A: The MIT Press, pp. 125-129, 1987.

TREADWAY, A.B. "On rational entrepreneurial behavior and the demand for investment", *Review of Economic Studies*, 36, pp. 227-239, 1969.

VAN AGTMAEL, A.W. *Emerging Securities Markets*, Euromoney Publications, Londres, 1984.

UNIDAD DE DOCUMENTACION
FACULTAD DE CIENCIAS
ECONOMICAS Y ADMINISTRATIVAS
UNIVERSIDAD DE CHILE