



Munich Personal RePEc Archive

The Trade-off between Inflation and Output: Empirical Evidence for Venezuela

Victor, Olivo

2005

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/41242/>
MPRA Paper No. 41242, posted 14 Sep 2012 04:48 UTC

EL INTERCAMBIO ENTRE INFLACIÓN Y PRODUCTO: EVIDENCIA EMPÍRICA PARA VENEZUELA

Víctor Olivo*
Diciembre, 2005

Resumen

Muchos investigadores han explorado las implicaciones del modelo de las percepciones erróneas (Lucas's misperception model) o de las "Islas" desarrollado por Robert Lucas. La implicación empírica básica del modelo de las percepciones erróneas es que la pendiente de la curva de oferta de Lucas, es decir el intercambio entre las perturbaciones nominales y el nivel de actividad económica real, depende de la variabilidad de las perturbaciones nominales.

Este trabajo es un estudio intra-país que examina las principales implicaciones del modelo de las percepciones erróneas de Lucas utilizando datos anuales de la economía venezolana para el período 1951 – 2004. La motivación para emprender esta línea de investigación es la percepción de que desde mediados de los 70, con el significativo incremento de los precios del petróleo, las autoridades económicas venezolanas han persistido en su empeño de estimular la economía mediante la aplicación sistemática de políticas fiscal y monetaria marcadamente expansivas. Los resultados empíricos obtenidos indican que para el período analizado la hipótesis de Lucas explica bastante bien por qué el compromiso entre inflación y producto ha tendido a desaparecer en la economía venezolana, en la medida en que las perturbaciones nominales se han incrementado en nivel y variabilidad.

Clasificación JEL: C22, E32

Palabras clave: output-inflation tradeoff, curva de oferta de Lucas, modelo de las percepciones erróneas de Lucas, perturbaciones nominales, políticas fiscal y monetaria.

*Vicepresidencia de Estudios – Banco Central de Venezuela. Las opiniones expresadas en esta nota técnica son de la completa responsabilidad del autor y no se corresponden necesariamente con las del Banco Central de Venezuela.

1.-Introducción

Muchos investigadores han explorado las implicaciones del modelo de las percepciones erróneas (Lucas's misperception model) o de las "Islas" desarrollado por Robert Lucas. El mismo Lucas fue el pionero en 1973 con su trabajo *Some International Evidence on Output - Inflation Tradeoffs* en contrastar su hipótesis empíricamente.

La implicación empírica básica del modelo de las percepciones erróneas es que la pendiente de la curva de oferta de Lucas, es decir el intercambio entre las perturbaciones nominales y el nivel de actividad económica real, depende de la variabilidad de las perturbaciones nominales.

Según Miller y Apergis (2000), la mayoría de los trabajos que han intentado contrastar las implicaciones del modelo de las percepciones erróneas han utilizado información de corte transversal. Estos autores reportan tres investigaciones (Froyen y Waud, 1980; Katsimbris, 1990, 1990b) que estudian la hipótesis de Lucas (1973) utilizando información intra-país.

Este trabajo es un estudio intra-país que examina las principales implicaciones del modelo de las percepciones erróneas de Lucas utilizando datos anuales de la economía venezolana para el período 1951 - 2004. La motivación para emprender esta línea de investigación es la percepción de que desde mediados de los 70, con el significativo incremento de los precios del petróleo, las autoridades económicas venezolanas han persistido en su empeño de estimular la economía mediante la aplicación sistemática de políticas fiscal y monetaria marcadamente expansivas. De tal forma, que la economía venezolana ofrece un contexto relevante para examinar la hipótesis de Lucas (1973) de que el intercambio entre la inflación y el producto se deteriora en la medida que los agentes económicos perciben

que la fuente principal de variación de los precios en sus respectivos mercados es la aplicación de políticas que expanden la demanda agregada nominal y por ende el nivel general de precios, y no alteraciones en los precios relativos.

El trabajo está estructurado de la siguiente forma: después de esta introducción, en la sección 2 se desarrolla el modelo de las percepciones erróneas de Lucas y se deriva una ecuación que permite el contraste empírico de la hipótesis de Lucas y sus implicaciones; la sección 3 describe la estrategia de contrastación empírica que se sigue en el trabajo y presenta los resultados obtenidos al aplicar esta estrategia; finalmente en la sección 4 se presentan unas breves conclusiones.

2.- Especificación del Modelo

2.a - El Modelo de las "Islas" o de las Percepciones Erróneas de Lucas

En el modelo de las "islas" o de las percepciones erróneas de Robert Lucas (1973), los oferentes se encuentran diseminados en un gran número de mercados competitivos. La demanda de bienes en cada período esta distribuida de manera no uniforme en estos mercados, generando fluctuaciones relativas y generales de los precios. Los oferentes tienen un conocimiento perfecto de los precios en sus respectivos mercados, pero sólo poseen una información limitada acerca del nivel general de precios. Por lo tanto, cuando los oferentes observan un cambio en el precio de sus productos, ellos tienen que evaluar si este es un cambio en los precios relativos o un cambio en el nivel general de precios que implica mantener inalterado el nivel de producción. Es decir, los agentes económicos enfrentan un problema de "extracción de señales".

En el modelo, la cantidad ofrecida en cada mercado se supone que es el producto de un componente normal, común a todos los mercados, y un componente cíclico que varía entre mercados. Asignando z para indexar los mercados, la oferta en el mercado z expresada en logaritmos es:

$$y_t(z) = y_{nt} + y_{ct}(z) \quad (1)$$

donde:

y_{nt} = componente normal de la oferta;

$y_{ct}(z)$ = componente cíclico de la oferta.

Por simplicidad vamos a suponer que el componente normal es constante, aunque Lucas le asigna una tendencia lineal.

El componente cíclico se supone que varía con los precios relativos:

$$y_{ct}(z) = \gamma [P_t(z) - E(P_t / I_t(z))]; \quad (2)$$

donde:

$P_t(z)$ = precio observado en z ;

$E(P_t / I_t(z))$ = nivel general de precios corriente esperado dada la información disponible en el mercado z en el momento t .

La información disponible a los oferentes en el mercado z proviene de dos fuentes. Primero, se supone que los agentes tienen una distribución conocida común de P_t adquirida a través de información pasada. Esta distribución se supone que posee una distribución normal con media \bar{P}_t y varianza constante σ^2 . Segundo, el precio observado en z se desvía del nivel general de precios por un monto que se distribuye independientemente de P_t :

$$P_t(z) = P_t + z; \quad (3)$$

donde z es una variable normalmente distribuida con media cero y varianza τ^2 , y $\text{cov}(P_t, z) = 0$. Por lo tanto, la media de $P_t(z)$ es \bar{P}_t y su varianza $\sigma^2 + \tau^2$.

Utilizando el supuesto de expectativas racionales tenemos que:

$$E(P_t / I_t(z)) = E(P_t / P_t(z)) \quad (4)$$

Esta ecuación ilustra el problema de "extracción de señales" al que se enfrentan los agentes económicos. Un agente económico racional que trata de estimar P_t dado el valor observable de $P_t(z)$, puede tratar de estimar la siguiente regresión lineal:

$$P_t = \alpha + \beta P_t(z) + e_t \quad (5)$$

La estimación de α y β por mínimos cuadrados ordinarios da como resultado:

$$\hat{\beta} = \text{cov}(P_t(z), P_t) / \text{var}(P_t(z)) = \sigma^2 / (\sigma^2 + \tau^2); \quad (6)$$

$$\hat{\alpha} = \bar{P}_t - \hat{\beta} \bar{P}_t(z) = (1 - \hat{\beta}) \bar{P}_t \quad (7)$$

Sustituyendo (6) y (7) en (5), y tratando la ecuación (5) como el mejor estimado de (4), se obtiene:

$$E(P_t / P_t(z)) = (1 - \hat{\beta}) \bar{P}_t + \hat{\beta} P_t(z) \quad (8)$$

El término σ^2 mide la variabilidad del nivel general de precios y el término τ^2 mide la variabilidad del precio en el mercado z .

Para ver el efecto del proceso de "extracción de señales" sobre la oferta agregada, se sustituye (8) en (2):

$$y_t(z) = y_{nt} + \gamma [P_t(z) - (1 - \hat{\beta}) \bar{P}_t - \hat{\beta} P_t(z)]; \quad (9)$$

$$y_t(z) = y_{nt} + \theta \gamma [P_t(z) - \bar{P}_t]; \quad \theta = (1 - \hat{\beta}) \quad (9a)$$

Suponiendo que todos los agentes son idénticos y obteniendo un promedio de todos los mercados, resulta la siguiente función de oferta agregada:

$$y_t = y_{nt} + \theta \gamma [P_t - \bar{P}_t] \quad (10)$$

En esta ecuación en la medida que el nivel general de precios es más volátil (σ^2 es más elevado dado un valor de τ^2), $\theta = \tau^2 / (\sigma^2 + \tau^2)$ disminuye, y la función de oferta agregada se hace más empinada. En el límite, en la medida que el nivel general de precios se hace infinitamente variable $\theta = 0$, y la función de oferta agregada es vertical. Finalmente, siguiendo a Lucas (1973) le agregamos a (10) el valor rezagado del componente cíclico $[y_{t-1} - y_{nt-1}]$:

$$y_t = y_{nt} + \theta\gamma[P_t - \bar{P}_t] + \lambda[y_{t-1} - y_{nt-1}]; \quad \lambda < 1 \quad (10a)$$

2.b Completando y resolviendo el modelo

Lucas (1973) incorpora una función de demanda agregada con elasticidad unitaria con respecto al nivel de precios:

$$y_t + P_t = x_t \quad (11)$$

donde x_t es una variable de ajuste exógena igual al valor observado del logaritmo del PIB nominal. Lucas (1973) define $\{\Delta x_t\}$ como una secuencia que sigue una distribución independiente, normal con media δ y varianza σ_x^2 .

Sustituyendo (10a) en (11) y resolviendo para P_t , resulta:

$$P_t = x_t - \theta\gamma(P_t - \bar{P}_t) - \lambda y_{t-1} - (1 - \lambda)y_{nt} \quad (12)$$

Dado que el modelo es lineal en logaritmos, Lucas (1973) conjetura las siguientes soluciones de prueba:

$$P_t = \pi_0 + \pi_1 x_t$$

$$\bar{P}_t = \pi_0 + \pi_1(x_{t-1} + \delta)$$

Utilizando el método de coeficientes indeterminados se obtiene:

$$\pi_0 = \frac{\theta\gamma}{1 + \theta\gamma}(x_{t-1} + \delta) - \lambda y_{t-1} - (1 - \lambda)y_{nt};$$

$$\pi_1 = \frac{1}{1 + \theta\gamma}$$

De forma tal que:

$$P_t = \frac{1}{1 + \theta\gamma} x_t + \frac{\theta\gamma}{1 + \theta\gamma} x_{t-1} + \frac{\theta\gamma\delta}{1 + \theta\gamma} - \lambda y_{t-1} - (1 - \lambda) y_{nt} \quad (13)$$

$$y_t = -\frac{\theta\gamma\delta}{1 + \theta\gamma} + \frac{\theta\gamma}{1 + \theta\gamma} \Delta x_t + \lambda y_{t-1} + (1 - \lambda) y_{nt} \quad (14)$$

Definiendo $\pi = \theta\gamma/(1 + \theta\gamma)$ e $y_{ct} \equiv y_t - y_{nt}$, resulta:

$$y_{ct} = -\pi\delta + \pi\Delta x_t + \lambda y_{ct-1} \quad (15)$$

$$\Delta P_t = (1 - \pi)\Delta x_t + \pi\Delta x_{t-1} - \lambda\Delta y_{ct-1} \quad (16)$$

donde se supone que $y_{nt} \approx y_{nt-1}$.

3.a- Estrategia de contrastación empírica y resultados

La ecuación (15) provee una forma de contrastar la hipótesis de Lucas de que en la medida que la varianza del nivel general de precios σ^2 se incrementa en relación a la varianza del precio de un mercado específico τ^2 , se hace más difícil engañar a los agentes económicos para que respondan aumentando la producción ante cambios en la demanda agregada nominal.

Lucas (1973) estimó esta ecuación para dieciocho países, incluyendo Venezuela, para el período 1953 - 1967. Lucas encontró que el comportamiento del valor estimado de π para estos países concuerda con su hipótesis. Para los dieciséis países con un nivel general de precios estable, π estimado oscila entre 0,287 hasta 0,910; para los dos países con precios volátiles, este estimado es diez veces más pequeño.

Siguiendo a Froyen y Waud (1980) hay tres implicaciones que se derivan de la hipótesis de Lucas bajo el supuesto de que τ^2 es relativamente estable para los diversos mercados:

1. π y σ_x^2 (la varianza de la tasa de crecimiento del PIB nominal) deben estar negativamente correlacionados;
2. σ_x^2 y σ_p^2 (la varianza de la tasa de inflación) deben estar positivamente correlacionadas;
3. π y σ_p^2 deben estar negativamente correlacionados.

Estas implicaciones se derivan a su vez de la definición de π :

$$\pi = \frac{\theta\gamma}{1+\theta\gamma} = \frac{\tau^2\gamma}{\sigma_p^2 + \tau^2(1+\gamma)};$$

combinada con la definición de σ_p^2 que se desprende de la ecuación (13):

$$\sigma_p^2 = \frac{1}{(1+\theta\gamma)^2} \sigma_x^2 = (1-\pi)^2 \sigma_x^2;$$

de la cual se obtiene:

$$\pi = \frac{\tau^2\gamma}{(1-\pi)^2 \sigma_x^2 + \tau^2(1+\gamma)}.$$

De tal forma que se espera que el valor de π sea más grande (pequeño) en la medida que σ_p^2 es más pequeño (grande); y que el valor de π sea más grande (pequeño) en la medida que σ_x^2 es más pequeño (grande).

En este trabajo añadimos una cuarta implicación, específicamente que σ_x^2 y σ_M^2 (la varianza de la tasa de crecimiento de algún agregado monetario) deben estar positivamente correlacionadas.

La ecuación (15) se estima utilizando datos anuales de la economía venezolana para el período 1951 - 2004. Hay dos diferencias fundamentales con respecto a la estimación de Lucas (1973): i) nuestra medida de producción agregada es

el PIB no petrolero real; ii) nuestra medida del componente cíclico se deriva como la diferencia entre el logaritmo del PIB no petrolero real observado y su valor tendencial estimado utilizando el filtro de Hodrick - Prescott (H-P); la medición del componente cíclico con base a una tendencia lineal como la utilizada en Lucas (1973) genera una variable no estacionaria.

Para la contrastación empírica de la hipótesis de Lucas, nos basamos en una estimación recursiva de π utilizando la ecuación (15). No obstante, antes de presentar los resultados para los valores estimados de π , es interesante evaluar la estimación de la ecuación (15) para el período 1951 - 2004:

Dependent Variable: LIYRNPG
 Method: Least Squares
 Date: 12/13/05 Time: 11:08
 Sample (adjusted): 1951 2004
 Included observations: 54 after adjustments
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.89E-05	0.006587	0.007422	0.9941
DLYN	0.004897	0.040536	0.120802	0.9043
LIYRNPG(-1)	0.450510	0.172514	2.611442	0.0118
R-squared	0.193642	Mean dependent var		0.000387
Adjusted R-squared	0.162020	S.D. dependent var		0.041407
S.E. of regression	0.037905	Akaike info criterion		-3.653528
Sum squared resid	0.073275	Schwarz criterion		-3.543029
Log likelihood	101.6453	F-statistic		6.123669
Durbin-Watson stat	1.722529	Prob(F-statistic)		0.004135

donde:

LIYRNPG= y_{ct} en (15);

DLYN= Δx_t en (15).

Como puede observarse, para la muestra completa $\hat{\pi}$ no es estadísticamente significativo a los niveles críticos comúnmente utilizados.

Si estimamos esta misma ecuación para el período utilizado por Lucas (1973) entre 1953 y 1967, se obtiene:

Dependent Variable: LIYRNPG

Method: Least Squares

Date: 12/13/05 Time: 11:18

Sample: 1953 1967

Included observations: 15

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

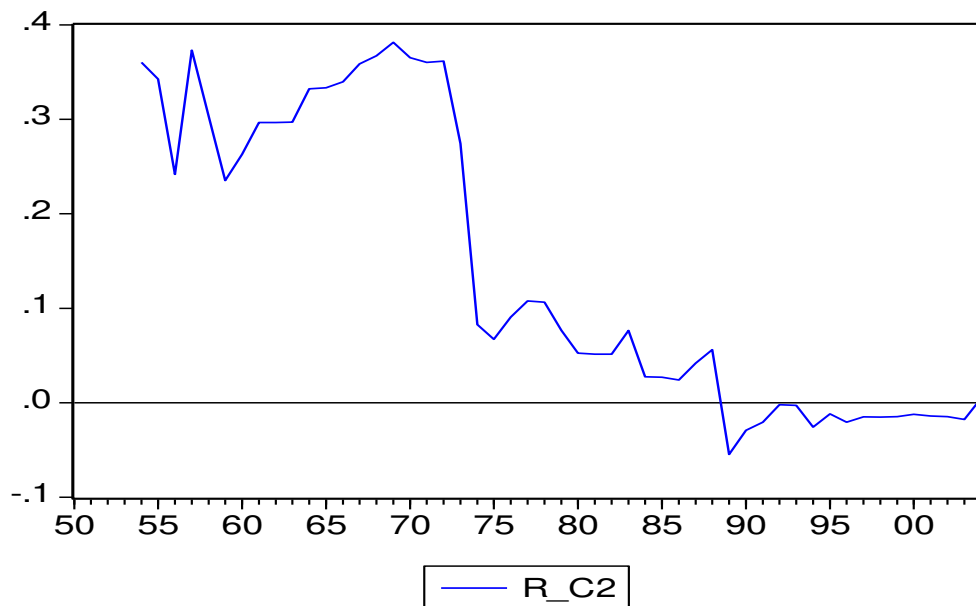
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.024342	0.006526	-3.729909	0.0029
DLYN	0.355306	0.076580	4.639653	0.0006
LIYRNPG(-1)	0.628886	0.149994	4.192755	0.0012
R-squared	0.595413	Mean dependent var		0.004960
Adjusted R-squared	0.527981	S.D. dependent var		0.021280
S.E. of regression	0.014620	Akaike info criterion		-5.436011
Sum squared resid	0.002565	Schwarz criterion		-5.294401
Log likelihood	43.77008	F-statistic		8.829923
Durbin-Watson stat	1.268802	Prob(F-statistic)		0.004386

En este caso $\hat{\pi}$ es positivo y significativamente diferente de cero, aunque nuestro valor de $\hat{\pi}$ (0,36) es inferior al que reporta Lucas (1973) para Venezuela (0,51).

En todo caso, lo más importante de estos resultados es que hasta 1967 existe evidencia de que la tasa de variación del PIB nominal tenía una influencia significativa sobre la brecha del producto, pero al extender la muestra hasta 2004 esta influencia desaparece.

La estimación recursiva de π para el período 1954 - 2004 que se presenta en el siguiente gráfico, muestra como este coeficiente se reduce abruptamente después de 1973, y presenta valores cercanos a cero a partir de 1990.

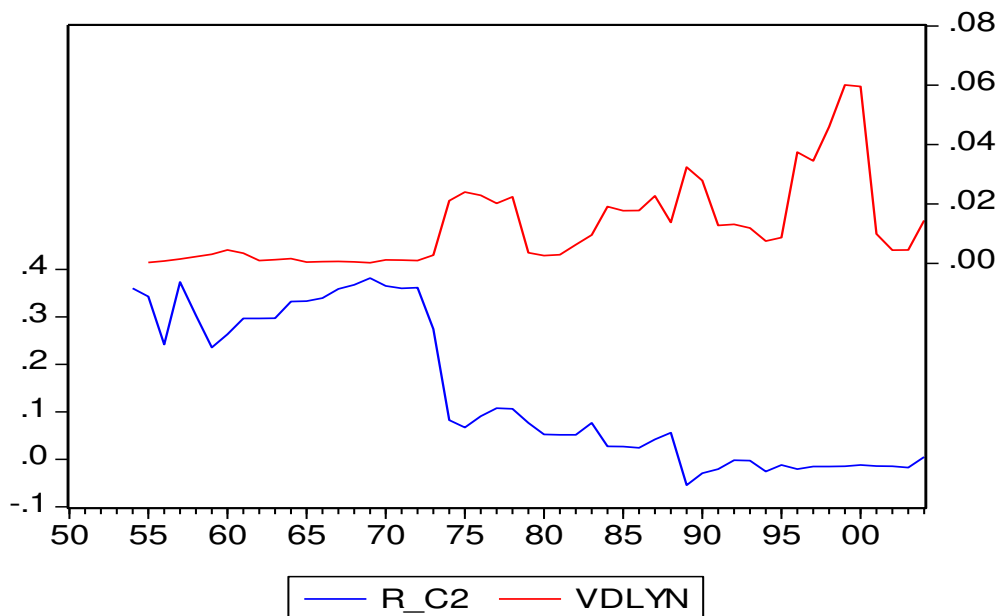
Estimación recursiva de π



Ahora pasamos a examinar las tres implicaciones de la hipótesis de Lucas mencionadas anteriormente.

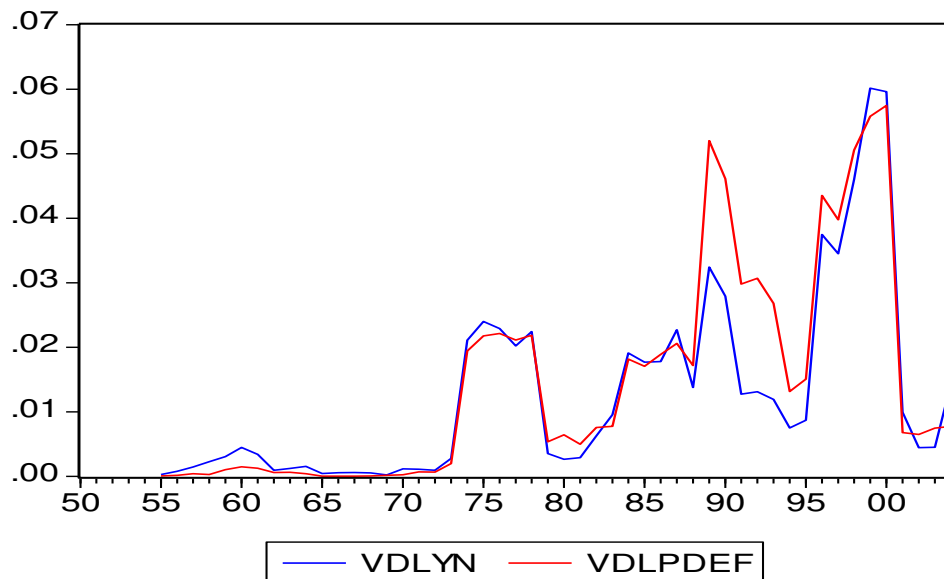
El siguiente gráfico muestra la evolución de los valores recursivos de $\hat{\pi}$ (R_C2) y de la varianza móvil de cinco años de la tasa de crecimiento del PIB nominal (VDLYN). El coeficiente de correlación contemporáneo entre estas variables es de $-0,63$. De manera que se corrobora la implicación de que π y σ_x^2 deben presentar una correlación negativa.

Valores recursivos de $\hat{\pi}$ y varianza móvil de cinco años de la tasa de crecimiento del PIB nominal



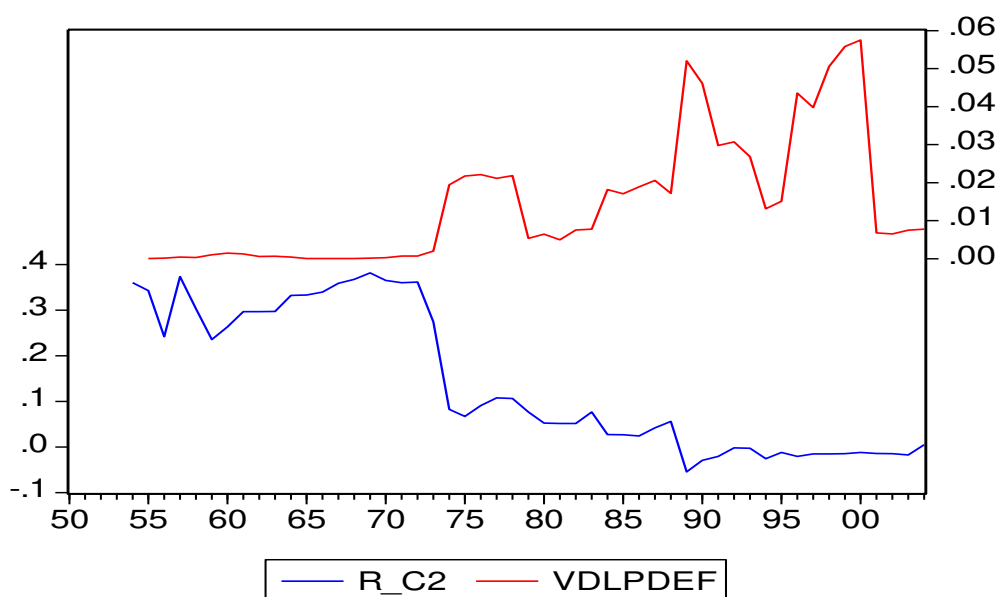
El siguiente gráfico muestra la relación entre la varianza móvil de cinco años de la tasa de crecimiento del PIB nominal y la varianza móvil de la tasa de inflación medida a través del deflactor del PIB (VDLPDEF). El coeficiente de correlación contemporáneo entre estas variables es de 0,94, lo cual es consistente con la segunda implicación de la hipótesis de Lucas de que σ_x^2 y σ_p^2 deben presentar una estrecha relación positiva.

Varianza móvil (cinco años) tasa de crecimiento del PIB nominal y tasa de Inflación



La tercera implicación según la cual π y σ_p^2 deben estar negativamente correlacionados, se ilustra en el siguiente gráfico:

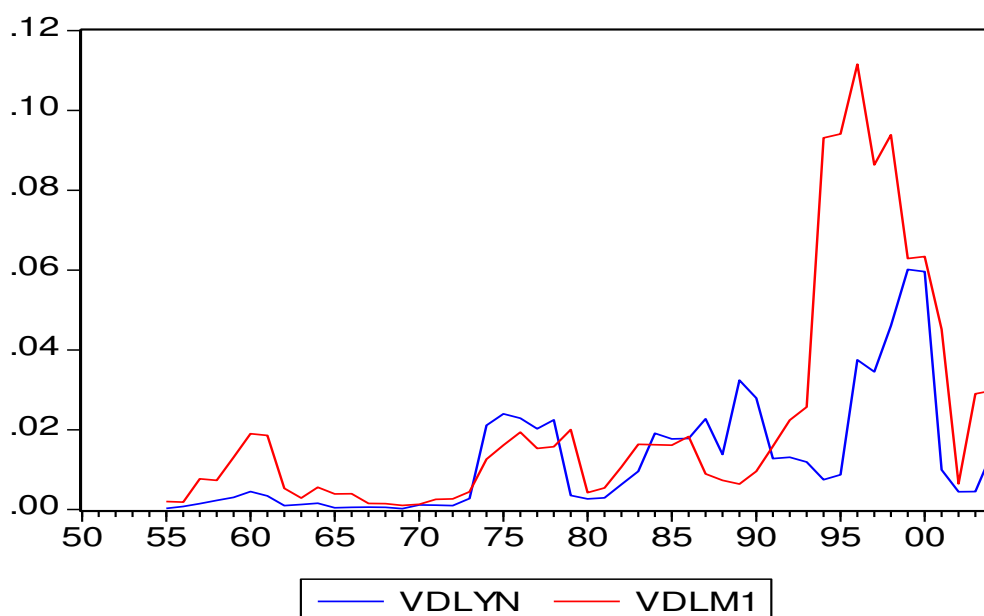
Valores recursivos de $\hat{\pi}$ y varianza móvil de cinco años de la tasa de inflación



Estas variables presentan un coeficiente de correlación contemporáneo de -0,71.

La cuarta implicación de la hipótesis de Lucas de que debe existir una fuerte correlación positiva entre σ_x^2 y σ_M^2 (VDLM1) medido como la varianza móvil de la tasa de crecimiento de M1, se ilustra en el gráfico siguiente:

Varianza móvil (cinco años) tasa de crecimiento del PIB nominal y tasa de crecimiento de M1



El coeficiente de correlación contemporáneo entre estas variables es de 0,59.

4.- Conclusiones

Los resultados anteriores indican que para el período analizado la hipótesis de Lucas explica bastante bien por qué el compromiso entre inflación y producto ha tendido a desaparecer en la economía venezolana, en la medida que los formuladores de política han persistido en su intento de

expandir la actividad económica con políticas fiscal y monetaria expansivas.

Analizando la evolución de los valores de $\hat{\pi}$ se pueden distinguir cuatro sub-períodos: el primero desde 1954 hasta 1973 en el cual $\hat{\pi}$ oscila 0,24 y 0,38; el segundo entre 1974 y 1983 en el que $\hat{\pi}$ se ubica en el intervalo 0,05 - 0,11; un tercero entre 1984 - 1988 con valores de $\hat{\pi}$ en el rango de 0,02 - 0,06; y un cuarto desde 1989 hasta 2004 en el que $\hat{\pi}$ es prácticamente cero.

Estos sub-períodos coinciden con eventos económicos y/o políticos que tuvieron una influencia marcada sobre el desempeño de la economía venezolana. El primer lapso (1954 - 1973) coincide con una etapa de estabilidad macroeconómica en la cual la economía venezolana exhibió altas tasas de crecimiento y baja inflación. La estimación de la ecuación (15) para el período utilizado por Lucas (1953 - 1967) y los valores estimados de π en forma recursiva sugieren que, mientras las autoridades económicas adoptaron una actitud más prudente en el manejo de los instrumentos de política a su disposición, tuvieron una mayor capacidad de afectar el nivel de actividad económica. El segundo sub-período coincide con el fuerte aumento de los precios del petróleo y de los ingresos fiscales que le permitieron al gobierno iniciar una expansión sin precedente del gasto público. El tercer sub-período se corresponde con la primera devaluación significativa del bolívar en veinte años (74,4% en 1984), y el inicio de una etapa de ajustes discretos del tipo de cambio nominal en el contexto de un control de cambios. Desde 1989 hasta 2004 entramos en una etapa de frecuentes modificaciones del esquema cambiario en medio de una situación política persistentemente convulsionada, y una crisis bancaria de

carácter sistémico entre 1994 y 1995. En este lapso se hace más evidente la ocurrencia simultánea de fuertes expansiones del gasto fiscal y de la oferta monetaria nominal con una baja tasa de crecimiento promedio del PIB no petrolero real.

A nivel teórico, una implicación muy importante de los resultados obtenidos es que cuestionan los intentos de modelar la economía venezolana siguiendo el paradigma "Nuevo- Keynesiano", que plantea que la presencia de rigideces nominales en los precios (y/o en los salarios) le permiten a la política monetaria explotar, al menos en el corto plazo, el compromiso entre inflación y producto.

Bibliografía y Referencias

- Froyen Richard; Roger Waud, 1980. *Further International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs*. The American Economic Review, Vol. 70, No. 3 (junio).
- Hoover Kevin, 1988. *The New Classical Macroeconomics: A Skeptical Inquiry*. Blackwell Publishers.
- Lucas Robert, 1973. *Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs*. The American Economic Review, Vol. 63, No. 3, (junio).
- Miller Stephen; Nicholas Apergis, 2004. *Macroeconomic Rationality and Lucas's Misperception Model: Further Evidence from Forty-One Countries*. Journal of Economics and Business, (Mayo - junio).