



Inflación y crecimiento económico: Evidencia con datos de panel para América del Sur

MANOEL BITTENCOURT*

Se investiga el rol del comportamiento macroeconómico, principalmente en términos de tasas de inflación, como determinante del crecimiento económico en cuatro países de América del Sur que sufrieron episodios de hiperinflación en los años 1980 y principios de 1990: Argentina, Bolivia, Brasil y Perú. Los resultados empíricos, basados en la metodología de panel de series de tiempo para el periodo 1970 a 2007, confirman la evidencia que sugiere que inflaciones altas tienen un efecto perjudicial en el crecimiento económico.

Palabras Clave : Inflación, crecimiento, América del Sur.

Clasificación JEL : E31, O11, O42, O54.

América del Sur es conocida por haber experimentado periodos de altas tasas de inflación e incluso episodios de hiperinflación, particularmente en la década de 1980 y en la primera mitad de la década de 1990. En este mismo periodo, la región se caracterizó por presentar erráticas tasas de crecimiento del producto. Entre los países que siguieron este patrón se encuentran Argentina, Bolivia, Brasil y Perú. En la mayoría de estos casos, el retorno a la estabilidad macroeconómica recién tuvo lugar hacia la primera mitad de la década de 1990. En línea con Alesina y Drazen (1991), esto se origina con la creación de instituciones económicas particulares, por ejemplo metas explícitas de inflación y leyes de responsabilidad fiscal, así como con el inicio de fases expansivas en el ciclo económico.

Considerando estos antecedentes, estudiamos el papel de las políticas macroeconómicas como determinantes del crecimiento económico en la región, poniendo énfasis en el rol de la tasa de inflación. El periodo de estudio recoge episodios de inflación razonablemente baja, inflación en aumento, alta inflación, hiperinflación y de nuevo baja inflación. En particular, utilizamos datos de 1970 a 2007 para los cuatro países mencionados. Mediante el análisis de datos de panel, evaluamos si la inflación ha sido un factor determinante del crecimiento en América del Sur. Esto puede darse a través del efecto Mundell-Tobin y su predicción respecto a la sustitución de dinero por activos financieros que impulsan las tasas de interés hacia la baja y, en consecuencia, conllevan a un aumento de la actividad económica. A su vez, una mayor incertidumbre macroeconómica genera temores en los mercados, así como otras distorsiones, que pueden devenir en un efecto negativo sobre el crecimiento del producto, contrarrestando de esta forma el efecto Mundell-Tobin.¹

* Departamento de Economía, Universidad de Pretoria, Lynnwood Road, Pretoria 0002, Sudáfrica. Teléfono: +27 12 420-3463 (e-mail: manoel.bittencourt@up.ac.za)

Agradezco a los participantes de los seminarios en Pretoria, Wits, UCT, ArnoX en Göttingen y a un árbitro por sus comentarios.

¹ Véase Briault (1995) para una revisión de los diferentes canales a través de los cuales la inflación afecta al crecimiento.

Es interesante destacar que aunque los países de la muestra difieren en su grado de desarrollo económico e institucional (Argentina y Brasil con un nivel de desarrollo mayor al de Bolivia y Perú), un factor en común es que todos ellos sufrieron episodios severos de hiperinflación durante el periodo de estudio. De manera similar a Sargent y otros (2009), se presta especial atención a la historia reciente de estos países en un intento por comprender mejor su desempeño económico, incluyendo un mejor entendimiento de la llamada “década perdida” (1980s) observada en la región.

Los resultados empíricos sugieren que la tasa de inflación ha sido el principal determinante macroeconómico de la tasa de crecimiento del producto en los cuatro países seleccionados. Su efecto ha sido negativo en el crecimiento económico, capturando de esta forma los efectos de la alta inflación e hiperinflación observada durante el periodo de estudio. Es razonable sostener que la falta de ciertas instituciones financieras, desarrolladas posteriormente en la región en la década de 1990 (por ejemplo, independencia del banco central y credibilidad de la autoridad fiscal), combinada con las transiciones políticas de la década de 1980 y algunas posturas populistas, facilitaron el proceso de creación de dinero fácil para el financiamiento de las cada vez mayores transferencias públicas. Este argumento es usualmente esgrimido para explicar los episodios inflacionarios observados en la década de 1980 y principios de 1990, con sus respectivas consecuencias sobre la actividad económica, el crecimiento y el bienestar en general.²

El trabajo contribuye a la literatura relacionada de distintas maneras. Primero, siguiendo las sugerencias de Fischer (1993), Temple (2000) y el reciente análisis de Sargent y otros (2009) sobre experiencias hiperinflacionarias de América del Sur, restringimos la muestra a un grupo de países de América Latina que tuvieron una transición a regímenes más democráticos en las décadas de 1980 y principios de la década de 1990, para así llevar a cabo un estudio de casos más “detallado” y desagregado sobre el tema.

En segundo lugar, seguimos las sugerencias de Durlauf y otros (2005) y de Sirimaneetham y Temple (2009) y hacemos uso del análisis de componentes principales para estimar variables independientes latentes con alto poder explicativo en un intento por reducir la incertidumbre del modelo en el análisis de crecimiento.

En tercer lugar, de acuerdo con las recomendaciones de Bruno y Easterly (1998), y en cierta medida el reciente análisis de Bond y otros (2010), utilizamos datos anuales para identificar mejor los efectos de algunas variables macroeconómicas en el crecimiento.

Por último, aprovechamos el análisis de datos de panel para enfrentar algunos problemas empíricos relevantes tales como no estacionariedad, heterogeneidad, sesgos por endogeneidad y dependencia de los resultados del corte transversal en paneles relativamente pequeños. En tal sentido, se realiza un estudio más específico en América del Sur, región que en los estudios relevantes de corte transversal y panel es considerada ya sea como una variable *dummy* o como un *outlier* por ser retirado de la muestra. Comparativamente, consideramos que nuestra metodología permite un conocimiento más profundo de la dinámica económica de la región.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La sección 1 revisa la literatura previa y ubica el presente estudio en ese contexto. La sección 2 describe los datos y la estrategia empírica utilizada, y seguidamente presenta y discute los resultados obtenidos. La sección 3 presenta las conclusiones del estudio, algunas implicaciones de política y posibles extensiones futuras.

² Por ejemplo, Bittencourt (2009) investiga el caso de la hiperinflación brasileña de la década de 1980 y principios de 1990, y sugiere que las altas tasas de inflación han contribuido al incremento de la desigualdad de los ingresos. Por su parte, Easterly y Fischer (2001) usan evidencia de 38 países para mostrar que los pobres consideran a la inflación un problema más urgente que los ricos, lo que sugiere que son los pobres los más afectados durante los procesos inflacionarios.

1 LITERATURA RELACIONADA

La literatura sobre inflación y crecimiento tiene una larga tradición en economía. De Gregorio (1993) presenta una de las primeras evidencias de esta relación utilizando un panel de doce países de América Latina durante el período 1950 a 1985, y encuentra una relación negativa entre inflación y crecimiento económico. Fischer (1993) presenta evidencia internacional de corte transversal y datos de panel para el período 1961 a 1988, y llega a una conclusión similar a la de De Gregorio. Cabe mencionar que, dada la fecha de su publicación y los periodos cubiertos, estos dos estudios no toman en cuenta los episodios de hiperinflación en América del Sur de principios de la década de 1990.

Haciendo uso de datos de corte transversal para el período 1960 a 1990, Barro (1995) sugiere que la relación negativa entre inflación y crecimiento se explica principalmente por la presencia de países que han sufrido episodios de alta inflación, en especial, países de América Latina. Utilizando métodos de vectores autorregresivos para series de tiempo anuales, Bullard y Keating (1995) llegan a una conclusión similar: en países de alta inflación, la inflación tiene un efecto negativo sobre el crecimiento.

Clark (1997) sugiere que hay problemas con las regresiones de corte transversal debido al uso de promedios y que el análisis de datos de panel podría ser el camino a seguir para enfrentar estos problemas. Por su parte, Bruno y Easterly (1998) sugieren que debido al uso de promedios no se observa una relación de largo plazo entre la inflación y el crecimiento en el análisis de corte transversal. Sin embargo, utilizando un enfoque no paramétrico y datos para el periodo 1961 a 1994, encuentran que existe una relación negativa entre la inflación y el crecimiento cuando la inflación alcanza y excede un umbral de 40%.

Adicionalmente, Sarel (1996), Ghosh y Phillips (1998) y Khan y Senhadji (2001) confirman la relación negativa entre la inflación y el crecimiento una vez que la inflación alcanza umbrales particulares. Sirimaneetham y Temple (2009) usan un índice de inestabilidad macroeconómica, basado en el análisis de componentes principales bajo una metodología bayesiana estándar, en un intento por lidiar con la incertidumbre del modelo (esto es, la presencia de factores no observables que incrementan la imprecisión de los estimadores). Sugieren que la estabilidad macroeconómica es una condición necesaria para el crecimiento económico para un panel de 70 países en desarrollo durante el período comprendido entre 1970 y 1999.

Otras notables contribuciones incluyen a Barro (1998) y Easterly (2005), sin mencionar la gran cantidad de estudios de crecimiento en los cuales se incluye a la inflación como la principal *proxy* del desempeño macroeconómico (ver Temple, 2000).

En general, la literatura sugiere que la inflación alta es perjudicial para el crecimiento. La inflación puede crear distorsiones particulares, incluyendo el aumento de la volatilidad e incertidumbre, lo que da lugar a un cambio hacia actividades menos productivas y en consecuencia bajas tasas de crecimiento. Más aún, en un continente como América del Sur – que ha sufrido de desigualdad crónica en la distribución de ingresos – la alta inflación y el crecimiento irregular sin duda impactan negativamente en el bienestar económico general.

Así, el presente estudio es una extensión natural de la literatura anterior sobre el tema. Llevamos a cabo un estudio de casos que intenta identificar con más detalle los efectos de las severas condiciones macroeconómicas en la actividad económica. Para ello, hacemos uso de datos anuales e implementamos un panel de series de tiempo con el fin de capturar, con mayor precisión, el papel del pobre desempeño macroeconómico de la década de 1980 y principios de década de 1990 en el crecimiento de América del Sur. Asimismo, intentamos reducir la incertidumbre del modelo a través del análisis de los componentes principales. Por consiguiente, proporcionamos estimaciones informativas de modo tal que nuestro conocimiento sobre dichos episodios históricos de América del Sur se profundice.

2 ANÁLISIS EMPÍRICO

Una mirada a los datos

Los datos utilizados abarcan el período comprendido entre 1970 y 2007 y cuatro países América del Sur: Argentina, Bolivia, Brasil y Perú ($T = 38$ and $N = 4$). Estos cuatro países representaban aproximadamente el 70% tanto del producto bruto interno (PBI) total como de la población de América del Sur en 2009. El crecimiento real del PBI per cápita (*GROW*) utilizado en el análisis provienen de la *Penn World Table* (PWT, versión 6.3) y los datos sobre inflación (*INFLAT*) de las oficinas de estadísticas de los cuatro países.

Durlauf y otros (2005) presentan una lista de diferentes grupos de variables que de una forma u otra han sido consideradas determinantes del crecimiento económico. Esta lista incluye diferentes definiciones de inflación, gobierno, apertura comercial, inversión, finanzas, educación y democracia. Dada la disponibilidad de datos, el presente estudio intenta incluir esta información controlando por duplicidad de las series. Se pretende conectar asimismo estos datos con la historia reciente de América del Sur. A continuación enumeramos las variables de control utilizadas así como la racionalidad de su inclusión.

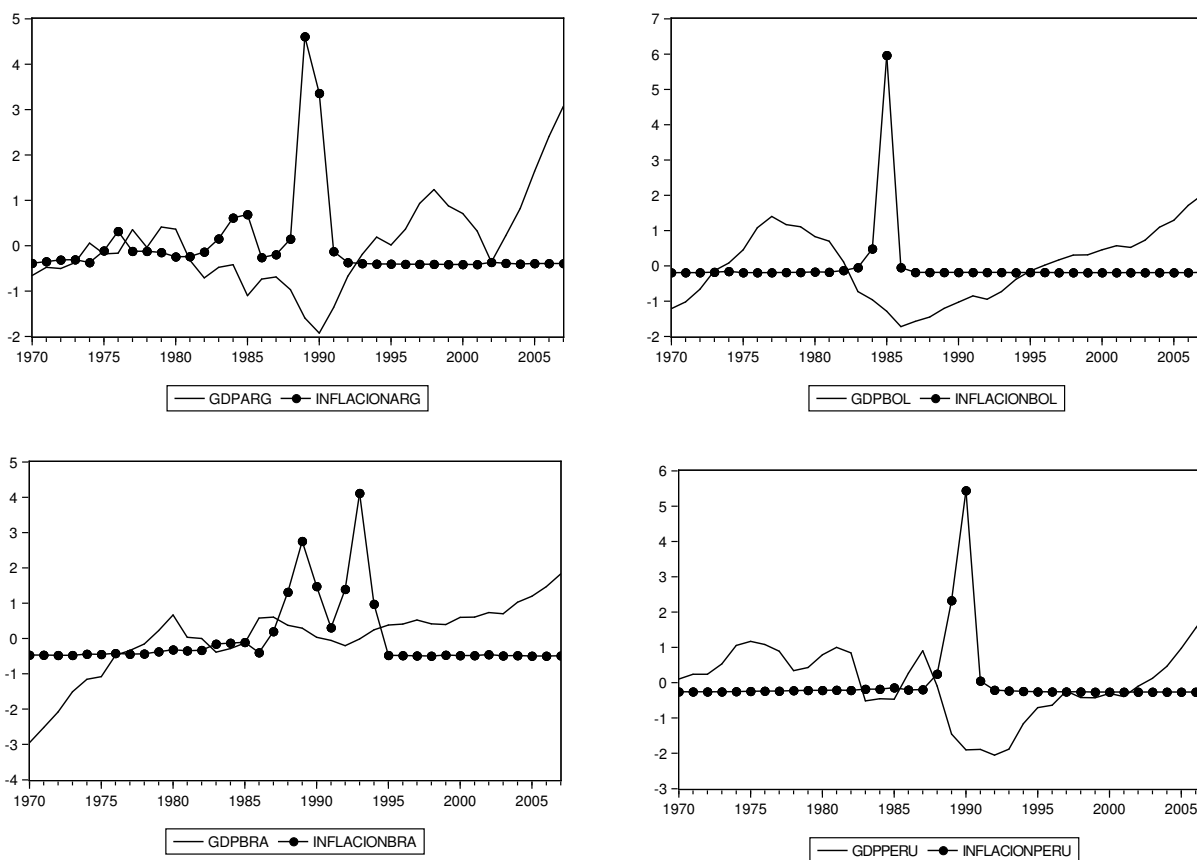
Se incluye como control la proporción de la deuda pública general respecto al PBI (*DEBT*), que aproxima la capacidad de los gobiernos en el control de sus finanzas y captura el hecho de que los gobiernos tienden a aumentar el consumo y el gasto durante las transiciones políticas (Bittencourt, 2010). Siguiendo a Barro (1995), se prevé que una alta deuda del sector público es perjudicial para el crecimiento. La información es obtenida del *Historical Public Debt Database* del Fondo Monetario Internacional (FMI).

Además, utilizamos la relación de las exportaciones e importaciones sobre el PBI (*OPEN*), variable que aproxima la apertura económica y que captura los procesos de liberalización comercial que se dieron en América del Sur en la década de 1990. Como sugieren Wacziarg y Welch (2008) y Lucas (2009), se espera que economías más abiertas muestren mayores tasas de crecimiento. Se considera, además, la relación de la inversión sobre el PBI real (*INV*), la cual es un determinante fundamental del crecimiento según los modelos de crecimiento clásicos, como el modelo de Solow. Todas estas variables se obtienen de PWT. También utilizamos una medida de línea base de desarrollo financiero mediante la relación de los pasivos líquidos sobre el PBI (*M2*), cuya información proviene del World Development Indicators (WDI, Banco Mundial). Como señala Levine (2005), se espera que un mayor desarrollo financiero aumente la actividad económica.

Por su parte, estimamos un índice de desarrollo estructural, *DEV*, mediante la relación entre los años promedio de escolaridad de las personas de 25 años ó más y el porcentaje de la población urbana. Las fuentes de información son la base de datos de Barro-Lee y el WDI. Suponemos que este término captura las predicciones de la teoría unificada del crecimiento referidas a que las sociedades en desarrollo tienden a ser más educadas (o en el proceso de educarse a sí mismos) y más urbanizados (Kuznets, 1955). Nótese que los cuatro países han cambiado recientemente el énfasis de la agricultura hacia la manufactura y servicios en cuanto a su estructura económica (Galor, 2005).

Además de las variables mencionadas, se busca controlar por aspectos relacionados al régimen político y a la estabilidad económica. En un intento por reducir el número de variables a un subconjunto que explique la mayor parte de la variación en los datos, utilizamos técnicas de descomposición espectral (análisis de componentes principales) para estimar variables latentes en las dos dimensiones mencionadas. En el caso del régimen político, se extrae los factores comunes no observables de tres variables normalizadas provenientes de *Polity IV*: Democracia (*DEMOC*), Restricciones del Poder Ejecutivo (*XCONST*) y Competencia Política (*POLCOMP*). El primer componente principal – utilizado en las estimaciones – representa el 97% de la variación de estas tres variables. De este modo, tenemos una

GRÁFICO 1. PBI per cápita e inflación (series normalizadas), 1970 a 2007



FUENTE: PWT y las oficinas estadísticas de cada país.

NOTAS: *GDPARG*, *GDPBRA*, *GDPBOL* y *GDPPER* son el PBI per cápita de Argentina, Brasil, Bolivia y Perú, respectivamente. De manera similar, *INFLACIONARG*, *INFLACIONBRA*, *INFLACIONBOL* y *INFLACIONPERU* son las tasas de inflación de estos países. Ambas series se presentan estandarizadas para tener media cero y varianza igual a uno.

variable que actúa como *proxy* de las características del régimen político (*POL*), la cual capturaría el rol de las transiciones políticas de una dictadura hacia regímenes más democráticos ocurridas en América Latina en la década de 1980. La predicción es que regímenes más democráticos tienden a implementar mejores políticas que favorecen el crecimiento.

En el caso de la estabilidad económica, extraemos factores comunes no observables de las siguientes variables: primer rezago de la inflación, participación del gobierno en el PBI y relación entre deuda externa y el PBI (fuente: WDI). En línea con Sirimaneetham y Temple (2009) se construye un índice de estabilidad macroeconómica (*STABIL*) a partir del primer componente principal, el cual explica el 52% de la variación en las tres variables. Vale la pena recordar la importancia de la deuda externa, reprogramación de deuda y crisis de *default* en América del Sur, particularmente en la década de 1980, que coincide con el comienzo de los procesos de alta inflación (Sachs, 1985).

El Gráfico 1 muestra la evolución del PBI per cápita y de las tasas de inflación en Argentina, Bolivia, Brasil y Perú durante el periodo de estudio. Las series están estandarizadas para tener media cero y varianza uno. Podemos ver que durante la época de hiperinflación en la década de 1980 e inicios de la década de 1990, el PBI per cápita presentó una significativa reducción en los cuatro países, recuperándose sólo a partir del periodo de estabilización económica durante la década de 1990. Nótese que si hubiéramos tomado un promedio entre 1980 y 2000 no hubiéramos sido capaces de capturar ningún efecto negativo de la inflación en la actividad económica de la región (Bruno y Easterly, 1998).

CUADRO 1. Matriz de correlaciones: Argentina, Bolivia, Brazil y Perú, 1970 a 2007

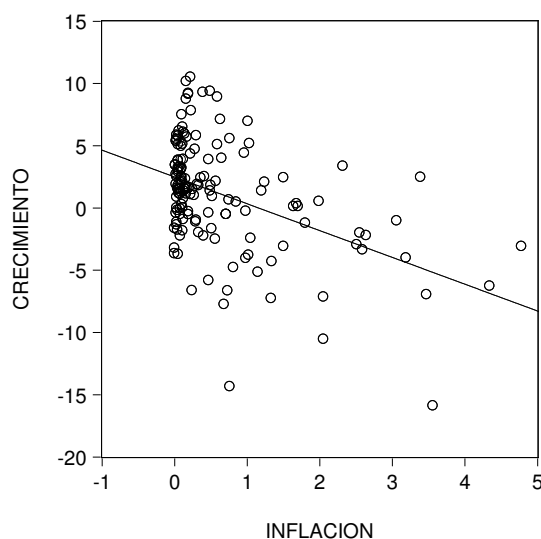
	<i>GROW</i>	<i>INFLAT</i>	<i>DEBT</i>	<i>OPEN</i>	<i>INV</i>	<i>M2</i>	<i>DEV</i>	<i>POL</i>
<i>GROW</i>	1							
<i>INFLAT</i>	-0.451*	1						
<i>DEBT</i>	-0.173*	0.204*	1					
<i>OPEN</i>	0.044	-0.379*	0.348*	1				
<i>INV</i>	0.244*	-0.118	-0.657*	-0.434*	1			
<i>M2</i>	0.104	-0.299*	0.072	0.368*	-0.277*	1		
<i>DEV</i>	0.017	-0.056	-0.209*	0.077	0.334*	0.019	1	
<i>POL</i>	0.100	-0.142	-0.370*	-0.323*	0.379*	-0.423*	-0.384*	1

FUENTE: PWT, oficinas estadísticas de cada país, FMI, WDI, Barro-Lee, y *Polity IV*.

NOTAS: * representa un nivel de significación de 5%.

En el Cuadro 1 presentamos la matriz de correlaciones de las variables empleadas en el análisis. La inflación y el crecimiento presentan una correlación negativa y estadísticamente significativa. Las variables de control presentan los signos esperados: la deuda pública está negativamente relacionada con el crecimiento (Barro, 1995), las economías más abiertas tienden a crecer más rápido (Wacziarg y Welch, 2008), la inversión está positivamente correlacionada con el crecimiento (Bond y otros, 2010), la medida de desarrollo financiero así como el indicador de desarrollo se encuentran positivamente correlacionadas con el crecimiento (Levine, 2005); por último, la variable que captura el régimen político indica que la implementación de la democracia en la región en la década de 1980, una reducción en la variable *POL*, se asocia con un menor crecimiento (Bittencourt, 2010).

En el Gráfico 2 trazamos la línea de regresión por mínimos cuadrados entre la inflación y el crecimiento en Argentina, Bolivia, Brasil y Perú. Se observa que la relación es negativa y estadísticamente significativa, lo que indicaría la existencia de una relación *económica* entre estas dos variables en el panel de datos. Con todas sus limitaciones, esta inspección inicial de los datos sugiere que la evidencia anecdótica de la década de 1980 y principios de 1990 de altas tasas de inflación y de crecimiento económico errático en América del Sur podría ser correcta.

GRÁFICO 2. Crecimiento del PBI e inflación: Argentina, Bolivia, Brazil y Perú, 1970 a 2007

Estrategia empírica

Dado que tenemos un conjunto de datos con $T > N$, donde T es el número de observaciones de las series por país y N es el número de países, la estrategia empírica empleada se basa en un análisis panel de series de tiempo. Entre otros aspectos, lidiamos con asuntos econométricos en paneles relativamente pequeños, tales como no estacionariedad, heterogeneidad, sesgos por endogeneidad y dependencia entre países. La ventaja de esta estrategia es que se puede analizar de forma específica los países de América del Sur, con todas sus diferencias, sin la necesidad de tratar la región ya sea como un valor atípico, *outlier*, o como una variable artificial (*dummy*), procedimiento usual de estudios que usan grandes bases de datos de corte transversal o análisis de datos de panel.

Para evaluar la no estacionariedad en las series de tiempo de los países se utiliza la prueba de Im y otros (2003, IPS), la cual permite parámetros heterogéneos y correlación serial. La prueba IPS consiste en una prueba de Dickey-Fuller aumentado (DFA) para las variables de cada país, las cuales son posteriormente promediadas. Los momentos de la media y la varianza del promedio \bar{t} son -1.46 y 0.63 , respectivamente.³

En segundo lugar, el tema de endogeneidad (los efectos individuales no observables resumidos en el término de error pueden estar correlacionados con los regresores) y la heterogeneidad de los interceptos son tomados en consideración mediante la implementación del estimador de efectos fijos (EF), o *within estimator*, el cual proporciona estimaciones consistentes en modelos dinámicos cuando $T \rightarrow \infty$, que es nuestro caso. En tercer lugar, el posible sesgo por heterogeneidad en paneles dinámicos cuando $T > N$ se enfrenta mediante el estimador de coeficientes aleatorios (CA) de Swamy (1970). Este sesgo se genera debido a la violación del supuesto de homogeneidad en las pendientes, el cual induce a que los errores presenten correlación serial y las variables explicativas no sean independientes de los rezagos de la variable dependiente. Recuérdese que CA asume heterogeneidad de interceptos y pendientes, generando así estimaciones consistentes de los valores esperados cuando $T \rightarrow \infty$.⁴

Podría argumentarse aún la presencia de causalidad inversa o endogeneidad en el modelo. Es decir, que sea el mayor crecimiento el que genera mayor inflación y no a la inversa. Para lidiar con este aspecto, usamos el estimador de efectos fijos con variables instrumentales (EF-VI). Primeramente, seguimos a Barro (1995, 1998) y hacemos uso del primer rezago de la inflación como un instrumento referencial; en segundo lugar, utilizamos el índice compuesto *STABIL* como instrumento que identifica la tasa de inflación. Específicamente, si suponemos que los datos observados son generados por un pequeño número de factores no observables entonces *STABIL*, al no estar representado en la especificación original, sería un instrumento válido que captura el papel de los factores comunes no observables (del primer rezago de la inflación, del tamaño del gobierno y de la deuda externa) para predecir la inflación. Las estimaciones proporcionadas por el estimador EF-VI son asintóticamente consistentes y eficientes cuando $T \rightarrow \infty$.

³ Una alternativa a IPS es la prueba de Levine y otros (2002). Sin embargo, esta prueba asume *homogeneidad* de parámetros, y por lo tanto no considera la posible presencia de sesgos por heterogeneidad en los datos. Por otra parte, dado que los países de la muestra tienen en común un pobre desempeño macroeconómico durante la década de 1980 y principios de 1990, se podría argumentar que hay dependencia entre los países. Una alternativa que considera la existencia de dependencia entre países es la prueba de corte transversal IPS (CIPS) propuesta por Pesaran (2007). Sin embargo, CIPS asume que $N > 10$ y en nuestro caso tenemos únicamente $N = 4$. Además, se podría argumentar que, dada la estructura de los datos, los cambios estructurales son una posibilidad. La prueba propuesta por Im y otros (2005) toma esto en consideración. Sin embargo esta prueba también supone un valor de N grande. Otras alternativas que consideran características comunes particulares y quiebres en los datos incluyen Bai y Ng (2004) en el que proponen la estrategia PANIC de raíces unitarias en paneles de gran tamaño ($N = 40, T = 100$), y Bai y otros (2009), quienes también consideran paneles razonablemente grandes ($N = 20, T = 100$). La prueba IPS es probablemente ligeramente sesgada; sin embargo, presenta mayor flexibilidad en términos de tamaño de muestra y propiedades asintóticas, y es por tanto la mejor alternativa disponible.

⁴ El *mean group estimator*, propuesto por Pesaran y Smith (1995), es una alternativa por considerar. Sin embargo, este estimador es sensible a la presencia de *outliers*, un problema al que CA es más robusto.

En resumen, para dar validez econométrica a este trabajo, estimamos modelos estáticos y dinámicos con diferentes estimadores: CA y EF-VI. Como punto de referencia, también reportamos el estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO, con datos apilados, es decir *pooled OLS*). La ecuación dinámica y heterogénea estimada es la siguiente,

$$GROW_{it} = \alpha_i + \beta_i INFLAT_{it} + \gamma_i DEBT_{it} + \delta_i OPEN_{it} + \epsilon_i INV_{it} + \dots \\ \dots + \varepsilon_i M2_{it} + \zeta_i DEV_{it} + \eta_i POL_{it} + \theta_i GROW_{it-1} + v_{it}, \quad (1)$$

donde *GROW* es la tasa de crecimiento del PBI de cada país, *INFLAT* es la tasa de inflación transformada mediante la expresión $\log(1 + INFLAT/100)$, *DEBT* es la proporción de la deuda pública respecto al PIB, *OPEN* es una medida de la apertura económica, *INV* es el ratio de la inversión respecto al PIB, *M2* es la proporción de los pasivos líquidos respecto al PIB, *DEV* es la interacción entre educación y urbanización, y *POL* es la variable que representa el régimen político, la cual consiste de los factores comunes no observables de *DEMOC*, *XCONST* y *POLCOMP*.

Además, dado que algunas de las características del pobre desempeño macroeconómico de estos países son compartidas, nos ocupamos de la *dependencia entre países* que se supone ocurre cuando las perturbaciones muestran correlación $\mathbb{E}(v_{it}v_{jt}) \neq 0$. Considerando la naturaleza de los datos, $T > N$, se hace uso del estimador de Zellner (1962) de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR), el cual presenta una mayor eficiencia cuando la correlación entre las perturbaciones es mayor. SUR permite estimar modelos de series de tiempo de diferentes países, los cuales son posteriormente ponderados por la matriz de covarianza de las perturbaciones.⁵ Asimismo, este estimador proporciona estimaciones detalladas ya que desagrega el análisis más allá del análisis con datos apilados (MCO), de este modo podemos tener una visión más profunda de los efectos de los procesos inflacionarios sobre el crecimiento en la región.

Resultados

Presentamos en primer lugar el estadístico IPS de raíces unitarias: para *GROW* es -3.24 , *INFLAT* es -2.87 , *OPEN* es -2.51 , *INV* es -2.41 , *M2* es -2.04 , *DEV* es -2.18 y *POL* es -2.26 . Estos datos sugieren que podemos rechazar la hipótesis nula de raíces unitarias y aceptar que las variables de al menos un país son, de hecho, estacionarias. Por lo tanto, no es necesario incurrir en ninguna transformación de los datos ni proseguir con el análisis de cointegración de panel de datos.⁶

El Cuadro 2 (p. 33) reporta las estimaciones estáticas y dinámicas usando los métodos MCO, EF y CA. La mayoría de estimadores del coeficiente de *INFLAT* son negativos y estadísticamente significativos, evidencia que sugiere que las severas condiciones macroeconómicas de la década de 1980, contribuyeron a distorsionar el ritmo de la actividad económica en su conjunto. Por ejemplo, usando el estimador dinámico de la columna (3) encontramos que por cada incremento porcentual en la inflación anual, la tasa de crecimiento se reduciría en 0.15 por ciento. Ello, dada la naturaleza de la inflación en estos países en la década de 1980 y principios de 1990, sería un efecto considerablemente perjudicial. *INV* presenta efectos positivos y mayormente significativos, como es de esperarse. Las otras variables de control no presentan estimadores particularmente significativos. Las pruebas F^* indican que existe evidencia de

⁵ Una alternativa a SUR es el estimador de efectos comunes propuesto por Pesaran (2006) y Kapoor (2007). Sin embargo, este método asume que N es grande y en nuestro caso tenemos sólo $N = 4$.

⁶ Además, en términos de una posible cointegración entre el crecimiento y la inflación, las pruebas de Levine y otros (2002) para el crecimiento y la inflación son -3.33 y -3.92 respectivamente, y la prueba de Fisher propuesta por Maddala y Wu (1999) proporciona valores de 31.24 y 24.21. Estos resultados corroboran las estadísticas IPS expuestas anteriormente, las cuales indican que estas series son estacionarias.

CUADRO 2. Estimaciones MCO, de efectos fijos (EF) y coeficientes aleatorios (CA)

<i>GROW</i>	(1) MCO	(2) EF	(3) EF	(4) CA
<i>INFLAT</i>	-1.926 (4.32)	-1.769 (3.94)	-1.590 (3.41)	-2.243 (1.60)
<i>DEBT</i>	-0.001 (0.08)	-0.006 (0.44)	-0.005 (0.36)	-0.076 (0.96)
<i>OPEN</i>	0.009 (0.34)	0.123 (1.53)	0.089 (1.09)	-0.131 (0.58)
<i>INV</i>	0.235 (2.10)	0.255 (2.19)	0.250 (2.01)	0.483 (1.06)
<i>M2</i>	-0.005 (0.16)	-0.052 (1.35)	-0.053 (1.36)	-0.247 (1.13)
<i>DEV</i>	-0.002 (0.84)	-0.006 (0.75)	-0.002 (0.32)	0.016 (1.48)
<i>POL</i>	-0.432 (1.55)	-0.476 (1.48)	-0.413 (1.28)	-0.857 (1.61)
<i>GROW</i> ₋₁			0.107 (1.19)	-0.104 (0.78)
Prueba <i>F</i> *		1.90	1.68	
Prueba LR				55.66

NOTAS: Estimaciones de (1). Estadísticos *t* (valor absoluto) en paréntesis. Número de observaciones: *NT* = 152.

efectos fijos por países, mientras que la prueba del ratio de verosimilitud (LR) en el modelo dinámico indica la presencia de heterogeneidad de los interceptos y de las pendientes.

El Cuadro 3 presenta las estimaciones utilizando el estimador EF-VI. Específicamente, en las columnas (1) y (2) hacemos uso de la inflación rezagada como el instrumento de referencia para la inflación, y en las columnas (3) y (4) utilizamos el índice compuesto *STABIL* como el instrumento de identificación. Los resultados confirman que el pobre desempeño macroeconómico de la década de 1980 y principios de 1990 contribuyó significativamente a reducir la tasa de crecimiento del PBI. De acuerdo con la estimación dinámica en la columna (4), por cada incremento porcentual en la inflación el crecimiento se reduce en 0.28 por ciento por año. Adicionalmente, se confirma el efecto positivo y significativo de *INV* sobre el crecimiento. Similar al caso anterior, los otros controles no presentan efectos estadísticamente claros. Cabe destacar que en las regresiones de la primera etapa (disponible bajo pedido) las pruebas *F* de significación global indican que los instrumentos utilizados (inflación rezagada y *STABIL*) son válidos, es decir los instrumentos no pueden ser considerados débiles.

CUADRO 3. Estimaciones de efectos fijos con variables instrumentales (EF-IV)

<i>GROW</i>	Instrumento = <i>INFLAT</i> ₋₁		Instrumento = <i>STABIL</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>INFLAT</i>	-0.918 (1.33)	-0.406 (0.53)	-2.910 (2.57)	-2.820 (2.07)
<i>DEBT</i>	-0.011 (0.75)	-0.010 (0.70)	0.000 (0.03)	0.000 (0.01)
<i>OPEN</i>	0.167 (1.93)	0.136 (1.55)	0.065 (0.67)	0.041 (0.42)
<i>INV</i>	0.265 (2.23)	0.237 (1.85)	0.242 (2.00)	0.264 (2.05)
<i>M2</i>	-0.044 (1.13)	-0.040 (1.00)	-0.063 (1.54)	-0.066 (1.57)
<i>DEV</i>	-0.005 (0.69)	-0.001 (0.20)	-0.006 (0.80)	-0.003 (0.43)
<i>POL</i>	-0.332 (0.98)	-0.199 (0.57)	-0.678 (1.80)	-0.642 (1.58)
<i>GROW</i> ₋₁		0.174 (1.78)		0.036 (0.31)
Prueba <i>F</i>	2.24	1.84	1.19	1.38
<i>R</i> ²	0.10	0.15	0.18	0.22

NOTAS: Estimaciones de (1). Estadísticos *t* (valor absoluto) en paréntesis. Número de observaciones: *NT* = 152.

CUADRO 4. Estimaciones de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR)

<i>GROW</i>	Argentina	Bolivia	Brasil	Perú
<i>INFLAT</i>	-2.130 (1.69)	-0.576 (0.94)	-0.258 (0.30)	-2.990 (2.89)
<i>DEBT</i>	0.066 (2.62)	-0.035 (1.22)	-0.140 (2.41)	-0.215 (1.20)
<i>OPEN</i>	0.304 (0.73)	0.056 (0.57)	-0.639 (1.24)	-0.055 (0.24)
<i>INV</i>	1.190 (2.41)	-0.049 (0.33)	0.312 (0.72)	0.011 (0.03)
<i>M2</i>	-0.789 (3.70)	-0.100 (1.43)	0.283 (3.24)	-0.469 (2.48)
<i>DEV</i>	-0.005 (0.13)	0.019 (0.72)	0.017 (0.34)	0.031 (1.92)
<i>POL</i>	-1.390 (2.34)	-0.203 (0.54)	-1.270 (1.78)	-0.732 (0.85)
Prueba LM		18.60		
<i>INFLAT</i>	-2.310 (2.24)	-0.631 (0.99)	-0.161 (0.19)	-4.510 (4.00)
<i>DEBT</i>	0.085 (4.00)	-0.024 (0.69)	-0.165 (2.97)	-0.464 (2.70)
<i>OPEN</i>	0.382 (1.13)	0.035 (0.36)	-1.040 (2.09)	-0.115 (0.50)
<i>INV</i>	1.900 (4.08)	-0.010 (0.07)	0.750 (1.67)	-0.376 (0.97)
<i>M2</i>	-0.940 (5.43)	-0.085 (1.18)	0.255 (3.07)	-0.660 (3.64)
<i>DEV</i>	-0.006 (0.20)	0.023 (0.84)	0.068 (1.31)	0.044 (2.76)
<i>POL</i>	-2.05 (3.86)	-0.107 (0.28)	-1.200 (1.68)	-0.541(0.70)
<i>GROW</i> ₋₁	-0.520 (4.34)	0.093 (0.53)	-0.212 (1.44)	-0.370 (2.51)
Prueba LM		18.02		

NOTAS: Estimaciones de (1). Estadísticos *t* (valor absoluto) en paréntesis. Número de observaciones por país: $T = 38$.

Al desagregar el análisis utilizando el estimador SUR, la historia se mantiene prácticamente inalterada. Los resultados se reportan en el Cuadro 4, la versión estática en el panel superior y la dinámica, en el panel inferior. Nuevamente, el coeficiente asociado a *INFLAT* tiene signo negativo. Utilizando la estimación dinámica para Argentina y Perú, por cada aumento porcentual en la inflación el crecimiento se reduce entre 0.23 y 0.45 por ciento. Las pruebas LM de residuos no correlacionados validan el estimador SUR en este análisis.

Es importante mencionar que el coeficiente de *INFLAT* no es significativo para los casos de Bolivia y Brasil. En el caso de Bolivia, esto puede deberse a que el PBI per cápita y las tasas de crecimiento ya estaban experimentando tendencias negativas desde finales de los 70 (ver Gráfico 1), previo a los episodios de hiperinflación de los 80, probablemente debido a la excesiva inestabilidad política que se registró hacia el final de la década de los 70. No obstante, durante los eventos hiperinflacionarios de la década de los 80 la renta y el crecimiento sufrieron reducciones incluso mayores que en los 70. En el caso de Brasil, la falta de significación estadística del coeficiente asociado a *INFLAT* puede deberse a que este país ya contaba con un mecanismo de indexación altamente sofisticado en la década de los 80, lo que podría haber desempeñado un papel importante en minimizar los efectos nocivos de la inflación sobre el crecimiento.

En resumen, el análisis basado en la metodología SUR destaca el hecho que los países de la muestra podrían haber sido afectados por la inflación de manera diferente. No obstante, es destacable que la inflación mantuvo su efecto perjudicial sobre el crecimiento no sólo en países menos desarrollados como Perú, sino también en una economía más avanzada como Argentina.

Las estimaciones anteriores indican que la inflación presentó claros efectos perjudiciales sobre el crecimiento económico en los países de América del Sur que experimentaron episodios de hiperinflación en la década de los 80 y principios de los 90. También es importante destacar que la única variable cíclica y estructural que presenta claros efectos sobre el crecimiento es la inflación, evidencia que sugiere que el desempeño macroeconómico, dada su naturaleza extrema, fue la principal fuerza impulsora detrás de

la actividad económica en la región durante dicho periodo. Además, aunque estos países estabilizaron sus economías en los 90, el análisis realizado pone en relieve los efectos negativos de la inflación sobre el crecimiento durante todo el período. Por último, encontramos que la inflación no discrimina entre las economías más y menos desarrolladas de la región.

Respecto a posibles pruebas de robustez de nuestros resultados, cabe destacar que cuando realizamos regresiones alternativas con el PBI per cápita rezagado incluido en el lado derecho de la ecuación, las estimaciones de los coeficientes de *INFLAT* mantuvieron sus signos y su significación estadística. Asimismo, se realizaron regresiones con datos hasta 2009, cuyos resultados son comparables. El conjunto completo de estimaciones está disponible bajo pedido.

3 OBSERVACIONES FINALES

Usando datos que abarcan el período comprendido entre 1970 y 2007, se investiga el papel del desempeño macroeconómico, principalmente en términos de tasas de inflación como determinante del crecimiento económico. Se considera un panel de países de América del Sur que experimentaron episodios hiperinflacionarios en la década de 1980 (Argentina, Bolivia y Brasil) y comienzos de la década de 1990 (Brasil y Perú). Los resultados sugieren que la inflación fue perjudicial para el crecimiento en la región. Puntualmente, entre las variables cíclicas y estructurales usadas en el análisis, la inflación mostró ser la única que presenta efectos claros sobre el crecimiento económico, lo que resalta su importancia en la determinación de la actividad económica en la región. Los resultados resaltan la importancia de las experiencias hiperinflacionarias, que contribuyen a distorsionar la actividad económica en una región que ya venía sufriendo otro tipo de problemas, tales como una desigualdad crónica en los ingresos.

La calidad de la evidencia presentada es, en cierta medida, sólida no sólo porque nos centramos en aquellos países que en algún momento sufrieron de hiperinflación en América del Sur, sino también por el uso de una variable que aproxima la estabilidad macroeconómica en base al análisis de componentes principales. Por otra parte, evitamos el uso de promedios y aprovechamos el análisis panel de series de tiempo. Esto último se ocupa de importantes asuntos empíricos que no son adecuadamente tratados por estudios previos, como el sesgo en heterogeneidad en los paneles dinámicos, endogeneidad y dependencia entre los países en paneles relativamente cortos. Este análisis es importante porque nos permite estudiar específicamente América del Sur, en lugar del tratamiento de la región, ya sea como una *dummy* o como un valor atípico por ser removido de la muestra. Por tanto, se cree que el análisis llevado a cabo aquí representa un paso adelante en términos de lograr estimaciones útiles y contribuye a mejorar nuestro conocimiento sobre esta problemática en América del Sur.

Para concluir, la experiencia hiperinflacionaria de América del Sur es informativa porque ejemplifica un patrón interesante visto en un número de países en ese periodo: aquellas sociedades que pasaron por transiciones políticas y que todavía no tenían instituciones económicas tales como un banco central independiente y una autoridad fiscal creíble, terminaron sufriendo traumáticos episodios de hiperinflación. La estabilización macroeconómica se produjo sólo cuando estos países maduraron políticamente, e introdujeron independencia de bancos centrales, metas explícitas de inflación y leyes de responsabilidad fiscal en la década de los 90.⁷ En última instancia, la lección aquí es que los procesos de liberalización política en los países en desarrollo deben ir acompañados por la implementación de adecuadas instituciones económicas (independencia del banco central y leyes de responsabilidad fiscal).

⁷ Por ejemplo, Santiso (2006) destaca la importancia de la gran mejora del rendimiento macroeconómico en América Latina recientemente para producir mejores resultados económicos de la década de 1990 en adelante. Sin embargo, Carstens y Jácome (2005) advierten que Brasil todavía tiene uno de los bancos centrales *menos* independientes en América del Sur, lo que es siempre un motivo de preocupación.

REFERENCIAS

- Abbas, A., N. Belhocine, A. El-Ganainy y M. Horton (2010), "A historical public debt database", IMF Working Paper WP/10/245.
- Alesina, A. y A. Drazen (1991), "Why are stabilizations delayed?", *American Economic Review*, 81(5), 1170-1188.
- Bai, J. y S. Ng (2004), "A PANIC attack on unit roots and cointegration", *Econometrica*, 72(4), 1127-1177.
- Bai, J., C. Kao y S. Ng (2009), "Panel cointegration with global stochastic trends", *Journal of Econometrics*, 149(1), 82-99.
- Barro, R. (1995), "Inflation and economic growth", NBER Working Paper 5326.
- Barro, R. (1998), *Determinants of Economic Growth: A Cross-country Empirical Study*, MIT Press.
- Bittencourt, M. (2009), "Macroeconomic performance and inequality: Brazil, 1983 - 94", *The Developing Economies*, 47(1), 30-52.
- Bittencourt, M. (2010), "Democracy, populism and hyperinflation(s): Some evidence from Latin America", Economic Research Southern Africa, Working Paper 169.
- Bond, S., A. Leblebicioğlu y F. Schiantarelli (2010), "Capital accumulation and growth: A new look at the empirical evidence", *Journal of Applied Econometrics*, 25(7), 1073-1099.
- Briault, C. (1995) "The costs of inflation", *Bank of England Quarterly Bulletin*, 35(Febrero), 33-45.
- Bruno, M. y W. Easterly (1998), "Inflation crises and long-run growth", *Journal of Monetary Economics*, 41(1), 3-26.
- Bullard, J. y J. Keating (1995), "The long-run relationship between inflation and output in postwar economies", *Journal of Monetary Economics*, 36(3), 477-496.
- Carstens, A. y L. Jácome (2005), "The 1990s institutional reform of monetary policy in Latin America", Central Bank of Chile, Working Paper 343.
- Clark, T. (1997), "Cross-country evidence on long-run growth and inflation", *Economic Inquiry*, 35(1), 70-81.
- De Gregorio, J. (1993), "Inflation, taxation, and long-run growth", *Journal of Monetary Economics*, 31(3), 271-298.
- Durlauf, S. N., Johnson, P. y J. Temple (2005), "Growth econometrics", en P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, vol. 1A, cap. 8, 555-677.
- Easterly, W. (2005), "National policies and economic growth: A reappraisal", en P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, vol. 1A, cap. 15, 1015-1059.
- Easterly, W. y S. Fischer (2001), "Inflation and the poor", *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2), 160-178.
- Fischer, S. (1993), "The role of macroeconomic factors in growth", *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485-512.
- Galor, O. (2005), "From Stagnation to growth: Unified growth theory", en *Handbook of Economic Growth*, en P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, vol. 1A, cap. 4, 171-293.
- Ghosh, A. y S. Phillips (1998), "Warning: Inflation may be harmful to your growth", *IMF Staff Papers*, 45(4), 672-710.

- Im, K., H. Pesaran e Y. Shin (2003), "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Im, K., J. Lee y M. Tieslau (2005), "Panel LM unit-root tests with level shifts", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(3), 393-419.
- Kapoor, M., H. Kelejian y I. Prucha (2007), "Panel data models with spatially correlated error components", *Journal of Econometrics*, 140(1), 97-130.
- Khan, M. y A. Senhadji (2001), "Threshold effects in the relationship between inflation and growth", *IMF Staff Papers*, 48(1), 1-21.
- Kuznets, S. (1955), "Economic growth and income inequality", *American Economic Review* 45 (1), 1-28.
- Lee, K., H. Pesaran y R. Smith (1998), "Growth empirics: A panel data approach - a comment", *Quarterly Journal of Economics*, 113(1), 319-323.
- Levin, A., C. Lin y C. Chu (2002), "Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Levine, R. (2005), "Finance and growth: Theory and evidence", en P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, vol. 1A, cap. 12, 865-934.
- Lucas, R. (2009), "Trade and the diffusion of the industrial revolution", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1), 1-25.
- Maddala, G. y S. Wu (1999), "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.
- Pesaran, H. (2006), "Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure", *Econometrica*, 74(4), 967-1012.
- Pesaran, H. (2007), "A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pesaran, H. y R. Smith (1995), "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 68(1), 79-113.
- Sachs, J. (1985), "External debt and macroeconomic performance in Latin America and East Asia", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1985(2), 523-573.
- Santiso, J. (2006), *Latin America's Political Economy of the Possible*, MIT Press.
- Sarel, M. (1996), "Nonlinear effects of inflation on economic growth", *IMF Staff Papers*, 43(1), 199-215.
- Sargent, T., N. Williams, y T. Zha (2009), "The conquest of South American inflation", *Journal of Political Economy*, 117(2), 221-256.
- Sirimaneetham, V. y J. Temple (2009), "Macroeconomic stability and the distribution of growth rates", *World Bank Economic Review*, 23(3), 443-479.
- Swamy, P. (1970), "Efficient inference in a random coefficient regression model", *Econometrica*, 38(2), 311-323.
- Temple, J. (2000), "Inflation and growth: Stories short and tall", *Journal of Economic Surveys*, 14(4), 395-426.

Wacziarg, R. y K. Welch (2008), "Trade liberalisation and growth: New evidence", *World Bank Economic Review*, 22(2), 187-231.

Zellner, A. (1962), "An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and test for aggregation bias", *Journal of the American Statistical Association*, 57(298), 348-368.