



**RIDAA**  
Repositorio Institucional  
Digital de Acceso Abierto de la  
Universidad Nacional de Quilmes



Universidad  
Nacional  
de Quilmes

Le Clech, Néstor A.

# Reformas económicas y productividad total de los factores : un análisis de la economía latinoamericana



Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Argentina.  
Atribución - No Comercial - Sin Obra Derivada 2.5  
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/ar/>

Documento descargado de RIDAA-UNQ Repositorio Institucional Digital de Acceso Abierto de la Universidad Nacional de Quilmes de la Universidad Nacional de Quilmes

*Cita recomendada:*

Le Clech, N. A. (2011). *Reformas económicas y productividad total de los factores : un análisis de la economía latinoamericana*. *Revista de ciencias sociales*, 3(19), 47-65. Disponible en RIDAA-UNQ Repositorio Institucional Digital de Acceso Abierto de la Universidad Nacional de Quilmes  
<http://ridaa.unq.edu.ar/handle/20.500.11807/1512>

Puede encontrar éste y otros documentos en: <https://ridaa.unq.edu.ar>

Néstor A. Le Clech

---

# Reformas económicas y productividad total de los factores: un análisis de la economía latinoamericana



## Introducción

MATERIAL DE DIFUSIÓN

A finales de la década de 1980 y comienzos de la de 1990, se observó un fuerte avance hacia políticas de apertura y liberalización económica, cuyas líneas fundamentales fueran plasmadas en aquel documento denominado como “El Consenso de Washington”. Dentro de este escenario, se propició un fuerte debate acerca de las nuevas estrategias de política económicas a nivel internacional. En el marco de una globalización creciente, y promovido por aquel impulso político e intelectual de orden internacional, se argumentó que el único camino posible para asegurar el crecimiento económico era el de una liberalización económica completa.

En ese escenario comienzan a prosperar los estudios abocados al análisis del tópico “apertura-crecimiento”, aunque lo cierto es que, a pesar de haber corrido mucha tinta a torno a este tema, no se ha conseguido consolidar una postura unánime respecto a los resultados directos que la liberalización tiene sobre el crecimiento económico, y en muchos casos la evidencia parece ser ciertamente contradictoria.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Ya que escapa a los propósitos del presente trabajo, remitimos el debate a las referencias propuestas: Baldwin y Seghezza (1996); Edwards (1992, 1993, 1998); Rodríguez y Rodrik (1999); Krueger (1996, 1998); Harrison (1996); Giles y Williams (2000a y 2000b) y Romero y Gutiérrez (2007), entre otros.

A comienzos de este nuevo milenio, y frente al evidente fracaso de varias economías que habían sido los emblemas de las reformas de liberalización, y las recurrentes crisis internacionales que se produjeron, comienza a tomar fuerza una postura crítica en torno a la efectiva correlación entre apertura y crecimiento.

Lo cierto es que hasta el momento no existe un cuerpo de teorías que explique, en forma concluyente, el proceso que se encierra detrás del efecto de causalidad esperado entre apertura y crecimiento. De los modelos propuestos y los trabajos empíricos ensayados, el fenómeno más evidente que parece destacar es que el proceso de reformas estaría induciendo un proceso de estímulo a la inversión, tanto incrementando su flujo como optimizando su localización.<sup>2</sup> Este mecanismo estaría induciendo mejoras en la tecnología disponible, afectando a la productividad de la economía al elevar la dotación de capital por trabajador y mejorar la eficiencia productiva.

En esencia, las recomendaciones de política que fomentaban un paradigma de desarrollo orientado por una creciente apertura hacia los mercados mundiales, no solo buscan incrementar los flujos comerciales, sino también propiciar una modernización política y social sobre la propia estructura económica. Es decir, moldear las instituciones sociales a través de un efecto que en la literatura económica es conocido como “catching-up”, abordando así un concepto mucho más amplio de apertura, el cual estaría significando un grupo de políticas tendientes a insertar a la economía en el “nuevo mundo globalizado”. En la región latinoamericana este proceso de reformas comienza a tomar impulso notorio a fines de los ochenta, aunque en algunos casos el impulso reformador fue algo más tardío, iniciándose ya a comienzos de la década de 1990.

En Lugones, Gutti y Le Clech (2007) hemos podido analizar la situación de desenvolvimiento de la productividad total de los factores (PTF) de varios países latinoamericanos. Allí se pudo observar que, en general, el comportamiento de estas economías había resultado ser relativamente pobre y que, en la mayoría de los casos, el resultado había significado en un fuerte retroceso.

Por ello, en el presente trabajo examinaremos, mediante un análisis econométrico, cuestiones pertinentes al nivel impacto que ha tenido en cada economía el proceso de reformas económicas sobre la evolución de su productividad. Nuestro principal interés es el de analizar el papel jugado por las reformas, y aquellas variables que se podrían considerar como los principales determinantes en el proceso de mejoras de la PTF. Para ello realizaremos un estudio basado en el análisis de un dato de panel constituido por dieciséis economías latinoamericanas.<sup>3</sup>

<sup>2</sup> Nos referimos al concepto de reformas señalando aquel grupo de medidas de política económica tendientes a facilitar el funcionamiento del mercado en el desenvolvimiento de la economía y los actores que en ella participan.

<sup>3</sup> Los países incluidos en el análisis son: Argentina (ARG), Bolivia (BOL), Brasil (BRA), Chile (CHL), Colombia (COL), Costa Rica (CRI), Rep. Dominicana (DOM), Ecuador (ECU), El Salvador (SLV), Honduras (HND), Guatemala (GTM), México (MEX), Paraguay (PRY), Perú (PER), Uruguay (URY) y Venezuela (VEN).

La hipótesis fundamental que se presenta es que el efecto producido por las reformas de política económica dirigidas hacia un paradigma de crecimiento con apertura no ha sido el mismo para todos los países de la región.

## Marco teórico

El rol de las instituciones en el desempeño económico ha sido una cuestión que desde el pensamiento de los clásicos tuvo mucha importancia. Más recientemente, estimulado en particular por los aportes del premio Nobel de economía de 1993, Douglas North, ha surgido un renovado interés por estos temas. En el ámbito de la economía neoclásica, desde un punto de vista teórico y empírico, los trabajos de Hall y Jones (1996 y 1999) han resultado en un gran aporte. Estos autores introducen el concepto de *infraestructura social*, contemplando en este el marco institucional y las políticas gubernamentales que regulan y dan forma al entorno económico. El principal interés de su trabajo es dar una respuesta acerca de los causantes de las diferencias en el desempeño económico que se constata entre las naciones. En otras palabras, la cuestión que intentan resolver es ¿por qué países con iguales dotaciones de factores pueden tener desempeños económicos diferenciales? Para ellos, las diferencias en la tasas de acumulación de capital, en la productividad de los factores y, por ende, en el crecimiento del producto *per cápita*, se explican esencialmente por las diferencias en la infraestructura social de cada nación. Un país que posea una infraestructura social favorable proveerá un entorno económico y social que estimulará la actividad productiva y la acumulación de capital. Asimismo, alentará la adquisición de habilidades, la inventiva empresarial y la transferencia de tecnología. Hall y Jones (1996) definen “infraestructura social favorable” o, en sus palabras, “una infraestructura buena”, a una situación en la que el ambiente económico y social brinde una estructura de incentivos tal que proteja y estimule las actividades productivas y que elimine (o tienda a eliminar) las actividades no productivas, entendiendo en estas últimas aquellas actividades caracterizadas por la apropiación de una parte de la renta a través de conductas mafiosas, corruptivas, etc. En este punto, se debe entender por “infraestructura social favorable” a aquella que genere un ambiente tendente a reducir los costos de transacción, que fomente la competencia y que asegure un entorno estable para las decisiones de los agentes económicos, eliminando la posibilidad de ejercer una conducta denominada en la literatura económica como de riesgo moral.

Como bien señalan estos autores, es el Estado quien tiene el mayor poder de ejecución de una infraestructura social favorable, pero, paradójicamente, en la práctica aparece como el principal agente inductor de un ambiente desfavorable. A raíz de esta última realidad se ha argumentado que la mejor acción para mejorar la infraestructura social era promover un progresivo desmantelamiento del Estado –cuanto más lejos esté de la actividad productiva mayor la eficiencia en la producción. No obstante, los hallazgos de Hall y Jones no van en esta línea, sino por el contrario, subrayan la importancia de la acción de un Estado en donde el diseño de políticas y el control de estas sobre una gran parte de la producción ha dado lugar a altos niveles de mejoras en la productividad económica (Hall y Jones, 1996, pp. 15 y 16). En cualquier caso, no se trata solo de ejecutar reformas, o de alejar al Estado de la actividad productiva, sino que se trata de dar forma a un Estado eficiente y eficaz en el diseño y control del ambiente y desenvolvimiento de la actividad productiva. Por ello, no cabe esperar que un grupo de políticas tendientes a liberalizar la cuenta de capitales, el sector financiero, abrir la economía al comercio y otras medidas del estilo, estimulen un escenario favorable *per se*, sino que, acompañando a este grupo de medidas, se debe ejercer un exhaustivo control tanto en la acción como en la evaluación de los resultados alcanzados. De otra forma, con la ejecución de estas políticas se podría estar generando más que una mejora en la infraestructura, un simple giro de escenario en el cual se producen pocos cambios reales en las reglas de juego y bajo el cual lo que en realidad cambia son los protagonistas que se benefician de estas políticas manteniendo aún conductas de riesgo moral. Por ejemplo, como se ha evidenciado en varias ocasiones, la simple apertura de la cuenta de capitales y la liberalización financiera, en un escenario económico e institucional inapropiado, puede generar más que una mejora en las condiciones de competencia y eficiencia productiva, acciones de riesgo moral y un fuerte estímulo a las actividades tendientes a la búsqueda de rentas diferenciales. Así, lo que pareciera una buena política que promovería una asignación más eficiente de los recursos, solo provoca un cambio en las actividades y, quizás, en los agentes que se benefician de estas actividades que no solo no aportan a una mejora económica, sino que además pueden socavar las condiciones de crecimiento futuro.

Por otra parte, según las teorías neoclásicas de crecimiento endógeno, en autarquía se espera que la productividad de la economía esté sujeta, entre otros aspectos menos relevantes, al esfuerzo que la economía en cuestión realice en Investigación y Desarrollo

(I&D). Pero en una economía abierta, el papel del comercio internacional, los flujos de inversión extranjera directa (IED) y el intercambio de conocimiento hacen que el desarrollo de la productividad no dependa solo de su propio esfuerzo en I&D, sino además del esfuerzo que realicen sus socios comerciales (Coe y Helpman, 1995 y Harrison, 1996). Así, la apertura comercial y las reformas “pro-mercado” estarían afectando de una forma directa a la productividad de la economía y, a través de esta, al crecimiento del producto. Esta última visión es la que comienza a imponerse en los estudios más recientes acerca de este tópico entre apertura y crecimiento. Como lo señalan Miller y Upadhyay (2000), puede resultar en un grave error agregar variables adicionales en la función de producción para explicar el crecimiento del producto, más allá de los factores productivos clásicos, ya que estarían seguramente incidiendo en una forma directa sobre la PTF y, a través de esta, en una forma indirecta sobre el producto.

La PTF puede aumentar por el progreso tecnológico, existiendo básicamente dos formas en las que se lo introduce. Una de ellas se conoce como cambio tecnológico no incorporado y otra que se introduce a través de su incorporación en nuevos bienes de capital. En el primer caso, la mejora puede incorporarse sin la necesidad de adquirir nuevos bienes de capital, lo cual es el resultado, principalmente, de un proceso de aprendizaje por la práctica (*learning by doing*) que ya señalaba Arrow en 1962, quien también observaba que incluso la incorporación de nuevo capital reformularía el entorno productivo estimulando nuevamente un nuevo proceso de aprendizaje dinámico. En el segundo caso, la tecnología viene incorporada; esta forma de progreso tecnológico sí tendrá una relación directa con la dotación de capital y los esfuerzos de I&D que se hagan, provocando, muchas veces, obsolescencia en la maquinaria disponible.<sup>4</sup> En efecto, una de las mayores virtudes que se esperan potenciar al propiciar un proceso de apertura es el crecimiento de la PTF, en un sentido tanto microeconómico como macroeconómico, buscando mejorar la dinámica de crecimiento de la economía a largo plazo.

Como señalábamos, la evidencia más significativa entre apertura, reformas y crecimiento se daba a través de su impacto sobre la inversión. En esta línea de trabajos, Levine y Renelt (1991 y 1992) encuentran una fuerte correlación entre la relación inversión-PIB y comercio-PIB, sugiriendo que la conexión entre comercio y crecimiento ocurre a través de la inversión, provocado principalmente por las mejoras en la relocalización que se produce en los flujos de inversión a raíz del proceso de apertura y reformas; aunque estos autores son críticos acerca de las estimaciones que miden el efecto

<sup>4</sup> Muchas veces cuando los cambios de este tipo son muy veloces provocan un retardo en la renovación del capital, por dos razones básicamente: una es que las empresas que acaban de renovar sus bienes de capital no están dispuestas a afrontar la pérdida de capital invertido con motivo de la nueva tecnología disponible. La otra razón es la contrapartida de esta, si los cambios tecnológicos se vienen sucediendo muy velozmente, la empresa puede estar tentada a esperar a que se produzca “el nuevo avance que se espera” y así postergar la modernización de las maquinarias. Por este motivo, desde las mismas empresas productoras de bienes de capital, se suele retardar el lanzamiento de un nuevo producto.

entre apertura y crecimiento, siendo estos los primeros en llamar la atención acerca de la ambigüedad en la dirección de causalidad y en advertir algunos problemas de índole econométricos sobre los primeros análisis empíricos que se realizaban del tema. Frankel y Romer (1999) obtienen resultados similares, señalando que el comercio incrementaría la renta al estimular la acumulación de capital físico y humano, advirtiendo también que este mecanismo es articulado tanto por el comercio exterior como por el interno. Sin embargo, la apertura al comercio exterior sí estaría optimizando la localización de la inversión. Por su parte, Baldwin y Seghezza (1996) realizan una comprobación empírica entre la relación hasta aquí comentada, a través de una función de sistemas de ecuaciones simultáneas, con las que confirman que la protección doméstica reduce la inversión interna y por lo tanto ralentiza el crecimiento del producto.

El entorno económico, político e institucional en general estaría afectando en una forma directa a la PTF en el sentido macroeconómico. Así, una reforma económica tendiente a producir mejoras en el entorno institucional estaría potenciando el crecimiento económico a través de las mejoras en la asignación de los recursos y, de esta forma, mejorando la productividad del capital utilizado. Uno de los factores claves en este proceso son los flujos de IED, las reformas económicas de estabilización, los procesos de privatizaciones de empresas públicas, que se espera hayan tenido un papel relevante en cuanto a la modernización del sistema productivo, según Griffith-Jones (2000) y Goldberg y Klein (1997).

## Modelo econométrico, metodología, estimación y resultados

### Modelo econométrico

Para la estimación econométrica utilizaremos dos formulaciones que integren un grupo de variables consideradas como los determinantes fundamentales de la PTF.<sup>5</sup> Las ecuaciones a estimar son las siguientes:

$$\ln PTF_{it} = \alpha_i + \beta_1 * \ln(I/L)_{it} + \beta_2 * \ln PIB_{it} + \beta_3 * \ln PI_{it} + \beta_4 * \ln(X/PIB)_{it} + \beta_5 * \ln(M/PIB)_{it} + \beta_6 * \ln IR_{it} + \beta_7 * T + \mu_{it} \quad (1)$$

$$\ln PTF_{it} = \alpha_i + \beta_1 * \ln(I/L)_{it} + \beta_2 * \ln PIB_{it} + \beta_3 * \ln PI_{it} + \beta_4 * \ln(X/PIB)_{it} + \beta_5 * \ln(M/PIB)_{it} + \beta_6 * T + \sum \beta' (D_{it} * \ln IR_{it}) + \mu_{it} \quad (2)$$

<sup>5</sup> Véase, por ejemplo, Miller y Upadhyay (2000 y 2002).



La variable PTF es una serie calculada según la metodología descrita en Lugones *et al.* (2007, p. 61).

La variable  $I/L$  es la formación bruta de capital fijo (World Development Indicator-World Bank) sobre la cantidad de ocupados (serie estimada mediante la metodología explicada en Lugones *et al.*, 2007) y se espera tenga un impacto positivo sobre la PTF, ya que se captaría en esta variable el efecto “bruto” de la dinámica de acumulación de capital por trabajador. Además, esta variable estaría captando el impacto de la inversión extranjera directa, fenómeno que ha resultado de suma importancia para varios países de la región, en especial en la última década bajo análisis.

Hemos incluido el producto bruto interno en moneda constante, expresada en la variable PIB (World Development Indicator-World Bank), de modo tal de captar el efecto de la dinámica del mercado sobre la mejora de la PTF. Se espera que genere un impacto positivo sobre la PTF puesto que una dinámica creciente en el nivel de producción provoca una mejor utilización de la capacidad instalada, conduciendo a un mejor aprovechamiento de los recursos invertidos y así a una mejora en la PTF.

Además se ha incluido la tasa de inflación denominada en la variable  $PI^6$  (World Development Indicator-World Bank). En los casos en los que se registró deflación, que hace imposible la aplicación de logaritmos, se reemplazó por un valor de  $10^{-5}$ ; esta modificación se realizó para el caso de Guatemala, en el año 1971 (inflación de -0,45%) y para Argentina, en los años 1999 y 2000 (inflación -1,17% y -0,94%, respectivamente). Sobre esta variable que consideramos absorba la parte explicativa de la política monetaria, se espera que presente un signo negativo. Esta variable además estaría explicando en parte el horizonte temporal de decisión de los agentes determinadas por las expectativas a futuro en los planes de inversión. Una economía con tasas de inflación elevadas y recurrentes, reduce notablemente el horizonte temporal de decisión y esto afecta directamente al tipo de inversiones que se realiza en la economía.

En el caso del ratio de exportaciones sobre el PIB, indicada por la variable  $X/PIB$  (World Development Indicator-World Bank), se espera que el efecto sea positivo ya que estas suelen ser en bienes para los que se posee ventajas comparativas, lo que estaría optimizando la utilización de los factores y relocalizando más factores productivos en estas áreas, además de los beneficios esperados del tipo “learning by doing” y “spillovers” que se generan con un mayor contacto con los mercados internacionales.

Por su parte, la relación importaciones sobre el PIB, denotada por la variable  $M/PIB$  (World Development Indicator-World Bank), podría presentar cierta ambigüedad respecto al signo esperado,

<sup>6</sup> La serie de Brasil, desde 1971 hasta 1980, fue completada con el deflactor del PIB por falta de información estadística de la fuente indicada.



puesto que, por un lado, un aumento en la relación  $M/PIB$  puede generar una mejora en la PTF si esta produce un control sobre el nivel de precios, regulando la competencia e incrementando la oferta disponible, lo que podría estar induciendo una mejora la capacidad productiva del país. Sin embargo, un ingreso elevado de importaciones, que genere un nivel de competencia desmesurado en el mercado interno podría también afectar a amplios sectores de la economía que reducirían el uso de su capacidad productiva instalada provocando una caída de la productividad, lo que estaría indicado por un impacto negativo en el parámetro estimado.

Se han incluido la variable  $T$  que resulta ser una variable de tendencia temporal, con la cual se busca absorber el efecto tendencia temporal presente en las series.

La variable *reforma*, representada por  $IR$  (Morley *et al.*, 1999; series actualizadas por CEPAL hasta el año 2000), que no solo mide el efecto de la apertura económica y las reformas “pro-mercado”, sino también del proceso de estabilización y reorganización productiva que se produce por las reformas emprendidas, se esperaría que tenga un efecto positivo en la medida que supone un reordenamiento económico hacia un escenario institucional más eficiente. Utilizaremos el índice general que toma valores entre cero y uno (cuanto más se liberaliza la economía más cercano a uno se torna el índice). No obstante, como mencionábamos con anterioridad, podríamos hallar un impacto no significativo o incluso negativo, en la medida en que las reformas hayan generado un ambiente institucional poco propicio en lo que respecta al buen funcionamiento de la economía. Esto puede ser particularmente visible en economías con alta concentración económica y baja institucionalidad política, en el cual la reformas provocan más que una mejora en la eficiencia de la economía en general, un proceso de reasignación de recursos con fuertes sesgos sectoriales.

En la segunda ecuación se ha incluido una variable dicótoma conjugada con la variable reforma, ( $D_{it} * IR_{it}$ ), con el fin de captar el posible impacto diferencial del proceso de reformas para cada una de las economías.

En otras palabras, con la ecuación 1 se analiza el efecto global del los fundamentos del PTF para todo el grupo de países analizados. Por su parte, con la ecuación 2 se desagrega el efecto producido por la variable  $IR$  para cada economía.

### **Metodología, estimaciones y resultados**

El estudio se realiza para el período 1971 a 2000 y 16 países, con un total de 480 observaciones agrupadas en un dato de panel ba-

lanceado. En primer lugar, al trabajar con series temporales largas resulta pertinente analizar la condición de estacionariedad de las mismas, lo cual realizaremos mediante la prueba de raíces unitarias ADF-Fisher Chi-square, con la que se verifica el orden de integración de las series. Esta prueba verifica la existencia de raíces unitarias individuales, permitiendo que el proceso de raíces unitarias varíe entre las secciones transversales, asumiendo efectos temporales comunes, así la prueba ADF-Fisher resulta ser la más apropiada para el tipo de muestra con la que estamos trabajando.<sup>7</sup> En los cuadros 1 a 7 se presentan los resultados de las pruebas de raíces unitarias, como se puede observar allí, todas las variables resultan ser  $I(1)$ , de modo tal que se debería verificar una condición de cointegración en el modelo para poder estar seguro de evitar obtener un resultado espurio en la regresión estimada mediante mínimos cuadrados.

**Cuadro 1. Prueba ADF-Fisher Chi-square de raíz unitaria sobre la variable  $\text{Ln}^{\text{PTF}}$**

| Variable $\text{Ln}^{\text{PTF}}$ | Prueba en niveles |        | Prueba en 1° diferencias |        |
|-----------------------------------|-------------------|--------|--------------------------|--------|
|                                   | Estadístico       | Prob.  | Estadístico              | Prob.  |
| ADF - Fisher Chi-square           | 22,4057           | 0,8962 | 130,053                  | 0.0000 |
| ADF - Choi Z-stat                 | 1,14255           | 0,8734 | -7,85983                 | 0.0000 |

Fuente: estimación incluyendo intercepto. Selección de rezagos: criterio Akaike modificado.

**Cuadro 2. Prueba ADF-Fisher Chi-square de raíz unitaria sobre la variable  $\text{Ln}^{\text{IL}}$**

| Variable $\text{Ln}^{\text{IL}}$ | Prueba en niveles |        | Prueba en 1° diferencias |        |
|----------------------------------|-------------------|--------|--------------------------|--------|
|                                  | Estadístico       | Prob.  | Estadístico              | Prob.  |
| ADF - Fisher Chi-square          | 20,3336           | 0,9452 | 182,421                  | 0.0000 |
| ADF - Choi Z-stat                | 1,64250           | 0,9498 | -10,3676                 | 0.0000 |

Fuente: estimación incluyendo intercepto. Selección de rezagos: criterio Akaike modificado.

<sup>7</sup> También se han verificado la presencia de raíces unitarias con otros test llegando al mismo resultado que con la prueba propuesta.

**Cuadro 3. Prueba ADF-Fisher Chi-square de raíz unitaria sobre la variable  $\text{Ln}^{\text{PIB}}$**

| Variable $\text{Ln}^{\text{PIB}}$ | Prueba en niveles |             | Prueba en 1° diferencias |             |        |
|-----------------------------------|-------------------|-------------|--------------------------|-------------|--------|
|                                   | Método            | Estadístico | Prob.                    | Estadístico | Prob.  |
| ADF - Fisher Chi-square           |                   | 24,6370     | 0,8205                   | 76,5401     | 0,0000 |
| ADF - Choi Z-stat                 |                   | 0,80248     | 0,7889                   | -4,29019    | 0,0000 |

Fuente: estimación incluyendo intercepto y tendencia. Selección de rezagos: criterio Akaike modificado.

**Cuadro 4. Prueba ADF-Fisher Chi-square de raíz unitaria sobre la variable  $\text{Ln}^{\text{PI}}$**

| Variable $\text{Ln}^{\text{PI}}$ | Prueba en niveles |             | Prueba en 1° diferencias |             |        |
|----------------------------------|-------------------|-------------|--------------------------|-------------|--------|
|                                  | Método            | Estadístico | Prob.                    | Estadístico | Prob.  |
| ADF - Fisher Chi-square          |                   | 37,3395     | 0,2370                   | 191,773     | 0,0000 |
| ADF - Choi Z-stat                |                   | 0,37972     | 0,6479                   | -9,77941    | 0,0000 |

Fuente: estimación incluyendo intercepto y tendencia. Selección de rezagos: criterio Akaike modificado.

**Cuadro 5. Prueba ADF-Fisher Chi-square de raíz unitaria sobre la variable  $\text{Ln}(X)^{\text{PIB}}$**

| Variable $\text{Ln}(X)^{\text{PIB}}$ | Prueba en niveles |             | Prueba en 1° diferencias |             |        |
|--------------------------------------|-------------------|-------------|--------------------------|-------------|--------|
|                                      | Método            | Estadístico | Prob.                    | Estadístico | Prob.  |
| ADF - Fisher Chi-square              |                   | 46,3305     | 0,0486                   | 188,706     | 0,0000 |
| ADF - Choi Z-stat                    |                   | -1,59204    | 0,0557                   | -10,5983    | 0,0000 |

Fuente: estimación incluyendo intercepto y tendencia. Selección de rezagos: criterio Akaike modificado.

**Cuadro 6. Prueba ADF-Fisher Chi-square de raíz unitaria sobre la variable  $\ln M/\text{PIB}$**

| Variable $\ln(M/\text{PIB})$ | Prueba en niveles |        | Prueba en 1° diferencias |        |
|------------------------------|-------------------|--------|--------------------------|--------|
|                              | Estadístico       | Prob.  | Estadístico              | Prob.  |
| ADF - Fisher Chi-square      | 46,3305           | 0,0486 | 217,234                  | 0,0000 |
| ADF - Choi Z-stat            | -1,59204          | 0,0557 | -10,7790                 | 0,0000 |

Fuente: estimación incluyendo intercepto y tendencia. Selección de rezagos: criterio Akaike modificado.

**Cuadro 7. Prueba ADF-Fisher Chi-square de raíz unitaria sobre la variable  $\ln^{\text{IR}}$**

| Variable $\ln^{\text{IR}}$ | Prueba en niveles |        | Prueba en 1° diferencias |        |
|----------------------------|-------------------|--------|--------------------------|--------|
|                            | Estadístico       | Prob.  | Estadístico              | Prob.  |
| ADF - Fisher Chi-square    | 14,6902           | 0,9962 | 78,1625                  | 0,0000 |
| ADF - Choi Z-stat          | 1,68434           | 0,9539 | -3,63624                 | 0,0000 |

Fuente: estimación incluyendo intercepto y tendencia. Selección de rezagos: criterio Akaike modificado.

A fin de verificar la condición de cointegración para el grupo de variables en las dos estimaciones que realizaremos (ecuación 1 y 2, respectivamente) utilizaremos la prueba de cointegración desarrollada por Kao (1999), la cual es una extensión de las pruebas de cointegración del tipo Engle-Granger aplicadas a estimaciones de datos de panel. Esta prueba realiza un análisis de los residuos del modelo básico de efectos fijos en la dimensión transversal y tendencias comunes para la dimensión temporal. En los cuadros 8 y 9 se presentan las pruebas correspondientes a las ecuaciones 1 y 2, respectivamente, cuyos resultados estarían rechazando la hipótesis nula de no cointegración, de modo tal que se verifica que las series están cointegradas evitando así caer en el fenómeno de regresión espuria. En otras palabras, los parámetros estimados mediante mínimos cuadrados serán consistentes.

**Cuadro 8. Prueba Kao (1999) de no cointegración para la ecuación 1**

| <b>Hipótesis nula: No cointegración. Selección de rezagos: automática utilizando el criterio Akaike. Newey-West bandwidth selection utilizando Quadratic Spectral kernel</b> |                     |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------|
| <i>Estadístico t</i>                                                                                                                                                         | <i>Probabilidad</i> |
| -2,207933                                                                                                                                                                    | 0,0136              |

**Cuadro 9. Prueba Kao (1999) de no cointegración para la ecuación 2**

| <b>Hipótesis nula: No cointegración. Selección de rezagos: automática utilizando el criterio Akaike. Newey-West bandwidth selection utilizando Quadratic Spectral kernel</b> |                     |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------|
| <i>Estadístico t</i>                                                                                                                                                         | <i>Probabilidad</i> |
| -6,3338920                                                                                                                                                                   | 0,0000              |

Una vez confirmada la relación de cointegración entre las series de las dos ecuaciones a estimar daremos paso a la estimación y al análisis de los resultados. Las estimaciones se realizan mediante mínimos cuadrados, aplicados a un dato de panel con efectos fijos transversales y coeficientes temporales comunes, imponiendo además una ponderación sobre el corte transversal del tipo SUR (Seemingly Unrelated Regression), la cual elimina la posible heterocedasticidad transversal y correlación contemporánea.

Nuestra primera estimación se realiza sobre la ecuación 1, cuyos resultados se reportan en el cuadro 10. Como se puede apreciar se ha conseguido un muy buen ajuste de regresión, expresado en un R2 ajustado de 0,97. Al mismo tiempo, todos los coeficientes estimados son significativos a un nivel de confianza superior al 99%, y la prueba de normalidad Jarque-Bera estaría indicando normalidad en la distribución de los residuos. Este último estadístico estaría convalidando los hallazgos de cointegración presentados anteriormente en el sentido de asegurar consistencia.

Al analizar el impacto de las variables definidas como determinantes de la evolución de la PTF encontramos que la inversión, junto con la evolución del PIB, reportan un efecto positivo sobre la PTF, siendo además los determinantes más importantes. Lo que implica que los factores internos de inversión, consumo y producción

son los principales determinantes para la mejora de la productividad total de los factores en la región analizada. Las exportaciones también estarían produciendo un efecto positivo sobre la PTF, aunque su efecto es mucho menor que las dos anteriores, con lo que el efecto “export-led-growth”, como potencial de crecimiento, pierde importancia frente al potencial que posee el desarrollo del mercado interno y el fomento de la inversión.

Los procesos de inestabilidad económica, captados por la tasa de inflación, habrían provocado un efecto negativo sobre la evolución de la PTF de la región. No obstante, el parámetro estimado da cuenta de un efecto neto muy bajo.

Por su parte, las importaciones habrían presionado negativamente sobre la evolución de la PTF, probablemente debido a los fuertes procesos de reestructuración económica observados en varios países de la región, y a la fuerte competencia soportada sobre el sector manufacturero, lo que habría provocado una caída en el uso de la capacidad instalada en varias economías de la región. En esta línea, la variable de reformas estaría indicando que el efecto neto habría sido negativo. Es decir que, en general, para toda la región analizada y para el período de análisis estudiado, el efecto neto de las reformas de liberalización económica habría provocado una merma en la dinámica de la PTF de la economía regional. En general, durante todo este período, la tendencia (variable *T*) ha sido de una caída continua en la PTF para la economía regional, siendo este un hallazgo similar al señalado en Lugones *et al.* (2007).

**Cuadro 10. Ecuación 1. Variable dependiente  $\ln p_{t}^f$ .**

**Parámetros estimados mediante Mínimos Cuadrados Ponderados (sur Cross-Section)**

| Var.  | C      | $\ln^L$ | $\ln^{PIB}$ | $\ln^{PI}$ | $\ln(X/PIB)$ | $\ln(M/PIB)$ | $\ln^R$ | T      |
|-------|--------|---------|-------------|------------|--------------|--------------|---------|--------|
| Coef. | 3,009  | 0,185   | 0,260       | -0,008     | 0,048        | -0,036       | -0,031  | -0,010 |
| Prob  | 0,0000 | 0,0000  | 0,0000      | 0,0000     | 0,0000       | 0,0000       | 0,0000  | 0,0000 |

Notas:  $R_2$  ajustado 0,97. Errores estándar y covarianza estimados a partir del método White diagonal. Estadístico JB 0,029, Prob. 0,986.

Una vez analizado el efecto regional, y observado que las reformas económicas habrían provocado sobre la economía de la región un



efecto negativo sobre la PTF, resulta interesante poder estudiar su efecto individual sobre cada una de las dieciséis economías analizadas. Con este fin se ha estimado la ecuación 2, la cual capta el efecto de las reformas para cada una de las economías mediante un esquema multiplicativo entre la variable reforma y una variable dicótoma indicativa de las observaciones de cada país.

Los resultados se presentan en el cuadro 11. En este caso el ajuste de regresión observa una mejoría respecto a la estimación anterior, indicada en un  $R^2$  ajustado igual a 0,98, superior al observado en la estimación de la ecuación 1. También se constata, mediante el estadístico Jarque-Bera, distribución normal en los residuos de regresión.

Se observa además una fuerte consistencia en los resultados obtenidos para todo el grupo de variables comunes ( $IL$ ,  $PIB$ ,  $X/PIB$ ,  $M/PIB$  y  $T$ ), las cuales obtienen en todos los casos la misma tendencia de impacto (iguales signos) y coeficientes aproximadamente iguales a los estimados con la ecuación 1.

Al analizar la información presentada en el cuadro 11 nos encontramos con resultados dispares respecto a los efectos individuales de la variable reforma. En algunos casos la variable de reformas institucionales no resulta ser significativa, lo que estaría indicando un efecto neutro sobre la PTF de esas economías. En esta situación nos encontramos con Costa Rica, Guatemala, Venezuela, y Paraguay si se exigiese un nivel de confianza superior al 95%. Sin embargo, en este último caso estamos con un nivel de significatividad muy cercano al 5,29%, con lo que probablemente el efecto neto podría ser evaluado como positivo, aunque resulta evidente que el nivel de impacto, aun siendo positivo, es relativamente reducido al haberse obtenido un coeficiente de 0,051.

En un segundo grupo de resultados nos encontramos con aquellas economías para las cuales el proceso de reformas institucionales habría producido un impacto negativo sobre la evolución de la PTF de cada economía. Estos resultados corresponden a las economías de República Dominicana, Honduras, México, Perú y El Salvador. Al respecto deben notarse las diferencias en el nivel de impacto que han tenido las reformas sobre la PTF de estas economías. Por ejemplo, entre las economías más afectadas nos encontramos con Honduras, Perú y El Salvador, con un parámetro estimado de -0,520, -0,330 y -0,266 respectivamente. Luego México (-0,168) y República Dominicana (-0,135).

Finalmente nos encontramos con varias economías para las cuales el proceso de reformas económicas tendientes hacia la liberalización ha significado un aporte positivo para la mejora de la PTF. Aunque nuevamente se deben destacar las diferencias en los

niveles de impacto que estas han tenido. En este sentido se puede diferenciar un grupo de países para los cuales las reformas habrían tenido un impacto relativo importante, como en los casos de Uruguay, Argentina, Bolivia y Colombia, con valores estimados de 0,286, 0,219, 0,243 y 0,207, respectivamente. Le siguen, con un menor grado de importancia, Chile, Ecuador y Brasil cuyos valores son de 0,085, 0,073 y 0,055, respectivamente.

**Cuadro 11. Ecuación 2. Variable dependiente lnptf.  
Parámetros estimados mediante Mínimos Cuadrados Ponderados  
(sur Cross-Section)**

| Variable  | Coef.  | Prob.  | Variable | Coef.  | Prob.  |
|-----------|--------|--------|----------|--------|--------|
| C         | 2,612  | 0,0000 | LnIR*CHL | 0,085  | 0,0000 |
| LnIL      | 0,176  | 0,0000 | LnIR*DOM | -0,135 | 0,0000 |
| LnPIB     | 0,299  | 0,0000 | LnIR*ECU | 0,073  | 0,0002 |
| LnPI      | -0,006 | 0,0000 | LnIR*GTM | 0,010  | 0,6829 |
| Ln(X/PIB) | 0,030  | 0,0000 | LnIR*HND | -0,520 | 0,0000 |
| Ln(M/PIB) | -0,026 | 0,0000 | LnIR*MEX | -0,168 | 0,0000 |
| T         | -0,012 | 0,0000 | LnIR*PER | -0,330 | 0,0000 |
| LnIR*ARG  | 0,219  | 0,0000 | LnIR*PRY | 0,051  | 0,0529 |
| LnIR*BOL  | 0,243  | 0,0000 | LnIR*SLV | -0,266 | 0,0000 |
| LnIR*BRA  | 0,055  | 0,0000 | LnIR*URY | 0,286  | 0,0000 |
| LnIR*COL  | 0,207  | 0,0000 | LnIR*VEN | 0,028  | 0,4326 |
| LnIR*CRI  | -0,003 | 0,8404 |          |        |        |

Notas: R2 ajustado 0,98. Errores estándar y covarianza estimados a partir del método White diagonal. Estadístico JB 1,697, Prob. 0,428.

## Conclusiones

Del análisis general de los resultados surgen varias cuestiones de sumo interés. En primer lugar se observa que los determinantes más importantes de la PTF son la inversión y la evolución del mercado interno, seguido por la evolución relativa de las exportaciones, aunque con un nivel de impacto relativamente bajo. Re-

ferido también al comercio internacional hemos encontrado que la relación importaciones/PIB indican un efecto negativo sobre la evolución de la PTF. Como lo habríamos señalado, el aumento de la inversión por trabajador y el desarrollo del mercado interno afectarán positivamente a la PTF a través de los mecanismos de incorporación de tecnología y nuevos procesos de aprendizaje por la práctica y debido a las mejoras en la utilización de las capacidades instaladas de producción y a los incentivos de inversión que estas generan. Asimismo en un plazo más alargado de tiempo se podría esperar que esto provoque un efecto difusión en toda la economía, con lo que el impacto sobre la productividad sería expansivo. Las exportaciones también afectarían positivamente a la PTF al optimizar la localización de los recursos hacia los sectores productivos con ventajas comparativas. En el caso de la relación importaciones/PIB, se ha hallado un impacto negativo, producido probablemente por una reducción en el uso de la capacidad instalada de cada economía. La inflación presenta un resultado débil respecto a su nivel de impacto neto, aunque resulta en una indicación clara que la estabilidad de precios es un factor determinante de las mejoras en la PTF al influir directamente en las expectativas de consumo e inversión de los agentes.

Respecto al impacto de las reformas de liberalización hemos visto que en varios casos el índice de reformas ha arrojado un coeficiente de signo negativo. Se debe recordar que este índice, dada su construcción, estaría reflejando la dinámica institucional, lo que nos estaría indicando que el marco institucional habría generado un ambiente negativo para el desempeño de la PTF para estas economías.

Por otro lado, hemos podido observar que en algunos casos, el nuevo impulso de reformas habría afectado positivamente a la productividad, o al menos habría brindado un marco de desempeño más positivo. Esto sería a raíz del ambiente de estabilidad inducido por tales procesos los cuales estarían ampliando el horizonte de decisiones para los agentes económicos, eliminando además muchas distorsiones y negocios emprendidos por señales de mercado incorrectas, a raíz de las distorsiones inducidas por las políticas económicas.

La región ha promovido algunos cambios importantes respecto al marco institucional que rige su funcionamiento. Sin embargo, es notorio que este movimiento reformista no ha provocado el mismo resultado para todas las economías. En aquellos casos en los que se ha podido observar un impacto neutro o incluso negativo se deberían revisar los mecanismos de reformas impulsados ya que parecen ser insuficientes, probablemente de baja calidad institu-

cional o sencillamente inadecuadas dado el marco institucional del país. En otras palabras, no se puede asegurar que una determinada orientación de política económica asegure el éxito buscado. Por ello, se debería revisar cuidadosamente el proceso de reformas instrumentado en cada economía, teniendo siempre presente que las reformas deben lograr mejoras reales en el ámbito institucional en el que la economía se desenvuelve. Este ámbito institucional debe ser comprendido como un todo, por cuanto debe ser inclusivo a todos los actores de la sociedad a la cual se aspira a cambiar. En tal caso, las “mejoras” deben considerar el conjunto de interrelaciones que conforman la sociedad, y transmitirse de manera cohesiva y no coercitiva. En un esquema político de tipo democrático esto sería verdadera calidad institucional. Así, las reformas económicas deberían ser sencillamente solo una parte de un grupo de reformas de política más generales y profundas, comprendidas en ámbitos de reformas más complejas, que aporten transparencia, cohesión y mejoras tanto en los derechos contractuales como en los denominados derechos sociales.

## Bibliografía

- Arrow, Kenneth J. (1962), “The economic implication of learning by doing”, *Review of Economic Studies*, vol. 29, pp. 155-173.
- Baldwin, R. E. y E. Seghezza (1996), “Testing for trade-induced investment-led growth”, *NBER, Working Paper N° 5.416*.
- Coe, D. T. y E. Helpman (1995), “International R & D spillovers”, *European Economic Review*, vol. 39, pp. 859-887.
- Douglass, C. N. (1993), *Instituciones, cambio institucional y desempeño económico*, México, Fondo de Cultura Económica.
- Edwards, S. (1992), “Trade orientation, distortions, and growth in developing countries”, *Journal of Development Economics*, vol. 39 (1), pp. 31-57.
- (1993), “Openness, trade liberalization, and growth in developing countries”, *Journal of Economic Literature*, vol. XXXI (3), pp. 1358-1393.
- (1998), “Openness, productivity and growth: What do we really know?”, *The Economic Journal*, vol. 108, pp. 383-398.
- Frankel, J. A. y D. Romer (1999), “Does Trade Cause Growth?”, *The American Economic Review*, vol. 89 (3), pp. 379-398.
- Giles, J. A. y C. L. Williams (2000a), “Export-led growth: a survey of the empirical literature and some non-causality results, Part 1”, *J. Int. Trade & Economic Development*, vol. 9 (3), pp. 261-337.
- (2000b), “Export-led growth: a survey of the empirical literature and some non-causality results, Part 1”, *J. Int. Trade & Economic Development*, vol. 9 (4), pp. 445-470.

- Goldberg, L. S. y M. W. Klein (1997), "Foreing direct investment, trade and real exchange rate linkages in Southeast Asia and Latin American", *NBER*, Working Paper N° 6.344.
- Griffith-Jones, S. (2000), "International capital flows to Latin America", *Serie Reformas Económicas*, N° 55, CEPAL, LC/L, 351, Santiago.
- Hall, R. E. y C. I. Jones (1996), "The productivity of nations", *NBER*, Working Paper N° 5.812.
- (1999), "Why do some countries produce so much more output per worker than others?", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 114 (1), pp. 83-116.
- Harrison, A. (1996), "Openness and growth: A time series, cross-country analysis for developing countries", *Journal of Development Economics*, vol. 48, pp. 419-447.
- Kao, C. (1999), "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, vol. 90, pp. 1-44.
- Krueger, A. O. (1996), "Trade policy and economic development: How we learn", *NBER*, Working Paper N° 5.896.
- (1998), "Why trade liberalization is good for growth", *The Economic Journal*, vol. 108, septiembre, pp. 1513-1522.
- Levine, R. y D. Renelt (1991), "Cross country studies of growth and policy: Some methodological, conceptual, and statistical problems", *World Bank Working Papers Series*, N° 608.
- (1992), "A sensitivity analysis of cross-country growth regressions", *American Economic Review*, vol. 82, pp. 942-963.
- Lugones, G., P. Gutti y N. Le Clech (2007), "Indicadores de capacidades tecnológicas en América Latina", *Serie de Estudios y Perspectivas*, N° 89, CEPAL de México.
- Miller Stephen, M. y M. P. Upadhyay (2000), "The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity", *Journal of Development Economics*, vol. 63, pp. 399-423.
- (2002), "Total factor productivity and the convergence hypothesis", *Journal of Macroeconomics*, vol. 24, pp. 267-286.
- Morley, S. A., R. Machado y S. Pettinato (1999), "Indexes of structural reform in Latin America", *Serie de Reformas Económicas*, N° 12, Santiago de Chile, CEPAL LC/L 1166.
- Rodríguez, F. y D. Rodrik (1999), "Trade policy and economic growth: A skeptic's guide to the cross-national evidence", *NBRE*, Working Paper N° 7.081.
- Romero, I. y L. Gutiérrez (2007), "Una revisión crítica de los métodos de series de tiempo y datos de panel aplicados al caso de la hipótesis de *export-led growth*", documento de CEPAL, LC/MEX/L.813.

(Evaluado el 22 de octubre de 2010.)

---

## Autor

**Néstor A. Le Clech.** Docente-investigador del Departamento de Economía y Administración de la Universidad Nacional de Quilmes (UNQ), profesor de Econometría y Matemática financiera en dicho departamento. Durante 2004 y 2007, ha estado a cargo de la dirección de la licenciatura en Comercio Internacional de la UNQ. Ha realizado estudios de doctorado en Economía en la Universidad de Zaragoza y concluido un posgrado sobre Integración Económica en la Universidad de Barcelona. Sus temas principales de investigación son el comercio internacional, el desarrollo económico y el cambio tecnológico.

Publicaciones recientes:

- , G. Lugones y P. Gutti, “Indicadores de capacidades tecnológicas en América Latina”, *Series de Estudios y Perspectivas*, N° 89, CEPAL de México, marzo de 2008.
  - , “Paridad del poder adquisitivo en el tipo de cambio argentino (peso/dólar)”, *Revista Económica*, vol. LIII (1-2).
  - , “Reformas estructurales y desempeño económico en Argentina: 1976-2000”, *Problemas del Desarrollo*, vol. 38, N° 151, 151-175, México, octubre-diciembre de 2007.
- 

## Cómo citar este artículo:

Le Clech, Néstor A., “Reformas económicas y productividad total de los factores: un análisis de la economía latinoamericana”, *Revista de Ciencias Sociales, segunda época*, año 3, N° 19, Bernal, Universidad Nacional de Quilmes, otoño de 2011, pp. 47-65.

MATERIAL DE DIFUSIÓN