

January 2012

Impacto de las patentes sobre el crecimiento económico: un modelo panel cointegrado 1990-2010

Jacobo Campo Robledo

Superintendencia de Industria y Comercio, jcampo@sic.gov.co

Follow this and additional works at: <https://ciencia.lasalle.edu.co/eq>

Citación recomendada

Campo Robledo, J. (2012). Impacto de las patentes sobre el crecimiento económico: un modelo panel cointegrado 1990-2010. *Equidad y Desarrollo*, (18), 65-88. <https://doi.org/10.19052/ed.1790>

This Artículo de Investigación is brought to you for free and open access by the Revistas científicas at Ciencia Unisalle. It has been accepted for inclusion in *Equidad y Desarrollo* by an authorized editor of Ciencia Unisalle. For more information, please contact ciencia@lasalle.edu.co.

Impacto de las patentes sobre el crecimiento económico: un modelo panel cointegrado 1990-2010*

65

Jacobo Campo Robledo**

Palabras clave

Crecimiento económico, patentes, función de producción, raíces unitarias panel, cointegración panel.

Clasificación JEL

C33, O31, O54

Resumen

En este artículo se presenta un modelo empírico de datos panel no estacionario y cointegrado para explicar el impacto que tiene la propiedad industrial, medida como “patentes”, sobre el producto interno bruto (PIB) de diez países de América Latina en el periodo 1990-2010. Se aplican pruebas de raíces unitarias tradicionales y una prueba de raíz unitaria de última generación, la cual incorpora un quiebre estructural y la dependencia entre las observaciones *cross-section*, propuesta por Hadri y Rao. A través del test de cointegración de Pedroni se prueba la existencia de una relación de largo plazo entre las variables y se estiman las elasticidades de largo plazo. Los resultados muestran la existencia de una relación positiva entre el nivel de innovación y el PIB.

Fecha de recepción: 15 de julio de 2012 • Fecha de aceptación: 10 de septiembre de 2012

* El autor agradece a los asistentes al XXII Simposio Internacional de Estadística (Universidad Nacional de Colombia, Bucaramanga, julio de 2012) y a los participantes en el Tercer Congreso de Economía Colombiana (Universidad de los Andes, Bogotá, septiembre de 2012) por sus comentarios. Adicionalmente, agradece a los dos evaluadores anónimos por sus valiosos comentarios y sugerencias.

** Magíster en Economía. Miembro del Grupo de Estudios Económicos de la Superintendencia de Industria y Comercio. Cualquier error u omisión es responsabilidad exclusiva del autor y no compromete en ningún momento a la Superintendencia de Industria y Comercio. Correo electrónico: jcampo@sic.gov.co

Impact of Patents on Economic Growth: A Co-integrated Panel Model 1990-2010

Abstract

This article presents a non-stationary and co-integrated empirical model of panel data to explain the impact of industrial property, measured as “patents”, on the gross domestic product (GDP) of ten Latin American countries during the period between 1990 and 2010. Traditional unit root tests are applied, as well as a cutting-edge unit root test, which incorporates a structural break and the dependency between the *cross-section* observations proposed by Hadri and Rao. The Pedronico integration test is used to prove the existence of a long-term relationship between the variables, and the long-term elasticities are also estimated. Results show the existence of a positive relationship between the level of innovation and the GDP.

Keywords

Economic growth, patents, production function, panel unit root, panel co-integration.

Impacto das patentes sobre o crescimento econômico: um modelo painel co-integrado 1990-2010

Resumo

Neste artigo apresenta-se um modelo empírico de dados painel instável e cointegrado para explicar o impacto que tem a propriedade industrial, medida como “patentes”, sobre o produto interno bruto (PIB) de dez países de América Latina no período de 1990-2010. Aplicam-se provas de raízes unitárias tradicionais e uma prova de raiz unitária de última geração, a qual incorpora um quebrantamento estrutural e a dependência entre as observações *cross-section*, proposta por Hadri e Rao. Através do teste de cointegração de Pedroni prova-se a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis e estimam-se as elasticidades de longo prazo. Os resultados mostram a existência de uma relação positiva entre o nível de inovação e o PIB.

Palavras chave

Crescimento econômico, patentes, função de produção, raízes unitárias painel, cointegração painel.

Introducción

Cuando un país se encuentra en el pleno empleo de sus factores de producción, *capital* y *trabajo*, el residuo de Solow (1956) nos indica que los crecimientos del *producto* se deben a cambios tecnológicos, ya que los factores de producción no pueden incrementarse. Esta hipótesis ha sido estudiada empíricamente por numerosos investigadores a lo largo de los últimos veinte años desde la publicación de los trabajos de Barro (1991) y Mankiw, Romer y Weil (1992).

67

En este orden de ideas, los incrementos del producto interno bruto (PIB) explicados por el residuo contienen, entre otros factores, la innovación y la propiedad industrial, que a su vez tienen efectos positivos sobre el trabajo y el capital, y por ende, sobre el PIB (Grossman y Helpman, 1991).

En este documento se estudia la relación entre las patentes y el crecimiento económico, empleando un modelo de datos panel para algunos países de América Latina. A través de técnicas recientes de análisis econométrico para datos panel no estacionarios, se estima la relación de largo plazo entre los factores de producción (patentes, capital y trabajo) y el PIB, haciendo énfasis en el efecto que tiene el incremento de las patentes en el crecimiento económico de los países. Lo novedoso radica en el uso de pruebas de raíces unitarias y pruebas de cointegración que controlan por heterogeneidad, dependencia *cross-country* y quiebre estructural, como las pruebas de Hadri y Rao (2008). En concreto, con el fin de determinar el orden de integración de las series, se aplican pruebas de raíces unitarias de primera generación, como las de Im, Pesaran y Shin (2003), Levin, Lin y Chu (2002), Maddala y Wu (1999) (tipo ADF [Augmented Dikey-Fuller Test], 1979 y 1981) y Choi (2001) (tipo Phillips y Perron, 1988), Breitung (2000) y Hadri (2000), y de segunda generación, como la prueba propuesta por Hadri y Rao (2008), las cuales, a diferencia de las de primera, controlan por dependencia *cross-country* y quiebre estructural. Posteriormente, se aplica la prueba de cointegración de Pedroni, con el fin de determinar la existencia o no de una relación de largo plazo entre las variables por medio del estimador de Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS), y de poder estimar los coeficientes para cada país.

Para propósitos de política, es importante conocer si existe una relación de largo plazo entre el PIB y el número de patentes, con el fin de conocer la causalidad que existe entre estas dos series, la cual se supone es bidireccional, es decir, existe cierto *feedback* entre el incremento de las patentes y el crecimiento económico.

Este documento está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta una síntesis de estudios empíricos que se han llevado a cabo a escala

internacional sobre la relación entre patentes y crecimiento económico. La sección 3 presenta el modelo y la metodología para estimar. Los resultados de las pruebas de raíces unitarias y de cointegración se presentan y analizan en la sección 4. Finalmente, se concluye en la quinta y última sección.

68

Relación patentes y crecimiento económico

La relación entre las patentes y el crecimiento económico de las economías ha sido un tema bastante estudiado durante las últimas dos décadas, aproximadamente. Esta sección busca presentar estudios a escala internacional que se han enfocado en esta relación, es decir, en el nexo existente entre patentes y crecimiento económico de los países.

La literatura existente permite agrupar estos estudios en dos clases: los que determinan un efecto directo que va de las patentes al crecimiento económico y los que determinan un efecto indirecto entre estos, cuando afectan el crecimiento económico a través de otro factor de producción, como el capital o el trabajo. Por ejemplo, Gould y Gruben (1996), a través de un modelo de corte transversal sobre protección de patentes, estudian el rol que juegan los derechos de propiedad intelectual sobre el crecimiento económico de un país. Sus resultados presentan evidencia empírica que van en la vía de asegurar que la propiedad intelectual es un determinante del crecimiento económico, y el efecto de las patentes es mayor en países más abiertos, en términos relativos. Adicionalmente, Park y Ginarte (1997) demuestran que las patentes tienen un impacto positivo sobre la acumulación de capital, y por ende, al incrementar el capital fijo, tienen un efecto positivo sobre el crecimiento económico de las economías.

Koléda (2004) muestra que el efecto de los requerimientos de patente novedosa sobre el crecimiento del PIB puede exhibir una forma de U invertida, implicando que una política de protección de propiedad intelectual más fuerte puede frenar el crecimiento económico de una economía, y demostrando que existe un nivel óptimo de requerimientos que maximiza el crecimiento económico.

Según el estudio de Fink y Maskus (2005), la posibilidad de que el efecto de los derechos de propiedad intelectual sobre el crecimiento económico de los países dependa del nivel de desarrollo económico, es alta. A este hallazgo se suman los resultados de Schneider (2005), obtenidos a través de un modelo de datos panel de 47 países desarrollados y en desarrollo entre 1970 y 1990, los cuales sostienen que unos derechos de patentes más fuertes legalmente tienen un efecto positivo sobre la innovación y, por tanto, sobre el crecimiento económico, solamente en

países desarrollados. Por otro lado, Chen y Puttitanun (2005), empleando datos panel de 64 países en desarrollo, obtienen resultados a favor de que unos derechos de patentes más fuertes tienen un efecto positivo sobre la innovación en economías en desarrollo. Adicionalmente, presentan evidencia empírica sobre la existencia de una relación en forma de U entre los derechos de propiedad intelectual y el crecimiento económico: primero decrece y después aumenta.

Futagami y Iwaisako (2007) demuestran que un modelo con patentes de duración infinita no maximiza el bienestar social, mientras que un modelo endógeno de duración finita, que no presenta efectos de escala en la función de producción, maximiza el bienestar social¹. Cysne y Turchick (2012) estudian el nivel óptimo de protección de derechos de propiedad intelectual a través de un modelo de crecimiento de investigación y desarrollo (I+D) con una tasa exógena de imitación.

Adicionalmente, Hu y Png (2012) llevan a cabo un análisis empírico sobre el efecto que tienen los derechos de patentes sobre la innovación y el crecimiento económico. A través de la metodología de diferencias en diferencias, estudian el impacto que tienen los cambios en materia de derechos de patentes, con un modelo de datos panel de 54 industrias manufactureras de 72 países durante el periodo 1981-2000. Sus resultados indican que las industrias que son intensivas en patentes, responden de forma más fuerte (crecimiento mayor) a las leyes de patentes que las otras industrias.

En un reciente estudio, Kim, Lee, Park y Choo (2012), por medio de dos modelos, examinan el efecto de las patentes y los modelos de utilidad sobre la innovación y el crecimiento económico, controlando a su vez por nivel de desarrollo económico (tecnológico). Primero estudian un modelo por países a través de un modelo de datos panel para el periodo 1975-2003, y después un modelo por empresas en Corea, para el periodo 1970-1995, empleando 13.530 firmas. Sus conclusiones aseguran que la protección de patentes contribuye a la innovación y al crecimiento económico de los países desarrollados; sin embargo, no ocurre igual con los países en desarrollo, ya que no encuentran evidencia estadística. Lo anterior es un resultado del estudio de Kim (1997), quien sostiene que la protección de patentes es importante para la actividad industrial cuando las economías han alcanzado cierto nivel de su capacidad innovadora, acompañado de una extensa infraestructura en ciencia y tecnología. Paralelamente, en el ámbito de las

¹ Autores como Tandon (1982), Judd (1985), Gilbert y Shapiro (1990) han estudiado este tipo de modelos de crecimiento con una política de duración de patentes infinita.

empresas, las innovaciones que son patentables evidencian un efecto positivo y significativo sobre el crecimiento de la empresa.

Finalmente, Campo, Cantor, Herrera, De Quinto y Sánchez (2012) presentan la importancia de la presencia de oficinas de propiedad industrial en las regiones de Colombia, ya que estas pueden mejorar el uso del Sistema de Propiedad Industrial y contribuir al desarrollo de las regiones. A través de la metodología de componentes principales, presentan un índice de regionalización (IROPI) con el fin de ubicar estratégicamente seis oficinas de propiedad industrial a lo largo del territorio nacional y dinamizar el desarrollo regional.

Metodología y modelo econométrico

El presente documento, como se ha mencionado, tiene como objetivo estimar la relación que existe entre la propiedad industrial, medida como número de patentes, y el PIB real para diez países de América Latina, durante el periodo comprendido entre 1990 y 2010. Durante las últimas dos décadas, los datos panel han sido

"Los resultados presentan evidencia estadística sobre la existencia de una relación de largo plazo entre las patentes, el capital, el trabajo y el PIB para los diez países considerados".

utilizados como herramienta de análisis por parte de investigadores de diversas áreas para estudiar las relaciones entre diferentes variables. La razón principal es que esta metodología combina una dimensión de tiempo (series de tiempo) con otra transversal (corte transversal), lo cual tiene mayores bondades en el momento de hacer inferencia estadística.

En este orden de ideas, al trabajar con datos panel macroeconómico, en los cuales la serie de tiempo es mayor que la cantidad de individuos, se debe tener en cuenta la existencia de una relación de largo plazo entre las variables que se analizan para el grupo de individuos. En otras palabras, de-

bemos asegurar que exista una relación de cointegración para evitar el problema de obtener resultados espurios, como lo sostienen Engle y Granger (1987). Entorf (1997), Kao (1999) y Phillips y Moon (2000) introdujeron el término de relaciones espurias en el uso de datos panel, cuando las observaciones de tiempo son mayores que el número de individuos en un panel. El modelo para estimar, entonces, es el siguiente:

$$\ln(Y)_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln(K)_{it} + \beta_2 \ln(L)_{it} + \beta_3 \ln(Pat)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde $Ln(Y_{it})$ es el logaritmo del PIB de cada país (i) en el periodo (t); $Ln(K_{it})$ es el logaritmo de la formación bruta de capital fijo de cada país (i) en el periodo (t); $Ln(L_{it})$ es el logaritmo de la fuerza laboral de cada país (i) en el periodo (t), y $Ln(Pat_{it})$ es el logaritmo de los registros de patentes de cada país (i) en el periodo (t).

Pruebas de raíces unitarias tradicionales

Se considera inicialmente el orden de integración de las series PIB, capital, trabajo y patentes, expresadas en logaritmos. Inicialmente, se emplean las pruebas para datos panel conocidas como de “primera generación”, como las desarrolladas por Im, Pesaran y Shin (2003), Levin, Lin y Chu (2002), Breitung (2000), Maddala y Wu (1999) (Fisher tipo ADF), y Choi (2001) (Fisher tipo PP). Las pruebas de Maddala y Wu (1999) e Im, Pesaran y Shin (2003) permiten la heterogeneidad entre los individuos de los datos del panel. Estas pruebas de raíces unitarias para panel tienen su fundamento en las pruebas desarrolladas para series de tiempo, pero tienen una ventaja sobre estas últimas: al combinar series de tiempo y datos de corte transversal, se obtienen más grados de libertad, lo cual mejora las propiedades de los estimadores, y además corrigen la heterogeneidad no observada.

Prueba de raíces unitarias de Hadri y Rao (2008)

Se emplea, además de las pruebas tradicionales, una prueba de raíz unitaria de segunda generación, la cual tiene en cuenta la dependencia cruzada entre los individuos del panel (en específico, entre los países). De igual forma, esta prueba incorpora la presencia de un quiebre estructural en la serie. Cabe resaltar que algunos trabajos empíricos sobre el tema no tienen en cuenta que este tipo de análisis está muy influido por el supuesto de estabilidad en los parámetros del modelo. Es bien conocido que la mayoría de las series macroeconómicas presentan cambios estructurales en nivel, en pendiente o en ambos, y en este caso, el uso de pruebas de raíces unitarias está sesgado a no rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad (raíz unitaria). En este orden de ideas, se aplica la prueba desarrollada por Hadri y Rao (2008), quienes extienden la prueba de Hadri (2000)² e incorporan la presencia de cambio estructural y la dependencia cruzada existente entre los individuos del panel. Hadri y Rao (2008) establecen los siguientes cuatro tipos de modelos, basándose en los propuestos por Perron en 1989:

2 Esta prueba de estacionariedad se basa en el estimado LM propuesto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) en la prueba de estacionariedad para series de tiempo.

$$\text{Modelo 0: } y_{it} = \alpha_i + r_{it} + \delta_i D_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$\text{Modelo 1: } y_{it} = \alpha_i + r_{it} + \delta_i D_{it} + \beta_{it} t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

$$72 \quad \text{Modelo 2: } y_{it} = \alpha_i + r_{it} + \gamma_i \delta_i DT_{it} + \beta_{it} t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

$$\text{Modelo 3: } y_{it} = \alpha_i + r_{it} + \delta_i D_{it} + \gamma_i \delta_i DT_{it} + \beta_{it} t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

donde (y_{it}) son las series a las cuales se les aplica el test, $i = 1, \dots, N$ y $t = 1, \dots, T$. Adicionalmente, (r_{it}) corresponde a un camino aleatorio sin intercepto ($r_{it} = r_{it-1} + v_{it}$). Los coeficientes (α_i) , (β_i) , (δ_i) y (γ_i) son desconocidos. Los errores (v_{it}) y (ε_{it}) son independientes idénticamente distribuidos (*i.i.d.*) y mutuamente independientes, y (D_{it}) y (DT_{it}) las variables *dummy*:

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } t > T_{B,i} \\ 0 & \text{o.w.} \end{cases}$$

$$DT_{it} = \begin{cases} t - T_{B,i} & \text{si } t > T_{B,i} \\ 0 & \text{o.w.} \end{cases}$$

donde $T_{B,i} = \omega_i T$, con $\omega_i \in (0,1)$ indica el lugar del tiempo en que ocurre el quiebre para cada individuo del panel. El estadístico multiplicador de Lagrange (LM) es adaptado para permitir la presencia de un quiebre estructural endógeno en el panel de datos, y se define como:

$$LM_{T,N,k}(\hat{\omega}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \eta_{i,T,k}(\hat{\omega}_i) \tag{6}$$

donde (ω_i) denota que el estadístico se ha construido para un valor específico del quiebre para cada individuo. El parámetro $\eta_{i,T,k}(\hat{\omega}_i)$ es el estadístico para cada serie de tiempo propuesto por Hadri (2000) y permite un quiebre estructural bajo la hipótesis nula. El subíndice (k) hace referencia a los cuatro modelos considerados por Hadri y Rao (2008) ($k=0, 1, 2, 3$). S_{it}^2 es la suma parcial de los errores y $\sigma_{\varepsilon,i}^2$ es un estimador de la varianza de largo plazo (LRV) de los errores (ε_{it}) de la ecuación apropiada ((2), (3), (4), (5)):

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon,i}^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_{it}^2)$$

El estadístico de la ecuación (6) sigue una distribución normal:

$$Z_k \hat{\omega}_i = \frac{\sqrt{N} \left(LM_{T,N,k} \left(\hat{\omega}_i - \bar{\xi}_k \right) \right)}{\bar{\zeta}_k}$$

donde $\bar{\xi}_k = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \xi_{i,k}$ y $\bar{\zeta}_k = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \zeta_{i,k}^2$ son la media y la varianza del estimador, respectivamente. Para corregir la presencia de una posible correlación serial, Hadri y Rao (2008) proponen seguir la metodología de Sul, Phillips y Choi. (2005), la cual consiste básicamente en especificar un modelo $AR(p)$ para los errores estimados (ε_{it}) del modelo con quiebre que se haya seleccionado, es decir:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \rho_{i,1} \hat{\varepsilon}_{it-1} + \rho_{i,2} \hat{\varepsilon}_{it-2} + \rho_{i,3} \hat{\varepsilon}_{it-3} + \dots + \rho_{i,p_i} \hat{\varepsilon}_{it-p_i} + v_{it} \tag{7}$$

La varianza de largo plazo (LRV) se estima para obtener el estimado de esta ($\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2$) con la siguiente condición:

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 = \min \left\{ T \hat{\sigma}_{v_i}^2, \frac{\hat{\sigma}_{v_i}^2}{(1 - \hat{\rho}_i(1))^2} \right\}$$

donde $\hat{\rho}_i(1)$ es la suma de todos los coeficientes autorregresivos estimados en la ecuación 7; como se mencionó anteriormente, $\hat{\sigma}_{v_i}^2$ es la varianza de largo plazo (LRV) estimada de los errores ($\hat{\varepsilon}_{it}$) de la misma ecuación. El número de rezagos óptimos se determina empleando el criterio de selección bayesiano Schwarz (SBIC).

De igual manera, para corregir la existencia de una dependencia cruzada entre los individuos, proponen seguir una metodología *bootstrapping* que es presentada por Maddala y Wu (1999), y estimar los errores (\hat{v}_{it}^*), para obtener (\hat{v}_{it}) a través del *bootstrap*. El error ($\hat{\varepsilon}_{it}^*$) se genera de manera recursiva, a saber:

$$\hat{\varepsilon}_{it}^* = \rho_{i,1}\hat{\varepsilon}_{it-1}^* + \rho_{i,2}\hat{\varepsilon}_{it-2}^* + \rho_{i,3}\hat{\varepsilon}_{it-3}^* + \dots + \rho_{i,p_i}\hat{\varepsilon}_{it-p_i}^* + v_{it}^* \tag{8}$$

Por último, siguiendo a Chang (2004), se obtiene (y_{it}^*) introduciendo $(\hat{\varepsilon}_{it}^*)$ en el componente determinístico del modelo correspondiente que se haya seleccionado inicialmente ((2), (3), (4), (5)); para derivar la distribución empírica del estimador LM, el procedimiento *bootstrap* se repite mil veces.

Prueba de cointegración

Luego de comprobar que las series son integradas de orden uno, es decir, que contienen una raíz unitaria en el panel, continuamos con la prueba de cointegración, con el fin de encontrar evidencia sobre la existencia de una relación entre las variables en el largo plazo. Lo anterior se prueba empleando la conocida prueba de cointegración panel heterogéneo de Pedroni (1999, 2000, 2004). Esta prueba se basa en dos grupos conformados por siete estadísticos. El primero de estos está basado en el estadístico de Phillips y Ouliaris (1990), definido como sigue:

$$\tilde{Z}_p = \sum_{i=1}^N \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_{it-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{\left(\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it-1}^2 \right)}$$

en donde $(\hat{\varepsilon}_{it})$ es estimado de la ecuación (1), $\left(\lambda_i = \frac{1}{2}(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{s}_i^2) \right)$, para lo cual $(\hat{\sigma}_i^2)$ es la varianza de largo plazo de $(\hat{\varepsilon}_{it})$, y (\hat{s}_i^2) es la varianza contemporánea.

El segundo grupo de estadísticos se basa en la razón de varianza, definida de la matriz de varianzas y covarianzas de largo plazo. El método de estimación es FMOLS, y se escoge básicamente porque corrige los problemas de endogeneidad y heterogeneidad presentes en las pruebas de cointegración basadas en los residuales del modelo y estimadas por OLS. Una ampliación de esta metodología puede encontrarse en Pedroni (2000, 2004).

Datos y resultados empíricos

En esta sección se presentan los datos y resultados de las pruebas de raíces unitarias y cointegración en panel, así como los coeficientes de la relación de largo plazo estimados para el modelo que se ha de estimar en la ecuación (1).

Datos

Los datos para este trabajo fueron obtenidos del Banco Mundial y de la Organización Mundial para la Propiedad Industrial (OMPI), a saber: se emplean datos sobre PIB (en millones de dólares de 2005), formación bruta de capital fijo (en millones de dólares de 2005), fuerza laboral (en millones de personas) y patentes (número de registros hechos tanto por residentes como por no residentes). La base de datos abarca el periodo comprendido entre el año 1990 y el año 2010. En el anexo se presentan las gráficas de las cuatro series para cada uno de los diez países, a saber: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú y Uruguay. En estas gráficas se puede observar la no estacionariedad de la serie y la existencia de un posible co-movimiento entre las series del modelo por estimar.

Prueba de raíces unitarias

Según la tabla 1, las seis pruebas de raíces unitarias aplicadas a las cuatro series de tiempo, indican que en niveles estas series tienen raíz unitaria, ya que la probabilidad de las pruebas no permite rechazar la hipótesis nula de la existencia de raíz unitaria. En el caso de la prueba de Hadri (2000), la hipótesis nula consiste en que la serie es estacionaria, por lo cual, como se ve, esta se rechaza al 1% de significancia. Por otra parte, la tabla 2 presenta los resultados de las pruebas aplicadas a la primera diferencia de cada serie; se evidencia que estas ya no tienen raíz unitaria, es decir, son estacionarias. En resumen, los resultados de las pruebas de raíces unitarias sobre las variables que son incluidas en el modelo, muestran que las cuatro series son $I(1)$, es decir, están integradas de orden uno.

"Una posible explicación a la baja elasticidad del PIB con respecto a las patentes, es que en la mayor parte de países de América Latina, la mayoría de los registros de patentes son efectuados por no residentes, siendo el registro de los residentes muy pequeño en términos relativos. Lo anterior también se debe a la poca innovación que se presenta en los países latinos".

Tabla 1. Resultados de las pruebas de raíces unitarias (niveles), primera generación

Prueba	Ln(Y)		Ln(L)		Ln(K)		Ln(PAT)	
	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.
Levin, Lin & Chut	0,098	0,5390	-0,418	0,3381	1,069	0,8576	1,553	0,9398
Breitung t-stat	-0,627	0,2654	0,516	0,6972	-2,932	0,0017	1,016	0,8452
Im, Pesaran and Shin W-stat	0,065	0,5261	0,609	0,7289	-2,557	0,0056	0,459	0,6768
ADF-Fisher Chi-square	17,106	0,6461	16,843	0,6632	37,184	0,0111	27,375	0,1250
PP-Fisher Chi-square	7,053	0,9965	15,928	0,7211	13,276	0,8653	29,739	0,0742
Hadri Z-stat	9,57173	0,0000	9,85644	0,0000	7,62121	0,0000	5,15155	0,0000

Fuente: elaboración propia.

Tabla 2. Resultados de las pruebas de raíces unitarias (diferencia), primera generación

Prueba	Δ Ln(Y)		Δ Ln(L)		Δ Ln(K)		Δ Ln(PAT)	
	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.
Levin, Lin & Chut	-7,305	0,0000	-6,409	0,0000	-7,686	0,0000	-6,331	0,0000
Breitung t-stat	-3,224	0,0006	-4,157	0,0000	-3,817	0,0001	-1,711	0,0435
Im, Pesaran and Shin W-stat	-4,853	0,0000	-5,714	0,0000	-4,764	0,0000	-7,186	0,0000
ADF-Fisher Chi-square	56,310	0,0000	67,291	0,0000	55,752	0,0000	81,950	0,0000
PP-Fisher Chi-square	53,700	0,0001	71,627	0,0000	62,785	0,0000	96,448	0,0000
Hadri Z-stat	0,29898	0,3825	1,14229	0,1267	-0,34925	0,6565	0,67438	0,2500

Fuente: elaboración propia.

La tabla 3 presenta el resultado de la prueba de estacionariedad de Hadri y Rao (2008) aplicada a cada una de las series. Esta prueba, como se mencionó anteriormente, incorpora un quiebre estructural y la dependencia *cross-section*. En la columna “Quiebre” se presenta el año en el cual, según la prueba, existió un quiebre estructural para cada una de las series y cada uno de los países. En la columna 2 y 3 se muestra el modelo escogido para cada serie y país y el orden del proceso AR para la *bootstrapping*. La prueba nos da evidencia para rechazar la hipótesis nula de estacionariedad en cada una de las series.³ Los quiebres obtenidos por la prueba marcan la fecha en la cual existe un quiebre estructural en cada serie de tiempo, los que están respaldados o explicados principalmente por acontecimientos tales como crisis económica y cambio en políticas.

Tabla 3. Resultado de la prueba de raíces unitarias, segunda generación

	Ln(Y)			Ln(K)			Ln(L)			Ln(PAT)		
	Quiebre	Model	AR	Quiebre	Model	AR	Quiebre	Model	AR	Quiebre	Model	AR
ARG	2001	3	1	2001	3	1	2004	3	4	2001	3	3
BRA	2004	2	3	2002	3	0	1993	2	1	1997	1	4
CHI	1997	2	1	1999	3	0	2001	3	4	2009	2	1
COL	1999	3	2	1999	3	2	2004	3	2	2001	1	4
ECU	1999	3	0	1999	3	1	2001	3	0	2001	1	0
MEX	2009	1	1	1995	1	1	1999	3	4	1999	0	4
PAN	2002	3	3	2001	1	4	1997	2	2	1996	1	0
PRY	2000	3	0	1999	1	0	1997	1	1	2002	3	3
PER	2001	3	3	2000	1	0	2003	1	0	2009	2	4
URY	2002	3	0	2002	3	1	2003	1	0	1997	3	4
Estadístico LM	8,589181			6,325092			15,83395			22,390		
P-Value Asintótico	0,000			1,27E-10			0,0000			0,0000		
P-Value Bootstrap	0,046			0,026004			0,0469			0,00514		

Nota: el tipo de modelo y el orden del proceso AR se seleccionaron por medio del criterio de información bayesiano.

Fuente: elaboración propia.

³ La prueba también se aplica para la serie en diferencias, reforzando los resultados de las pruebas de primera generación, es decir, las series son integradas de orden uno, estacionarias en primeras diferencias. Los resultados no se presentan aquí por falta de espacio.

Prueba de cointegración y coeficientes de largo plazo

A continuación se presentan los resultados de la prueba de cointegración para el modelo panel. La tabla 4 presenta los resultados de la prueba de cointegración de Pedroni, la cual, como se presentó en la sección anterior, está basada en los residuos de la regresión estimada por FMOLS.

Tabla 4. Resultado de la prueba de cointegración de Pedroni

Prueba	Estadístico	Prob.
Panelv-Statistic	7,892833	0,0000
Panelrho-Statistic	0,511618	0,6955
PanelPP-Statistic	-3,004954	0,0013
PanelADF-Statistic	-1,00323	0,1579
Grouprho-Statistic	1,729542	0,9581
GroupPP-Statistic	-3,684522	0,0001
GroupADF-Statistic	-1,586752	0,0791

Fuente: elaboración propia.

Los resultados sugieren, por mayoría, que se rechaza la hipótesis nula de no cointegración al 10% de significancia, a favor de la existencia de una relación de cointegración entre las variables. En la tabla 5 se muestran los coeficientes estimados de la relación de largo plazo de la ecuación (1) a nivel individual y en panel.

Tabla 5. Coeficientes de la relación de largo plazo, individuales y panel

	Ln(K)	Ln(L)	Ln(PAT)
ARG	0,376928	0,71871	0,018203
BRA	0,34267	0,916409	-0,01773
CHI	0,145148	1,412513	0,15478
COL	0,285603	0,484159	0,01534
ECU	0,468429	0,326083	0,040717
MEX	0,237426	0,682447	0,034054
PAN	0,182271	0,876806	0,144426
PRY	0,304278	0,630998	0,06652
PER	0,190432	0,870465	0,04022
URY	0,24603	1,798304	0,04083
Panel	0,335275	0,60474	0,055063

Fuente: elaboración propia.

Podemos interpretar los resultados anteriores de la siguiente manera. Por ejemplo, para los coeficientes del panel, ante un incremento del 1% en el capital, a largo plazo, la producción se incrementa en 0,33%. Un incremento del 1% en la fuerza laboral, en el largo plazo, incrementa el PIB en un 0,60%. Finalmente, como parte del propósito de este estudio empírico, un incremento de las patentes en un 1%, a largo plazo, provoca un incremento del PIB. A nivel individual es curioso el resultado de Brasil, ya que un coeficiente asociado a las patentes negativo no tiene mucho sentido económico en la vía del supuesto de que el registro de patentes tiene un efecto positivo sobre el PIB. Panamá y Chile tienen los coeficientes asociados al número de patentes más altos de la región. Por otra parte, Colombia y Argentina presentan el coeficiente más bajo de los diez países que hacen parte de la muestra.

Conclusiones

En este documento se estudió empíricamente la relación entre patentes y crecimiento económico para diez países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú y Uruguay), utilizando información anual sobre el registro del número de patentes y PIB, durante el periodo 1990-2010. Adicionalmente, se controló esta relación con otros factores de producción como capital y trabajo.

Se aplican pruebas de raíces unitarias de primera generación, como la Im, Pesaran y Shin (2003), Levin, Lin y Chu (2002), Breitung (2000), Hadri (2000), y de segunda generación, como la prueba propuesta por Hadri y Rao (2008), con el fin de determinar el orden de integración de las series. Estas pruebas determinan que las series del modelo son integradas de orden uno.

Los resultados presentan evidencia estadística sobre la existencia de una relación de largo plazo entre las patentes, el capital, el trabajo y el PIB para los diez países considerados. Ante un incremento del 1% en el capital, a largo plazo, el PIB se incrementa en 0,33% aproximadamente. Un incremento del 1% en la fuerza laboral, en el largo plazo, incrementa el PIB en un 0,60%. Finalmente, y como parte del propósito de este estudio empírico, un incremento de las patentes en un 1%, a largo plazo, provoca un incremento del PIB.

Se presenta, entonces, un resultado interesante: el impacto que tienen las patentes sobre el PIB y, por ende, sobre el crecimiento económico de los países. Una posible explicación a la baja elasticidad del PIB con respecto a las patentes, es que en la mayor parte de países de América Latina, la mayoría de los registros de

patentes son efectuados por no residentes, siendo el registro de los residentes muy pequeño en términos relativos. Lo anterior también se debe a la poca innovación que se presenta en los países latinos.

80 Siendo estrictos con los resultados aquí presentados, en futuras investigaciones se debe tratar de ampliar el número de observaciones de tiempo, ya que esto puede ser una limitación en los resultados. Adicionalmente, en este documento se ha estudiado una hipótesis que se resume así: “a mayor nivel de actividad innovadora (patentes), mayor es la tasa de crecimiento económico”. Se debe, entonces, también probar la calidad en la actividad innovadora, no solo la cantidad (Hasan y Tucci, 2010). Y finalmente, un punto de suma importancia para las políticas del sistema de propiedad industrial, es evaluar si es mayor el efecto de las patentes registradas por residentes o el de las registradas por no residentes.

Referencias

- Barro, R. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), 407-443.
- Breitung, J. (2000). The Local Power of some Unit Root Tests for Panel Data. *Advances in Econometrics*, 15, 161-177.
- Campo, J., Cantor, N., Herrera, J. P., De Quinto, M. y Sánchez, D. (2012). Construcción de un índice de regionalización para el Sistema Nacional de Propiedad Industrial (SPI): una aproximación desde la metodología de componentes principales. *Documentos de Trabajo*, 1. Bogotá: Superintendencia de Industria y Comercio.
- Chang, Y. (2004). Bootstrapunitroot Test in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 120, 263-293.
- Chen, Y. y Puttitanun, T. (2005). Intellectual Property Rights and Innovation in Developing Countries. *Journal of Development Economics*, 78, 474-493.
- Choi, I. (2001). Unit Root Test for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.
- Cysne, R. y Turchick, D. (2012). Intellectual Property Rights Protection and Endogenous Economic Growth Revisited. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36, 851-861.
- Dikey, D. y Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.

- Dikey, D. y Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.
- Engle, R. F. y Granger, C. (1987). Co-integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Entorf, H. (1997). Random Walks with Drifts: Nonsense Regression and Spurious Fixed-Effect Estimation. *Journal of Econometrics*, 80, 287-296.
- Fink, C. y Maskus, K. (2005). *Intellectual Property and Development*. Washington, DC: World Bank.
- Futagami, K. y Iwaisako, T. (2007). Dynamic Analysis of Patent Policy in a Endogenous Growth Model, *Journal of Economic Theory*, 132, 306-334.
- Gilbert, R. y Shapiro, C. (1990). Optimal Patent Length and Breadth. *Journal of Economics*, 21, 106-112.
- Gould, D. y Gruben, W. (1996). The Role of Intellectual Property Rights in Economic Growth. *Journal of Development Economics*, 48, 323-350.
- Granger, C. y Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Grossman, G. y Helpman, E. (1991). *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Hadri, K. (2000). Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *Econometric Journal*, 3, 148-161.
- Hadri, K. y Rao, Y. (2008). Panel Stationarity Test with Structural Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70 (2), 245-269.
- Hasan, I. y Tucci, C. (2010). The Innovation-Economic Growth Nexus: Global Evidence. *Research Policy*, 39, 1264-1276.
- Hu, A. y Png, I. (2012). *Patent Rights and Economic Growth: Evidence from Cross-Country Panels of Manufacturing Industries*. Singapore: Department of Economics, National University of Singapore.
- Im, K., Pesaran, M. y Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Judd, K. (1985). On the Performance of Patents. *Econometrica*, 53, 567-585.
- Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Test for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.

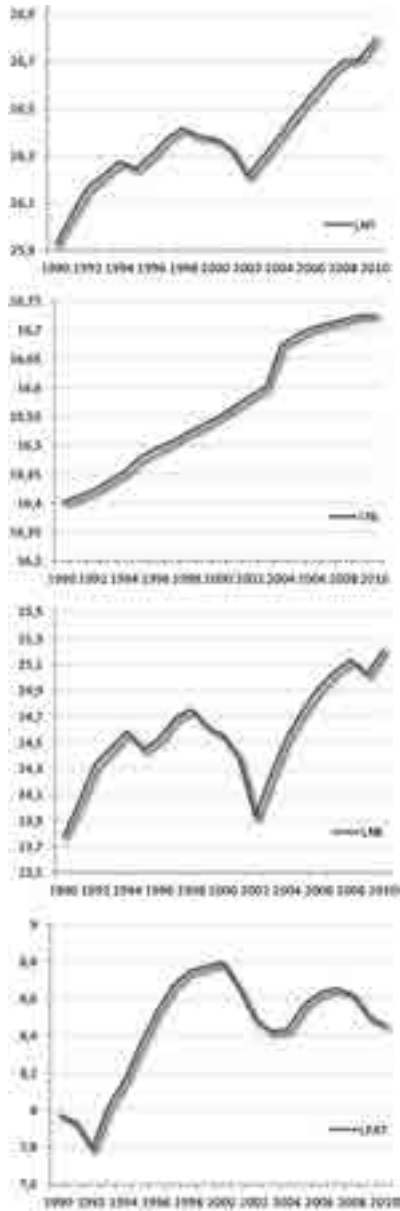
- Kim, Y. (1997). *Imitation to Innovation: The Dynamics of Korea's Technological Learning*, Boston: Harvard Business School Press.
- Kim, Y., Lee, K., Park, W. y Choo, K. (2012). Appropriate Intellectual Property Protection and Economic Growth in Countries at Different Levels of Development. *Research Policy*, 41, 358-375.
- Koléda, G. (2004). Patents Novelty Requirement and Endogenous Growth. *Revue d'économie politique*, 114, 201-221.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54 (1-3), 159-178.
- Levin, A., Lin, C. y Chu, C. (2002). Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Maddala, G. y Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Test with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics y Statistics*, 61, 631-652.
- Mankiw, G., Romer, P. y Weil, N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economic*, 107 (2), 407-437.
- Park, W. y Ginarte, J. (1997). Intellectual Property Rights and Economic Growth. *Contemporary Economic Policy*, 15, 51-61.
- Park, W. (2008). International Patent Protection: 1960-2005. *Research Policy*, 37, 761-766.
- Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Test in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics y Statistics*, Special Issue, 0305-9049.
- Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in Econometrics*, 15, 93-130.
- Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series with an Application to the PPP Hypothesis: New Results. *Econometric Theory*, 20, 597-627.
- Phillips, P. y Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 147-159.
- Phillips, P. y Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica, Econometric Society*, 58 (1), 165-193.

- Phillips, P. y Moon, H. (2000). Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Developments. *Econometric Reviews*, 19 (3), 263-286.
- Schneider, P. H. (2005). International Trade, Economic Growth and Intellectual Property Rights: A Panel Data Study of Developed and Developing Countries. *Journal of Development Economics*, 78, 529-547.
- Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70 (1), 65-94.
- Sul, D.; Phillips, P. C. B. y Choi, C. Y. (2005). Prewhitening bias in HAC estimation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 517-546.
- Tandon, P. (1982). Optimal Patents with Compulsory Licensing. *Journal of Political Economy*, 90, 470-489.

Anexos. Series por país

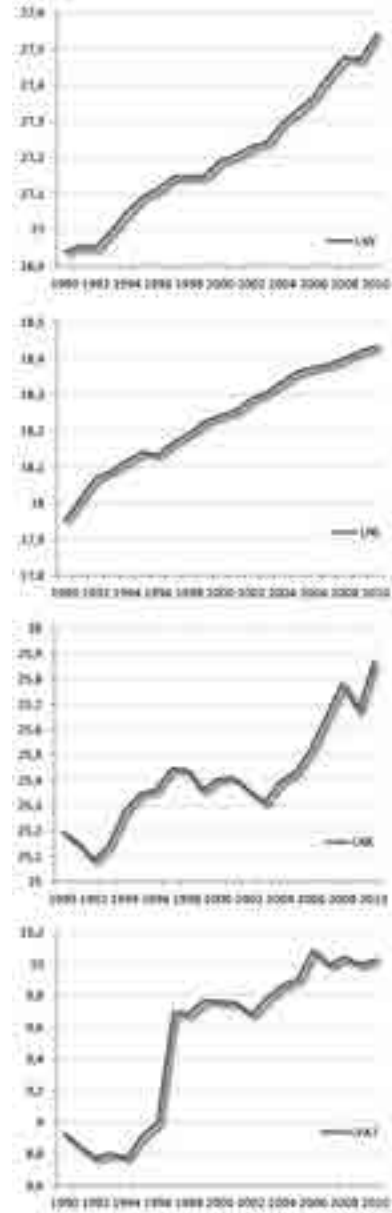
84

Anexo 1. Argentina



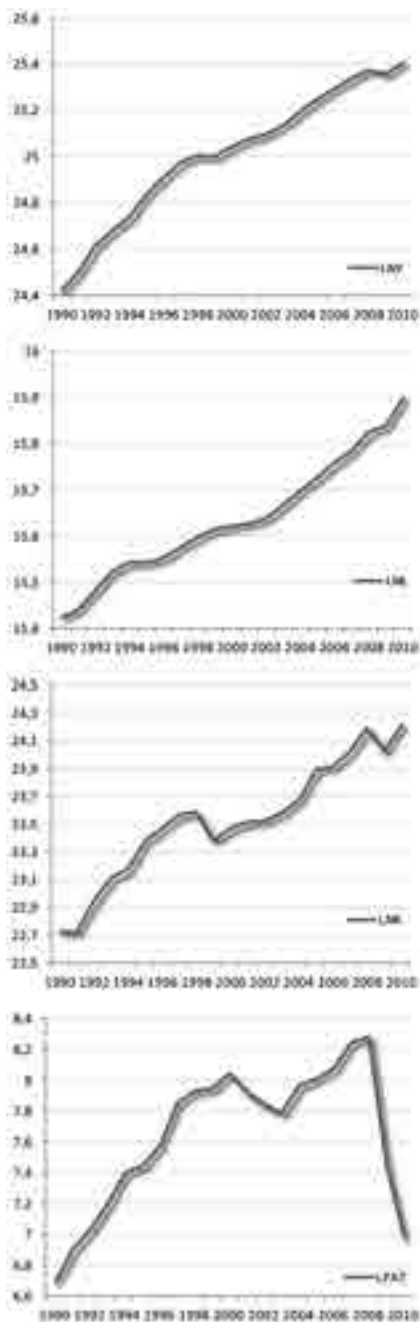
Fuente: elaboración propia.

Anexo 2. Brasil



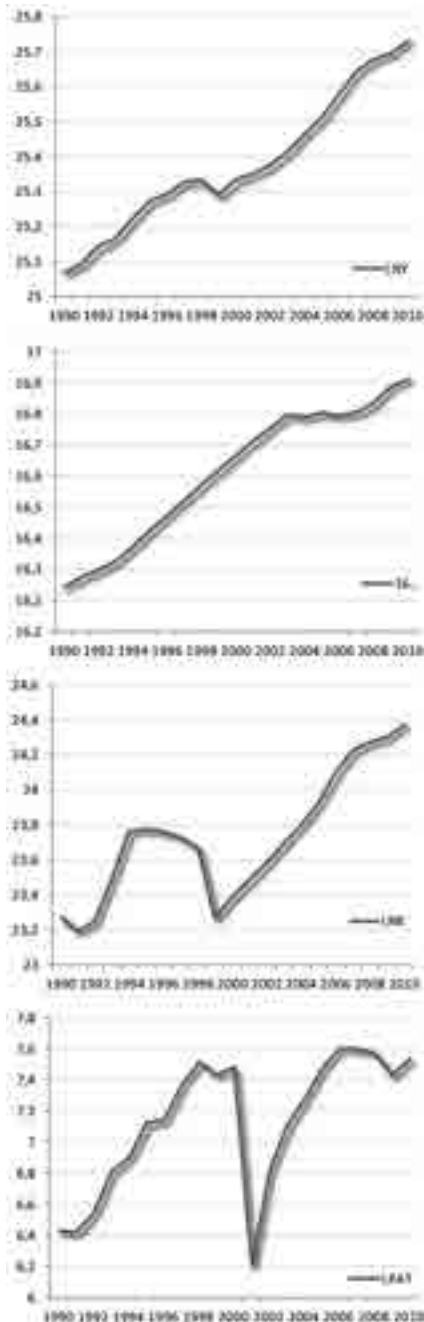
Fuente: elaboración propia.

Anexo 3. Chile



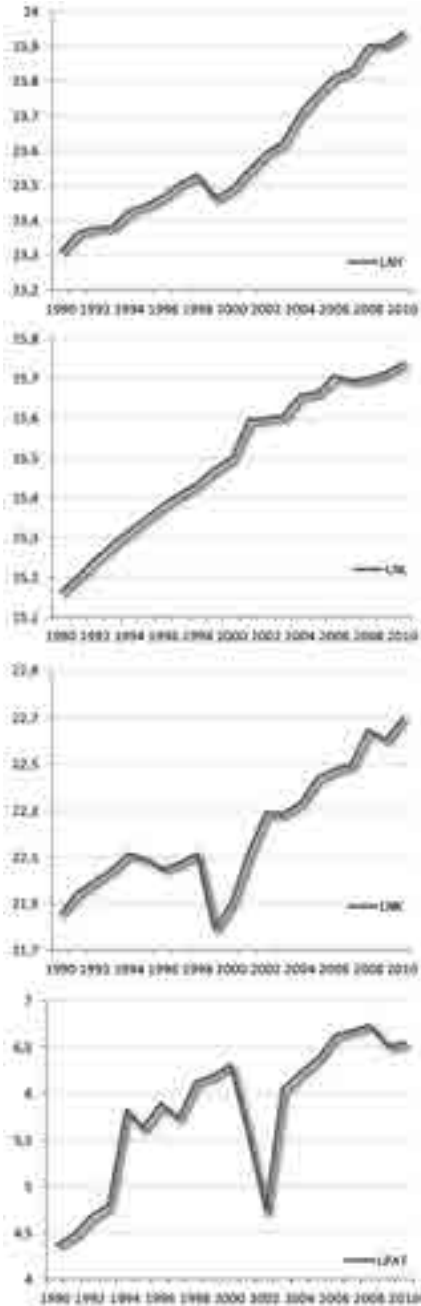
Fuente: elaboración propia.

Anexo 4. Colombia



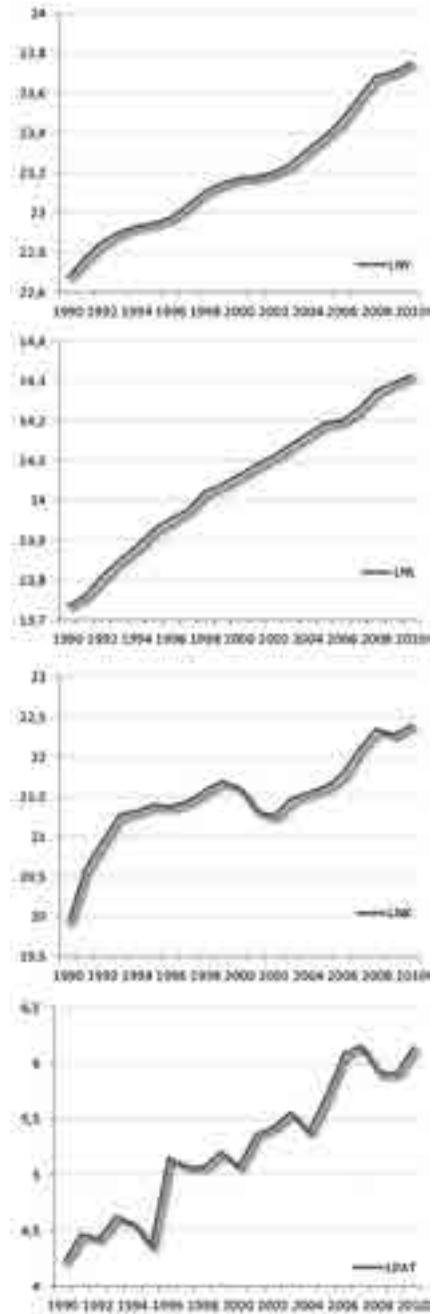
Fuente: elaboración propia.

Anexo 5. Ecuador



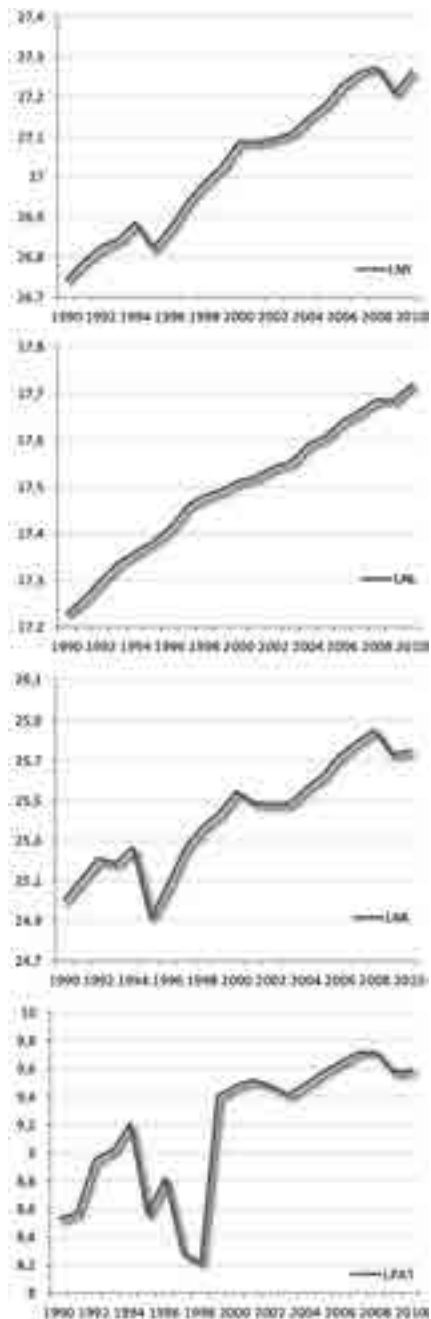
Fuente: elaboración propia.

Anexo 6. Panamá



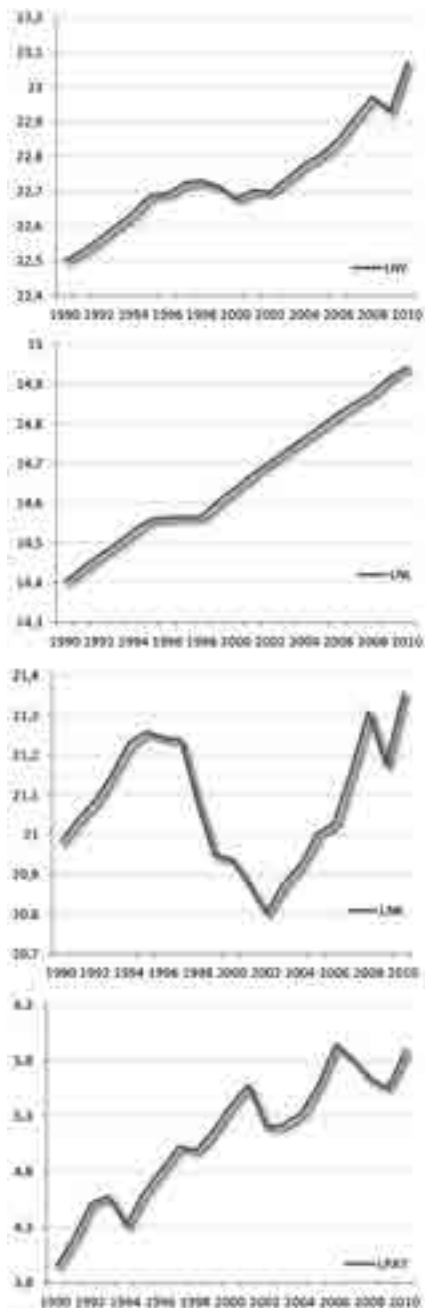
Fuente: elaboración propia.

Anexo 7. México



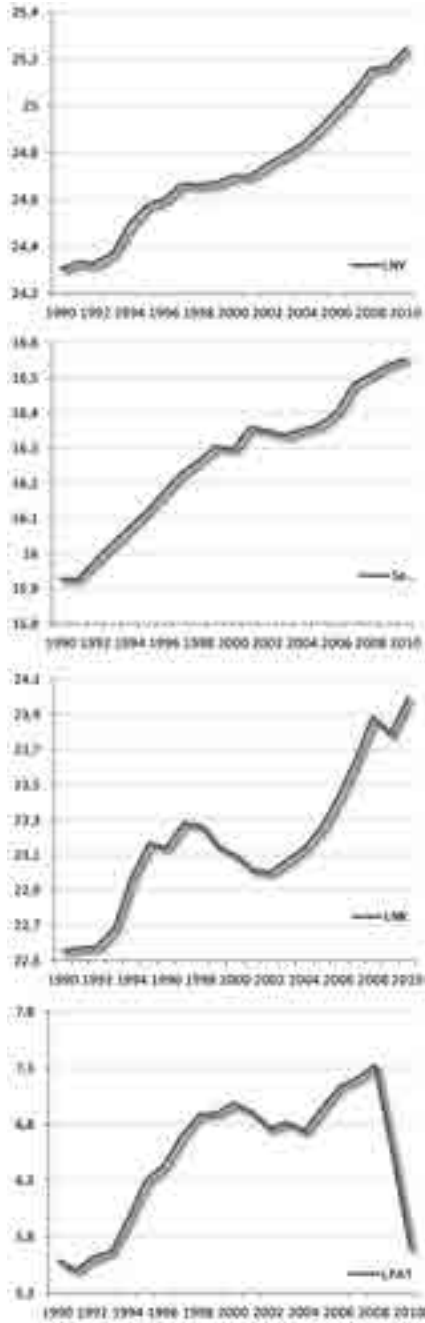
Fuente: elaboración propia.

Anexo 8. Paraguay



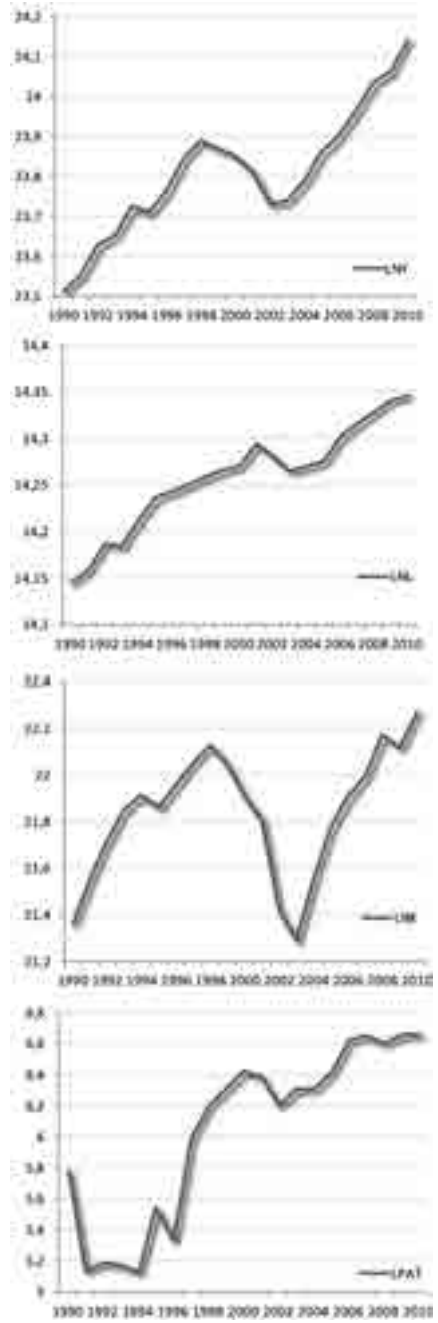
Fuente: elaboración propia.

Anexo 9. Perú



Fuente: elaboración propia.

Anexo 10. Uruguay



Fuente: elaboración propia.