



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloy sociedad@uniandes.ed

u.co

Universidad de Los Andes
Colombia

Campo Robledo, Jacobo; Herrera Saavedra, Juan Pablo
Patentes y crecimiento económico: ¿innovación de residentes o no residentes?
Desarrollo y Sociedad, núm. 76, enero-junio, 2016, pp. 243-272
Universidad de Los Andes
Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169144237006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Patentes y crecimiento económico: ¿innovación de residentes o no residentes?

Patents and Economic Growth: ¿Innovation of Residents and non Residents?

Jacobo Campo Robledo¹
Juan Pablo Herrera Saavedra²

DOI: 10.13043/DYS.76.6

Resumen

Este artículo presenta evidencia empírica sobre el impacto que tienen las patentes en el crecimiento económico de ocho países de América Latina, durante el periodo 1990–2011. Se estima una función de producción tipo Cobb–Douglas para cuantificar el efecto y magnitud las patentes registradas por residentes y por no residentes sobre el PIB, controlando por variables como la formación bruta de capital fijo y la fuerza laboral. Los resultados empíricos muestran que existe una relación de largo plazo positiva y significativa, en la cual el impacto de las patentes registradas por residentes sobre el PIB es inferior al presentado por las patentes registradas por no residentes en aproximadamente 0,02%.

Palabras clave: crecimiento económico, patentes residentes, patentes no residentes, función de producción, raíces unitarias panel, cointegración panel.

Clasificación JEL: C33, O33, O40.

1 Economista del Grupo de Estudios Económicos de la Superintendencia de Industria y Comercio. Profesor de la Universidad Católica de Colombia, la Universidad Externado de Colombia y la Universidad Sergio Arboleda. Correo electrónico: jcampo@sic.gov.co.

2 Coordinador del Grupo de Estudios Económicos de la Superintendencia de Industria y Comercio. Profesor de la Universidad Nacional de Colombia y la Universidad Externado de Colombia. Correo electrónico: jpherrera@sic.gov.co.

Este artículo fue recibido el 10 de febrero de 2014, revisado el 8 de mayo de 2014 y finalmente, aceptado el 25 de noviembre de 2015.

Abstract

This paper presents empirical evidence on the impact of patents on economic growth, in 8 countries of Latin America during the period 1990-2011. A Cobb-Douglas production function type is estimated to quantify the effect and magnitude that have patents registered by residents and patents registered by non-residents, on the GDP, controlling by variables as gross capital formation and labor force. The empirical results show that there is a significant positive relationship in which long-run impact of the registered residents on GDP is smaller than patents registered by non-resident about 0.02%.

Key words: Economic growth, resident patents, non resident patents, production function, panel unit root tests, panel cointegration.

JEL Classification: C33, O33, O40.

Introducción

Hay algo claro cuando se estudian las fuentes del crecimiento económico, a partir del artículo de Solow (1956): estas no solo son el capital y el trabajo. Varios estudios se han enfocado en demostrar que otros factores complementarios también generan y determinan el crecimiento, en especial la utilización de la energía, la innovación y la tecnología, además de la propiedad industrial y la eficiencia de las instituciones, para lo cual la gran mayoría de las investigaciones lo hace a través de la estimación de una función de producción tipo Cobb-Douglas.

En este documento se estudia la relación entre las patentes registradas y el crecimiento económico, separando las patentes que son registradas por residentes de las registradas por no residentes, ambas como medidas de innovación en el país. A través de un modelo de datos panel para ocho países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Perú y Uruguay), con información anual que cubre el periodo 2010-2011, se estima una función de producción tipo Cobb-Douglas. La contribución de este trabajo radica en la verificación empírica del aporte de las patentes en el crecimiento económico, el cual ha sido estimado en otros estudios, pero en ninguno para validar si existe una diferencia entre la contribución de las patentes teniendo

en cuenta su origen, esto es, entre las registradas por residentes y las registradas por no residentes³. Adicionalmente, si se toma el registro de patentes como una variable *proxy* de la innovación, es posible determinar su importancia en el crecimiento económico, tanto de los esfuerzos de innovación de los residentes como a nivel mundial.

En términos específicos, en este documento se estiman los efectos de la innovación nacional e internacional previamente analizados por Coe y Helpman (1995), empleando datos para América Latina, con dos innovaciones en la metodología: los datos de patentes y los métodos de cointegración en panel para estimar los efectos de largo plazo.

Se espera que los resultados sean de utilidad para las autoridades encargadas de la protección del sistema de propiedad industrial en los países latinoamericanos, ya que permiten conocer el impacto del incremento de las patentes de residentes y de no residentes sobre el producto interno bruto (PIB), para la evaluación y diseño de las políticas públicas que maximicen el efecto multiplicativo derivado de la innovación de residentes y de no residentes en las diferentes economías.

Para cumplir con el objetivo, se aplica una metodología para estimar modelos de datos panel cuyas variables no son estacionarias y además están cointegradas. Es decir, se aplican pruebas de raíces unitarias para determinar el orden de integración de las series (Breitung, 2000; Choi, 2001; Hadri, 2000; Hadri y Rao, 2008⁴; Im, Pesaran y Shin, 2003; Levin, Lin y Chu, 2002; Maddala y Wu, 1999) y pruebas de cointegración para establecer si están cointegradas (Kao, 1999; Pedroni, 1999, 2000, 2004; Maddala y Wu, 1999). Para estimar la relación de largo plazo se emplea el estimador *fully modified ordinary least squares* (FMOLS)⁵.

Este documento está organizado de la siguiente manera. Además de esta sección introductoria, en la primera sección se revisa la literatura de los traba-

3 El estudio de Campo (2012) lleva a cabo un análisis muy similar sin discriminar por tipo de patentes. Por otro lado, es necesario tener en cuenta que las patentes registradas por residentes y no residentes pueden no ser homogéneas.

4 Esta prueba basada en el estadístico KPSS incorpora un quiebre estructural.

5 En español se puede expresar como mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados (MCO-CM).

jos empíricos que relacionan las patentes con el crecimiento económico y se exponen algunos hechos estilizados. En la segunda sección se presentan la base de datos, la metodología y el modelo econométrico a estimar. En la tercera se muestran los resultados obtenidos de la estimación. En la última sección se señalan las conclusiones.

I. Revisión de la literatura y hechos estilizados

Numerosos trabajos sobre las fuentes del crecimiento económico han analizado los cambios en la productividad total de los factores (PTF) al estilo de Solow (1956). Autores como Barro (1991), Mankiw, Romer y Weil (1992) y Romer (1993) han estudiado el residuo de Solow, con la intención de determinar a qué se deben los cambios en el crecimiento del producto que no son explicados por el trabajo y el capital⁶.

La literatura sobre crecimiento endógeno y semiendógeno resalta el papel que ha desempeñado la innovación en el crecimiento económico. Algunos de estos estudios son los de Romer (1986, 1990), Grossman y Helpman (1991a, 1991b), Aghion y Howitt (1992) y Jones (1995a, 1995b)⁷.

Por otra parte, Coe y Helpman (1995) estudian el efecto sobre la PTF de los flujos de capital en innovación y desarrollo (I+D) tanto internos como extranjeros, con metodologías de raíces unitarias y cointegración para datos panel. Emplean una muestra de veintiún países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), más Israel, para el periodo 1971-1990. Primero construyen la PTF a través de una función de producción de Cobb y Douglas y luego estiman un modelo econométrico por medio de mínimos cuadrados ordinarios. Sus resultados muestran que existe un vínculo fuerte entre

6 No obstante, es importante mencionar que el ejercicio realizado en el presente documento no pretende hacer estimación alguna del residuo de Solow. Por el contrario, a través de una forma funcional de producción estándar, se indaga sobre cuál es el efecto que las patentes de residentes y no residentes tienen sobre el crecimiento económico. En este sentido, las variables que se emplean como *proxy* en este documento no buscan explicar completamente el comportamiento del capital y del trabajo, aunque son ampliamente empleadas en estimaciones y aproximaciones de este tipo.

7 Otros autores como Tandon (1982), Judd (1985), Gilbert y Shapiro (1990) y Futagami y Iwaisako (2007) han estudiado modelos de crecimiento endógeno con políticas de duración de patentes finitas e infinitas y han demostrado que el modelo infinito no maximiza el bienestar, mientras que el finito sí.

los flujos de I+D y la productividad de los factores, tanto de los flujos internos como de los extranjeros provenientes de los principales socios comerciales. Otros trabajos que buscan calcular la PTF con una función de producción conforme a Mankiw *et al.* (1992) son los de Klenow y Rodríguez (1997) y Hall y Jones (1999).

Igualmente, el efecto que tiene la innovación, o mejor aún, las patentes, en el crecimiento económico ha sido objeto de estudio durante las últimas décadas por parte de investigadores que han buscado cuantificar la dirección y magnitud de su impacto en el crecimiento del PIB⁸. Sin embargo, poco se ha abordado el tema sobre el origen de estas patentes, es decir, si son solicitadas por residentes o extranjeros, y si estas inciden simétrica o asimétricamente en el crecimiento económico. Este punto es importante, ya que un aumento del registro de patentes puede tener un impacto diferente sobre el crecimiento económico de los países dependiendo del origen de la patente. En cualquier caso, se reconoce que la innovación responde al crecimiento de nuevas ideas y que dependiendo de la economía en la que se produjo atiende a un sector generador de diferente valor agregado que puede estar relacionado con la calidad de la patente.

Jones (2002) centra su discusión en los resultados de su modelo y sugiere que el crecimiento económico de Estados Unidos en el largo plazo se debe a la generación de ideas de innovación en el resto del mundo; es decir, que las economías se benefician de la invención de otros países. El estudio de Blind y Jungmittag (2008) emplea una función de producción tipo Cobb-Douglas para estimar la contribución de las patentes al crecimiento económico. Emplea datos de cuatro países europeos (Reino Unido, Alemania, Italia y Francia) y doce sectores manufactureros de la economía durante el periodo 1990-2001. Sus resultados muestran que el modelo de los países presenta resultados similares, mientras que el de sectores muestra diferencias significativas, siendo las normas técnicas las que más contribuyen al crecimiento económico de los sectores menos intensivos en I+D y las patentes las que más contribuyen en los sectores más intensivos en I+D.

8 Por ejemplo, Park y Ginarte (1997) presentan resultados estadísticos de que las patentes tienen un efecto positivo sobre la acumulación de capital y el crecimiento económico.

El trabajo de Gould y Gruben (1996) presenta evidencia empírica que sostiene la hipótesis según la cual la propiedad intelectual es una fuente de crecimiento económico. Adicionalmente, sus resultados demuestran que el efecto de las patentes sobre el crecimiento es más grande en países con una mayor apertura económica. Fink y Maskus (2005), Schneider (2005) y Chen y Puttitanun (2005) obtienen resultados similares.

Por su parte, Koléda (2004) demuestra que una fuerte política de protección de la propiedad intelectual puede incluso disminuir el crecimiento de una economía, dado que existe un nivel óptimo de imposiciones en el sistema de propiedad industrial que maximiza dicho crecimiento, lo que implica que existe una relación en forma de *U invertida*. Yang (2006) estudia los determinantes del milagro económico de Taiwán, con el fin de determinar si se debió simplemente a una mayor acumulación de capital. Sus resultados indican que el crecimiento de las patentes impacta positivamente el crecimiento económico, una conclusión similar a la que llegaron Hasan y Tucci (2010).

Campo (2012) realiza estimaciones del impacto de las patentes en el crecimiento económico, empleando un modelo panel de diez países de América Latina durante el periodo 1990-2010. Sus resultados ponen de manifiesto la existencia de una relación de largo plazo positiva y significativa entre el número de patentes registradas y el PIB; específicamente, un incremento de las patentes en 1% genera en el largo plazo incrementos del PIB en tan solo 0,055%, coeficiente que se puede explicar por la baja tasa de innovación en los países latinoamericanos. Si bien es bajo el número de patentes registradas ante las oficinas de propiedad industrial de la región, lo es aún más el número de patentes registradas por residentes en cada uno de los países bajo estudio. Lo interesante del ejercicio que acá se presenta radicaría en la evaluación del efecto de las patentes discriminadas por su origen (residentes y no residentes —extranjeros—) sobre el crecimiento económico de países en los cuales en su gran mayoría se caracterizan por contar con un importante número de sectores intensivos en mano de obra.

En el cuadro 1 se muestra el número de patentes de residentes como porcentaje del total de patentes registradas para los años 1990, 1995, 2000, 2005 y 2010, en Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Perú y Uruguay. Se observa que los países que registraron mayor porcentaje de patentes por residentes en 1990 son Argentina y Brasil, seguidos por Chile. En el año 2010

Chile ocupa el primer lugar con un 30% de patentes registradas por residentes con respecto al total. Llamam la atención las bajas tasas de registro de residentes en el resto de países, en donde la tasa alcanza tan solo un porcentaje entre 15% y 13%, siendo Ecuador el país con la tasa más baja (1%).

Cuadro 1. Patentes registradas por residentes (porcentaje del total de patentes registradas)

Año	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	Ecuador	México	Perú	Uruguay
1990	33%	32%	21%	16%	13%	13%	18%	12%
1995	16%	36%	10%	11%	3%	8%	9%	14%
2000	16%	18%	8%	4%	2%	3%	4%	7%
2005	20%	20%	12%	6%	2%	4%	3%	4%
2010	16%	12%	30%	7%	1%	7%	13%	3%

Fuente: cálculo de los autores con base en información de la Organización Mundial de la Propiedad Intelectual (OMPI).

Cuando se analiza en un gráfico de dispersión la relación *a priori* entre patentes y el PIB durante el periodo 1990–2011 para los ocho países de la muestra, se observa una relación lineal positiva, como se muestra en la figura 1. El coeficiente de correlación es de 0,9531, lo que indica que existe un 95,31% de relación lineal entre estas dos variables.

En la figura 2 se muestra esta relación separando las patentes registradas por residentes (a la izquierda) y las registradas por no residentes (a la derecha) y se observa también una relación lineal positiva. Para la relación entre patentes de residentes y el PIB en 1990–2011, el coeficiente de correlación es de 0,9139, mientras que para la relación entre patentes de no residentes y el PIB durante el mismo periodo dicho coeficiente es de 0,9277, lo cual indica que la relación lineal entre las patentes de no residentes tiene una relación del 92,77% con el PIB.

Por último, se puede observar en la figura 3 la relación lineal positiva que existe entre el registro de patentes por no residentes y el registro de patentes por residentes. Esta relación es de 0,8599 e indica que el incremento del registro de patentes por parte de no residentes induce un aumento en el registro de patentes de los residentes en un 85,99%, con respecto a la correlación únicamente.

Figura 1. PIB (LY) y registro de patentes totales (LPAT) (residentes y no residentes), periodo anual 1990-2011

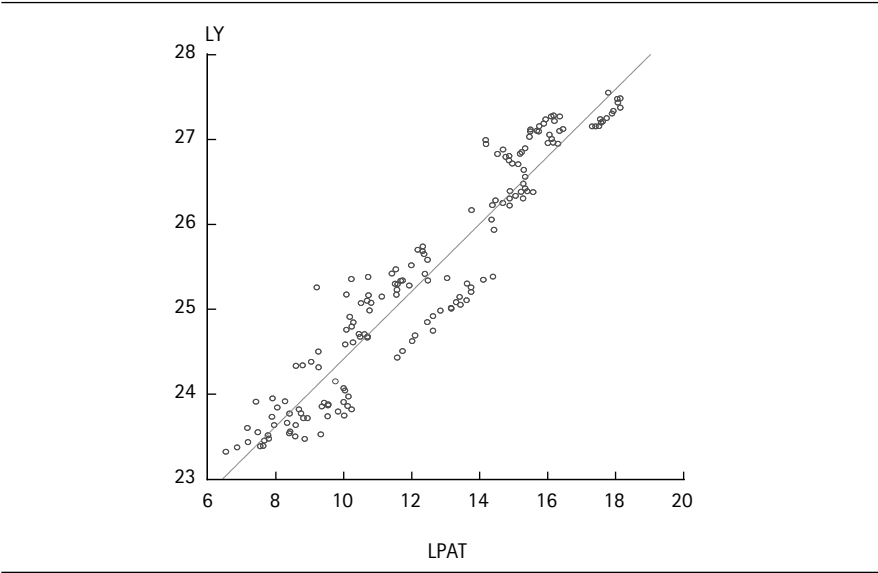


Figura 2. PIB (LY) y registro de patentes por residentes (LRP) (izquierda), registro de patentes por no residentes (LNRP) (derecha), periodo anual 1990-2011

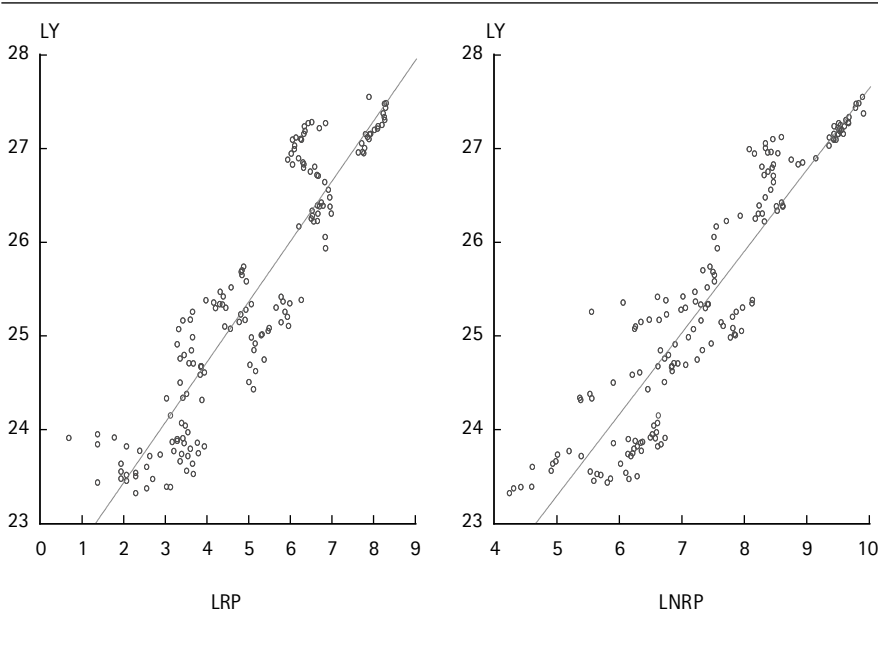
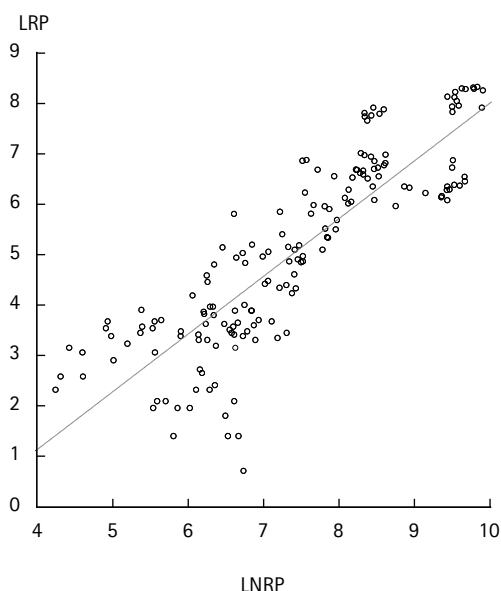


Figura 3. Registro de patentes por no residentes (LNRP) y registro de patentes por residentes (LRP), periodo anual 1990–2011



II. Datos, metodología y modelo econométrico

A. Datos

La base de datos empleada en este estudio se construyó con datos del Banco Mundial y la Organización Mundial de la Propiedad Intelectual (OMPI). Esta base cuenta con información sobre el PIB (en millones de dólares de 2005 y corregido por paridad del poder adquisitivo —PPP, por sus siglas en inglés—), la fuerza laboral (población económicamente activa), una medida de capital (formación bruta de capital fijo, en millones de dólares de 2005)⁹, la cantidad

9 La serie del *stock* de capital es una serie integrada de orden dos, $I(2)$, para algunos de los países de la muestra de América Latina, lo que implica que la serie del panel es $I(2)$. Las pruebas de raíces unitarias para la serie del *stock* de capital no se incluyen en el documento para no hacerlo innecesariamente extenso. Algunos autores como Geda y Zerfu (2005) muestran que la variable *stock* de capital es $I(2)$ en un estudio de la función de producción para Etiopía. Tutulmaz y Victor (2013) y Pereira (2001) también encuentran que esta variable es integrada de orden dos. Por lo anterior, teniendo en cuenta la naturaleza $I(2)$ de la variable *stock* y a efectos de mantenernos en la metodología de datos panel cointegrados que motivó el ejercicio, se decidió utilizar la variable formación bruta de capital fijo, al

de registros de patentes efectuadas por residentes y la de patentes efectuadas por no residentes. La base de datos cubre el periodo anual 1990-2011 para ocho países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Perú y Uruguay).

Vale la pena resaltar que en la literatura empírica internacional se emplea en numerosas ocasiones la población económicamente activa como variable *proxy* del factor trabajo y la formación bruta de capital fijo como variable *proxy* del factor capital. Algunos trabajos que siguen esta aproximación son los de Narayan y Smyth (2008), Payne (2009), Apergis y Payne (2010, 2011), Nistor (2014), Farhani, Shahbaz, Arouri y Teulon (2014) y Solarin y Shahbaz (2015).

B. Metodología y modelo econométrico

En este documento se pretende estimar un modelo de datos panel, en el cual el número de periodos es mayor a la cantidad de individuos ($T > N$) y en términos relativos $(N/T) \rightarrow 0$ (Phillips y Moon, 1999, 2000). Por lo tanto, es posible que las series del modelo no cumplan las características de una serie estacionaria, tales como media y varianza constantes y covarianzas que no dependen del tiempo, sino que se comporten como caminatas aleatorias, es decir, series de tiempo con raíz unitaria. En ese caso, se debe tener en cuenta la existencia de una relación de cointegración entre las variables no estacionarias que se analizan para el grupo de individuos; es decir, debe existir una relación de equilibrio de largo plazo. En otras palabras, es necesario asegurarse de que exista una relación de cointegración para evitar obtener resultados espurios y problemas de endogeneidad en las estimaciones¹⁰. La metodología empleada implica realizar pruebas de raíces unitarias, después determinar si existe una relación de cointegración entre las cinco variables del modelo y finalmente estimar esa relación de largo plazo¹¹.

reconocer que esta tiene un papel importante en la explicación del comportamiento del PIB, además de que es un buen control para el efecto que las patentes de residentes y no residentes tienen sobre el crecimiento económico.

10 Entorf (1997), Kao (1999) y Phillips y Moon (1999) definieron el término de regresiones espurias en el estudio de datos panel no estacionarios.

11 Los trabajos de Baltagi, Griffin y Xiong (2000) y Breitung y Pesaran (2005) sirven de referencia para una introducción amplia al tema de los paneles de datos no estacionarios, el uso de pruebas de raíces unitarias y cointegración y para el detalle de dichas pruebas.

El modelo a estimar es el siguiente:

$$\begin{aligned} \ln(Y)_{it} = & \alpha_i + \beta_1 \ln(K)_{it} + \beta_2 \ln(L)_{it} \\ & + \beta_3 \ln(RPat)_{it} + \beta_4 \ln(NRPat)_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

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), $\ln(RPat_{it})$ es el logaritmo de los registros de patentes efectuados por residentes para el país (i) en el periodo (t) y $\ln(NRPat_{it})$ es el logaritmo de los registros de patentes efectuados por no residentes para el país (i) en el periodo (t).

C. Pruebas de raíces unitarias

Primero se busca establecer el orden de integración de las series PIB, del *proxy* del factor capital, del *proxy* del factor trabajo, de las patentes registradas por residentes y de las patentes registradas por no residentes, todas expresadas en logaritmos. Inicialmente se emplean las pruebas para datos panel conocidas como de primera generación, como las desarrolladas por Im *et al.* (2003), Levin *et al.* (2002), Breitung (2000), Maddala y Wu (1999) (Fisher tipo Dickey y Fuller, 1979, 1981), Choi (2001) (Fisher tipo Phillips y Perron, 1988) y Hadri (2000). Estas pruebas de raíces unitarias para panel tienen su fundamento en las pruebas desarrolladas para series de tiempo, pero tienen la ventaja sobre estas últimas de que 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 se corrige la heterogeneidad no observada. Todas las pruebas mencionadas en el párrafo anterior, excepto la de Hadri (2000), tienen como hipótesis nula que la serie tiene raíz unitaria para todos los individuos *versus* la hipótesis alterna de que la serie es estacionaria. Por su parte, la prueba de Hadri tiene como hipótesis nula que la serie es estacionaria para todos los individuos, mientras que la hipótesis alterna es que la serie es un proceso no estacionario.

Por último, se aplica la prueba de estacionariedad de Hadri y Rao (2008), la cual está clasificada como una prueba de segunda generación, ya que además de estar basada en el estadístico de Hadri (2000), controla por la presencia de dependencia cruzada entre los países del panel y por la presencia de un quie-

bre estructural en la serie de tiempo, con el fin de evitar resultados erróneos¹². Esta dependencia cruzada entre los individuos del panel se modela a través de una metodología de *bootstrapping* propuesta por Chang (2004). La hipótesis nula es que la serie es estacionaria con presencia de quiebre estructural para todos los individuos y que la hipótesis alterna es que la serie es un proceso no estacionario; se contrastan a través de un estadístico *Lagrange multiplier* (LM).

D. Pruebas de cointegración

Para llevar a cabo este estudio y cumplir con su objetivo, se emplean cuatro pruebas de cointegración para datos panel: la de Kao (1999), la de Pedroni (1999, 2000, 2004)¹³, la tipo Fisher-Johansen¹⁴ de Maddala y Wu (1999) y la de Westerlund (2007), la cual controla por la presencia de dependencia cruzada entre los individuos del panel. Las dos primeras pruebas amplían el marco y alcance de la prueba de Engle y Granger (1987)¹⁵ para ajustarla a datos panel. La prueba de cointegración para panel de Kao (1999), siguiendo a Engle y Granger (1987), incorpora interceptos específicos en las observaciones de corte transversal y pendientes (coeficientes) homogéneas en las variables independientes de la etapa inicial. Construye un estadístico basado en el estadístico de la prueba aumentada de Dickey y Fuller (ADF) para probar la hipótesis nula de no cointegración *versus* la hipótesis alterna de cointegración en el panel. La prueba de Pedroni, también incorpora interceptos, tendencia y coeficientes heterogéneos, y propone varias formas de calcular los estadísticos para evaluar la hipótesis nula de no cointegración bajo dos grupos de hipótesis alterna. El primer grupo de estadísticos es el de la prueba llamada *within-dimension* o *panel statistics*, que se construye bajo la alternativa homogénea, y el segundo es el de la prueba llamada *between-dimension* o *group statistics*, bajo la alternativa heterogénea. Ambos estadísticos se emplean para probar la hipótesis nula de no cointegración *versus* la hipótesis alterna de cointegración en el panel.

12 Para una ampliación de esta prueba, véase Campo (2012).

13 La prueba de Pedroni es la más empleada en la literatura aplicada de cointegración de datos panel.

14 Fisher (1932) construye una prueba combinada que emplea el resultado de las pruebas individuales. En este caso, la prueba tipo Fisher combina el resultado individual de la prueba de cointegración de Johansen (1988, 1991) para cada país.

15 Esta prueba se basa en el análisis de los errores de una regresión espuria que incluye variables no estacionarias integradas de orden uno, *I*(1).

Por su parte, Maddala y Wu (1999) proponen la prueba tipo Fisher-Johansen, la cual combina los valores probabilísticos (*p-value*) de los N individuos para construir un estadístico de prueba para el panel de datos completo. El valor del estadístico (χ^2) está basado en los valores probabilísticos de MacKinnon, Haug y Michelis (1999) para los estadísticos traza y λ_{\max} de Johansen (1988, 1991). La hipótesis nula de esta prueba funciona igual que en la prueba de Johansen, ya que se busca determinar el rango de la matriz con base en los dos estadísticos propuestos.

Por último, la prueba de Westerlund (2007) es de cointegración para datos panel basada en la dinámica estructural (modelo de corrección de errores) y no en los residuales. Algunos autores, como Banerjee, Dolado y Mestre (1998) y Kremers, Ericsson y Dolado (1992), han mostrado las debilidades y problemas al emplear restricciones de factor común entre los individuos y utilizar pruebas de cointegración basadas en los residuos. En este sentido, esta prueba no impone restricciones de tipo factor común y mejora la prueba de Pedroni, ya que soluciona los problemas que se tienen cuando se emplean pruebas basadas en los residuos. Esta prueba consta de cuatro estadísticos contruidos a partir de la estimación del modelo de corrección de errores; dos de ellos de tipo *mean-group* (G_τ y G_α), cuya hipótesis nula es no cointegración *versus* la hipótesis alterna de que existe cointegración para al menos un individuo del panel, y los otros dos de tipo panel (P_τ y P_α), cuya hipótesis nula es no cointegración *versus* la hipótesis alterna de que existe cointegración para todos los individuos del panel.

La dependencia cruzada entre los individuos del panel es modelada a través de la metodología de *bootstrapping* propuesta por Chang (2004). Se emplean 1.000 repeticiones.

III. Resultados empíricos

En esta sección se aplican las pruebas expuestas en la metodología para cumplir con el objetivo del documento. Inicialmente se reportan los resultados de las pruebas de raíces unitarias, seguidos por los resultados de las pruebas de cointegración y de la estimación del modelo de la ecuación (1).

A. Pruebas de raíces unitarias

Los resultados de las pruebas de cointegración se dividen en dos. Primero, en el cuadro 2, se presentan los resultados de las seis pruebas tradicionales aplicadas a las series en logaritmos y, en el cuadro 3, los resultados de las pruebas a las primeras diferencias de las series. Segundo, se muestran los resultados de la prueba de Hadri y Rao (2008) en el cuadro 4.

En el cuadro 2 se aprecia el resultado de las seis pruebas de raíz unitaria para cada variable. Se observa que para las primeras cinco pruebas no se permite rechazar a ningún nivel de significancia convencional la hipótesis nula de que la serie tiene raíz unitaria para todos los individuos. Este resultado implica que las cinco series de tiempo del modelo panel no son estacionarias. A esto se suma el resultado de la prueba de Hadri (2000), el cual permite rechazar la hipótesis nula de que la serie es estacionaria para todos los individuos, es decir, $I(0)$, para las cinco variables.

Posteriormente se aplican las mismas pruebas a las primeras diferencias de las series, para determinar si existen más raíces unitarias o si, por el contrario, las series son integradas de orden uno, $I(1)$. Estos resultados se presentan en el cuadro 3 y se observa que para el caso de las primeras cinco pruebas se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en cada individuo, a favor de la hipótesis alterna de estacionariedad. Para el caso de la prueba de Hadri, esta no permite rechazar la hipótesis nula de estacionariedad para ninguna serie, lo cual confirma los resultados de las demás pruebas.

Cuadro 2. Resultados de las pruebas de raíces unitarias (niveles) de primera generación

Prueba	Ln(Y)	Ln(L)	Ln(K)	Ln(RP)	Ln(NRP)
	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico
Levin, Lin y Chu t^*	1,027	-0,630	1,298	-0,474	1,682
Breitung t -stat	-0,584	0,578	-3,875	1,944	0,798
Im, Pesaran y Shin W -stat	0,083	0,666	-2,837	-0,580	0,459
ADF-Fisher chi -square	18,035	15,297	34,907	19,631	22,354
PP-Fisher chi -square	7,530	14,974	14,796	21,089	25,341
Hadri Z -stat	8,3892***	8,6387***	7,1874***	3,3159***	3,1521***

Notas: (***) rechaza la hipótesis nula al 1%, (**) rechaza la hipótesis nula al 5%, (*) rechaza la hipótesis nula al 10%.

Cuadro 3. Resultados de las pruebas de raíces unitarias (diferencia) de primera generación

Prueba	DLn(Y)	DLn(L)	DLn(K)	DLn(RP)	DLn(NRP)
	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico
Levin, Lin y Chu t^*	-7,4873***	-6,6253***	-7,9745***	-5,56692***	-6,28764***
Breitung t -stat	-3,5438***	-4,4783***	-4,2678***	0,1902*	1,6581**
Im, Pesaran y Shin W -stat	-5,8374***	-6,0352***	-4,9364***	-6,7199***	-6,1596***
ADF-Fisher chi -square	55,2657***	68,3874***	54,6784***	75,7014***	77,2568***
PP-Fisher chi -square	54,7643***	72,4763***	63,2764***	27,783***	86,3562***
Hadri Z -stat	0,2735	1,3876	-0,3628	0,4125	0,6378

Notas: (***) rechaza la hipótesis nula al 1%, (**) rechaza la hipótesis nula al 5%, (*) rechaza la hipótesis nula al 10%.

Cuadro 4. Resultado de la prueba de raíces unitarias de segunda generación

	Ln(Y)			Ln(K)			Ln(L)			Ln(RP)			Ln(NRP)		
	Q	Mod	AR	Q	Mod	AR	Q	Mod	AR	Q	Mod	AR	Q	Mod	AR
ARG	2001	3	1	2001	3	1	2004	3	4	2001	3	3	2002	3	2
BRA	2004	2	3	2002	3	0	1993	2	1	1997	1	3	1997	0	3
CHI	1997	2	1	1999	3	0	2001	3	4	2009	2	1	2001	1	1
COL	1999	3	2	1999	3	2	2004	3	2	2001	1	3	2002	1	4
ECU	1999	3	0	1999	3	1	2001	3	0	2001	1	0	2002	1	1
MÉX	2009	1	1	1995	1	1	1999	3	4	1999	0	4	1999	1	3
PER	2001	3	3	2000	1	0	2003	1	0	2009	2	3	2009	2	3
URY	2002	3	0	2002	3	1	2003	1	0	1997	3	4	1997	2	3
Estadístico LM	8,782			6,092			15,187			18,490			19,492		
P -value asintótico	0,0000			0,0000			0,0000			0,0000			0,0000		
P -value bootstrap	0,0450			0,0250			0,0460			0,0041			0,0351		

Notas: el tipo de modelo (Mod) y el orden del proceso (AR) se seleccionaron por medio del criterio de información bayesiano. Q: quiebre.

Los resultados anteriores se refuerzan con los de la prueba de Hadri y Rao (2008)¹⁶ (cuadro 4) y se respalda la presencia de una raíz unitaria en las cuatro

16 Solo se presenta el resultado de la prueba aplicada a las series en niveles. La prueba a las primeras diferencias de las series arroja que las series son estacionarias, es decir, que las que se emplearon solo tienen una raíz unitaria.

series de tiempo para los ocho países del panel. Se presentan también el año de quiebre estructural en cada serie para cada país¹⁷ (columna 1), el modelo seleccionado (columna 2) y el orden autorregresivo del error en el modelo seleccionado para modelar la dependencia cruzada (columna 3).

B. Prueba de cointegración y coeficientes de largo plazo

Una vez determinado que las series son integradas de orden uno, se procede a realizar las pruebas de cointegración para el modelo panel, cuyos resultados se presentan a continuación. Como se mencionó anteriormente, las tres pruebas que se aplicaron en este documento tienen como hipótesis nula la no existencia de cointegración para todo el panel.

En el cuadro 5 se muestra el resultado de la prueba de cointegración de Kao (1999), la cual establece que las series están cointegradas con una significancia del 1%, ya que permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración a favor de la hipótesis alterna de que existe cointegración en el panel. Por su parte, el cuadro 6 presenta los resultados de la prueba de cointegración de Pedroni, la cual está basada en los residuos de la regresión estimada por *fully modified ordinary least squares* (FMOLS)¹⁸, y se compone de siete estadísticos. Según estos resultados, cuatro de los siete estadísticos rechazan la hipótesis nula de no cointegración al 5% y uno lo hace al 10% de significancia —tres de la alternativa homogénea (*within-dimension*) y dos de la heterogénea (*between-dimension*)—, y por lo tanto, se establece que las series están cointegradas para todo el panel.

En el cuadro 7 se exponen los resultados de la prueba tipo Fisher-Johansen, con la cual, según el estadístico tipo λ_{\max} , se puede rechazar la hipótesis nula de que el número de ecuaciones de cointegración es cero al 5% de significancia, mientras que no permite rechazar la hipótesis nula de que el número de ecuaciones de cointegración es a lo sumo uno. Con esto se establece que existe un vector de cointegración entre las cinco variables con un 95% de confianza.

17 Si bien los quiebres determinados en esta prueba controlan el estadístico para que los resultados no sean falsos en presencia de quiebre estructural, el dato de la fecha solo se emplea en este cuadro.

18 FMOLS produce estimadores asintóticamente insesgados y que se distribuyen normalmente.

Cuadro 5. Resultado de la prueba de cointegración de Kao

	Estadístico	P-value
ADF	-3,203066	0,0007
Varianza residual	0,000535	
Varianza HAC*	0,000711	

*Errores estándar consistentes con Heterocedasticidad, por sus siglas en inglés.

Cuadro 6. Resultado de la prueba de cointegración de Pedroni

	Estadístico	Prob.
<i>Panel v-statistic</i>	7,257638	0,0000
<i>Panel rho-statistic</i>	1,467865	0,8814
<i>Panel PP-statistic</i>	-1,29632	0,0259
<i>Panel ADF-statistic</i>	-1,410349	0,0166
<i>Group rho-statistic</i>	2,415436	0,9921
<i>Group PP-statistic</i>	-1,304841	0,0960
<i>Group ADF-statistic</i>	-2,073253	0,0191

Cuadro 7. Resultado de la prueba de cointegración de Fisher-Johansen

No. de ecuaciones de cointegración	Estadístico Fisher (traza de Johansen)*	Prob.	Estadístico Fisher (λ_{\max} de Johansen)*	Prob.
Ninguno	85,4000	0,0000	58,1400	0,0000
Al menos 1	40,5500	0,0006	25,5200	0,0611
Al menos 2	21,9200	0,1456	20,3200	0,2062
Al menos 3	9,4810	0,8923	11,0100	0,8090
Al menos 4	5,0670	0,9954	5,0670	0,9954

*Las probabilidades se calculan empleando la distribución asintótica χ^2 .

Por último, en el cuadro 8 se presenta el resultado de la prueba de cointegración de Westerlund (2007), la cual controla la dependencia cruzada entre los individuos del panel. Para los cuatro estadísticos se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración, con lo que se tiene otro resultado a favor de la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables

de interés para todos los individuos del panel. Los valores probabilísticos se obtuvieron mediante un *bootstrapping* de 1.000 repeticiones. Este procedimiento se emplea para obtener un resultado que modele la dependencia cruzada entre los individuos del panel y así evitar tener resultados sesgados y reducir la potencia de la inferencia estadística, problemas que se pueden presentar en los resultados bajo distribución asintótica.

Cuadro 8. Resultado de la prueba de cointegración de Westerlund (2007), variable dependiente $Ln(Y)$

Estadístico	Valor	Valor-Z	P-value*
Gt	-1,655	-1,845	0,0330
Gα	-4,789	-2,614	0,0027
Pt	-4,592	-2,697	0,0040
Pα	-4,704	-3,592	0,0000

* El P-value se obtiene a través de un *bootstrapping* de 1.000 repeticiones.

Como se determinó anteriormente, existe una relación de largo plazo entre las variables de la ecuación (1). El resultado de esta relación estimada por FMOLS se presenta en la ecuación (2) y los errores estándar entre paréntesis.

$$\begin{aligned} Ln(Y)_{it} = & 7,54 + 0,51 Ln(L)_{it} + 0,375 Ln(K)_{it} \\ & (0,4883) \quad (0,0191) \quad (0,0426) \\ & + 0,025 Ln(RPat)_{it} + 0,044 Ln(NRPat)_{it} \\ & (0,0122) \quad (0,0091) \end{aligned} \tag{2}$$

Estos resultados sugieren que ante un incremento del 10% en la población económicamente activa, a largo plazo, el PIB se incrementa en 5,1% aproximadamente. Un incremento del 10% en la formación bruta de capital fijo, en el largo plazo, incrementa el PIB en un 3,8%¹⁹. Por último, un incremento de las patentes registradas por residentes en un 10%, a largo plazo, provoca un incremento del PIB de 0,25% y el mismo incremento en el registro de patentes de no residentes incrementa el PIB en 0,44%.

19 Uno de los supuestos del modelo de Solow (1956) es que el valor de *alpha* (participación del capital en el producto) es igual a 1/3, y 1 – *alpha* (participación del trabajo en el producto) es igual a 2/3. En la literatura empírica se encuentra suficiente evidencia que soporta nuestros resultados y que muestran que se cumple un mayor coeficiente para *L* que para *K*.

Con respecto a los resultados, es importante resaltar que las estimaciones de las elasticidades del producto con respecto al trabajo y al capital exhiben las magnitudes convencionales. Por ejemplo, Dewan y Hussein (2001) estiman un modelo de crecimiento para varios países en un esquema panel y muestran que el coeficiente del trabajo es de 0,56 (en un modelo con efectos aleatorios) y de 0,89 (en un modelo con efectos fijos). Por su parte, el coeficiente asociado a la inversión bruta es de 0,169 (con efectos aleatorios) y de 0,166 (con efectos fijos). Estos resultados son consistentes con los encontrados por Barro (1991), Mankiw *et al.* (1992) y Knight, Loayza y Villanueva (1993).

Castro, Perilla y García (2006) estiman una función de Cobb y Douglas para Colombia empleando *stock* de capital y trabajo y obtienen un coeficiente para el capital de 0,443 y uno para el trabajo de 0,631. Adicionalmente, cuando estiman una función de elasticidad de sustitución constante (CES, por sus siglas en inglés), obtienen un coeficiente para el capital de 0,387 y uno de 0,577 para el factor trabajo.

Por su parte, Zuleta, Parada, García y Campo (2010) muestran la evolución de la participación de los factores de producción en Colombia y sus resultados revelan que la participación del trabajo ha sido superior a la participación del capital físico (en los cuadros 1 y 2 se puede apreciar la evolución de las participaciones de cada factor entre 1984 y 2005).

Retomando el resultado de la ecuación (2), se observa entonces que el impacto de las patentes registradas por no residentes sobre el PIB es superior al de las patentes registradas por residentes, siendo ambos coeficientes significativos al 1%. Este resultado podría explicarse precisamente por la naturaleza de los países considerados en la muestra de este estudio, teniendo en cuenta que la innovación en dichos países es baja. Los resultados del ejercicio para países latinoamericanos son una evidencia que corrobora el hallazgo de Jones (2002) de que el crecimiento a largo plazo de este tipo de economías, que está determinado en mayor medida por la generación de ideas innovadoras en el resto del mundo, podría explicarse por la naturaleza de la innovación asociada a las patentes de no residentes frente a la innovación de las patentes de residentes. Azomahou y Diene (2012) muestran que el impacto de la innovación sobre el PIB depende de cuál es el origen y tipo de esta; es decir, que cuando la innovación es de residentes, las marcas tienen mayor impacto sobre el ingreso que las patentes, mientras que en el caso contrario, cuando

la innovación es de no residentes, las patentes tienen mayor efecto que las marcas sobre el crecimiento económico. Según los resultados aquí encontrados, existiría evidencia parcial del impacto que tienen las patentes en el crecimiento económico para la mayoría de los países de América Latina, ya que el efecto de innovación por la vía de las patentes es superior cuando se trata de no residentes que de residentes.

Lach (1995) usa datos de patentes y estima la contribución de la innovación al cambio en la productividad en veinte industrias de Estados Unidos y encuentra una elasticidad de las patentes a la productividad de cerca de 0,3, mientras que al emplear la variable *stock* de I+D dicha elasticidad es de 0,05.

Bayarcelik y Tasel (2012), en un ejercicio que analiza la relación entre innovación y crecimiento económico a través de las actividades de innovación y desarrollo, encuentran que la elasticidad del producto a la innovación es de 0,015. Hasan y Tucci (2010) realizan un estudio para establecer el vínculo entre innovación y crecimiento económico utilizando un panel de 58 países entre 1980 y 2003. Los autores encuentran que para la muestra completa de los países incorporados el coeficiente asociado a la variable de patentes es de 0,06, considerando como variable dependiente el crecimiento del PIB real per cápita. Sin embargo, cuando realizan estimaciones para dos submuestras (países de ingreso alto-medio alto y bajo-medio bajo), encuentran coeficientes de 0,66 y 0,05, respectivamente. Este trabajo evidencia que los efectos de las patentes sobre el crecimiento económico difieren dependiendo del grado de desarrollo de los distintos países considerados.

Los anteriores estudios permiten concluir que las estimaciones realizadas en el presente artículo no difieren en signo ni tampoco en magnitud cuando se contrastan con los resultados obtenidos por otros autores. No obstante, se reconoce que la mayoría de los trabajos señalados consideran la variable número de patentes sin diferenciar el tipo de patente incorporada. Este artículo propone una aproximación diferente al considerar las patentes discriminadas entre residentes y no residentes.

Por otro lado, el ejercicio presenta evidencia de la importancia que tiene el desarrollo de patentes de residentes en el crecimiento económico en los países latinoamericanos. Esto debería incentivar y promover la investigación y el desarrollo de actividades que generen innovaciones susceptibles de ser patentadas por los residentes, además de establecer cuál debe ser el papel de las autori-

dades encargadas del registro y la protección de la propiedad industrial para que sus políticas tengan el efecto adecuado sobre el crecimiento económico.

IV. Conclusiones

En este documento se estudió la relación existente entre el PIB y las patentes registradas por residentes y no residentes para comparar la contribución de cada tipo de patente al crecimiento económico para ocho países de América Latina, utilizando información anual sobre el PIB (en millones de dólares de 2005 y corregido por PPP), la fuerza laboral (medida a través de la población económicamente activa), una variable de flujo determinante del capital (medida como la formación bruta de capital fijo, en millones de dólares de 2005), la cantidad de patentes registradas por residentes y la de patentes registradas por no residentes, durante el periodo 1990-2011, con el fin de separar el efecto que tienen las patentes registradas por residentes y las registradas por no residentes.

Para determinar el orden de integración de las series se aplican pruebas de raíces unitarias de primera generación, como las de Maddala y Wu (1999), Breitung (2000), Hadri (2000), Levin *et al.* (2002) y Im *et al.* (2003), y de segunda generación como la prueba propuesta por Hadri y Rao (2008). Estas pruebas determinan que las series del modelo son integradas de orden uno. Adicionalmente, se implementan pruebas de cointegración, como la de Kao (1999), la tipo Fisher-Johansen y la de Pedroni (1999, 2000, 2004), las cuales sostienen que las series del PIB, capital, trabajo, patentes de residentes y patentes de no residentes están cointegradas, es decir, que comparten una relación de equilibrio de largo plazo.

En general, los resultados de la estimación de esta relación de largo plazo, a través de una elasticidad, sugieren que ante un incremento del 10% en la formación bruta de capital fijo, a largo plazo, el PIB se incrementa en 3,8% aproximadamente. Un incremento del 10% en la población económicamente activa, en el largo plazo, incrementa el PIB en un 5,1%. Por último, un incremento de las patentes registradas por residentes en un 10%, a largo plazo, provoca un incremento del PIB de 0,25%, mientras que el mismo incremento en el registro de patentes de no residentes incrementa el PIB en 0,44%.

Los resultados anteriores muestran que el impacto de las patentes registradas por residentes sobre el PIB es inferior al de las patentes registradas por no residentes, ambas estimaciones de elasticidades significativas al 1%. Esto se podría conciliar con el hecho de que en estos países latinoamericanos las actividades de innovación como proporción del PIB son bajas, si se comparan con los estándares internacionales, lo que se suma a que la mayoría de los registros de patentes son efectuados por no residentes, siendo el registro de los residentes muy pequeño. No obstante, según este resultado existe evidencia de que las patentes como medida de la innovación y generación de nuevas ideas es una fuente de crecimiento económico en el largo plazo, en el cual las ideas del resto del mundo desempeñan un papel importante pues producen externalidades positivas e incluso pueden inducir un desarrollo más fuerte de las actividades de I+D que generen nuevas ideas por parte de residentes. Lo anterior va en el sentido de la hipótesis de Jones (2002), ya que según él, las ideas del resto del mundo patentadas en otros países afectan positivamente el crecimiento económico de estos, sobre todo en países en desarrollo cuya participación del capital al producto es inferior a la participación del trabajo al producto, es decir, que son intensivos en mano de obra, como los casos latinoamericanos tomados en la muestra en el presente ejercicio.

En este orden de ideas, este documento presenta una nueva pieza de evidencia sobre la relación que existe entre las patentes como medidas de innovación y el crecimiento económico en ocho países de América Latina. Con estos hallazgos, las autoridades latinoamericanas encargadas de la protección de la propiedad industrial, en cooperación con las instituciones dedicadas a la investigación, deben incentivar y promover el ambiente adecuado para el desarrollo y registro de modelos de utilidad y patentes en empresas e instituciones educativas nacionales, con el fin de que las políticas de propiedad industrial tengan el efecto adecuado en el crecimiento económico. En este sentido, la propuesta de Sánchez, Cantor, Herrera, Campo y De Quinto (2014) de regionalizar y hacer más accesible el sistema de propiedad industrial en Colombia puede generar un incremento en el uso de este sistema y, por ende, en el número de patentes registradas, lo cual a su vez podría tener un impacto positivo en el crecimiento económico a la luz de los resultados obtenidos.

Agradecimientos

Los autores agradecen al editor de la revista y a los evaluadores anónimos por sus valiosos comentarios, los cuales han servido para mejorar sustancialmente

el documento. Igualmente a colegas y estudiantes que han aportado ideas para mejorar el artículo. Los resultados, recomendaciones e interpretaciones que se expresan aquí, así como cualquier posible error, son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen en ningún momento a la Superintendencia de Industria y Comercio ni a sus directivos.

La investigación desarrollada para escribir este artículo no tuvo ninguna financiación institucional.

Referencias

1. Aghion, P., & Howitt, P. (1992). A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, 60, 323-351.
2. Apergis, N., & Payne, J. (2010). Coal consumption and economic growth: Evidence from a panel of OECD countries. *Energy Policy*, 38, 1353-1359.
3. Apergis, N., & Payne, J. (2011). A dynamic panel study of economic development and the electricity consumption-growth nexus. *Energy Economics*, 33, 770-781.
4. Azomahou, T., & Diene, M. (2012). Polarization patterns in economic development and innovation. *Structural Change and Economic Dynamics*, 23, 421-436.
5. Baltagi, B., Griffin, J., & Xiong, W. (2000). To pool or not to pool: Homogeneous versus heterogeneous estimations applied to cigarette demand. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, 82(1), 117-126.
6. Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism test for cointegration in a single-equation framework. *Journal of Time Series Analysis*, 19, 267-283.
7. Barro, R. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.

8. Bayarcelik, & Tasel (2012). Research and development: Source of economic growth. *Procedia Social and Behavioral Science*, 58, 744-753.
9. Blind, K., & Jungmittag, A. (2008). The impact of patents and standards on macroeconomic growth: A panel approach covering four countries and 12 sectors. *Journal of Productivity Analysis*, 29, 55-60.
10. Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. *Advances in Econometrics*, 15, 161-177.
11. Breitung, J., & Pesaran, M. (2005). *Unit roots and cointegration in panels* (Discussion Paper Series 1, Economic Studies, 42). Deutsche Bundesbank, Research Centre.
12. Breitung, J., & Pesaran, M. (2008). *Unit roots and cointegration in panels. The Econometrics of Panel Data* (3rd ed., pp. 279-322).
13. Campo, J. (2012). Impacto de las patentes sobre el crecimiento económico: un modelo panel cointegrado 1990-2010. *Equidad & Desarrollo*, 18, 65-88.
14. Castro, Perilla, & García (2006). *El comercio internacional y la productividad total de los factores en Colombia* (Archivos de Economía No. 307). Bogotá: DNP.
15. Chang, Y. (2004). Bootstrap unit root test in panels with cross-sectional dependency. *Journal of Econometrics*, 120, 263-293.
16. Chen, Y., & Puttitanun, T. (2005). Intellectual property rights and innovation in developing countries. *Journal of Development Economics*, 78, 474-493.
17. Choi, I. (2001). Unit root test for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.
18. Coe, D., & Helpman, E. (1995). International R&D spillovers. *European Economic Review*, 39, 859-887.

19. Dewan, E., & Hussein, S. (2001). *Determinants of economic growth* (Working Paper). Reserve Bank of Fiji.
20. Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
21. Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
22. Engle, R. F., & Granger, C. (1987). Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
23. Entorf, H. (1997). Random walks with drifts: Nonsense regression and spurious fixed-effect estimation. *Journal of Econometrics*, 80, 287-296.
24. Farhani, S., Shahbaz, M., Arouri, M., & Teulon, F. (2014). The role of natural gas consumption and trade in Tunisia's output. *Energy Policy*, 66, 677-684.
25. Fink, C., & Maskus, K. (2005). *Intellectual property and development*. Washington, D. C.: World Bank.
26. Fisher, R. A. (1932). *Statistical methods for research workers* (4th ed.). Edimburgo: Oliver & Boyd.
27. Futagami, K., & Iwaisako, T. (2007). Dynamic analysis of patent policy in an endogenous growth model. *Journal of Economic Theory*, 132, 306-334.
28. Geda, A., & Zerfu, D. (2005). Estimating aggregate production function with I(2) capital stock. *Ethiopian Journal of Economics*, 12(1), 1-11.
29. Gilbert, R., & Shapiro, C. (1990). Optimal patent length and breadth. *Journal of Economics*, 21, 106-112.
30. Gould, D., & Gruben, W. (1996). The role of intellectual property rights in economic growth. *Journal of Development Economics*, 48, 323-350.
31. Granger, C., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.

32. Grossman, G., & Helpman, E. (1991a). Quality ladders and product cycles. *Quarterly Journal of Economics*, 106, 557-586.
33. Grossman, G., & Helpman, E. (1991b). Quality ladders in the theory of growth. *Review of Economic Studies*, 58(1), 43-61.
34. Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometric Journal*, 3, 148-161.
35. Hadri, K., & Rao, Y. (2008). Panel stationarity test with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(2), 245-269.
36. Hall, R., & Jones, C. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others? *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 83-116.
37. Harberger, A. (1978). Perspectives on capital and technology in less developed countries. En M. J. Artis & A. R. Nobay (eds.), *Contemporary economic analysis* (pp. 42-72). Londres: Editorial Croom Helm.
38. Hasan, I., & Tucci, C. (2010). The innovation-economic growth nexus: Global evidence. *Research Policy*, 39, 1264-1276.
39. Im, K., Pesaran, M., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
40. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Econometric Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
41. Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59, 1551-1580.
42. Jones, C. (1995a). R&D-based models of economic growth. *Journal of Political Economy*, 103(4), 759-784.
43. Jones, C. (1995b). Time series test of endogenous growth models. *Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 495-525.

44. Jones, C. (2002). Sources of U.S. economic growth in a world of ideas. *American Economic Review*, 92(1), 220-239.
45. Judd, K. (1985). On the performance of patents. *Econometrica*, 53, 567-585.
46. Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based test for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.
47. Klenow, P., & Rodríguez, A. (1997). The neoclassical revival in growth economics: Has it gone to far? *NBER Macroeconomics Annual 1997*, 73-114.
48. Knight, M., Loayza, N., & Villanueva, D. (1993, septiembre). Testing the neoclassical theory of economic growth: A panel data approach. *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 40(3), 512-541.
49. Koléda, G. (2004). Patents novelty requirement and endogenous growth. *Revue d'Économie Politique*, 114, 201-221.
50. Kremers, W., Ericsson, N., & Dolado, J. (1992). The power of cointegration tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 325-348.
51. Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
52. Lach, J. (1995). Patents and productivity growth at the industry level: A first look. *Economics Letters*, 49(1), 101-108.
53. Levin, A., Lin, C., & Chu, C. (2002). Unit root test in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
54. MacKinnon, J., Haug, A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563-577.

55. Maddala, G., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root test with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652.
56. Mankiw, G., Romer, D., & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
57. Narayan, P., & Smyth, R. (2008). Energy consumption and real GDP in G7 countries: New evidence from panel cointegration with structural breaks. *Energy Economics*, 30, 2331-2341.
58. Nistor, P. (2014). FDI and economic growth, the case of Romania. *Procedia Economics and Finance*, 15, 577-582.
59. Park, W., & Ginarte, J. (1997). Intellectual property rights and economic growth. *Contemporary Economic Policy*, 15, 51-61.
60. Payne, J. (2009). On the dynamics of energy consumption and output in the US. *Applied Energy*, 86, 575-577.
61. Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration test in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issue, 0305-9049.
62. Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in Econometrics*, 15, 93-130.
63. 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.
64. Pereira, R. (2001). Investment and uncertainty in quadratic adjustment cost model: Evidence from Brazil. *Rev. Bras. Econ.*, 55(2), 283-311.
65. Phillips, P., & Moon, P. (1999). Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, 67, 1057-1111.

66. Phillips, P., & Moon, P. (2000). Nonstationary panel data analysis: An overview of some recent developments. *Econometric Reviews*, 19, 263-286.
67. Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 147-159.
68. Romer, P. (1986). Increasing returns and long run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
69. Romer, P. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), S71-S102.
70. Romer, P. (1993). Ideas gaps and object gaps in economic development. *Journal of Monetary Economics*, 32, 543-573.
71. Sánchez, D., Cantor, N., Herrera, J., Campo, J., & De Quinto, M. (2014). Construcción de un índice de regionalización para el Sistema Nacional de Propiedad Industrial (SPI): una aproximación desde la metodología de componentes principales. *Revista Economía Institucional*, 16(31), 263-286.
72. Schneider, P. (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.
73. Solarin, S., & Shahbaz, M. (2015). Natural gas consumption and economic growth: The role of foreign direct investment, capital formation and trade openness in Malasia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 42, 835-845.
74. Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
75. Tandon, P. (1982). Optimal patents with compulsory licensing. *Journal of Political Economy*, 90, 470-489.
76. Tutulmaz, O., & Victor, P. (2013). Can stock adjustment model of Canadian investment be meaningful case for multicointegration analysis? *International Proceedings of Economics Development & Research*, 69, 18-24.

77. Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 709-748.
78. Yang, C. (2006). Is innovation the story of Taiwan's economic growth? *Journal of Asian Economics*, 17, 867-878.
79. Zuleta, H., Parada, J., García, A., & Campo, J. (2010). Participación factorial y contabilidad del crecimiento económico en Colombia (1984-2005). Una propuesta de modificación del método de contabilidad del crecimiento. *Desarrollo y Sociedad*, 65, 71-121.