

EXCLUSIÓN E INCLUSIÓN SOCIAL EN EL PERÚ

Logros y desafíos para el desarrollo

JOSÉ RODRÍGUEZ
PEDRO FRANCKE
Editores

Capítulo 5



BIBLIOTECA NACIONAL DEL PERÚ
Centro Bibliográfico Nacional

339.460985

E

Exclusión e inclusión social en el Perú : logros y desafíos para el desarrollo / José Rodríguez, Pedro Francke, editores.-- 1a ed.-- Lima : Pontificia Universidad Católica del Perú, Fondo Editorial, 2017 (Lima : Tarea Asociación Gráfica Educativa).

340 p. : il., diagrs. ; 21 cm.

Incluye bibliografías.

D.L. 2017-04877

ISBN 978-612-317-254-1

1. Pobreza - Aspectos económicos - Perú - Ensayos, conferencias, etc. 2. Igualdad - Aspectos económicos - Perú 3. Marginalidad social - Aspectos económicos - Perú 4. Asistencia pública - Perú 5. Perú - Política económica I. Rodríguez, José, 1960-, editor II. Francke Ballvé, Pedro, 1960-, editor III. Pontificia Universidad Católica del Perú

BNP: 2017-1328

Exclusión e inclusión social en el Perú

Logros y desafíos para el desarrollo

José Rodríguez y Pedro Francke, editores

De esta edición:

© Pontificia Universidad Católica del Perú, Fondo Editorial, 2017

Av. Universitaria 1801, Lima 32, Perú

feditor@pucp.edu.pe

www.fondoeditorial.pucp.edu.pe

Diseño, diagramación, corrección de estilo

y cuidado de la edición: Fondo Editorial PUCP

Foto de carátula: Pablo Tosco / Oxfam Intermón

Primera edición: abril de 2017

Tiraje: 500 ejemplares

Prohibida la reproducción de este libro por cualquier medio,
total o parcialmente, sin permiso expreso de los editores.

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú N° 2017-04877

ISBN: 978-612-317-254-1

Registro del Proyecto Editorial: 31501361600663

Impreso en Tarea Asociación Gráfica Educativa

Pasaje María Auxiliadora 156, Lima 5, Perú

CONVERGENCIA EN LAS REGIONES DEL PERÚ: INCLUSIÓN O EXCLUSIÓN EN EL CRECIMIENTO DE LA ECONOMÍA PERUANA (1970-2010)¹

Augusto Delgado² / Gabriel Rodríguez³

La economía peruana ha venido creciendo sostenidamente en los últimos quince años. Verificar si los departamentos (o regiones) han logrado un proceso de convergencia, ya sea hacia un solo estado estacionario o a su propio estado estacionario, sería equivalente a verificar un proceso de inclusión en dicho proceso de crecimiento. Características básicas del censo nacional permiten afirmar que existe un buen número de departamentos que aún no alcanzan ciertos criterios mínimos de subsistencia y por lo tanto se encuentran en un claro proceso de exclusión. Desde esta perspectiva, pensamos que el concepto de convergencia puede proporcionarnos algunas luces sobre esta situación. Si la convergencia existe, es probable que esta se realice hacia la pobreza o exclusión. En este documento, se realizan diferentes pruebas estadísticas para verificar la existencia de convergencia estocástica y determinística, así como la aplicación de una reciente metodología para la identificación de los denominados clubes de convergencia. Los resultados de la aplicación de los test de raíz unitaria

¹ Este documento está basado en la tesis de Augusto Delgado (2014, Departamento de Economía de la PUCP). Una versión más extensa aparece en Delgado & Rodríguez, 2013. Los autores agradecen a José Rodríguez y Pedro Francke (editores del libro) y también los comentarios útiles de un árbitro anónimo.

² Economista de la PUCP.

³ Departamento de Economía de la PUCP.

sin quiebre estructural indican la inexistencia de convergencia estocástica. Sin embargo, al incorporar la presencia de quiebres endógenos, el resultado se revierte para todos los departamentos. La aplicación de un estadístico robusto a la presencia de errores $I(0)$ o $I(1)$ permite estimar las tasas de crecimiento departamentales antes y después del quiebre. Los resultados sugieren que mayoritariamente los departamentos han acelerado sus tasas de crecimiento después del punto de quiebre. Algunos departamentos muestran inexistencia de cambio estructural y unos pocos casos muestran una desaceleración de sus tasas de crecimiento. Por otro lado, se ha encontrado evidencia de la formación de clubes de convergencia robustos a diferentes ordenamientos propuestos por la metodología utilizada. Según esta metodología, los departamentos de Apurímac y Huánuco no forman parte de ningún club de convergencia; lo que equivale a decir que están desconectados del resto del país.

1. INTRODUCCIÓN

La probabilidad de que las economías con PBI per cápita más bajos exhiban tasas de crecimiento más altas que las economías con PBI per cápita más altos y de esta manera todas las economías sigan una única senda de crecimiento o un único estado estacionario ha sido sujeto de discusión teórica y metodológica desde los noventas. Romer (2006) sostiene que existen al menos tres razones por las cuales este fenómeno es razonable. La primera proviene del modelo neoclásico de crecimiento. La segunda razón se origina por la relación inversa existente entre la tasa de retorno al capital y la abundancia de dicho factor, que como consecuencia genera incentivos para un flujo de capitales desde las economías con altos niveles de capital por trabajador hacia las economías de bajos niveles de capital por trabajador. Finalmente, la tercera razón es que la difusión tecnológica eliminaría gran parte de las diferencias de ingresos (PBI per cápita) entre economías (Kuznets, 1955).

La falta de evidencia empírica robusta sugiere que la -convergencia absoluta carece de sustento. Por el contrario, Barro y Sala-i-Martin (1991 y 1992) proponen extensiones del modelo neoclásico de tal manera que las economías convergerían condicionadas no a la distancia que separa sus ingresos per cápita de un único estado estacionario, sino a la distancia que las separa de su propio estado estacionario. De esta manera, la -convergencia condicional se transforma en una opción teórica más plausible, donde solo economías con condiciones iniciales similares entre sí tienden a un estado estacionario común en el largo plazo. Consecuencia de ello es la posibilidad de que un grupo de economías converjan de manera condicional, pero no de manera absoluta.

Teóricamente, las diferencias entre los estados estacionarios de las economías están relacionadas con la capacidad para absorber y adaptar tecnologías, así como con el ambiente macroeconómico y políticas de inversión de cada país. Sala-i-Martin (1996) sostiene que las diferencias en las velocidades de convergencia no serían únicamente atribuibles a la diferencia en los niveles tecnológicos; sino también a factores como la ubicación geográfica, el desarrollo industrial, características del mercado laboral, políticas de gobierno y el desarrollo industrial.

No obstante, el rechazo de la hipótesis de -convergencia absoluta entre distintos países no implica el rechazo de la hipótesis de -convergencia absoluta entre regiones dentro un mismo país. Más aún, sería más probable que las regiones dentro de un país converjan de manera absoluta hacia una única senda de crecimiento debido a la mayor homogeneidad posible existente entre ellas; no solo porque comparten un mismo gobierno, sino que también poseen el mismo acceso a tecnologías (por ende, al mismo nivel potencial de productividad de factores). Sin embargo, el análisis de -convergencia absoluta entre regiones dentro un mismo país podría ser inválido debido a las ínfimas e inexistentes barreras a los movimientos de factores a través de regiones que violan el supuesto de economía cerrada de la teoría neoclásica. Barro y Sala-i-Martin (2004) señalan, al respecto, que las propiedades dinámicas de las regiones con movimientos de capital

pueden ser similares a las de las economías cerradas si solo una fracción del *stock* de capital no es transable o no puede usarse como colateral para transacciones interregionales.

En las últimas décadas, el Perú ha pasado por distintas etapas de modelos económicos aplicados a la realidad peruana. La economía ha pasado idas y venidas desde modelos que han cerrado la economía a los mercados extranjeros y el comercio hasta un modelo de liberalización de la economía, reducción de aranceles y tratados de libre comercio. Todo este tipo de acuerdos y modelos económicos comerciales y de desarrollo han tenido un impacto importante en las economías regionales o departamentales. Es así que puede observarse un crecimiento importante de los departamentos más desconectados de la economía nacional, lo que ha llevado a que autores como Webb (2013) sostenga que existe, después de mucho tiempo, una conexión entre las economías rurales y las economías urbanas. Todos estos cambios podrían estar configurando un proceso de convergencia entre las economías departamentales.

Existen algunas contribuciones empíricas para el caso peruano usando diferentes metodologías y consecuentemente obteniendo diferentes resultados. En este artículo, contribuimos a esta literatura usando recientes técnicas econométricas de series de tiempo que nos permiten examinar la existencia de convergencia estocástica usando estadísticos de raíz unitaria sin quiebre y con quiebre estructural endógeno. En un segundo momento, se aplica diferentes técnicas que permiten observar la existencia de convergencia entre departamentos. En tercer lugar, se realiza una búsqueda de clubes de convergencia entre los departamentos del Perú utilizando la metodología de clubes sugerida por Phillips y Sul (2007).

El artículo se divide en las siguientes secciones: la sección 2 presenta una breve revisión de la literatura, la sección 3 presenta la herramientas metodológicas a utilizarse, la sección 4 presenta algunos hechos estilizados a nivel departamental, la sección 5 presenta la evidencia empírica y la sección 6 presenta las conclusiones finales del trabajo.

2. BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA

Mayoritariamente, la literatura ha optado por el enfoque clásico. Barro y Sala-i-Martin (1991, 2004) y Sala-i-Martin (1996), para el caso de los Estados Unidos, encuentran evidencia de convergencia absoluta para el periodo 1880-2000 entre sus estados, fenómeno que se mantiene incluso en subperiodos de diez años. Los autores muestran que la velocidad de convergencia aumenta cuando los estados estacionarios quedan condicionados por ubicación geográfica y cuando se considera la estructura sectorial productiva para controlar los choques asimétricos entre los Estados.

Asimismo, Sala-i-Martin (1996) encuentra evidencia de β -convergencia para el periodo 1950-1990 entre cinco países de la OECD (Alemania, Francia, Reino Unido, Italia y España) y también dentro de estos países. La convergencia que encuentra es de tipo condicional e incondicional y halla tasas de convergencia entre 1% (Italia) y 3% (Reino Unido).

Por otro lado, Barro y Sala-i-Martin (2004) analizan las cuarenta y siete prefecturas japonesas y encuentran evidencia de β -convergencia entre 1930 y 1990; sin embargo, debido a la presencia de *outliers* y quiebres estructurales relevantes, no es posible corroborar la robustez de la β -convergencia en subperiodos. Otras referencias importantes son Barro (1991); Mankiw, Romer y Weil (1992); Lichtenberg (1994); Bernard y Durlauf (1995); De la Fuente (2003) y Quah (1997)⁴.

Nagaraj, Varoudakis y Véganzones (1998) encuentran evidencia de convergencia condicionada dentro de regiones en la India para el periodo 1960-1994, así como de convergencia entre estados que comparten similares características financieras, de infraestructura y de educación. Otras referencias para otros países son Siriopulus y Asterieu (1997), Mitchener y Mc. Lean (1999), Duncan y Fuentes (2005) y Elías (1995).

⁴ Para una revisión exhaustiva de la literatura, ver De la Fuente, 1997.

Para Latinoamérica, Serra y otros (2006) no encuentran evidencia importante de convergencia regional en los últimos treinta años. Encuentran que las regiones argentinas no convergen; mientras que para Brasil, Colombia y Chile convergen de manera absoluta, pero con debilidad estadística. Así, entonces, surge la posibilidad de tener «clubes de convergencia» dentro de las regiones de estos países. Cabrera-Castellanos (2002) encuentra convergencia absoluta para el período 1970-1995 en México. El autor halla que los estados ricos, al inicio del periodo, no convergen entre ellos; fenómeno que sí ocurre entre los estados pobres, sugiriendo similaridad entre las economías.

Para el caso peruano, existen un conjunto estudios que han analizado la hipótesis de convergencia regional bajo la metodología neoclásica. Por ejemplo, Alcántara (2001) sostiene la presencia de una reducción de la desigualdad de ingresos entre 1961-1972, reforzando la idea de una convergencia tipo sigma, que se revierte entre 1972-1993 mostrando señales de divergencia; sin embargo, entre 1993-1995, la tendencia vuelve a cambiar hacia la convergencia. Resultados similares se encuentran en Del Pozo y Espinoza (2011).

Usando modelos de umbrales, Odar (2002) desestima los resultados de Quah (1997) y Sala-i-Martin (1996) debido a resultados inconsistentes y poco significativos y concluye que existe evidencia de dos conjuntos de economías, donde en el interior hay evidencia de convergencia condicionada a variables geográficas.

Gonzales de Olarte y Trelles (2004)⁵, empleando datos de panel entre 1970-1996, no hallan evidencia de convergencia entre los departamentos, aun cuando muestran que el gasto de gobierno posee efectos que compensan las denominadas fuerzas impulsoras y retardantes. Los autores sostienen que Moquegua y Lima son departamentos impulsores del crecimiento. Por otro lado, Serra y otros (2006) hallan indicios

⁵ Para mayores detalles sobre el proceso de regionalización en el Perú, ver Gonzales de Olarte, 1982.

de convergencia incondicional entre 1970 y 2001, aunque a un ritmo lento aproximado de 1,4%. Esta velocidad aumenta cuando se toma en cuenta ocho grupos de departamentos, sugiriendo implícitamente la existencia de «clubes de convergencia».

Finalmente, Delgado y Del Pozo (2011) hallan evidencia de convergencia absoluta entre 1979 y 2008, entre los departamentos peruanos. Sin embargo, cuando se realizan estimaciones por subperiodos, se observa que la significancia estadística de la convergencia económica de los PBI per cápita se reduce fuertemente. Se muestra también que Moquegua es un *outlier* importante, mostrando la desconexión de su economía con el resto del país. Se muestra también que, condicionando los departamentos mediante indicadores socioeconómicos, estructuras productivas, niveles de gasto público y variables *dummy* de ubicación geográfica, la hipótesis de convergencia condicional queda fuertemente sustentada. Inclusive con el uso de ciclos económicos, se plantea macrorregiones de desarrollo haciendo un primer avance en la investigación de la existencia de «clubes de convergencia» entre los departamentos del Perú. Una referencia cercana con similares resultados se da en el trabajo de Chirinos (2008).

La evidencia empírica para Perú es pues mixta sugiriendo, en algunos casos, la existencia de convergencia y sobretodo sugiriendo indirectamente la presencia de clubes o grupos. Por ejemplo, la conclusión de Odar (2002) sobre la existencia de dos tipos de economías va en la dirección mencionada. Según la perspectiva de dicho autor, habrían dos grandes grupos. Es evidente e infortunado que la metodología de umbrales solamente le permite encontrar dos tipos de grupos. En el presente documento, dicha limitación no existe. Una omisión importante en las metodologías usadas en el caso peruano es el tratamiento ausente de quiebres estructurales. La economía peruana ha pasado por diversos eventos y circunstancias que justifican la presencia y la incorporación de quiebres estructurales. Además de esto, pensamos que los diferentes tipos de heterogeneidad (tecnológica, geográfica, etc.) que existen a nivel departamental justifica (a priori) la inexistencia de convergencia absoluta

en favor de posible convergencia hacia diferentes estados estacionarios, así como la posible formación de clubes de convergencia.

En los últimos años, una nueva corriente de trabajos teóricos y empíricos ha utilizado herramientas econométricas de series de tiempo para analizar la existencia de convergencia estocástica y, a través de esta, la posibilidad de convergencia determinística como segundo paso. Una importante contribución es Carlino y Mills (1993), quienes muestran la existencia de β -convergencia en los ingresos per cápita regionales en los estados de los Estados Unidos para el periodo 1929-1990. Se obtiene evidencia de choques persistentes en los ingresos per cápita, pues no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en las series. Sin embargo, al incorporar la posibilidad de un quiebre estructural en 1946, se obtiene consistencia en los resultados con la existencia de β -convergencia con choques transitorios en los ingresos per cápita. Loewy y Papell (1996) realizan pruebas de raíz unitaria a las series de ingresos per cápita en ocho regiones de los Estados Unidos incorporando la posibilidad de quiebre estructural desconocido. De esta manera, hallan evidencia favorable a la presencia de convergencia estocástica en siete de las ocho regiones estadounidenses.

Tomljanovich y Vogelsang (2002) plantean que, en primer lugar, el modelo de Carlino y Mills (1993) está mal especificado si sus errores no siguen un proceso AR(2). En segundo lugar, el supuesto de la incorporación de un quiebre estructural en 1946 en cada región afecta la potencia de los estadísticos utilizados en la determinación de la presencia de convergencia estocástica. Los autores utilizan pruebas econométricas desarrolladas por Vogelsang (1998) para incorporar la posibilidad de quiebre desconocido y robustas a la presencia de errores I(0) e I(1). El estadístico desarrollado es asintóticamente válido para correlación serial de los datos —incluso ante la presencia de correlación del tipo ARMA— y no requiere la estimación de los parámetros de *nuisance* (Vogelsang, 1998). Los autores muestran evidencia de β -convergencia para las ocho regiones

de Estados Unidos entre 1929 y 1990. La evidencia es más fuerte cuando el quiebre es conocido y fijado en 1946.

Usando herramientas similares, Rodríguez (2006) analiza la presencia de β -convergencia en las diez provincias de Canadá para el periodo 1926-1999, luego de un análisis de convergencia estocástica. El estudio permite quiebres estructurales desconocidos concluyendo que existe evidencia suficiente sobre la presencia de β -convergencia en las provincias; así también, confirma que el rol de las transferencias gubernamentales no son medulares para la existencia de β -convergencia, pero sí permiten acelerar el crecimiento económico de las provincias más pobres. Similar aproximación a Tomljanovich y Vogelsang (2002) y a Rodríguez (2006) es la realizada por De Siano y D'Uva (2011) para las regiones italianas. Sin embargo, todos estos estudios usan los estadísticos propuestos por Vogelsang (1998) con o sin quiebre estructural conocido. Sin embargo, la propuesta de Perron y Yabu (2009a y 2009b) tiene mejores propiedades en términos de tamaño y de potencia de los estadísticos. De ahí nuestra elección de presentar dichos resultados.

Desde otra perspectiva, Phillips y Sul (2009) muestran evidencia de la presencia de β -convergencia y clubes de convergencia con el uso de herramientas econométricas desarrolladas en su trabajo de 2007. Los autores incorporan la posibilidad de heterogeneidad en los patrones de crecimiento como consecuencia de disparidades tecnológicas. Utilizan tres paneles para su estudio: el primer panel usa 48 estados de los Estados Unidos entre 1929 y 1998; el segundo panel consta de 127 países entre 1950 y 2001; finalmente, el tercer panel incluye 152 países de 1970 al 2003 y 98 países de 1960 hasta 2003. No hallan evidencia de convergencia absoluta para los estados de los Estados Unidos. Para el caso del segundo y tercer panel, los autores encuentran evidencia de cinco clubes de convergencia y un club de no convergencia conformado por trece países.

Recientemente, Hamit-Haggar (2013), utilizando la metodología desarrollada por Phillips y Sul (2007), muestra la presencia de β -convergencia y clubes de convergencia de los PBI per cápita,

productividad del trabajo, intensidad del capital y crecimiento de la productividad total de los factores para las diez provincias canadienses entre 1981 y 2008. En el caso de los PBI per cápita provinciales, el autor muestra la existencia de tres clubes de convergencia, dos para el caso de productividad del trabajo, tres para el caso de intensidad del capital y, finalmente, dos para el caso de la productividad total de los factores.

El presente artículo se inscribe en esta nueva corriente de herramientas de series de tiempo. De esta manera, los objetivos del documento son: (i) realizar un análisis de la presencia de β -convergencia absoluta para los departamentos del Perú mediante las metodologías de convergencia estocástica con ayuda de los estadísticos de raíz unitaria desarrollados por los autores antes mencionados; (ii) determinación de convergencia condicional y estimación de las tasas de crecimiento departamentales antes y después del punto de ruptura encontrado usando técnicas de series de tiempo robustas a la persistencia en el término de perturbación; y (iii) estimación del número y composición de los clubes de convergencia.

3. METODOLOGÍA

En esta sección se presenta los diferentes estadísticos usados para lograr los objetivos mencionados anteriormente. En un primer momento, se presenta estadísticos de raíz unitaria sin quiebre estructural como: ADF (Said & Dickey, 1984), ADF^{GLS} (Elliott, Rotehnberg & Stock, 1996) y MP_T^{GLS} (Ng & Perron, 2001). En segundo lugar, se presenta los contrastes de raíz unitaria con quiebre endógeno propuestos por Zivot y Andrews (1992)⁶. Para analizar la presencia de convergencia determinística, se usa la metodología de Perron y Yabu (2009a) basada en otro trabajo de los mismos autores (2009b). Finalmente, se aplica la metodología propuesta

⁶ También se aplicaron los estadísticos propuestos por Perron y Rodríguez (2003). Las conclusiones fueron similares. Por motivos de espacio, los resultados son disponibles bajo solicitud.

por Phillips y Sul (2007) para el análisis de la existencia y determinación de clubes de convergencia.

Sea y_t el logaritmo del ratio del ingreso per cápita de un departamento con respecto al ingreso per cápita promedio del país. Siguiendo a Carlino y Mills (1993), se asume la existencia de una compensación invariante en el tiempo de los diferenciales de las series con respecto a sus niveles de equilibrio de largo plazo de cada departamento con respecto al promedio nacional. Bajo este supuesto, posee dos partes: el equilibrio diferencial de largo plazo (y^e) y las desviaciones de la serie respecto al equilibrio de largo plazo (e_t)⁷. Esto implica que $y_t = y_e + e_t$. Al respecto, la desviación del producto respecto a su nivel de equilibrio es consistente con una forma con intercepto y tendencia determinística, tomando la forma: $e_t = v_0 + \beta t + u_t$, donde es la desviación inicial del equilibrio y β es la tasa determinística de convergencia. Combinando las expresiones, anteriores se obtiene:

$$y_t = \mu + \beta t + u_t \quad (1)$$

donde: $\mu = y^e + v_0$. La convergencia requiere que, si un departamento está por encima del nivel de desequilibrio inicial (aproximado por su nivel inicial de PBI per cápita) respecto a su valor de largo plazo (es decir, $\mu > 0$); entonces, el departamento debe crecer a una tasa menor que el promedio nacional (es decir, $\beta < 0$). Similarmente, si $\mu < 0$; entonces, $\beta > 0$. De esta manera, la hipótesis de la presencia de convergencia estocástica puede ser corroborada.

Con respecto a la inferencia de los parámetros resultantes de la estimación, estos no pueden ser interpretados de manera directa puesto que u_t es un proceso aleatorio serialmente correlacionado y podría ser un proceso integrado de orden uno; esto es, $I(1)$ ⁸. Más precisamente,

⁷ Esto ocurre para cada departamento. Para ahorrar notación, se ha decidido obviar el subíndice i relativo a cada departamento.

⁸ Un proceso $I(1)$ hace referencia a una serie que necesita ser diferenciada una vez para transformarse en una serie estacionaria.

cuando y_t sea un proceso $I(0)$, la inferencia de β puede ser obtenida de la estimación de la pendiente; mientras que, cuando u_t sea un proceso $I(1)$, este coeficiente será cero y la inferencia debe ser hallada de la estimación del intercepto en una representación autoregresiva de y_t .

De esta manera, los estadísticos de raíces unitarias ayudan a contrastar la presencia de convergencia estocástica. No obstante, es necesario tener en cuenta la posibilidad de quiebres estructurales dentro del comportamiento temporal de las series. Así, entonces, se hace necesario realizar pruebas de raíz unitaria bajo el contexto de series sin quiebre y con quiebre estructural.

Todos los estadísticos, a excepción del «Dickey-Fuller aumentado original» (Said & Dickey, 1984) son construidos utilizando la propuesta de Elliott, Rotehnberg y Stock (1996); es decir, utilizando el método GLS para eliminar los componentes determinísticos de la series bajo análisis. Como ejemplo, el ADF^{GLS} está basado en la siguiente ecuación:

$$\Delta \tilde{y}_t = \alpha_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_i \Delta \tilde{y}_{t-1} + e_t \quad (2)$$

donde: $\tilde{y}_t = y_t - \hat{\psi}' z_t$, $H_0: \alpha_0 = 0$, z_t son los componentes determinísticos, cuando no hay ni intercepto ni tendencia $z_t = \{\phi\}$, intercepto $z_t = \{1\}$, e intercepto y tendencia $z_t = \{1t\}$. Asimismo, $\hat{\psi}$ son los coeficientes GLS obtenidos a partir de una regresión MCO de $y_t^{\bar{\alpha}}$ versus $z_t^{\bar{\alpha}}$, donde $y_t^{\bar{\alpha}} = (1 - \bar{\alpha}L)y_t$, $z_t^{\bar{\alpha}} = (1 - \bar{\alpha}L)z_t$ para $t = 2, \dots, T$, $y_1^{\bar{\alpha}} = y_1$, $z_1^{\bar{\alpha}} = z_1$. La distribución asintótica no es estándar, de allí que deban usarse valores críticos diferentes y tabulados por Elliott, Rotehnberg y Stock (1996), donde dichos valores críticos dependen de la naturaleza de los componentes determinísticos z_t .⁹ Asimismo, se utiliza el sugerido por Ng y Perron (2001).

Por otro lado, con respecto al conjunto de contrastes de raíz unitaria con quiebre estructural, el estadístico de Zivot y Andrews (1992) es

⁹ Nótese que el ADF tradicional es construido de manera similar; pero, en este caso $\hat{\psi}'$ son los coeficientes MCO obtenidos a partir de una regresión MCO de y_t versus z_t . Los valores críticos fueron tabulados por Dickey y Fuller (1979) y Said y Dickey (1984).

utilizado¹⁰. Este contraste posee como hipótesis nula una serie integrada sin quiebre estructural de la forma: $y_t = \mu + y_{t-1} + e_t$, donde puede tener una representación ARMA(p, q). La hipótesis alternativa es representada por un proceso estacionario en tendencia con quiebre estructural en un punto desconocido en el tiempo. Así, denote por $\lambda = T_B/T$, el parámetro de ubicación del quiebre estructural. Se elige un que minimice el t-estadístico de una sola cola para el contraste de $\alpha^i = 1$ ($i = 1, 2, 3$), donde un t-estadístico pequeño lleva al rechazo de la hipótesis nula y donde el supraíndice «i» hace referencia a modelos con quiebre en media, quiebre en tendencia y quiebre en media y tendencia, respectivamente.

De otro lado, el contraste de Perron y Yabu (2009a) considera un cambio estructural en la tendencia de una serie univariada —ver ecuación (1)— sin la necesidad de conocer el comportamiento del término de perturbación; es decir, si el ruido es I(0) o I(1). Siguiendo a Perron y Yabu (2009a), la estructura del modelo planteado por los autores es la siguiente:

$$y_t = z_t' \psi + u_t \quad (3)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + e_t \quad (4)$$

para $t = 1, \dots, T$, donde $e_t \sim iid(0, \sigma^2)$, es un vector de componentes determinísticos, mientras que ψ es un vector de parámetros desconocidos. Además, $\alpha \in]-1, 1]$; por lo tanto, se permite los casos de estacionariedad e integración de primer orden en el término de perturbación. Sobre la presencia de quiebres estructurales, se tiene los siguientes casos:

- (i) Modelo I, donde, bajo la hipótesis alternativa, existe un cambio estructural en el intercepto; por lo cual, $z_t = (1, DU_t, t)'$ y ψ , donde $DU_t = 1_{(t > T_B)}$. En este caso, la hipótesis nula es $\mu_1 = 0$.

¹⁰ Zivot y Andrews (1992) usan MCO para eliminar los componentes determinísticos. Sin embargo, también se aplicó Perron y Rodríguez (2003), quienes usan GLS para eliminar los componentes determinísticos. Los resultados son similares; pero, por motivos de espacio, los resultados son disponibles bajo solicitud a los autores.

- (ii) Modelo II, donde existe un cambio estructural en la tendencia, siendo $z_t = (1, t, DT_t)'$ y $\psi = (\mu_0, \beta_0, \beta_1)'$, donde $DT_t = 1$ ($t > T_B$) ($t - T_B$). La hipótesis nula es $\beta_1 = 0$.
- (iii) Modelo III, donde existe un cambio estructural en el intercepto y tendencia, siendo $z_t = (1, DU_t, t, DT_t)'$ y $\psi = (\mu_0, \mu_1, \beta_0, \beta_1)'$. La hipótesis nula es $\mu_1 = \beta_1 = 0$.

En términos concretos, se trata de construir un estadístico de Wald para contrastar la hipótesis nula $R\psi = \gamma$. Cuando $|\alpha| < 1$, este estadístico converge a una $\chi^2(q)$.

Tomando en cuenta que, en la práctica, α es desconocido, los autores plantean la estimación por «mínimos cuadrados generalizados factibles» (FGLS, por sus siglas en inglés) de ψ , con el uso del estimador de α . Sin embargo, este coeficiente es sesgado en muestras finitas; por lo cual, los autores sugieren usar la corrección planteada por Roy y Fuller (2001), con lo cual se denota dicho coeficiente por $\tilde{\alpha}_{MS}$. Un problema adicional que se presenta es el de considerar un quiebre endógeno. En este caso, siguiendo a Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994), se puede plantear tres tipos de estadísticos: el promedio, el exponencial o el máximo de todos los posibles estadísticos de Wald¹¹. El punto T_B —por lo tanto λ — denota el quiebre estructural usado para construir un valor específico del contraste de Wald. Basado en simulaciones, Perron y Yabu (2009a) sugieren el uso del estadístico basado en el exponencial, dado que sus valores críticos son muy similares tanto para errores I(0) como para errores I(1). La versión mejorada o robusta del test de Wald es denominada W_{ROF} ¹² y está definido de la siguiente manera:

$$W_{ROF}(\lambda) = [R(\tilde{\psi} - \psi)]' [\hat{h}_v R(Z'Z)R']^{-1} [R(\tilde{\psi} - \psi)] \quad (5)$$

¹¹ La búsqueda de dichos estadísticos se hace dentro de subconjunto de la muestra: $\Lambda = \{\lambda'; \epsilon \leq \lambda' \leq 1 - \epsilon\}$, para algún $\epsilon > 0$ denominado *trimming*.

¹² Wald Robust Quasi Feasible GLS.

siendo $\tilde{\psi}$ el estimador FGLS de ψ utilizando $\tilde{\alpha}_{MS}$; es decir, el estimador mediante MCO de la regresión siguiente:

$$(1 - \tilde{\alpha}_{MS} L) y_t = (1 - \tilde{\alpha}_{MS} L) x'_t \psi + (1 - \tilde{\alpha}_{MS} L) u_t \quad (6)$$

para $t = 2, \dots, T$ y donde $y_1 = x'_1 \psi + u_1$ ¹³.

A pesar de que los departamentos dentro de un mismo país pueden implicar homogeneidades de diferente índole (incluyendo adopción de tecnologías, ubicación geográfica, estructura productiva, etc.), en el caso peruano pensamos que existe suficiente heterogeneidad que justifica el estudio de clubes o grupos de convergencia. Es en este sentido que usamos la metodología desarrollada por Phillips y Sul (2007) para la identificación de clubes de convergencia. Esta metodología permite incorporar la posibilidad de heterogeneidad de corte transversal del progreso técnico en un modelo de crecimiento neoclásico. Al respecto, el modelo de crecimiento desarrollado por Solow presupone un progreso tecnológico homogéneo; de esta manera, en un análisis de corte transversal, todas las economías analizadas experimentan mejoras tecnológicas a la misma tasa a través del tiempo mientras operan a distintos niveles iniciales. Así, entonces, un análisis interesante es la incorporación de heterogeneidad en las tasas de crecimiento tecnológico entre las regiones analizadas. Por ejemplo, desde una perspectiva diferente, Parente y Prescott (1993) incorporan la posibilidad de «barreras de adopción» para explicar la heterogeneidad del ingreso en datos de corte transversal, mientras Benhabib y Spiegel (1994) especificaron modelos donde se incorpora la posibilidad de que la tecnología depende del nivel del *stock* de capital humano.

Phillips y Sul (2009) incorporan heterogeneidad variante en el tiempo con la incorporación de una función de progreso tecnológico de la forma $A_{it} = A_{i0} e^{X_{it}t}$, donde la tasa de crecimiento del progreso tecnológico difiere debido a la variable X_{it} , que cambia a lo largo de los departamentos

¹³ Para mayores detalles, véase Perron & Yabu, 2009a.

y también a través del tiempo. No obstante, cabe la posibilidad de convergencia a la misma tasa cuando $t \rightarrow \infty$ para todos los departamentos o para un grupo de estos que tengan una tendencia común dentro de cada grupo. Entonces, bajo esta heterogeneidad tecnológica, la senda de transición individual del logaritmo del ingreso real per cápita (denominada $\log y_{it}$) dependerá de X_{it} de progreso tecnológico; así, se tiene:

$$\log y_{it} = \log y_i^* + \log A_{i0} + [\log y_{i0} - \log y_i^*] e^{-\beta_{it} t} + X_{it} t \quad (7)$$

donde \log implica el logaritmo natural, y_i^* denota el nivel de estado estacionario del PBI per cápita real, y_{i0} es el valor inicial del nivel de PBI per cápita real, X_{it} es la tasa de crecimiento del progreso técnico a través del tiempo y β_{it} es la velocidad de convergencia cambiante en el tiempo. De esta manera, Phillips y Sul (2007) denotan la ecuación (7) como:

$$\log y_{it} = a_{it} + X_{it} t \quad (8)$$

donde $a_{it} = \log y_i^* + \log A_{i0} + [\log y_{i0} - \log y_i^*] e^{-\beta_{it} t}$. Phillips y Sul (2007) modifican de esta manera la ecuación adoptando la siguiente forma:

$$\log y_{it} = \left(\frac{a_{it} + X_{it} t}{\mu_t} \right) \mu_t = \delta_{it} \mu_t \quad (9)$$

donde δ_{it} mide, de manera explícita, el peso de la tendencia común μ_t que experimenta la economía. En general, el coeficiente de los componentes idiosincráticos, δ_{it} , captura la senda de transición individual de una economía hacia una senda de crecimiento de estado estacionario común determinado por μ_t . Durante el periodo de transición, δ_{it} depende de la velocidad de convergencia (β_{it}), la tasa de progreso técnico (X_{it}), la dotación técnica inicial (A_{i0}), así como los niveles de estado estacionario (y_i^*) a través del parámetro a_{it} .

Phillips y Sul (2007) desarrollaron un contraste basado en una regresión de series de tiempo que incluye un *test-t* a una sola cola de hipótesis nula de convergencia contra la alternativa que incluye no convergencia o convergencia por subgrupos. Para la formulación de la hipótesis nula de convergencia del crecimiento, se usa un modelo semiparamétrico para los coeficientes de transición que permite incorporar heterogeneidad tecnológica a través del tiempo entre los individuos.

Si la hipótesis nula no es rechazada y $\delta_{it} = \delta_i$ para todo $i \neq j$, el modelo permite periodos de transición en los cuales $\delta_{it} \neq \delta_j$; por lo tanto, incorporando la posibilidad de heterogeneidad transicional o aun divergencia transicional a lo largo de i . Así, según Phillips y Sul (2007), la hipótesis nula a ser considerada sería $H_0: \alpha \geq 0$; mientras que la hipótesis alternativa estaría representada por: {para todo con $\alpha < 0$ } o {para algún con $\alpha \geq 0$, o $\alpha < 0$ }. La hipótesis alternativa incluye divergencia, pero también la posibilidad de tener clubes de convergencia. Finalmente, el modelo de regresión *log-t* toma la siguiente forma:

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\log L(t) = a + b\log t + u_i \quad (10)$$

para $t = T_0, \dots, T$ y donde, $N_t = H^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2$, $h_{it} = \frac{\log y_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \log y_{it}}$

$L(t) = \log(1+t)$. En la ecuación, la regresión *log-t* se basa en datos de series de tiempo en la cual se descarta un $r\%$ de los datos. El segundo término del lado izquierdo de la ecuación ($-2\log L(t)$) juega el rol de función de penalidad y mejora el desempeño del estadístico de manera particular bajo la hipótesis nula.

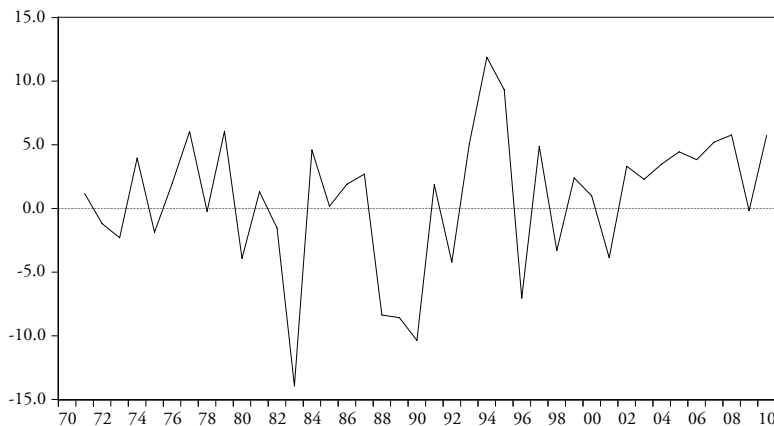
Un análisis detallado sobre el procedimiento de aglomeración fue desarrollado por Phillips y Sul (2007). Este procedimiento puede ser resumido en los siguientes cuatro pasos: (i) *Ordenamiento*: ordenar los miembros bajo algunos criterios tales como promedios de los datos; (ii) *Formación de grupos*: hallar los miembros de los subgrupos del panel

estimando la regresión *log-t* para k individuos con los más altos PBI per cápita con $2 \leq k \leq N$ y se calcula la convergencia t-estadístico. Los miembros del subgrupo son elegidos sobre la base del máximo t_k con $t_k > -1,65$; (iii) *Filtración de individuos para la formación de clubes*: agregar un nuevo miembro para los k miembros elegidos en el paso 2 y contrastar el desempeño del test *log-t*; (iv) *Regla de pare o detención*: estimar una regresión *log-t* para los miembros restantes en el panel y observar si los criterios de convergencia se cumplen; es decir, si este grupo con los miembros restantes satisfacen los estadísticos de convergencia, luego esos miembros conforman un segundo club de convergencia. De otro modo, se repite el paso (i) hasta el paso (iii), observando si los miembros restantes pueden ser subdivididos en otros clubes de convergencia. Si ningún grupo puede ser formado en el paso (ii), luego esos miembros presentan un comportamiento divergente.

4. ALGUNOS HECHOS ESTILIZADOS

En los últimos cuarenta años, el crecimiento del PBI per cápita real nacional ha mostrado un claro comportamiento irregular (ver gráfico 1). Durante la década de los setenta, el PBI per cápita sufrió cinco años de caídas y cinco de subidas, terminando con un crecimiento superior al 5% para 1979. Durante la década de los ochentas, el PBI per cápita se contrajo más de 10% en 1983, al igual que entre los años 1987-1989. Con la liberalización del comercio y la economía, el PBI per cápita se recuperó de manera importante aunque aún de manera inestable. Es a partir del año 2001 que el PBI per cápita presenta crecimientos de más de 3% hasta el año 2010, con una única caída en el año 2009 debido a la crisis financiera internacional.

Gráfico 1
Crecimiento del PBI per cápita (%)
(1970-2010)

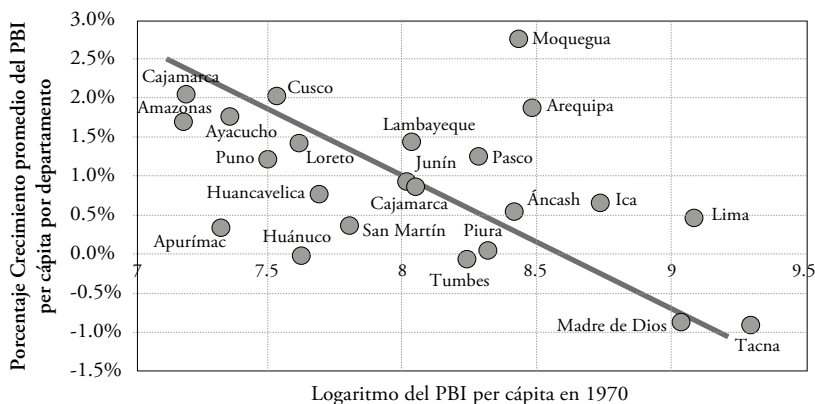


Fuente: Inei. Elaboración propia.

De otro lado, el gráfico 2 muestra la relación existente entre el logaritmo natural del PBI per cápita del año 2010 contra la tasa de crecimiento promedio entre los años 1970 y 2010 para cada departamento. Se muestra una relación negativa entre ambas variables dando evidencia de una posible convergencia entre los departamentos del país. Es decir, cabe la posibilidad de que las economías departamentales muestren un comportamiento de convergencia hacia una única senda de crecimiento nacional en donde los departamentos más pobres (PBI per cápita más bajos) alcancen a los departamentos más ricos (PBI per cápita más altos). No obstante, se observa que los departamentos de Moquegua, Arequipa, Apurímac, Huánuco y Lima se encuentran muy alejados de la tendencia; lo que podría indicar un desempeño económico desconectado del resto del país, con lo cual la hipótesis de convergencia hacia un único nivel de estado estacionario del país se debilita. El gráfico 2 muestra también que Madre de Dios, Tacna, Huánuco, Tumbes y Piura son departamentos

que comenzaron con niveles de ingresos altos (Madre de Dios y Tacna) y medianamente altos (Huánuco, Tumbes y Piura); pero tuvieron los peores desempeños económicos puesto que sus crecimientos promedio fueron negativos en cuarenta años.

Gráfico 2
Relación entre PBI per cápita para el periodo inicial y crecimiento promedio por departamento

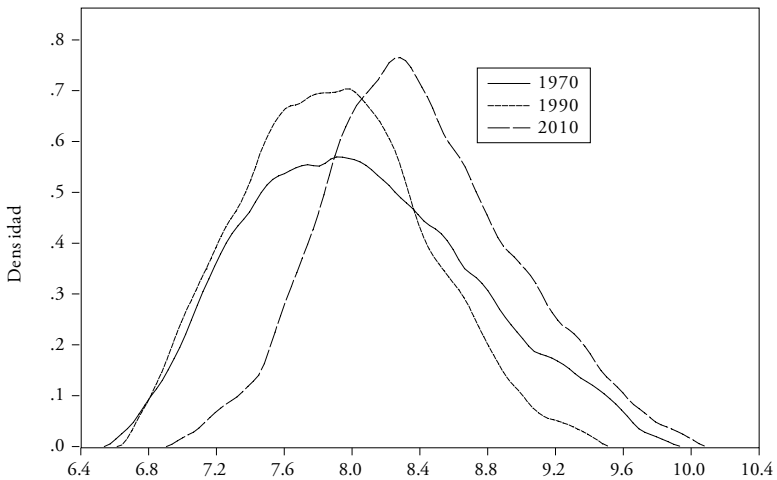


Fuente: Inei. Elaboración propia.

Por otro lado, el gráfico 3 muestra la distribución de los logaritmos naturales de los PBI per cápita de los departamentos del Perú para los años 1970, 1990 y 2010, para poder observar los cambios que ha venido mostrando el país en dichos cortes temporales. Se observa que para el año 1970 se exhibía una desigualdad en la distribución de ingresos grande; pues, además de ser la distribución con menor media (es decir, el PBI per cápita promedio nacional era el menor), la amplitud de la distribución es la mayor, lo que indica una gran dispersión entre los PBI per cápita de los departamentos de la muestra. Esta situación no cambió mucho para el año 1990, donde la distribución se mueve hacia la derecha, lo que indica crecimiento promedio nacional, y la amplitud de la distribución

disminuye poco, indicando cierto avance en la desigualdad de los PBI per cápita domésticos entre los departamentos. Ya para el año 2010, el cambio es notorio: la desigualdad disminuye fuertemente (es decir, menos amplitud de la distribución) y un mayor nivel de ingresos (es decir, un PBI promedio nacional mayor).

Gráfico 3
Distribución del logaritmo natural del PBI per cápita de los departamentos del Perú para los años 1970, 1990 y 2010



Fuente: Inei. Elaboración propia.

Todo el crecimiento observado tanto en la economía nacional como en las economías departamentales se ha visto reflejado en sus indicadores sociales y de desarrollo. Al respecto, el principal limitante del análisis dentro de los departamentos, desde 1970 hasta el año 2010, son los datos disponibles por departamento sobre el desempeño económico y social. La única evidencia disponible al respecto es el censo nacional de 1972, el cual será utilizado como evidencia inicial de las situaciones económico-sociales

en educación y acceso a servicios básicos. Asimismo, se usan cifras estadísticas del compendio estadístico nacional para el año 2010.

La tabla 1 muestra el avance que han tenido los departamentos en algunos indicadores socioeconómicos. El panel A muestra el avance en materia educativa representado mediante la evolución de la tasa de analfabetismo por departamento para el año 1972 y el año 2010. El panel B muestra el avance en las condiciones de vida mediante el tipo de vivienda habitada, donde B1 representa el porcentaje de «casas independientes» en los departamentos, B2 refiere a «departamento en edificio», B3 refiere a «vivienda en quinta o vecindad» y finalmente B4 representa el porcentaje de viviendas denominadas «chozas o cabañas». El panel C muestra las condiciones de vida en acceso a agua mediante los porcentajes de viviendas con acceso a ella mediante el tipo de acceso; donde C1 refiere a viviendas con acceso a agua mediante conexiones públicas dentro de la vivienda o dentro del edificio, C2 se refiere al acceso a agua mediante tuberías, C3 se refiere al acceso mediante pozos y C4 se refiere al acceso a agua mediante camión cisterna. Finalmente, el panel D muestra la capacidad de gasto de los hogares mediante el porcentaje de hogares que no poseen ningún artefacto electrodoméstico para los años 1972 y 2010, respectivamente.

| Panel C: Porcentaje de viviendas con acceso a agua según tipo de acceso | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|---|------|------|------|------|------|------|------|-------|------|-----|------|------|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | Amz. | Anc. | Apu. | Arq. | Ayc. | Caj. | Cuz. | Hcva. | Hua. | Ica | Jun. | Lib. | Lamb. | Lim. | Lor. | MdD. | Moq. | Pas. | Piu. | Pun. | Sma. | Tac. | Tum. |
| 1972 | C1 | 8.2 | 9.8 | 4.6 | 4.0 | 7.8 | 6.9 | 17 | 4.8 | 9.9 | 37 | 25 | 32 | 64 | 14 | 12 | 28 | 17 | 20 | 5.6 | 8.8 | 58 | 23 |
| | C2 | 11 | 14 | 8.4 | 11 | 13 | 5.1 | 12 | 11 | 5.3 | 27 | 16 | 15 | 8.7 | 4.6 | 4.2 | 1.3 | 38 | 17 | 6.4 | 5.1 | 11 | 40 |
| | C3 | 18 | 6.2 | 1.2 | 6.2 | 2 | 13 | 5.1 | 3 | 4.7 | 14 | 7.1 | 7.8 | 15 | 3.7 | 6.7 | 2.3 | 3.7 | 4.7 | 4.3 | 12 | 3.6 | 5.8 |
| | C4 | 1.3 | 11 | 0.1 | 5.2 | 0.2 | 0.1 | 0.1 | 0.1 | 0.1 | 8.7 | 0.1 | 8.1 | 1.2 | 16 | 0.3 | 0.7 | 1.4 | 0.1 | 4 | 0.1 | 0 | 2.4 |
| 2010 | C1 | 41 | 69 | 52 | 74 | 51 | 56 | 61 | 30 | 34 | 73 | 59 | 63 | 64 | 81 | 62 | 70 | 35 | 58 | 37 | 51 | 71 | 68 |
| | C2 | 1.6 | 2.8 | 2.3 | 5.8 | 4.1 | 2.4 | 3.3 | 4.1 | 3.6 | 3.6 | 1.7 | 1.9 | 5.4 | 3.9 | 4.4 | 6.4 | 4.2 | 5.1 | 2.6 | 1.7 | 15 | 4.9 |
| | C3 | 10 | 6.3 | 2.8 | 2.8 | 3.6 | 16 | 3.1 | 5.4 | 9.2 | 7.3 | 4.4 | 13 | 18 | 2.5 | 14 | 0.9 | 5.2 | 5.8 | 32 | 11 | 3.5 | 2.1 |
| | C4 | 0.1 | 0.5 | 0 | 5.8 | 0.9 | 0.1 | 0.2 | 0.1 | 0.8 | 5.4 | 0.2 | 2 | 1.8 | 8.5 | 2.3 | 0.7 | 0.5 | 4 | 0.9 | 0.2 | 2.4 | 4.3 |

| Panel D: Porcentaje de Viviendas sin ningún tipo de electrodoméstico | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|--|------|------|------|------|------|------|------|-------|------|-----|------|------|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | Amz. | Anc. | Apu. | Arq. | Ayc. | Caj. | Cuz. | Hcva. | Hua. | Ica | Jun. | Lib. | Lamb. | Lim. | Lor. | MdD. | Moq. | Pas. | Piu. | Pun. | Sma. | Tac. | Tum. |
| 1972 | 62 | 53 | 79 | 33 | 70 | 66 | 60 | 66 | 57 | 26 | 39 | 40 | 28 | 20 | 42 | 41 | 38 | 35 | 45 | 55 | 54 | 29 | 30 |
| 2010 | 26 | 19 | 29 | 10 | 29 | 18 | 13 | 35 | 28 | 13 | 18 | 14 | 12 | 7 | 35 | 18 | 11 | 16 | 17 | 26 | 17 | 11 | 12 |

* Para reducir el tamaño de la tabla, se establecieron algunas abreviaciones: Amazonas (Amz.), Ancash (Anc.), Apurímac (Apu.), Arequipa (Arq.), Ayacucho (Ayac.), Cajamarca (Caj.), Cuzco (Cuz.), Huancavelica (Hcva.), Huánuco (Hua.), Ica (Ica), Junín (Jun.), La Libertad (Lib.), Lambayeque (Lamb.), Lima (Lim.), Loreto (Lor.), Madre de Dios (MDD.), Moquegua (Moq.), Pasco (Pas.), Piura (Piu.), Puno (Pun.), San Martín (Sma.), Tacna (Tac.) y Tumbes (Tum.).

** Debido a la falta de información estadística y de encuestas representativas a niveles departamentales para el rango 1970-2010, los autores han decidido utilizar como bases comparables los censos nacionales de 1972 y 2007.

Fuente: Inei, censos nacionales de 1972 y 2007. Elaboración propia.

En el Panel A, se muestra que la tasa de analfabetismo cayó en promedio un 81% desde 1972 hasta el año 2010 en todo el país. Así también, en todos los departamentos del país ha habido un avance importante en la lucha contra el analfabetismo, reduciendo las tasas de analfabetismo en más de 65% en todos los casos. Madre de Dios es el departamento que más ha reducido la tasa de analfabetismo, desde un 42% de la población analfabeta hasta un 5% de tasa de analfabetismo en el año 2010, representando así una reducción de la tasa de analfabetismo de un 89% desde 1972 hasta 2010. Huánuco, por otro lado, ha sido el departamento que menos ha avanzado con respecto a analfabetismo, reduciendo la tasa de analfabetismo de un 59% a un 19% para el año 2010, lo que representa un avance de 69% de reducción del analfabetismo.

El panel B muestra que en 1972 había mucha heterogeneidad en el tipo de vivienda que poseían las familias en los departamentos; sin embargo, en la mayoría de departamentos, más del 50% de las viviendas correspondía a viviendas propias. El promedio nacional era de 65,2%, seguido por un 18,8% de viviendas que correspondían a chozas o cabañas. En el año 2007, el promedio nacional de viviendas que corresponde a casas propias aumentó a 87,1%; mientras que el porcentaje de viviendas que corresponde a chozas o cabañas disminuyó a 6,0% con respecto al año 1972.

Según el panel C, el porcentaje de viviendas que poseían conexiones de agua potable dentro de la vivienda o del edificio a nivel nacional fue de 20,8% para el año 1972; porcentaje que aumentó a 56,3% para el año 2007. Apurímac era el departamento que tenía una tasa de conexiones de agua dentro de la vivienda más bajas en 1972, llegando a tener una tasa de 4,6% de viviendas conectadas; mientras que Lima poseía una tasa de conexión de 64%. Para el año 2007, Lima seguía siendo el departamento con mayor tasa de conexión, con un 81% de viviendas con agua dentro de la vivienda o edificio; mientras que Apurímac aumentó su tasa hasta un 52% de viviendas conectadas, dejando así de ser el departamento con menos conexiones de agua dentro de la vivienda o edificio, cediendo

el puesto al departamento de Huancavelica, que llegó a tener una tasa de 30% (comenzó con 4,8% en 1972).

El panel D muestra la tasa de viviendas que no poseían ningún tipo de artefactos electrodomésticos, teniendo que, para 1972, el 46,4% de viviendas no poseían electrodomésticos en promedio a nivel nacional, siendo Apurímac el departamento con mayor tasa de viviendas sin electrodomésticos con un 70%, mientras que Lima poseía una tasa de 20%. Para el año 2007, el promedio nacional de viviendas sin electrodomésticos llegó a una tasa de 18,9%, siendo Huancavelica el departamento con más viviendas sin electrodomésticos con una tasa de 35% y Lima llegó a una tasa de 7%.

De esta manera, con ayuda de los paneles antes mostrados, se observa que la pobreza se manifiesta de múltiples maneras, con bajas tasas de conexiones en agua potable; lo que aumentaría los problemas sanitarios haciendo más vulnerable a este sector de la población. Otra manifestación de la pobreza se da a través de la no posesión de electrodomésticos, reflejando de esta manera la escasa capacidad de gasto de los más pobres y su imposibilidad de adquirir bienes durables; es decir, el pobre trabaja para vivir el día a día con poca capacidad de ahorro. Las bajas tasas de viviendas propias y altas tasas de analfabetismo son otras de las formas de manifestación de la pobreza. Las tasas de analfabetismo altas reflejan el bajo nivel educativo que perciben lo más pobres y que en el futuro determinará las capacidades que posean para salir de la pobreza; de esta manera, el analfabetismo contribuye al círculo vicioso de la pobreza.

Sin embargo, en todos los casos se observa un avance importante en la lucha contra la pobreza: las tasas mejoraron. Cabe mencionar que existe una alta tasa de heterogeneidad en las formas que se presenta la pobreza entre los departamentos. Esta heterogeneidad disminuyó de manera importante para el año 2007, mostrando el avance en la lucha contra la pobreza en todos los departamentos, aun cuando muchos de ellos muestren poco avance en varios indicadores o formas de pobreza.

Una pregunta importante que surge a partir de los hechos estilizados es si las cifras observadas se traducen en un proceso de convergencia entre estos departamentos, ya sea hacia una mayor pobreza a pesar del crecimiento nacional o una convergencia hacia mejores condiciones que van a la par del crecimiento nacional. En otros términos, la pregunta se puede formular como: ¿es que estos departamentos o regiones han sido incluidos o excluidos en el proceso de crecimiento nacional? Es probable que muchos departamentos o regiones hayan convergido en equilibrios diferentes y distantes del equilibrio nacional, en cuyo caso podríamos hablar de una exclusión clara y definitiva. También es posible que se encuentren agrupaciones o clubes de departamentos con características similares y que hayan crecido a diferentes ritmos y que pertenezcan a diferentes grados de inclusión o exclusión.

5. EVIDENCIA EMPÍRICA

La tabla 2 muestra los resultados de los estadísticos de raíz unitaria sin quiebre estructural donde los rezagos han sido estimados usando el criterio MAIC propuesto por Ng y Perron (2001). En todos los casos, excepto Huánuco y Junín, no existe evidencia estadística en favor de la existencia de convergencia estocástica. Esto es una condición importante para la existencia de convergencia determinística. No obstante, un análisis visual de los datos sugieren la posible presencia de quiebres estructurales en los PBI per cápita departamentales. Un segundo análisis de las series de PBI per cápita se realiza incorporando la posibilidad de quiebre estructural desconocido en media, en tendencia y en ambos. La tabla 3 muestra los resultados del estadístico ADF (t_{α}) al aplicar el contraste propuesto por Zivot y Andrews (1992). El punto de quiebre es elegido minimizando el valor del estadístico, como sugieren estos autores. Cuando la hipótesis nula incorporando quiebre en intercepto y tendencia no pueda ser rechazada, se utilizará un modelo más simple incorporando quiebre en tendencia y finalmente la posibilidad de un quiebre en el intercepto. En otras palabras,

se asume que los estadísticos pierden potencia a medida que el modelo utilizado es más general. Los resultados del estadístico de Zivot y Andrews (1992) muestran un rechazo de la presencia de raíz unitaria en todos los departamentos, excepto Huancavelica. Sin embargo, este departamento rechaza la hipótesis nula cuando se usa el estadístico de Perron y Rodríguez (2003)¹⁴. Esto implica que todos los departamentos presentan evidencia en favor de convergencia estocástica. De esta manera, los choques en todos los departamentos son de tipo transitorio y también se puede esperar que la convergencia es hacia cada estado estacionario departamental.

Tabla 2
Contrastes de raíz unitaria sin quiebre estructural

| Test | ADF | k | ADF^{GLS} | k | P_T^{GLS} | k | MP_T^{GLS} | k |
|--------------|--------|---|-------------|---|--------------------|---|--------------------|---|
| Amazonas | -2,390 | 1 | -1,663 | 1 | 7,212 | 1 | 4,876 | 1 |
| Ancash | -1,820 | 1 | -1,421 | 1 | 7,718 | 1 | 6,047 | 1 |
| Apurímac | -1,026 | 1 | -1,143 | 1 | 7,141 | 1 | 7,285 | 1 |
| Arequipa | 0,159 | 3 | -0,028 | 0 | 38,409 | 3 | 18,901 | 0 |
| Ayacucho | -0,388 | 1 | -0,461 | 0 | 16,727 | 1 | 12,450 | 0 |
| Cajamarca | -1,231 | 0 | -0,590 | 0 | 31,582 | 0 | 21,861 | 0 |
| Cuzco | -0,688 | 0 | -0,051 | 0 | 24,661 | 0 | 16,723 | 0 |
| Huancavelica | 0,252 | 5 | -0,814 | 0 | 34,950 | 5 | 8,855 | 0 |
| Huánuco | -2,068 | 6 | -1,227 | 1 | 0,043 ^a | 6 | 9,197 | 1 |
| Ica | 0,311 | 3 | -0,678 | 4 | 35,000 | 3 | 16,929 | 4 |
| Junín | -1,855 | 0 | -1,835 | 0 | 4,273 | 0 | 4,209 ^c | 0 |
| La Libertad | 0,098 | 3 | -0,423 | 2 | 20,289 | 3 | 11,760 | 2 |

¹⁴ Con el objetivo de ahorrar espacio, los resultados completos no son mostrados. Sin embargo, ellos están disponibles por los autores.

| Test | ADF | k | ADF^{GLS} | k | P_T^{GLS} | k | MP_T^{GLS} | k |
|---------------|---------|---|-------------|---|-------------|---|--------------|---|
| Lambayeque | -1,382 | 1 | -1,407 | 1 | 5,549 | 1 | 5,816 | 1 |
| Lima | -2,217 | 3 | -1,448 | 3 | 12,166 | 3 | 9,778 | 3 |
| Loreto | -0,685 | 9 | -1,039 | 0 | 540,774 | 9 | 18,466 | 0 |
| Madre de Dios | -0,957 | 0 | -0,256 | 0 | 34,466 | 0 | 23,266 | 0 |
| Moquegua | -2,538 | 1 | -0,351 | 9 | 7,334 | 1 | 170,181 | 9 |
| Pasco | -1,450 | 0 | -1,063 | 0 | 18,241 | 0 | 13,901 | 0 |
| Piura | -2,384 | 3 | -0,633 | 3 | 38,393 | 3 | 21,036 | 3 |
| Puno | -0,494 | 4 | 0,009 | 4 | 40,478 | 4 | 29,956 | 4 |
| San Martín | -1,565 | 1 | -1,554 | 1 | 5,024 | 1 | 4,949 | 1 |
| Tacna | -0,621 | 8 | -0,404 | 0 | 1468,231 | 8 | 23,956 | 0 |
| Tumbes | -0,710 | 1 | -0,661 | 1 | 12,412 | 1 | 11,249 | 1 |
| stat – 10% | -3,6105 | | -2,6256 | | 3,9100 | | 4,4500 | |
| stat – 5% | -2,9390 | | -1,9496 | | 2,9700 | | 3,1700 | |
| stat – 1% | -2,6079 | | -1,6116 | | 1,8700 | | 1,7800 | |

Nota: a, b y c son niveles de significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. El rezago «k» ha sido elegido mediante el «criterio de Akaike modificado» (MAIC) sugerido por Ng y Perron (2001).

Tabla 3
Contraste de raíz unitaria con quiebre estructural de Zivot-Andrews
(1992)

| Test | t_{α} | k | \hat{T}_b | $\hat{\alpha}$ | Componentes determinísticos |
|---------------|---------------------|-----|-------------|----------------|--|
| Amazonas | -4,398 ^a | 0 | 1994 | 0,36 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Ancash | -6,522 ^a | 0 | 2001 | 0,19 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Apurímac | -5,867 ^a | 2 | 2001 | -0,0 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Arequipa | -5,968 ^a | 2 | 1977 | 0,29 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Ayacucho | -5,314 ^a | 3 | 1977 | 0,43 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Cajamarca | -2,797 ^c | 3 | 1982 | 0,58 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Cuzco | -3,896 ^a | 0 | 2001 | 0,56 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Huancavelica | -1,748 | 4 | 2002 | 0,75 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b)\}$ |
| Huánuco | -6,023 ^a | 2 | 2001 | -0,5 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Ica | -3,690 ^a | 0 | 1990 | 0,53 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Junín | -5,627 ^a | 0 | 1984 | 0,17 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| La Libertad | -6,014 ^a | 1 | 1977 | 0,44 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Lambayeque | -3,142 ^b | 2 | 1987 | 0,59 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Lima | -4,482 ^a | 1 | 1989 | 0,45 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Loreto | -11,01 ^a | 4 | 1978 | 0,23 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Madre de Dios | -4,556 ^a | 0 | 1977 | 0,46 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Moquegua | -8,070 ^a | 0 | 1977 | 0,14 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Pasco | -4,723 ^a | 0 | 2001 | 0,30 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Piura | -4,317 ^a | 0 | 1976 | 0,39 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Puno | -4,945 ^a | 0 | 1998 | 0,20 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| San Martín | -4,465 ^a | 4 | 1980 | 0,39 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Tacna | -7,972 ^a | 4 | 1977 | -0,2 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |
| Tumbes | -4,275 ^a | 0 | 1998 | 0,43 | $z_t = \{1, 1 (t \geq T_b), t, 1 (t \geq T_b) (t - T_b)\}$ |

Nota: a, b y c son niveles de significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

La tabla 4 presenta los estadísticos de Perron y Yabu (2009a)¹⁵. Se observa que los departamentos que presentan quiebre estructural significativo, por lo menos al 10%, son Ancash, Apurímac, Arequipa, Ayacucho, Cajamarca, Cuzco, Huánuco, Ica, Lambayeque, Loreto, Lima, Moquegua, Piura, Puno, San Martín y Tumbes. Para los departamentos de Loreto y Moquegua, el quiebre estructural se dio en 1983, el cual pudo ser consecuencia del fenómeno del niño que se dio en el país. Entre 1989 y 1990, los departamentos de Huánuco (1989), Lima (1989), Arequipa (1990), Ica (1990) y Puno (1990) tuvieron un quiebre estructural importante, consecuencia de la grave crisis económica del primer gobierno de Alan García y la crisis que llevó a cambios fuertes en las estructuras productivas de los departamentos. Entre 1994 y 1995, Ayacucho (1994), Lambayeque (1994) y Cajamarca (1995) tuvieron quiebres estructurales debido a las reformas estructurales importantes del gobierno de Alberto Fujimori. En 1998, Tumbes sufrió un cambio importante es su patrón de crecimiento económico afectado por el fenómeno del niño que en 1997 causó grandes desastres en el país y donde Tumbes fue seriamente afectado. Entre los años 2001 y 2002, Ancash (2001), Apurímac (2001), Piura (2001), San Martín (1991) y Cuzco (2002) sufrieron quiebres estructurales en sus sendas de crecimiento de largo plazo, consecuencia probable de los cambios en las formas productivas del proceso de liberalización comercial agresiva que llevaba el gobierno en dichas épocas.

¹⁵ Es importante mencionar que también se aplicó los estadísticos de Vogelsang (1998), tal como está realizado en Carlino y Mills (1993), Rodríguez (2006) y De Siano y D'Uva (2011), los cuales también son robustos a la presencia de errores $I(0)$ o $I(1)$. Por razones de espacio, dichos resultados están disponibles bajo solicitud a los autores o también pueden encontrarse en Delgado (2014). Cabe destacar que dichos estadísticos son menos potentes que el propuesto por Perron y Yabu (2009a), de ahí también su exclusión.

Tabla 4
Contraste de raíz unitaria con quiebre estructural de Perron y Yabu
(2009a)

| Departamento | W^{ROF} | T_b | Tasa de crecimiento | |
|-------------------------|--------------------|-------|---------------------|-------------|
| | | | Pre- T_b | Post- T_b |
| Amazonas | 2,104 | 1991 | 0,92 | 1,34 |
| Ancash | 33,32 ^a | 2001 | -0,57 | 1,39 |
| Apurímac | 4,133 ^b | 2001 | -0,20 | 1,71 |
| Arequipa | 2,688 ^c | 1990 | -0,03 | 1,51 |
| Ayacucho | 5,228 ^b | 1994 | -0,46 | 1,43 |
| Cajamarca | 3,133 ^b | 1995 | -0,12 | 1,29 |
| Cuzco | 4,133 ^b | 2002 | 0,32 | 3,64 |
| Huancavelica | 1,963 | 1989 | -0,05 | 0,15 |
| Huánuco | 6,011 ^a | 1989 | 0,87 | 0,46 |
| Ica | 5,622 ^b | 1990 | -0,64 | 1,62 |
| Junín | 1,999 | 1989 | -0,18 | 0,97 |
| La Libertad | 2,345 | 1990 | -0,20 | 1,53 |
| Lambayeque | 4,290 ^b | 1994 | -0,23 | 0,42 |
| Lima | 3,718 ^b | 1989 | -0,59 | 1,17 |
| Loreto | 5,692 ^a | 1983 | 4,96 | -0,48 |
| Madre de Dios | 1,813 | 1989 | -1,25 | 0,36 |
| Moquegua | 28,96 ^a | 1983 | 5,91 | 0,47 |
| Pasco | 2,146 | 1989 | 0,6 | 1,04 |
| Piura | 11,62 ^a | 2001 | -0,55 | 2,13 |
| Puno | 6,504 ^a | 1990 | 0,02 | 1,29 |
| San Martín | 5,439 ^a | 2001 | -0,14 | 2,33 |
| Tacna | 1,672 | 1990 | -1,28 | 0,51 |
| Tumbes | 3,571 ^b | 1998 | -0,26 | 0,95 |
| Valores críticos al 1% | 5,25 | | | |
| Valores críticos al 5% | 3,12 | | | |
| Valores críticos al 10% | 2,48 | | | |

Nota: a, b y c son niveles de significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

La tabla 4 también muestra información sobre el comportamiento de las tasas de crecimiento antes y después del punto de quiebre, observándose lo siguiente. En primer lugar, aquellos departamentos donde el estadístico W^{ROF} no rechaza la hipótesis nula, significa que no existe cambio estructural; es decir, no hubo un cambio estadísticamente significativo en el comportamiento de sus tasas de crecimiento o, en otras palabras, es posible afirmar que en estos casos las tasas de crecimiento antes y después del punto de quiebre son iguales. Estos departamentos son: Amazonas, Huancavelica, Junín, La Libertad, Madre de Dios, Pasco y Tacna.

En segundo lugar, en aquellos departamentos donde el estadístico W^{ROF} es estadísticamente significativo, se observa mayoritariamente que la tasa de crecimiento, después del punto de quiebre, es positiva y mayor a la tasa de crecimiento antes del punto de quiebre. Por ejemplo, en el caso de Ancash, el estadístico W^{ROF} es igual a 33,32; lo que es significativo al 1% e indica que este departamento ha pasado de una tasa de crecimiento de $-0,57\%$ a $1,39\%$, siendo el punto de quiebre el año 2001, con lo cual podríamos afirmar que Ancash ha entrado en un proceso de crecimiento desde ese año. Similares son los casos de: Apurímac, Ayacucho, Cajamarca, Ica, Lambayeque, Lima, Puno y Tumbes. En los casos del Cuzco, Piura y San Martín, el incremento en la tasa de crecimiento antes y después del punto de quiebre ha sido el más elevado.

En tercer lugar y a diferencia de los casos anteriores, existen pocos casos en los cuales W^{ROF} es estadísticamente significativo, pero las tasas de crecimiento de estos departamentos ha sido opuesta; este es el caso de Huánuco, pero sobre todo de Loreto y Moquegua, donde ha habido una desaceleración en el crecimiento (Huánuco) o una disminución bastante fuerte de la tasa de crecimiento (Loreto y Moquegua). En especial, llama la atención el comportamiento de Moquegua, ya que pasa de una tasa de crecimiento de $5,91\%$ a $0,47\%$, siendo el punto de quiebre el año 1983.

Una de las conclusiones de los resultados encontrados es que hay un número importante de departamentos que han entrado en etapas de crecimiento consistentes con el crecimiento de la economía agregada;

sin embargo, existen otros departamentos que no han mostrado mejoras significativas y otros que inclusive han revertido su crecimiento.

Es cierto que en un análisis regional como el presente puede decirse que existe homogeneidad entre las unidades de análisis. Sin embargo, la diversidad geográfica y la heterogeneidad de diversos tipos entre los departamentos peruanos es la que explica la existencia de convergencia hacia distintos estados estacionarios. Al mismo tiempo, esto hace pensar en la posibilidad de formación de grupos o los denominados «clubes de convergencia». Dichos clubes estarían conformados por departamentos con ciertas características comunes. Si bien nuestra metodología no está basada en los determinantes de la convergencia entre departamentos, es posible la búsqueda de clubes de convergencia. Para esto, nos basamos en la metodología ya descrita de Phillips y Sul (2009).

La tabla 5 muestra las estimaciones *log-t* para examinar la existencia de clubes de convergencia del PBI per cápita real de los departamentos de Perú en el periodo 1970-2010. La parte superior de la tabla 5 muestra los resultados de contrastar las hipótesis de convergencia absoluta y clubes de convergencia para el PBI per cápita departamental. Como se observa, la hipótesis nula de convergencia absoluta es rechazada al 1% de significancia, mostrando un altamente negativo t-estadístico de $-83,994$, menor que el valor crítico al 1% de $-2,345$. Este resultado permite rechazar fuertemente la existencia de convergencia absoluta (presencia de un solo estado estacionario), tal como ya ha sido verificado en las estimaciones explicadas anteriormente. De esta manera, se procede al contraste de hallar posibles clubes de convergencia en PBI per cápita utilizando el algoritmo planteado por Phillips y Sul (2007). Para mejorar la robustez del contraste, se realizó cinco estimaciones para obtener los clubes de convergencia bajo distintos ordenamientos de la base de datos, según la propuesta de los autores. El primer contraste se realizó con una base de datos sin ordenamiento alguno. El segundo contraste se realizó con la base ordenada de mayor a menor PBI per cápita según el promedio de todo el periodo temporal; es decir, de 1970 hasta 2010. El tercer contraste se

realizó bajo el ordenamiento de mayor a menor PBI per cápita según el promedio desde 1994 hasta 2010. El cuarto contraste se realizó bajo el ordenamiento decreciente del PBI per cápita del periodo 2001-2010. Finalmente, el quinto contraste se realizó bajo el ordenamiento decreciente del PBI per cápita del periodo 2006-2010.

Tabla 5
Clubes de convergencia del PBI per cápita¹⁶

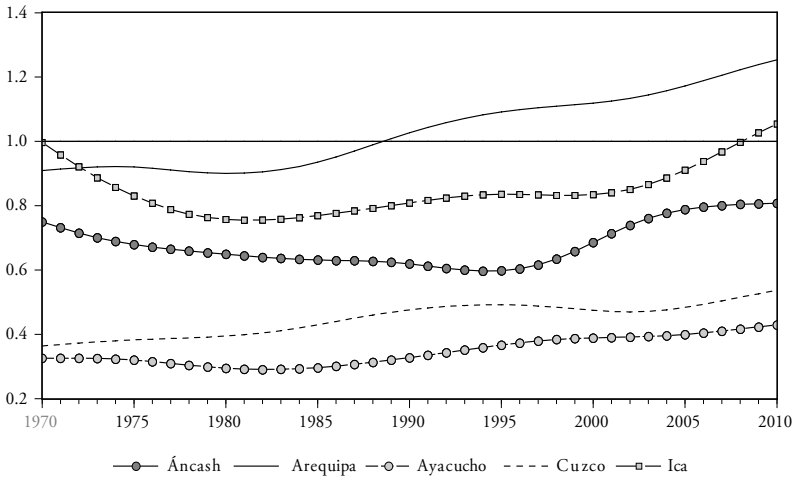
| Tipos de convergencia | log-t | t-estadístico |
|---|--------|---------------|
| Test de convergencia total | -0,538 | -53,857 |
| Test de convergencia de clubes al 1% | | |
| Primer club de convergencia | -0,033 | -1,125 |
| Ancash, Arequipa, Ayacucho, Cuzco, Ica, La Libertad, Lima, Madre de Dios, Moquegua, Pasco y Tacna | | |
| Segundo club de convergencia | 0,680 | 7,211 |
| Amazonas, Cajamarca, Junín, Lambayeque y Piura | | |
| Tercer club de convergencia | 1,440 | 36,03 |
| Huancavelica, Loreto, Puno, San Martín y Tumbes | | |
| Cuarto club de convergencia | -0,230 | -3,684 |
| Apurímac y Huánuco | | |

El test de clubes de convergencia muestra la existencia de tres clubes bajo los cinco ordenamientos y los departamentos integrantes son los mismos bajo los cinco ordenamientos, corroborando la robustez de los resultados. El primer club de convergencia está constituido por: Ancash, Arequipa,

¹⁶ Los ordenamientos utilizados son: (i) sin ordenamiento alguno, (ii) promedio de todo el periodo 1970-2010, (iii) promedio desde 1994 hasta 2010, (iv) promedio de del periodo 2001-2010, y (v) promedio del periodo 2006-2010.

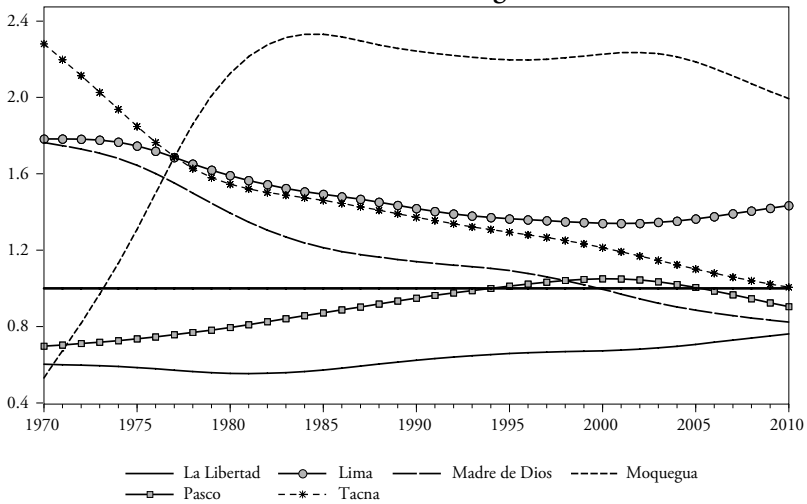
Ayacucho, Cuzco, Ica, La Libertad, Lima, Madre de Dios, Moquegua, Pasco y Tacna. Además, se observa, según los gráficos 4a y 4b, que los departamentos que conforman el club de convergencia van acortando sus distancias y acercándose a un único estado estacionario dentro del club. El caso más evidente de convergencia es el de Moquegua que hasta el año 1983 presenta tasas de crecimiento altas, lo que en un primer momento parece llevar al departamento a una desconexión con el resto; sin embargo, luego de 1983, la tendencia se revierte y el departamento comienza un proceso de convergencia al estado estacionario, aunque lento.

Gráfico 4a
Primer club de convergencia



Fuente: Inei. Elaboración propia.

Gráfico 4b
Primer club de convergencia



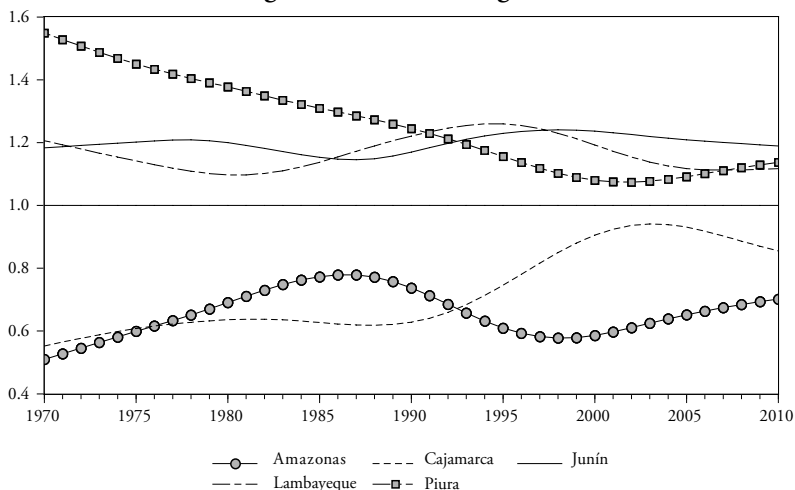
Fuente: Inei. Elaboración propia.

El segundo club lo conforman: Amazonas, Cajamarca, Junín, Lambayeque y Piura. El gráfico 5 muestra que los departamentos que conforman el club convergen al estado estacionario único. El caso más evidente de convergencia es el de Piura que inicia con un PBI per cápita relativo por encima del club y comienza a acercarse al estado estacionario a tasas dinámicas.

El tercer club de convergencia está conformada por: Huancavelica, Loreto, Puno, San Martín y Tumbes. El gráfico 6 muestra el proceso y la dinámica de convergencia de los departamentos que conforman el tercer club de convergencia. En el gráfico se muestra el caso de Loreto que, hasta fines de los setenta, posee una dinámica de convergencia que, a inicios de los ochenta, comienza un proceso de transición, para luego obtener una dinámica de convergencia hacia el estado estacionario del club de convergencia.

Finalmente, quedan los departamentos de Apurímac y Huánuco, los cuales no conforman un club de convergencia entre ambos, por lo que se concluye que la evolución de su PBI per cápita en el tiempo es divergente hacia sus propios niveles de estados estacionarios (convergencia relativa o condicionada)¹⁷.

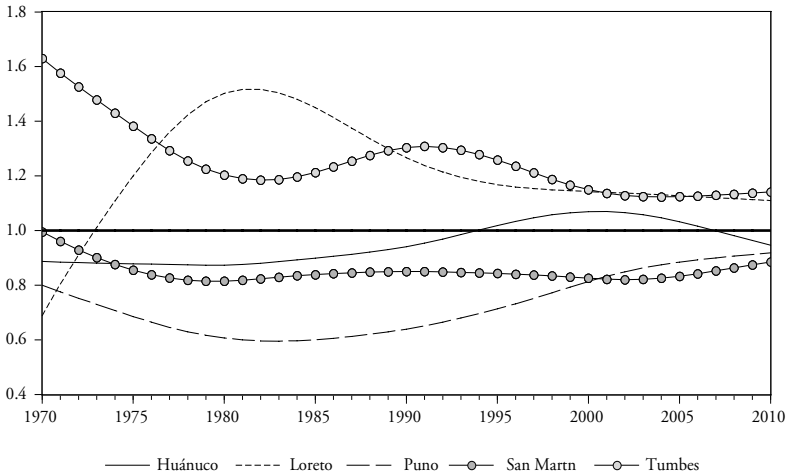
Gráfico 5
Segundo club de convergencia



Fuente: Inei. Elaboración propia.

¹⁷ También se realizó la identificación de los clubes de convergencia bajo la metodología antes detallada, pero usando como insumos las regiones propuestas por los autores Gonzales de Olarte y Trelles (2004) obteniéndose la misma conformación de clubes de la tabla 5.

Gráfico 6
Tercer club de convergencia



Fuente: Inei. Elaboración propia.

6. CONCLUSIONES

Este documento analiza la existencia de convergencia absoluta, determinística, así como la identificación de clubes de convergencia utilizando información del PBI per cápita de los departamentos del Perú. Para esto, se utiliza diferentes herramientas econométricas de series de tiempo, desde estadísticos de raíz unitaria con y sin quiebre estructural, estadísticos robustos al grado de persistencia de los errores para identificar quiebres en la tasa de crecimiento de los departamentos y regresiones para identificar la formación de clubes de convergencia entre los departamentos del país. Este análisis nos permite observar cuáles son los departamentos que han sido beneficiados con el crecimiento nacional, así como aquellos departamentos que se encuentran estancados en términos de crecimiento o que se encuentran desvinculados del proceso de crecimiento nacional.

Los resultados de la aplicación de los test de raíz unitaria sin quiebre estructural indican la inexistencia de convergencia estocástica. Sin embargo, al incorporar la presencia de quiebres endógenos, el resultado se revierte para todos los departamentos. Esto implica convergencia o reversión de cada PBI per cápita a su respectivo estado estacionario. La aplicación de un estadístico robusto a la presencia de errores $I(0)$ e $I(1)$ permite estimar las tasas de crecimiento departamentales antes y después del quiebre. Los resultados sugieren que mayoritariamente los departamentos han acelerados sus tasas de crecimiento después del punto de quiebre. Algunos departamentos muestran inexistencia de cambio estructural y unos pocos casos muestran una desaceleración de sus tasas de crecimiento. Por otro lado, se ha encontrado evidencia de la formación de clubes de convergencia robustos a diferentes ordenamientos propuestos por la metodología utilizada. Según esta metodología, los departamentos de Apurímac y Huancavelica no forman parte de ningún club de convergencia, lo que equivale a decir que están desconectados del resto del país.

En efecto, utilizando como referencia los trabajos de Phillips y Sul (2007, 2009), se abandona el supuesto de homogeneidad en la difusión de la tecnología y se permite incorporar particularidades en esta; es decir, heterogeneidad en la adopción de tecnología entre los distintos departamentos del Perú. Además, se permite realizar el análisis de posibles clubes de convergencia. De esta manera, en una primera aproximación, se rechaza la hipótesis nula de convergencia absoluta, en concordancia con los análisis previos de series de tiempo. En un segundo momento, se hallan la existencia de tres clubes de convergencia. El primer club de convergencia (Club 1), conformado por once departamentos, muestra una dinámica de crecimiento estable y con niveles iniciales de PBI per cápita superiores al resto de clubes (ver tabla 5). El segundo club de convergencia (Club 2), conformado por cinco departamentos, muestra una dinámica media en las tasas de crecimiento de los PBI per cápita, así como ingresos o niveles iniciales medios (ver tabla 5). Finalmente, el Club 3 de convergencia está formado por cinco departamentos con niveles iniciales de PBI per cápita

bajos con tasas de crecimiento poco dinámicas (ver tabla 5). Finalmente, se muestra que Huánuco y Apurímac son departamentos que no se acoplan a ningún club y poseen dinámicas distintas al resto de clubes y economías departamentales, formando ellos, en sí mismos, clubes que convergen a sus propios niveles de estados estacionarios.

Estos hallazgos fueron robustos a los distintos ordenamientos planteados por la metodología de Phillips y Sul (2007). Se plantearon cinco ordenamientos distintos: ningún ordenamiento, ordenados por promedio de toda la muestra, por promedio desde 1994, por promedio del periodo 2001-2010 y finalmente el último concerniente a un ordenamiento bajo el promedio del periodo 2006-2010. En todos los casos, los resultados son los mismos y significativos al 1%.

En general, los resultados permiten responder a la pregunta que está en el título de esta investigación. Un número importante de departamentos, luego de ciertos puntos de quiebre asociados a algún evento nacional o propio de cada economía departamental, presentan tasas de crecimiento favorables mostrando un cierto grado de inclusión en el crecimiento global de la economía peruana. Sin embargo, aún existe un grupo de departamentos que experimentan crecimientos no significativos e inclusive negativos, mostrando su exclusión del proceso de crecimiento global. Algunos departamentos, como Huánuco y Apurímac, aparecen inclusive desconectados del resto de la economía peruana.

Por último, podemos decir que, dada la inexistencia de convergencia absoluta en favor de convergencia hacia distintos estados estacionarios con la inclusión de quiebres estructurales, así como la formación de clubes de convergencia, existe espacio para aplicar políticas económicas a nivel departamental con la finalidad de soportar la evidencia de crecimiento en los departamentos, así como la posibilidad de revertir las bajas o nulas tasas de crecimiento de algunos departamentos.

BIBLIOGRAFÍA

- Alcántara, Miguel Ángel (2001). Análisis de la convergencia de ingresos departamentales en el Perú en el período 1961-1995. *Anales científicos* 48, 20-32.
- Andrews, Donald (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica* 61(4), 821-856.
- Andrews, Donald & Werner Ploberger (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica* 62, 1383-1414.
- Barro, Robert (1991). Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics* 106(2), 407-443.
- Barro, Robert & Xavier Sala-i-Martin (1991). Convergence across states and regions. *Brookings Papers Economic Activity* 1, 107-182.
- Barro, Robert & Xavier Sala-i-Martin (1992). Convergence. *The Journal of Political Economy* 100(2), 223-251.
- Barro, Robert & Xavier Sala-i-Martin (2004). *Economic growth* (segunda edición). Massachusetts: MIT Press.
- Benhabib, Jess & Mark Spiegel (1994). The role of human capital in economic development: evidence from aggregate cross-country data. *Journal of Monetary Economics* 34(2), 143-163.
- Bernard, Andrew & Steven Durlauf (1995). Convergence in international output. *Journal of Applied Econometrics* 10(2), 97-108.
- Cabrera-Castellano, Luis (2002). Convergence and regional economic growth in Mexico: 1970-1995. *Anuario de la DCSEA 2001(2002)*, 106-134.
- Carlino, Gerald & Leonard Mills (1993). Are US regional incomes converging? *Journal of Monetary Economics* 32(2), 335-346.

- Chirinos, R. (2008). *¿Convergen las regiones en el Perú? Evidencia empírica para el período 1994-2007*. Lima: Departamento de Indicadores de la Actividad Económica. Gerencia Central de Estudios Económicos, BCRP.
- De la Fuente, Ángel (1997). The empirics of growth and convergence: A selective review. *Journal of Economic Dynamics and Control* 21, 23-73.
- De la Fuente, Ángel (2003). Convergence equations and income dynamics: The sources of OECD convergence, 1970-1995. *Economica* 70(280), 655-671.
- Delgado, Augusto (2014). Análisis de convergencia para los departamentos del Perú: 1970-2010. Tesis de Licenciatura en Economía. Facultad de Ciencias Sociales, PUCP.
- Delgado, Augusto & Juan Manuel del Pozo (2011). *Convergencia y ciclos económicos departamentales en el Perú: 1979-2008*. Lima: PUCP/ Consorcio de investigación económica y social (CIES).
- Delgado, Augusto & Gabriel Rodríguez (2013). *Growth of the Peruvian Economy and Convergence in the Regions of Peru: 1970-2010* (Working Paper 365). Lima: Departamento de Economía, PUCP.
- Del Pozo, Juan Manuel & Luis Miguel Espinoza (2011). Un análisis exploratorio de convergencia en el PIB per cápita entre departamentos en el Perú, 1979-2008. En Javier Iguíñiz & Janina León (eds.), *Desigualdad distributiva en el Perú: dimensiones* (pp. 167-196). Lima: PUCP.
- De Siano, Rita & Marcella D'Uva (2011). Time series approaches to italian regional convergence. *Applied Economics* 43(29), 4549-4559.
- Dickey, David & Wayne Fuller (1979). Distribution of the estimator for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.
- Duncan, Roberto & Rodrigo Fuentes (2005). *Convergencia regional en Chile: nuevos tests, viejos resultados* (Documentos de trabajo 313). Santiago de Chile: Banco Central de Chile.

- Eliás, Víctor (1995). Regional economic convergence: The case of Latin American economies. *Estudios de Economía* 22(2), 159-176.
- Elliott, Graham, Thomas Rothenberg & James Stock (1996). Efficient test for an autorregressive unit root. *Econometrica* 64(4), 813-836.
- Gonzáles de Olarte, Efraín (1982). *Economías regionales del Perú*. Lima: IEP.
- Gonzáles de Olarte, Efraín & Jorge Trelles (2004). *Divergencia y convergencia regional en el Perú: 1978-1992* (Documento de trabajo 231). Lima: Departamento de Economía, PUCP.
- Hamit-Hagggar, Mahamat (2013). A note on convergence across canadian provinces: New insights from the club clustering algorithm. *The Annals of Regional Science* 50(2), 591-601.
- Kuznets, Simon (1955). Economic growth and income and income inequality. *American Economic Review* 45, 1-28.
- Lichtenberg, Frank (1994). Testing the convergence hypothesis. *The Review of Economics and Statistics* 76(3), 576-579.
- Lowey, Michael & David Papell (1996). Are US regional income converging? Some further evidence. *Journal of Monetary Economics* 107, 407-37.
- Mankiw, Gregory, David Romer & David Weil (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics* 107, 407-437.
- Mitchener, Kris & Ian McLean (1999). US regional growth and convergence, 1880-1980. *The Journal of Economic History* 59(4), 1016-1042.
- Nagaraj, Rayaprolu, Aristomène Varoudakis & Marie-Ange Véganzonès, M. (1998). *Long-run growth trends and convergence across Indian States* (Technical Papers 131). OECD Development Center.
- Ng, Serena & Pierre Perron (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica* 69(6), 1519-1554.

- Odar, Juan Carlos (2002). Diferencias departamentales de crecimiento. Un análisis de convergencia para Perú: 1961-1996. *Revista Apuntes* 47, 5-57.
- Parente, Stephen & Edward Prescott (1993). Changes in the wealth of nations. *Quarterly Review (Federal Reserve Bank of Minnesota)* 17(2), 3-16.
- Perron, Pierre & Gabriel Rodríguez (2003). GLS detrending, efficient unit root tests and structural change. *Journal of Econometrics* 115, 1-27.
- Perron, Pierre & Serena Ng (1996). Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. *Review of Economics Studies* 63, 435-63.
- Perron, Pierre & Tomoyoshi Yabu (2009a). Testing for shifts in trend with an integrated or stationary noise component. *Journal of Business and Economic Statistics* 27, 369-396.
- Perron, Pierre & Tomoyoshi Yabu (2009b). Estimating deterministic trend with an integrated or stationary noise component. *Journal of Econometrics* 151, 56-69.
- Phillips, Peter & Donggyu Sul (2007). Transition modeling and econometric convergence tests. *Econometrica* 75(6), 1771-1855.
- Phillips, Peter & Donggyu Sul (2009). Economic transition and growth. *Journal of Applied Econometrics* 24, 1153-85.
- Quah, Danny (1997). Empirics for growth and distribution: Stratification, polarization, and convergence clubs. *Journal of Economic Growth* 2, 27-59.
- Roberts, Charles (1979). Interregional per capita income differentials and convergence 1880-1950. *The Journal of Economic History* 39(1), 101-112.
- Rodríguez, Gabriel (2006). The role of the interprovincial transfers in the β -convergence process: further empirical evidence of Canada. *Journal of Economic Studies* 33(1), 12-29.
- Romer, David (2006). *Advanced macroeconomics* (tercera edición). Boston: McGraw-Hill.

- Roy, Anindya & Wayne Fuller (2001). Estimation for autoregressive processes with a root near one. *Journal of Business and Economic Statistics* 19, 482-493.
- Said, Said & David Dickey (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika* 71, 599-608.
- Sala-i-Martin, Xavier (1996). The classical approach to convergence analysis. *The Economic Journal* 106, 1019-1036.
- Siriopoulos, Costas & Dimitrios Asterieu (1997). Testing the convergence hypothesis for Greece. *Managerial and Decision Economics* 18(5), 383-389.
- Tomljanovich, Marc & Timothy Vogelsang (2002). Are US regions converging? Using new econometric methods to examine old issues. *Empirical Economics* 27(1), 49-62.
- Vogelsang, Timothy (1998). Trend function hypothesis testing in the presence of serial correlation. *Econometrica* 66(1), 123-48.
- Zivot, Eric & Donald Andrews (1992). Further evidence on the great crash, the oil-prices shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 251-70.